

Progression de l'espérance de vie et différentiels de mortalité des retraités au Luxembourg

Une analyse démographique de la longévité des retraités entre 2000 et 2024

Louis Chauvel
Estelle Mennicken

Résumé¹

- Cette note analyse les **progrès de la longévité des retraités au Luxembourg** ainsi que les **différentiels de mortalité** observés entre 2000 et 2024 à partir de deux sources complémentaires : la *Human Mortality Database* (HMD), utilisée pour les comparaisons internationales, et la *Luxembourg Microdata Platform on Labour and Social Protection* (LMDP), fondée sur les données administratives individuelles anonymisées du pays.
- La comparaison internationale permet de confirmer les bonnes performances du **Luxembourg, marqué par une forte progression de l'espérance de vie à 60 ans depuis le début des années 2000**, plaçant désormais le pays parmi les plus avancés d'Europe. Cette progression s'inscrit dans une dynamique générale d'amélioration de la longévité des seniors qui constitue à la fois un progrès majeur et un défi lié au vieillissement de la population.
- L'analyse montre également qu'après 60 ans, le **risque de décès augmente de manière exponentielle avec l'âge et double tous les 6 ans**. Le **risque annuel de décès augmente d'environ 12 % par année d'âge**, ce qui permet de convertir les écarts de mortalité en différences équivalentes d'espérance de vie.
- Les modèles logistiques estimés sur les microdonnées de la LMDP mettent en évidence un **gradient social marqué**. Pour les retraités luxembourgeois et résidents y ayant validé une carrière étendue (la « population cœur » de cette étude), **l'écart d'espérance de vie à 60 ans entre les déciles du haut et du bas de la distribution des pensions est de l'ordre de 6 années**. Ce gradient est fortement significatif chez les hommes et stable sur l'ensemble de la période 2005-2024, témoignant de la persistance des inégalités sociales de longévité. Selon les modèles retenus et les populations étudiées, cet avantage est de l'ordre de

¹ Ce résumé, rédigé en français, est suivi de traductions en luxembourgeois et en allemand. Il constitue la version faisant foi.

5 à 8 années d'espérance de vie, ce qui confirme l'importance du gradient social de mortalité.

- Ces inégalités de longévité se traduisent directement en **inégalités de durée de retraite**. Chez les hommes de la population cœur, **les bénéficiaires des pensions les plus élevées** passent en moyenne **5 années supplémentaires à la retraite** par rapport à ceux du décile de pension le plus bas, résultat conjoint d'une espérance de vie plus longue et d'un départ à la retraite légèrement plus tardif.
- Chez les hommes de la population élargie (dont les anciens frontaliers, résidents étrangers, remigrants retournés au pays, carrières partielles au Luxembourg), le **gradient social** reste également important, avec un écart d'environ **4 à 5,6 ans** (selon le modèle) entre les déciles extrêmes du niveau de retraite.
- Chez les **femmes**, le **gradient associé au niveau de retraite** est nettement plus faible et **n'atteint pas le seuil de significativité statistique** dans ces modèles. En revanche, le **statut d'ouvrier est associé à une surmortalité significative**, se traduisant en un désavantage de l'ordre de **3 à 4 ans** d'espérance de vie pour les femmes.
- Les différences observées entre hommes et femmes sont interprétées à la lumière des **trajectoires de carrière** différentes. Chez les **femmes**

des générations étudiées, les **pensions individuelles** peuvent être plus fortement affectées par les interruptions de carrière, le temps partiel ou les droits dérivés, et **moins fidèlement refléter la position sociale** que chez les hommes.

- Toutes choses égales par ailleurs, les **Portugais** présentent une **sous-mortalité relative, soit 3 années supplémentaires d'espérance de vie pour les hommes et 7,6 pour les femmes**. Les pensionnés qui étaient **frontaliers** lors de leur dernier emploi bénéficient eux aussi d'un **avantage** significatif de l'ordre d'**un an et demi**. En revanche, toujours une fois tenu compte du revenu de pension, avoir été de statut **ouvrier** ou, paradoxalement, **fonctionnaire**, est lié à une **longévité réduite** de respectivement un an et demi et 2 ans. Ces résultats doivent être interprétés comme des **associations statistiques** observées toutes choses égales par ailleurs, et non comme des effets causaux.
- Enfin, un **départ plus tardif en retraite est associé à une mortalité réduite**, mais cette relation doit être interprétée avec une grande **prudence** en raison de possibles **effets de sélection** liés à la santé et aux trajectoires professionnelles antérieures. Les personnes qui prolongent leur carrière sont souvent celles qui bénéficient déjà d'un meilleur état de santé et de conditions de travail moins pénibles.

Zesummefaassung²

- Dës Note scientifique ënnersicht **d'Entwécklung vun der Laangliewegkeet vu Pensionnaren zu Lëtzebuerg an d'Disparitéite bei der Stierflechkeet**, wéi se tëscht 2000 an 2024 opgrond vun zwou verschiddene komplementäre Quellen observéiert goufen: der *Human Mortality Database* (HMD) fir den internationale Verglach an der *Luxembourg Microdata Platform on Labour and Social Protection* (LMDP) baséierend op anonymiséierten individuelle Verwaltungsdonnéeën vum Land.
- Duerch den internationale Verglach loosse sech déi positiv Bilanze vu **Lëtzebuerg** confirméieren, dat **säit dem Ufank vun den 2000er-Joren eng staark Erhéijung vun der Liewenserwaardung mat 60 Joer** opweist, wouduerch et antëscht zu engem vun de fortschrëttlechste Länner bannent Europa ginn ass. Dës Progressioun schreift sech an de Kontext vun enger allgemeng verbesserter Laangliewegkeet vu Senioren an, wat e grouss Fortschrëtt, mat der Bevëlkerung, déi méi al gëtt, gläichzäiteg awer och eng Erausfuerderung bedeit.
- D'Analys weist och, dass **de Stierfrisiko mat 60 Joer exponentiell an d'Luucht geet a sech all 6 Joer verduebelt**. De **järleche Stierfrisiko klëmmt mat all Liewensjoer ëm ongeféier 12 %**, wat et erméiglecht, d'Ecart bei der Stierflechkeet an eng equivalent Differenz bei der Liewenserwaardung ëmzerechnen.
- D'logistesche Modeller, deenen hir Schätzungen op de Mikrodonnéeën vun der LMDP berouen, sträichen en **ausgeprägten soziale Gradient** ervir. Bei de Lëtzebuerger Pensionnaren an den Awunner, déi e groussen Deel vun hirer berufflecher Karriär zu Lëtzebuerg ofgeschloss hunn (der „Kärpopulatioun“ vun dëser Note scientifique), läit den **Ecart bei der Liewenserwaardung mat 60 Joer tëscht den héijen an den niddregen Dezille vun der Pensiounsverdeelung bei ongeféier 6 Joer**. Dëse Gradient ass staark ausgeprägt bei de Männer a bleift wärend der ganzer Period zwëschen 2005 an 2024 konstant, wat d'Weiderbestoe vun de sozialen Ongläichheete bei der Laangliewegkeet beleet. Jee no Modell an ënnersichtem Bevëlkerungsdeel läit dës Virdeel bei ronn 5 bis 8 Joer u Liewenserwaardung, wat bestätegt, wéi bedeitend de soziale Gradient bei der Stierflechkeet ass.
- Dës Ongläichheete bei der Laangliewegkeet schloen sech direkt nidder op Ongläichheete bei der **Pensiounsdauer**. Bei de Männer vun der Kärpopulatioun profitéieren **d'Beneficiairë vun den héchste Pensiounen am Schnëtt 5 Joer méi laang vun der Pensioun** wéi déi vum ënneschten Dezill vun de Pensiounen, e Resultat, wat sech gäichzäiteg aus enger méi héijer Liewenserwaardung an engem liicht méi spéiden Antrëtt an d'Pensioun ergëtt.
- An enger méi breeder Bevëlkerungsgrupp betruecht (déi eeëmoleg Frontalieren, auslännesch Residenten, Remigranten, déi zeréck an hir Länner gaange sinn, an Deelzäitaarbechtskräften zu Lëtzebuerg mat aschléisst) bleift **de soziale Gradient** bei de Männer och grouss mat engem Ecart vun duerchschnëttlech 4 bis 5,6 Joer (jee no Modell) tëscht de Pole vun de Pensiounsdezillen.
- Bei de **Frae** fällt de **Gradient, dee mat der Héicht vun de Pensiounen zesammenhängt**, vill méi geréng aus an **erreecht** an dëse Modeller **net den Niveau vun enger statistescher Relevanz**. Op där anerer Säit steet de **Statut vum Aarbechter oder Handwierker** mat enger **signifikanter Iwwerstierflechkeet** a Verbindung, déi sech bei de Fraen an engem Desavantage vun **3 bis 4 Joer** u Liewenserwaardung ausdréckt.
- Déi observéiert Ënnerscheeder tëscht Männer a Frae gi virum Hannergrond vun ënnerschiddliche **Karriärsverleef** interpretéiert. Bei de Frae vun den ënnersichte Generatiounen kënnen déi **individuell Pensiounen** ënner Ëmstänn méi staark duerch Ënnerbriechunge vun der Karriär, Deelzäitaarbecht oder duerch ofgeleete Rechter beaflosst sinn an **domat manner zuverlässeg déi sozial Positioun erëmspigele** wéi bei de Männer.
- Ënner soss gläichen Ëmstänn besteet bei der **portugisescher Bevëlkerung eng relativ Ënnerstierflechkeet an der Héicht vun 3 zousätzleche Joren u Liewenserwaardung bei de Männer a vu 7,6 Jore bei de Fraen**. Och bei de Pensionnaren, déi bei hirer leschter Beschäftegung als **Frontalier** geschafft hunn, ass e signifikante Virdeel vu ronn **annerhallwem Joer**

² Dëst ass eng Iwwersetzung vun der franséischer Zesummefaassung vun dëser Note scientifique.

ze verzechnen. De fréiere Statut als Aarbechter oder Handwierker oder, paradoxerweis, als Fonctionnaire ass och ënner Berécksiichtegung vun der Héicht vun der Pensioun mat enger ëm annerhallef respektiv zwee Joer reduzéierter Liewenserwaardung liiert. Dës Resultater mussen als **statistesche Koinzidenz** betruecht ginn, déi ënner soss gläichen Ëmstänn observéiert kënne ginn, an net als kausal Effekter.

- Schlussendlech **fält e spéidere Pensiounsandrëtt mat enger reduzéierter Stierflechkeet zesummen**, mee dës Relatioun muss mat grousser **Vorsicht** interpretéiert gi wéinst méigleche **Selektiounseffekter** a Verbindung mat der Gesondheet a mat viregte Karriärsverleef. Persounen, déi hir beruflech Lafbunn verlängeren, hunn dacks scho virdrun eng besser Gesondheet gehat an ënner manner belaaschtenden Aarbechtsbedéngunge geschafft.

Zusammenfassung³

- Die vorliegende wissenschaftliche Abhandlung untersucht **die Entwicklung der Langlebigkeit von Ruheständlern in Luxemburg** sowie die **Abweichungen in der Sterblichkeit**, die zwischen 2000 und 2024 auf Basis zweier unterschiedlicher, einander ergänzender Quellen beobachtet wurden: der *Human Mortality Database* (HMD), die zum internationalen Vergleich herangezogen wurde, und der *Luxembourg Microdata Platform on Labour and Social Protection* (LMDP), die auf anonymisierten individuellen Verwaltungsdaten des Landes beruht.
- Der internationale Vergleich ermöglicht es, die positiven Bilanzen für **Luxemburg** zu bestätigen, die durch eine **hohe Steigerung der Lebenserwartung mit 60 Jahren seit Beginn der 2000er-Jahre** gekennzeichnet sind, wodurch es mittlerweile zu einem der fortschrittlichsten Länder innerhalb Europas geworden ist. Diese Entwicklung schreibt sich in die allgemeine Tendenz hin zu einer verbesserten Langlebigkeit von Senioren ein, was einen großen Fortschritt, zugleich aber auch eine Herausforderung im Zusammenhang mit der älter werdenden Bevölkerung darstellt.
- Die Analyse zeigt auch, dass **das Sterberisiko ab 60 Jahren mit dem weiteren Alter exponentiell ansteigt und sich alle 6 Jahre verdoppelt**. Das **jährliche Sterberisiko steigt mit jedem weiteren Lebensjahr um etwa 12 %**, ein Ergebnis, das es ermöglicht, die Unterschiede hinsichtlich der Sterblichkeit in entsprechende Abweichungen bei der Lebenserwartung umzurechnen.
- Die logistischen Modelle, deren Schätzungen auf den Mikrodaten der LMDP beruhen, heben einen **ausgeprägten sozialen Gradienten** hervor. Bei den luxemburgischen Ruheständlern und den Einwohnern, die eine längere berufliche Laufbahn in Luxemburg absolviert haben (der „Kernbevölkerung“ dieser Abhandlung), beträgt die Größenordnung der **Unterschiede in der Lebenserwartung mit 60 Jahren zwischen den hohen und niedrigen Dezilen der Rentenverteilung 6 Jahre**. Dieser Gradient ist hochsignifikant bei Männern und für die Gesamtheit der Periode zwischen 2005 und 2024 gleichbleibend, was vom Fortbestehen der sozialen Ungleichheiten bei der Langlebigkeit zeugt. Je nach Modell und untersuchter Bevölkerungsgruppe beträgt dieser Vorteil rund 5 bis 8 Jahre an Lebenserwartung, was die Bedeutung des sozialen Gradienten bei der Sterblichkeit bestätigt.
- Diese Ungleichheiten bei der Langlebigkeit stehen in direktem Zusammenhang mit den **Ungleichheiten in der Rentenbezugsdauer**. Bei den Männern der untersuchten Kernbevölkerung verbringen **diejenigen, die die höchsten Renten beziehen**, im Durchschnitt **5 Jahre mehr im Ruhestand** als jene des niedrigsten Rentendezils, ein Ergebnis, das gleichzeitig aus einer höheren Lebenserwartung und einem etwas verzögerten Eintritt in den Ruhestand resultiert.
- Bei den Männern innerhalb einer breiteren Bevölkerungsgruppe (die ehemalige Grenzgänger, ansässige Ausländer, Remigranten, die in ihre Ursprungsländer zurückgekehrt sind, sowie Teilzeitarbeitnehmer in Luxemburg mit einschließt) bleibt **der soziale Gradient** mit einer durchschnittlichen Disparität **von 4 bis 5,6 Jahren** (je nach Modell) zwischen den jeweiligen Extremen der Rentendezile ebenfalls hoch.
- Bei den **Frauen** fällt **der soziale Gradient, der mit der Höhe der Rentenbezüge in Verbindung steht**, erheblich geringer aus und erreicht in diesen Modellen **nicht das Niveau einer statistischen Relevanz**. Allerdings steht der **Arbeiter- und Handwerkerstatus im Zusammenhang mit einer signifikanten Übersterblichkeit**, die sich in einem Nachteil in Höhe von **3 bis 4 Jahren** an Lebenserwartung bei den Frauen äußert.
- Die beobachteten Unterschiede zwischen Männern und Frauen werden vor dem Hintergrund unterschiedlicher **Karriereverläufe** interpretiert. Bei den **Frauen** der untersuchten Generationen können die **individuellen Rentenbezüge** unter Umständen stärker durch Karriereunterbrechungen, Teilzeitarbeit oder durch abgeleitete Rechte beeinflusst sein und **damit die soziale Position weniger zuverlässig widerspiegeln** als bei den Männern.
- Bei der **portugiesischen Bevölkerung** besteht unter ansonsten gleichen Umständen eine **relative Untersterblichkeit, die bei den Männern 3 und bei den Frauen 7,6 zusätzlichen Jahren an Lebenserwartung entspricht**. Bei Ruheständlern, die bei ihrer letzten Anstellung als Grenzgänger gearbeitet haben, lässt sich ebenfalls einen

³ Es handelt sich hierbei um eine Übersetzung der französischen Zusammenfassung der vorliegenden wissenschaftlichen Untersuchung.

bedeutenden **Vorteil** von etwa **anderthalb Jahren** feststellen. Im Gegenzug geht der frühere Status als Arbeiter oder Handwerker oder, paradoxerweise, als Beamter auch unter Berücksichtigung der Rentenbezugshöhe mit einer **verringerten Lebenserwartung** von anderthalb bzw. zwei Jahren einher. Diese Ergebnisse müssen als rein **statistische Koinzidenzen** unter ansonsten gleichen Umständen und nicht als kausale Zusammenhänge interpretiert werden.

- Schließlich lässt sich ein **Zusammenfall eines späteren Eintritts in den Ruhestand mit einer niedrigeren Sterblichkeit** feststellen, aber dieses Verhältnis muss aufgrund möglicher **Selektions-effekte** in Verbindung mit der Gesundheit und vorherigen Karriereverläufen mit äußerster **Vorsicht** bewertet werden. Personen, die ihre berufliche Laufbahn verlängern, sind häufig jene, die schon davor einen besseren Gesundheitszustand aufgewiesen haben und weniger belastenden Arbeitsbedingungen ausgesetzt gewesen sind.

Les documents de recherche, établis par les membres de la Cellule scientifique de la Chambre des Députés ainsi que par des experts externes sollicités par la Chambre des Députés, relèvent de la seule responsabilité de la Chambre des Députés. Toutes les données à caractère personnel ou professionnel sont collectées et traitées conformément aux dispositions du Règlement n° 2016/679 du 27 avril 2016 (RGPD). Les informations contenues dans ces documents sont estimées exactes et ont été obtenues à partir de sources considérées fiables. Le caractère exhaustif des données et informations ne pourra être exigé. Les auteurs ont pu, le cas échéant, recourir à des outils d'intelligence artificielle afin d'améliorer la lisibilité de leur travail et de compléter leurs recherches de ressources et de références.

© 2026 par Chambre des Députés du Grand-Duché de Luxembourg

Cette œuvre est mise à disposition selon les termes de la licence [Creative Commons Attribution-Utilisation non commerciale 4.0 International](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

Pour citer le présent document : Louis Chauvel et Estelle Mennicken, « Progression de l'espérance de vie et différentiels de mortalité des retraités au Luxembourg », Luxembourg : Cellule scientifique de la Chambre des Députés, 31 juillet 2026.

Auteurs :

Prof. Louis Chauvel – Faculté des Sciences Humaines, des Sciences de l'Éducation et des Sciences Sociales (FHSE) de l'Université du Luxembourg

Dr Estelle Mennicken – Cellule scientifique de la Chambre des Députés du Luxembourg

Relecteur :

Dr Marc Schiltz – Cellule scientifique de la Chambre des Députés du Luxembourg

Éditrice :

Dr Estelle Mennicken – Cellule scientifique de la Chambre des Députés du Luxembourg

Requérant : Marc Baum, déi Lénk

ISSN : 3122-1300 pour la collection « Note de recherche scientifique »

Luxembourg, 31 juillet 2026.

Sommaire

1 – Introduction	11
1.1 – Contexte	11
1.2 – Objectifs et méthodologie	11
2 – Progression de l'espérance de vie depuis 2000	14
2.1 – Une progression continue de l'espérance de vie à 60 ans	14
2.2 – Confirmation de la forte dynamique du Luxembourg en comparaison internationale	15
2.3 – Évolution du risque de décès avec l'âge	16
2.4 – De la mortalité à 80 ans à l'espérance de vie à 60 ans	17
3 – Données et modélisation	19
3.1 – Structure des données	19
3.1.1 – Origine des données	19
3.1.2 – Variables et populations	19
3.2 – Modélisation de la mortalité et effets « toutes choses égales par ailleurs »	21
3.2.1 – Approche	21
3.2.2 – Premiers résultats	22
4 – Résultats : différentiations démographiques et sociales de l'espérance de vie	27
4.1 – Effet du gradient socio-économique	27
4.2 – Évolution des inégalités d'espérance de vie à 60 ans par déciles de pension (2005-2024)	30
4.3 – Effet des autres caractéristiques socio-économiques	30
4.4 – Effet de l'âge de départ à la retraite	31
4.4.1 – Introduction de l'âge de départ à la retraite au modèle	31
4.4.2 – Conséquences de l'introduction de l'âge de départ à la retraite	32
4.5 – Inégalités de durée de retraite	34
4.6 – Comparaison des modèles « toutes choses égales par ailleurs » aux coefficients logistiques bruts	35
5 – Conclusions	37
5.1 – Résultats	37
5.2 – Limites	37
5.3 – Perspectives	37
6 – Annexes	39
6.1 – Données descriptives	39
6.2 – Influence des caractéristiques socio-économiques sur l'espérance de vie	42
6.3 – Modèles de Cox et courbe de survie Kaplan-Meier	44
7 – Données	46
8 – Bibliographie	46

Liste des figures

Figure 1 : Espérance de vie à 60 ans pour les femmes et les hommes (Luxembourg), par an (lignes continues) et par moyennes de 5 ans (points) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD	15
Figure 2 : Progression de l'espérance de vie à 60 ans pour les femmes et les hommes de 2000-2004 à 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD	15
Figure 3 : Espérance de vie à 60 ans (moyenne femmes et hommes) et PIB par habitant 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD	16
Figure 4 : Risque de décès (échelle logarithmique) par âge, pour les femmes (à gauche) et les hommes (à droite), dans 24 pays avancés (en rouge, le Luxembourg) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD	17
Figure 5 : Espérance de vie à 60 ans et mortalité à 80 ans (logarithme) pour les femmes et les hommes dans 24 pays (en rouge, le Luxembourg) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD	17
Figure 6 : Évolution des effectifs des quatre populations de retraités (2002-2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	20
Figure 7 : Effet statistique des différents facteurs sur l'espérance de vie à 60 ans des quatre groupes de population © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	29
Figure 8 : Effet statistique des différents facteurs sur l'espérance de vie à 60 ans des quatre groupes de population, dans le modèle logit incluant l'âge de départ à la retraite © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	33
Figure 9 : Courbes de survie de Kaplan-Meier selon le quintile de pension © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	44

Liste des tableaux

Tableau 1 : Caractéristiques de la population (2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	21
Tableau 2 : Modèles logit de mortalité après 60 ans, période 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	24
Tableau 3 : Modèles logit de mortalité après 60 ans (2020-2024) incluant l'âge de départ à la retraite © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	25
Tableau 4 : Gradient social estimé d'espérance de vie à 60 ans selon le niveau de pension, 2005-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	30
Tableau 5 : Écarts descriptifs d'espérance de vie et de durée attendue de retraite entre les déciles extrêmes de pension, 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	35
Tableau 6 : Évolution des coefficients logistiques : modèle brut, modèle ajusté et modèle ajusté avec âge de départ à la retraite (hommes, population cœur) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP ...	36
Tableau 7 : Évolution des effectifs des quatre populations de retraités (2002-2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	39
Tableau 8 : Pension moyenne mensuelle en EUR (2024) selon le décile de pension © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	40
Tableau 9 : Proportion de fonctionnaires selon le décile de pension (population cœur, 2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	40
Tableau 10 : Proportion de femmes selon le décile de pension (2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP	41

Tableau 11 : Traduction des coefficients logistiques du Tableau 2 en années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans (IC95 %) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP42

Tableau 12 : Traduction des coefficients logistiques du Tableau 3 en années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans (IC95 %) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP43

Tableau 13 : Modèle de Cox des risques proportionnels de mortalité (cohorte des nouveaux pensionnés 2008-2010, hommes, population cœur) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP44

1 – Introduction

L'énoncé de la demande de recherche formulée par le député était le suivant :

La note de recherche serait une note statistique sur l'espérance de vie et le nombre moyen d'années de retraite au Luxembourg, avec une différenciation selon la catégorie socio-professionnelle et le genre auxquels on appartient, ainsi que selon le montant de pension.

Des données sur l'espérance de vie sont actuellement disponibles, mais rien de précis n'est connu du public sur, par exemple, la différence dans l'espérance de vie au Luxembourg entre un·e cadre et un ouvrier ou une ouvrière, ou bien sur la différence, s'agissant du nombre d'années passées en moyenne à la retraite, entre un·e indépendant·e et un·e fonctionnaire.

Le **gradient social de santé** est la correspondance entre les différences de santé observées et la position dans la hiérarchie sociale (selon des indicateurs comme le revenu, le niveau d'études, la profession, etc.). En d'autres termes, plus on est dans une situation socio-économique défavorable, moins on est en bonne santé (Marmot, 2004 ; Moquet et Potvin, 2011).

La littérature comparative européenne a ensuite consolidé ce constat en montrant que la quasi-totalité des pays européens connaît des **inégalités de mortalité selon le statut socio-économique**, mais avec des amplitudes variables (Mackenbach *et al.*, 2008, 2017, 2019). Les écarts sont en général plus importants dans les pays d'Europe de l'Est et les pays baltes, plus faibles dans certains pays d'Europe du Sud, et associés à des configurations nationales distinctes de comportements à risque, d'inégalités de revenu, de protection sociale et d'accès aux soins. Les recherches ont notamment décomposé le rôle du tabagisme, du revenu, de l'obésité, des habitudes et trajectoires de vie, des conditions de travail ou des conditions sociales d'origine (Chauvel et Leist, 2015 ; Feinglass *et al.*, 2007 ; Marmot *et al.*, 1991). Ces travaux ont démontré que les **inégalités de mortalité** ne sont ni inévitables ni figées, mais **sensibles aux contextes institutionnels et aux régimes de politique sociale**. Les recherches actuelles ne se limitent donc plus à l'espérance de vie moyenne : elles insistent sur la distribution de la mortalité dans la population, c'est-à-dire sur la façon dont les décès se répartissent différemment selon les groupes sociaux, les âges et les causes de décès (van Raalte *et al.*, 2014).

1.1 – Contexte

L'**espérance de vie** et, plus largement, la **distribution sociale de la mortalité**, constituent un champ central de la **démographie**, à l'intersection de la santé publique, de l'économie du vieillissement et de l'analyse des inégalités sociales.

Les premiers constats d'un **gradient social de santé** ont été popularisés dans le monde anglophone par la série d'études de Whitehall, débutées en 1967. Elles ont montré, parmi les fonctionnaires britanniques, une relation inverse marquée entre la position hiérarchique au travail et le taux de mortalité, sans que cet écart puisse être réduit à un unique clivage binaire entre pauvres et non-pauvres (Marmot *et al.*, 1991). Ces travaux ont contribué à élargir le champ de recherche depuis la seule privation matérielle vers la notion plus large de gradient social de santé, prenant en considération le travail ainsi que les facteurs sociaux et les comportements de santé comme **déterminants sociaux de la santé**.

1.2 – Objectifs et méthodologie

Cette étude s'intéresse à la **mesure des progrès de la longévité**, en particulier chez les **seniors**. Elle vise aussi à décrire les disparités et les inégalités de mortalité selon le sexe, entre catégories statutaires ou selon les niveaux de pension.

L'objectif central de ce rapport est de proposer un état des lieux succinct de la réalité de l'espérance de vie des seniors au Luxembourg sur les vingt dernières années jusqu'en 2024. Cet objectif est avant tout **des-**

criptif : l'analyse causale des déterminants de la hausse de l'espérance de vie des seniors et des variations des disparités de mortalité exigerait l'usage de méthodes complexes et souvent controversées. Les **différentiels de mortalité** entre hommes et femmes, riches et pauvres, ou encore entre les personnes qui décident d'anticiper ou non leur départ à la retraite, seront donc mesurés, d'un côté de façon brute et de l'autre « toutes choses égales par ailleurs » (cf. sous-section 3.2). À ce stade exploratoire, **nous ne chercherons pas à identifier les liens causaux entre les différents facteurs** existants (réduction des risques sanitaires, meilleure prévention dans différents domaines, dépistages, réduction au long terme du stress social, etc.). Chaque constat d'une variation significative de mortalité par une variable explicative, quelle qu'elle soit, doit être **interprété avec prudence**, en tenant compte de l'extrême complexité des contextes sous-jacents (effets de sélection, composition des populations, santé préalable, spécificités institutionnelles, etc.). Dans un système social multidimensionnel, il n'est possible de parler de causalité que dans de rares cas où une séquence « cause puis conséquence » peut être clairement démontrée. Ce rapport se limite donc à documenter des associations et des ordres de grandeur, sans prétendre identifier ni quantifier les chaînes de causalité qui échappent le plus souvent aux tentatives d'identification.

Concrètement, il s'agit ici d'étudier le **niveau de la mortalité de la population des seniors** de 60 ans et plus, **retraités** au titre d'une carrière au Luxembourg d'au moins 15 années, et les **différentiels de mortalité entre catégories sociales**.

L'analyse portera sur les variations des **risques de décès** annuels entre l'âge de 60 et de 99 ans, qui seront retranscrits, au travers d'une modélisation appropriée, en termes de **gains d'espérance de vie à 60 ans**. Les comparaisons d'espérance de vie porteront sur les caractéristiques individuelles que sont : le sexe, la citoyenneté et un ensemble de caractéristiques socio-économiques pertinentes (statut d'actif, âge de départ à la retraite, niveau de pension).

Le choix des variables d'intérêt répond à un double enjeu. D'un côté, il s'inscrit dans un contexte de réflexion politique sur les **réformes budgétaires des retraites**. De l'autre, il répond à un besoin académique, car, si de nombreuses études internationales ont déjà démontré l'existence de liens forts entre facteurs sociaux et mortalité dans d'autres pays, aucune analyse empirique comparable n'a encore été menée

sur les données luxembourgeoises. Le Luxembourg présente en effet des caractéristiques propres par sa population ainsi que par son contexte institutionnel (Durand *et al.*, 2019 ; Helfer *et al.*, 2021). Ce dernier rend les catégories de pension, de profession ou de retraite anticipée non directement comparables d'un pays à l'autre, car elles dépendent de leurs régimes juridiques, leurs marchés du travail et leurs modes de collecte statistique. Ainsi, les résultats étrangers sont surtout utiles pour formuler des hypothèses et des ordres de grandeur, mais non directement transposables à la situation du Luxembourg.

Le **statut socio-économique** renvoie à un ensemble multidimensionnel de critères, souvent approximé par l'éducation, le revenu, la profession, le patrimoine ou encore les montants de pension. Ceux-ci ne peuvent être considérés comme substituts équivalents d'un unique niveau socio-économique (Torssander et Eriksson, 2010). De plus, aucun de ces indicateurs ne suffit isolément à expliquer l'apparition des inégalités de mortalité : l'éducation agit en amont sur les choix et les trajectoires de vie, le revenu module les conditions matérielles, la profession reflète la pénibilité et le statut social, tandis que la pension prolonge ou amortit les inégalités accumulées à l'âge actif. Cette logique de parcours de vie, selon laquelle les désavantages socio-économiques s'accumulent et continuent d'affecter la mortalité après la sortie d'emploi, justifie l'intérêt d'étudier conjointement le niveau de pension, la trajectoire professionnelle et l'âge de départ à la retraite (Fors *et al.*, 2012 ; Shkolnikov *et al.*, 2008).

L'analyse statistique reposera sur différentes méthodes, les unes purement descriptives (tables de mortalité) et les autres dites inférentielles (modélisations logit) destinées à faire la part entre les différentes variables entrant en jeu dans l'explication de ces variations.

Deux **bases de données** sont mobilisées. La première, la **Human Mortality Database** (ci-après, HMD), est une base de données agrégées permettant de suivre par classe d'âge et par année les **risques de mortalité**. C'est la référence historique comparative des démographes internationaux et la base de comparaison qui permet d'évaluer les performances du Luxembourg par rapport à celles des autres pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (ci-après, OCDE), notamment.

Dans ce travail, la seconde source de données, spécifique au Luxembourg, est la base de données indivi-

duelles anonymisées mise au point par l'**Inspection générale de la sécurité sociale** (ci-après, IGSS) : la **Luxembourg Microdata Platform on Labour and Social Protection**⁴ (ci-après, LMDP). Il s'agit d'un panel administratif de haute qualité, exhaustif de la population concernée par le système de la sécurité sociale luxembourgeois, présentant un niveau de protection des données avancé, compatible avec les exigences européennes du Règlement général sur la protection des données (ci-après, RGPD). Les individus anonymisés qui constituent l'unité de mesure sont agrégés statistiquement, et les probabilités annuelles de survenance d'un événement (le décès) peuvent être rapportées à l'ensemble des caractéristiques connues de la LMDP, notamment le statut d'activité, le lieu de résidence, la citoyenneté, *etc.*

Les principaux indicateurs analysés sont :

- les **taux de mortalité** annuelle par classe d'âge, c'est-à-dire le nombre de décès à un âge donné rapporté à la population de cet âge ;
- l'**espérance de vie à la naissance** : le nombre moyen d'années qu'un nouveau-né pourrait espérer vivre si, tout au long de sa vie, il était soumis aux conditions de mortalité observées durant l'année considérée ;
- l'**espérance de vie à 60 ans** : le nombre moyen d'années restant à vivre pour une personne ayant déjà atteint l'âge de 60 ans, si les conditions de mortalité observées durant l'année considérée demeuraient inchangées. Elle mesure donc la **longévité attendue des seniors** et n'est pas directement comparable à l'espérance de vie à la naissance, puisqu'elle exclut toute la mortalité survenue avant 60 ans.

L'espérance de vie est ainsi un indicateur synthétique calculé à partir des taux de mortalité observés à chaque âge pendant une année donnée, et ne fait donc pas d'hypothèse sur l'avenir de la démographie. Les données des décennies récentes de la HMD montrent qu'en moyenne, une cohorte qui atteint l'âge de 60 ans une année donnée bénéficiera d'une **espé-**

rance de vie réelle, dite « **de cohorte** », plus longue d'environ deux années que leur espérance de vie à 60 ans initialement estimée, en raison des progrès réalisés en moyenne pendant le vieillissement de cette cohorte. Pour autant, ce calcul d'espérance de vie de cohorte ne peut être mené qu'après plus de quarante ans, le temps que la cohorte disparaisse entièrement (Wilmoth, 2005).

La mortalité annuelle et par classe d'âge de la LMDP est modélisée à l'aide de régressions logistiques sur données individuelles. Les mortalités LMDP et HMD ont été comparées et concordent⁵.

⁴ Les résultats et avis formulés dans cette publication n'engagent que les auteurs et ne reflètent en aucun cas les opinions de l'IGSS.

⁵ Notons une troisième source de données potentielle sur la mortalité, qui avait été utilisée voilà 15 ans par Tchicaya et Lorentz (2011) dans leur travail pionnier sur la mortalité et les inégalités de santé au Luxembourg : celle des données hospitalières. Comme cette source ne couvre ni la totalité des décès qui nous intéressent, ni l'univers des bénéficiaires de pensions au Luxembourg, nous n'avons pas suivi cette voie. Les auteurs ont néanmoins pu mettre en évidence l'existence d'inégalités qualifiées de modérées selon le régime professionnel et la nationalité.

2 – Progression de l'espérance de vie depuis 2000

2.1 – Une progression continue de l'espérance de vie à 60 ans

L'**allongement de la vie** est une dimension centrale des progrès de long terme en matière de santé humaine. Si la base de données HMD⁶ met en évidence que certains pays, comme les États-Unis, font face à une stagnation de l'espérance de vie depuis plus de vingt ans, et font ainsi figure d'exception (Case et Deaton, 2020), le Luxembourg, lui, a confirmé sa progression au long des deux dernières décennies.

Le **Luxembourg** a bénéficié au long terme d'une **croissance soutenue de l'espérance de vie** de sa population, notamment chez les seniors. Ainsi, l'espérance de vie à 60 ans est passée de 20,7 ans à 26,5 ans pour les femmes entre 1981 et 2022, respectivement de 16,0 à 23,3 ans pour les hommes (Gomes et Peltier, 2026). Depuis 2000, cette croissance s'est confirmée (cf. Figure 1), malgré des épreuves passagères, comme l'épidémie de Covid-19, que le Luxembourg a mieux négociée que ne l'ont fait d'autres pays européens⁷. Plus visible encore est l'encoche de 2003, résultant de l'épisode de canicule, un phénomène clairement documenté⁸, qui a affecté en premier lieu la France, mais aussi, secondairement, le Grand-Duché.

L'Institut national de la statistique et des études économiques du Grand-Duché du Luxembourg (ci-après, STATEC) a estimé dans ses dernières projections démographiques que l'espérance de vie, à la naissance, des femmes au Luxembourg en 2070 pourrait atteindre 90,3 ans, contre 85,2 ans en 2025 (Gomes et Peltier, 2026). Pour les hommes, l'espérance de vie pourrait atteindre 86,7 ans en 2070 contre 81,1 ans en

2025. Le taux de mortalité, quant à lui, s'élevait à 6,4 ‰ en 2025, avec un âge moyen de 78,1 ans (81,1 ans pour les femmes, 75,1 ans pour les hommes).

En comparaison avec les autres pays de l'Union européenne⁹ (ci-après, UE), le Luxembourg se situe à la cinquième place avec une espérance de vie à la naissance moyenne en 2024 de 83,2 ans, après l'Espagne (84 ans), la Suède (83,8 ans), l'Italie (83,7 ans) et Chypre (83,5 ans), la moyenne de l'UE se situant à 81,5 ans (Eurostat, 2026). Son taux de mortalité toutes causes confondues est de 652 décès pour 100 000 habitants, contre 861 en moyenne dans les pays de l'OCDE. Ses taux de mortalité évitable par prévention¹⁰ (84/100 000) et par traitement (39/100 000) sont parmi les plus faibles de l'OCDE (OCDE, 2025).

Ces tendances d'étirement de la longévité s'expliquent par un ensemble multifactoriel d'éléments dont la plupart résultent du développement socio-économique systémique général depuis le 20^e siècle : « [P]rogrès des technologies médicales et nouveaux traitements, avancées de la recherche biomédicale, renforcement de la prévention, adoption d'une meilleure hygiène de vie par une part croissante de la population, alimentation plus saine¹¹. »

Ces **progrès de la longévité** sont une avancée tangible à l'échelon individuel et collectif et constituent aussi un **défi croissant pour le financement à long terme du système de la sécurité sociale** pour une

⁶ Les données de la (HMD) utilisées dans cette section se rapportent à la population résidente de chaque pays, y compris le Luxembourg. Il convient donc de souligner que cette définition de la population diffère de celle utilisée ultérieurement dans l'analyse de la mortalité basée sur les données de la LMDP, qui reposent sur un champ de population plus spécifique (les bénéficiaires de pensions du régime de sécurité sociale luxembourgeois, indépendamment de leur lieu de résidence).

⁷ En 2021 au Luxembourg, le taux de mortalité due à la Covid-19 était inférieur d'environ 17 % à la moyenne de l'UE (OCDE, 2021). Jusqu'en 2022, sa surmortalité était de 60 % inférieure à la moyenne des pays de l'OCDE (OCDE, 2022). Voir aussi Pauly et Penny (2024) pour une synthèse des impacts des mesures socio-politiques et sanitaires au Luxembourg.

⁸ Voir notamment : Robine et al. 2007.

⁹ Voir aussi Steel et al. (2025) pour une comparaison des évolutions d'espérance de vie à la naissance dans 20 pays européens entre 1990 et 2021.

¹⁰ D'après les définitions OCDE/Eurostat de 2022, la mortalité évitable par prévention est définie comme étant « les décès que des interventions de santé publique et de prévention primaire efficaces (c'est-à-dire avant l'apparition de la maladie/du traumatisme, pour en réduire l'incidence) permettraient d'éviter pour l'essentiel. Les causes de mortalité évitable par traitement correspondent aux « causes de décès qui peuvent être évitées grâce à des soins de santé efficaces et prodigués à temps, y compris les interventions de prévention secondaire et de traitement (après le déclenchement des maladies, pour réduire le taux de létalité) ». Ces deux facteurs font référence à une mortalité prématurée (c'est-à-dire à moins de 75 ans) (OCDE, 2025).

¹¹ Voir notamment : Gomes et Peltier (2026)

population vieillissante dont les besoins de santé seront grandissants.

La Figure 1 met aussi en évidence un point méthodologique important : comme pour tous les pays comptant moins d'un million de résidents, les fluctuations aléatoires de l'espérance de vie ou de la mortalité sont significatives et excèdent les progressions annuelles moyennes. Ainsi, chaque année, l'espérance de vie à 60 ans varie de plus ou moins trois mois autour de la tendance lissée, ce qui correspond aux aléas statistiques attendus sur une population de moins d'un million d'habitants. Il est donc prudent de confirmer la robustesse des tendances observées en regroupant les années et les classes d'âge par groupes de 5 ans.

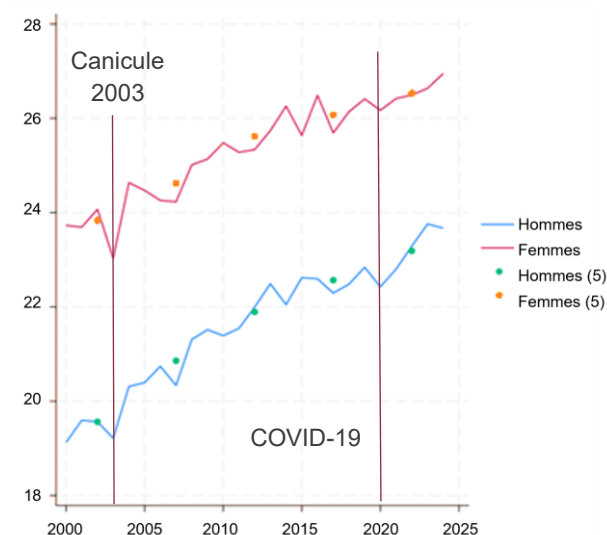


Figure 1 : Espérance de vie à 60 ans pour les femmes et les hommes (Luxembourg), par an (lignes continues) et par moyennes de 5 ans (points) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD

Sur la période 2020-2024, **l'espérance de vie à 60 ans s'approche de 25 ans en moyenne globale** (hommes et femmes confondus), ce qui signifie que la majorité des décès de seniors a lieu chez les octogénaires. Pour les femmes, il s'agit de 26,5 années, contre 23 ans pour les hommes. Cet écart semble se réduire avec un fléchissement relatif de la surmortalité masculine, explicable par le recul tendanciel du tabagisme et de l'alcoolisme, notamment, qui marquaient le mode de vie typique des hommes de la société industrielle du 20^e siècle dans les pays développés (Beltrán-Sánchez *et al.*, 2015).

Dans l'ensemble, la tendance actuelle est celle d'un gain d'un an tous les 10 ans de l'espérance de vie à 60 ans.

2.2 – Confirmation de la forte dynamique du Luxembourg en comparaison internationale

La Figure 2 permet de comparer la progression de l'espérance de vie à 60 ans des hommes et des femmes du Luxembourg avec ceux des pays voisins ou démographiquement proches : ici, l'Allemagne, la Belgique, la France, mais aussi l'Italie et le Portugal. Elle met en évidence, entre 2000-2004 et 2020-2024, la **rapide progression de l'espérance de vie au Luxembourg**, une des plus dynamiques au monde, après la Corée du Sud. Alors que le Luxembourg de l'année 2000 était encore en retrait de la tendance, le pays est maintenant en tête du classement des pays européens proches, particulièrement pour les hommes. Pour les femmes, le pays reste encore situé en deçà de la France, au même niveau que l'Italie ou le Portugal.

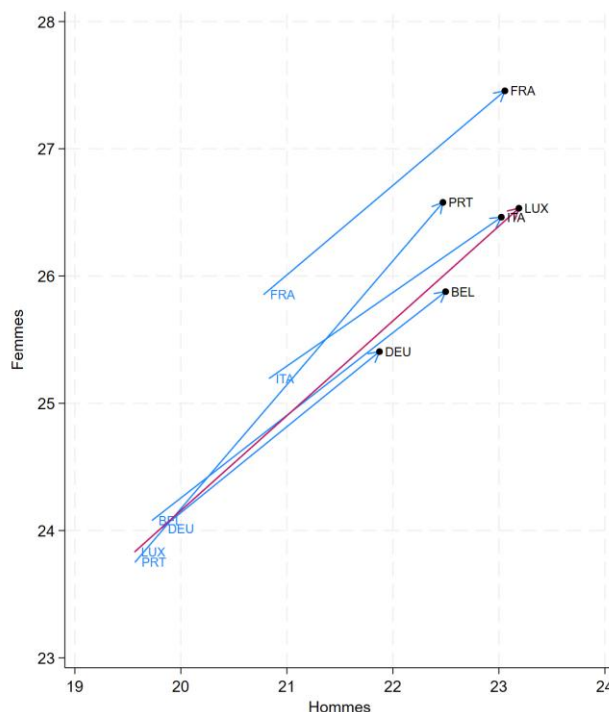


Figure 2 : Progression de l'espérance de vie à 60 ans pour les femmes et les hommes de 2000-2004 à 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD

D'une façon générale, les pays du sud de l'Europe, marqués par une alimentation plus équilibrée et par des liens familiaux solides et valorisés, ont d'excellentes performances en matière de longévité des femmes, en regard de leur niveau économique en particulier (Bonnet *et al.*, 2026), alors que le tabagisme des hommes de ces pays suscite un fort écart de mortalité entre hommes et femmes.

La Figure 3, qui présente le lien entre progrès socio-économique (en termes de produit intérieur brut [ci-après, PIB] par habitant) et espérance de vie après 60 ans en comparaison internationale, permet de **nuancer la relation entre croissance économique et longévité**. Si, pour chaque pays, la logique de progression est claire (*cf.* Figure 2), les positions relatives en termes de niveau économique et d'espérance de vie à 60 ans illustrent la complexité de ce lien : avec un niveau économique deux fois moindre, le Japon bénéficie de deux années supplémentaires d'espérance de vie par rapport au Luxembourg. Comparé aux États-Unis, le Luxembourg bénéficie d'une longévité supérieure de 2 années. Il s'agit même d'un écart de 3 à 4 années supplémentaires en comparaison de l'Europe centrale et orientale.



Figure 3 : Espérance de vie à 60 ans (moyenne femmes et hommes) et PIB par habitant 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD

Il convient toutefois de rappeler que, dans le cas du Luxembourg, le PIB par habitant est un indicateur biaisé du niveau de vie moyen des habitants, car il intègre la valeur ajoutée produite par une main-d'œuvre frontalière nombreuse sans que ces travailleurs soient comptés dans la population. Dans ce contexte, la Figure 3 sert surtout à situer les autres pays les uns par rapport aux autres, tandis que la position luxembourgeoise indique davantage l'ordre de grandeur de son développement économique que la richesse effectivement disponible par résident.

Cette absence de relation macroscopique (par pays) entre niveau économique et longévité confirme néanmoins l'importance de poursuivre un ensemble de politiques de prévention propices au développement de modes de vie sains (alimentation, activité physique), de réduction des risques et de dépistage¹².

2.3 – Évolution du risque de décès avec l'âge

Un autre enseignement apporté par la comparaison relève de la confirmation de la « loi de Gompertz ».

Après l'âge de 50 ans, la mortalité s'accroît avec l'âge d'une façon exponentielle. Pour les hommes, le risque de 1 % de décès dans les 12 mois est atteint autour de l'âge de 65 ans, et ce risque de décès double tous les 6 ans pour atteindre 5 % vers 80 ans et 20 % vers 93 ans. Pour les femmes, la courbe des risques débute plus bas, et présente une forme légèrement plus pentue, le risque de 1 % étant atteint un peu avant 70 ans. L'écart avec les hommes est plus faible par la suite.

La Figure 4 permet d'observer cette loi, qui montre aussi que les droites des hommes et des femmes se rejoignent vers l'âge de 100 ans, où la mortalité par sexe s'équilibre pour les survivants. Dans cette population, les hommes sont déjà quatre fois moins nombreux en raison de leur surmortalité aux âges plus jeunes.

¹² Voir notamment : Ducomble *et al.* (2026).

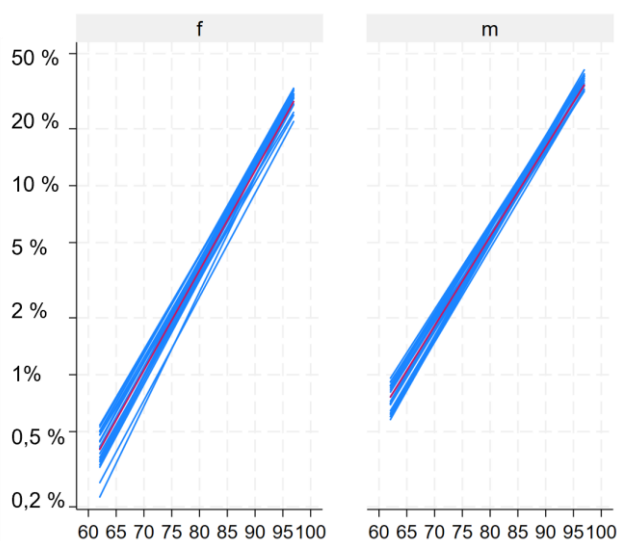


Figure 4 : Risque de décès (échelle logarithmique) par âge, pour les femmes (à gauche) et les hommes (à droite), dans 24 pays avancés (en rouge, le Luxembourg) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD

La loi de Gompertz décrit ainsi l'augmentation exponentielle du **risque de décès $\mu(x)$** dans les 12 mois selon l'**âge x** , à partir de 50 ans :

$$\mu(x) = \mu_0 \exp(\gamma x)$$

Sous sa forme logarithmique (erreurs-types entre parenthèses) :

$$\ln(\mu(\text{Âge})) = -2,969 + 0,1132 \cdot \text{Âge}$$

(0,001) (0,0001)

$$(R^2 = 0,95, N = 45\ 113)$$

Cette régression simple, sur les données de la LMDP (2024), du logarithme du taux de mortalité après 60 ans sur l'âge centré sur 80 ans¹³, confirme une structure de type Gompertz et présente une pente **$\gamma=0,1132$** . Autrement dit, **le risque de décès augmente en moyenne de 12 % chaque année**¹⁴. Cela signifie, en moyenne, un doublement tous les 6 ans d'âge, et un décuplement en 20 ans.

Les différences de vitesse d'augmentation de la mortalité (*pente* des droites de la loi de Gompertz) entre les hommes et les femmes sont

secondaires par rapport à l'élévation exponentielle de la mortalité avec l'âge.

2.4 – De la mortalité à 80 ans à l'espérance de vie à 60 ans

Afin de faciliter l'interprétation démographique des coefficients correspondant aux variations de la **probabilité de décès à 80 ans**, ceux-ci sont également **traduits en années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans**. Cette conversion repose sur la relation empirique observée dans les données entre la mortalité à 80 ans et l'espérance de vie à 60 ans (cf. Figure 5).

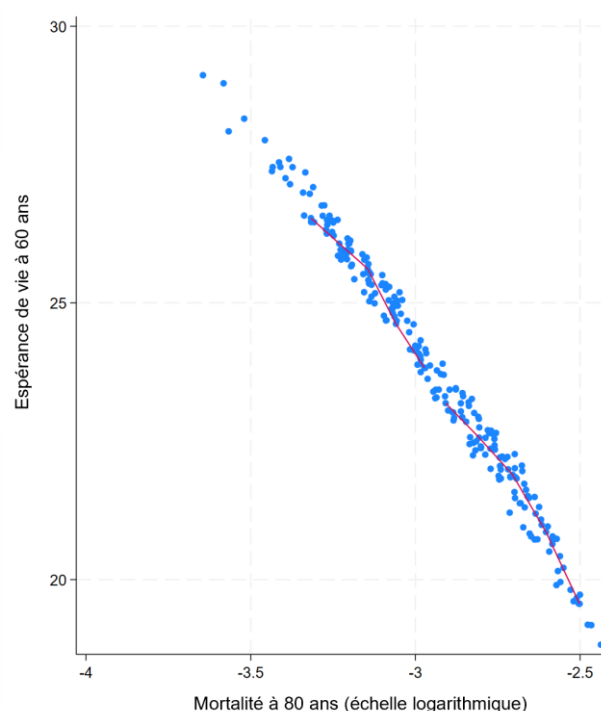


Figure 5 : Espérance de vie à 60 ans et mortalité à 80 ans (logarithme) pour les femmes et les hommes dans 24 pays (en rouge, le Luxembourg) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la HMD

¹³ Un « centrage sur 80 ans » signifie que l'âge utilisé dans l'équation est de « âge - 80 ans ».

¹⁴ $\mu(x+1) = \exp(0,1132 \cdot 1) \approx 1,1199$. Après 1 an, c'est-à-dire par exemple à 61 ans, le risque de décès est augmenté de $1,1199 - 1 = 0,1199$ soit $\approx 12\%$ d'augmentation par an. Après 6 ans, c'est-à-dire en comparant le risque de décès à 66 ans avec celui à 60 ans, $\frac{\mu(66)}{\mu(60)} = \exp(\gamma(66 - 60)) = \exp(0,1132 \cdot 6) \approx \exp(0,6792) \approx 1,97$, le risque de décès à 66 ans est donc d'environ deux fois (1,97 fois) le risque à 60 ans, soit un doublement en 6 ans. Après 20 ans, c'est-à-dire en comparant le risque à 80 ans avec celui à 60 ans, $\frac{\mu(80)}{\mu(60)} = \exp(\gamma(80 - 60)) = \exp(0,1131 \cdot 20) \approx \exp(2,262) \approx 9,60$, le risque de décès à 80 ans est donc d'environ 10 fois celui à 60 ans. La relation est valable quel que soit l'âge de référence considéré.

Les variations de la mortalité à 80 ans (m_{80}), telle qu'elle est approximée par la loi de Gompertz, gouvernent l'espérance de vie à 60 ans (e_{60}) selon une formule estimée sur 24 pays de la HMD sur une vingtaine d'années, soit 238 observations (les erreurs-types sont exprimées entre parenthèses) :

$$e_{60} = -1,085 - 8,427 \ln(m_{80})$$

$$(0,212) \quad (0,071)$$

$$R^2 = 0,983, N = 238$$

À titre d'exemple, une réduction uniforme de moitié de la mortalité à 80 ans des seniors est associée, selon cette relation empirique, à une augmentation d'environ 5,8 années de l'espérance de vie à 60 ans.

Cette équation peut donc servir de **clef de conversion** pour passer de la **mortalité des seniors** observée à toute date et pour toute caractéristique stable de la population, à la mortalité estimée à 80 ans, pour la convertir ensuite en termes de **gains ou de pertes d'espérance de vie à 60 ans**.

Les valeurs obtenues doivent être interprétées comme des équivalents d'espérance de vie permettant d'apprécier l'ordre de grandeur des écarts observés, et non comme des estimations directes issues de tables de mortalité complètes. De même, ces valeurs constituant des ordres de grandeur descriptifs ne doivent pas être interprétées comme des gains ou pertes causaux d'espérance de vie.

3 – Données et modélisation

3.1 – Structure des données

La modélisation proposée ici se fonde sur les micro-données anonymisées de la LMDP, dont la fenêtre d'observation s'étend de 2002 à 2024, pour des individus à partir de l'âge de 55 ans (de façon à tenir compte des retraites anticipées).

3.1.1 – Origine des données

La LMDP est un panel exhaustif des personnes affiliées au système luxembourgeois de sécurité sociale. La population observée dans la LMDP n'est pas strictement équivalente à la population résidente totale du Luxembourg. Certaines populations résidentes, notamment les fonctionnaires européens relevant de régimes spécifiques, peuvent être absentes ou seulement partiellement décrites dans les données. Inversement, la LMDP inclut une large population non résidente, en particulier les frontaliers actifs et les pensionnés précédemment frontaliers, tout comme les migrants anciennement résidents, mais retournés au pays d'origine, etc. Il existe donc de manière inhérente plusieurs décalages entre les données démographiques officielles fondées sur les résidents, comme le Recensement luxembourgeois ou la HMD, et les données de la LMDP.

Un numéro d'identité pseudonymisé par la LMDP, anonymisé donc du point de vue de la Cellule scientifique de la Chambre, permet de suivre la trajectoire de vie d'individus statistiques dont l'identité ne saurait être révélée. Au travers de la fenêtre d'observation, la **probabilité annuelle de décès est évaluée en relation avec les caractéristiques sociales** présentes (de l'année) ou passées (rétrospectivement connues au travers des informations des années antérieures).

3.1.2 – Variables et populations

L'extrait de la LMDP utilisé permet de **modéliser**, au sein des populations retraitées, **le risque de décès au cours d'une année par classe d'âge, ce qui permet d'estimer le risque de décès moyen autour de l'âge de 80 ans, et donc de calculer les gains et pertes d'espérance de vie**. Ce travail est réalisé sur différentes populations spécifiques, en contrastant certains **facteurs** (sexe, statut d'emploi passé, niveau socio-économique, etc.) soit séparément, soit en

semble, dans le but de saisir la **contribution de chacun d'eux au gradient de longévité**.

Il convient de contraster :

- la « **population cœur** » (**PC**) de la LMDP, à savoir les retraités qui remplissent les trois conditions cumulatives suivantes à 60 ans : être résident au Luxembourg, être de nationalité luxembourgeoise, et disposer d'une carrière majoritairement constituée au Luxembourg de 30 ans ou plus ;
- la « **population élargie** » (**PE**), à savoir les autres populations de retraités qui remplissent ces deux conditions cumulatives à 60 ans : être de nationalité étrangère et avoir cotisé au moins 15 ans au Luxembourg. Cette population peut être divisée en différents groupes de population spécifiques, comme les anciens frontaliers, les résidents étrangers, les remigrants retournés au pays, ou encore ceux ayant une carrière partielle.

La « population cœur » (PC) représente ainsi le bloc central des retraités du Luxembourg, et la « population élargie » (PE) l'ensemble des retraités de nationalité étrangère ayant un lien fort avec le système de sécurité sociale du pays. Ensemble, elles représentent environ 131 000 individus en 2024. L'évolution des effectifs des quatre populations de retraités sont présentés en Figure 6 et les valeurs numériques sont présentées dans le Tableau 7 en annexe. Les effectifs de retraités augmentent continûment entre 2002 et 2022, passant de **51 716** à **133 590** personnes, avant de se stabiliser légèrement en fin de période. Cette croissance est principalement portée par la population élargie, dont les effectifs masculins progressent de 14 398 à 44 651 individus, tandis que la population cœur atteint un plateau à partir de 2020. En 2024, les deux périmètres présentent désormais des effectifs très proches (65 207 retraités dans la population cœur contre 66 181 dans la population élargie), illustrant la transformation progressive de la structure des retraités au Luxembourg.

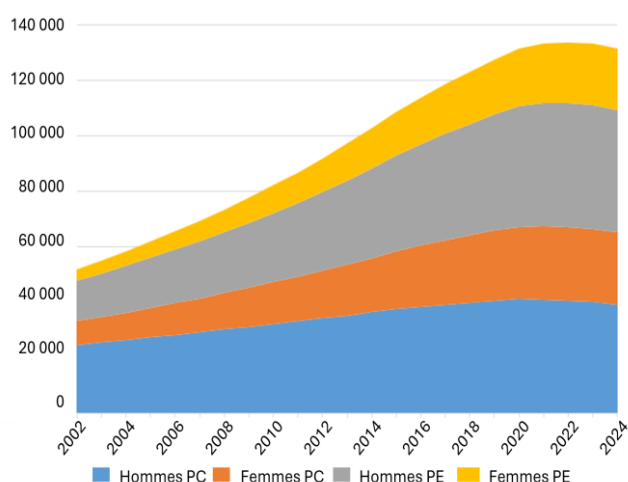


Figure 6 : Évolution des effectifs des quatre populations de retraités (2002-2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Une troisième population, résiduelle (PR), faite de personnes aux carrières courtes, n'est pas étudiée ici, car la forte hétérogénéité de leurs trajectoires introduirait une variabilité trop importante pour permettre d'identifier clairement la corrélation entre caractéristiques sociales et mortalité. La population totale regroupe ces trois catégories de population.

Ce travail de **modélisation** s'intéresse donc aux **risques de décès au cours de l'année selon un ensemble de variables explicatives** que sont :

- l'âge ainsi que l'âge de départ à la retraite ;
- la **citoyenneté à l'âge de 60 ans**¹⁵ (Luxembourg, Allemagne, Belgique, France, Portugal, autre nationalité de l'UE, autres nationalités) ;
- le **décile** (c'est-à-dire les 10 groupes de 10 % de la population, classés par revenu croissant) **du niveau de pension** au moment du départ à la retraite, normalisé par la durée de carrière. Trois variables ont été établies : les déciles parmi la population cœur, élargie et totale (PC, PE et PT). Les niveaux de pension moyens par décile et pour chacun des groupes de population sont décrits en annexe dans le Tableau 8 ;
- le statut d'emploi des retraités à la fin de leur carrière (entre l'âge de 55 ans et leur départ à la retraite) : fonctionnaire, indépendant, et, parmi les employés du secteur privé, le statut d'ouvrier (les cols bleus, par opposition aux cols blancs¹⁶). Il en est de même pour la situation de travailleur frontalier.

Les effectifs et les caractéristiques moyennes des différents groupes de population étudiés sont présentées ci-dessous (cf. Tableau 1). La population cœur est plus âgée et comprend une forte proportion d'anciens fonctionnaires, tandis que la population élargie est majoritairement issue du secteur privé.

¹⁵ Dans la LMDP, cette variable fait référence à la citoyenneté principale au cours de la période de référence. Elle peut varier d'une année à l'autre pour les personnes qui acquièrent une autre citoyenneté. En cas de double citoyenneté, la citoyenneté indiquée est celle considérée comme étant « la première/la principale » par l'administration. Pour les personnes qui acquièrent la citoyenneté luxembourgeoise, c'est celle-ci qui est indiquée. Dans les définitions des populations, nous retenons la citoyenneté à 60 ans.

¹⁶ Le terme « cols bleus » est utilisé dans les classifications statistiques pour désigner les travailleurs dont l'activité professionnelle est de nature principalement manuelle, indistinctement de leur niveau de qualification. Les cols bleus sont définis par la catégorie « ouvrier » dans la suite de ce rapport. Par opposition, les « cols blancs » sont les salariés dont l'activité professionnelle n'est pas de nature principalement manuelle (voir par exemple Ries et Mapengo (2013) ; Berger et Salagean (2025)).

Tableau 1 : Caractéristiques de la population (2024)
© Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Caractéristique	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE
Effectif	39 087	26 120	44 043	22 138
Âge moyen	69,4	68,5	67,4	67,1
Fonctionnaires (%)	28,3	22,3	0,4	1,2
Indépendants (%)	10,8	10,0	3,4	3,7
Ouvriers (%)	30,1	23,4	64,9	54,9
Ex-frontaliers (%)	1,1	0,9	55,1	42,1

3.2 – Modélisation de la mortalité et effets « toutes choses égales par ailleurs »

3.2.1 – Approche

La probabilité annuelle de décès est modélisée au moyen de régressions logistiques. La **variable dépendante (à expliquer)** représente le **risque de décès** au cours de l'année observée et est un indicateur binaire prenant la valeur 1 lorsqu'un individu décède et 0 sinon.

Les modèles logit sont sélectionnés sur la base de la demande de recherche initiale et des variables d'intérêt socio-économique. En fonction des groupes de population étudiés, deux spécifications de **variables indépendantes (explicatives)** sont utilisées : pour la population cœur, les variables sont l'**âge**, le **décile de revenu (niveau relatif de pension)**, le **statut de fonctionnaire**, d'**indépendant** ou d'**ouvrier**. Pour la population élargie, la **nationalité** à 60 ans et le statut

de **frontalier** s'ajoutent aux variables de la population cœur¹⁷.

Deux spécifications distinctes du modèle de mortalité ont été réalisées, afin d'évaluer la robustesse des résultats et d'isoler au mieux l'effet des facteurs étudiés. Dans une première approche, la régression logistique est conduite entre la mortalité et les caractéristiques socio-démographiques, indépendamment de l'âge de départ à la retraite. Dans une seconde approche, l'**âge de sortie du marché du travail** est introduit explicitement comme variable explicative supplémentaire, de manière à mesurer son association propre avec le risque de décès et à vérifier dans quelle mesure il modifie l'estimation des effets des autres facteurs. La comparaison de ces deux modélisations permet ainsi de distinguer les effets qui sont stables quel que soit le traitement de l'âge de retraite, de ceux qui apparaissent sensibles à la prise en compte de cette dimension.

¹⁷ La pertinence de ces modèles a été confirmée statistiquement en considérant le critère BIC (Bayesian Information Criterion). Ce critère permet de retenir un ensemble de variables explicatives offrant le meilleur compromis entre qualité de l'ajustement du modèle et parcimonie, le BIC pénalisant les modèles trop complexes, avec beaucoup de variables explicatives. Les modèles présentant les BICs les plus bas (à 4 unités près) sont retenus. De plus, il convient de souligner qu'aucun problème de colinéarité entre les variables explicatives retenues dans les modèles n'a été détecté lors de l'examen systématique des VIFs (Variance Inflation Factors). Par colinéarité, on entend le fait que deux ou plusieurs variables explicatives sont très fortement corrélées entre elles (c'est-à-dire qu'elles contiennent presque la même information et évoluent presque toujours ensemble ; si l'une prend une valeur élevée, l'autre également, et inversement), ce qui peut rendre impossible la distinction des effets propres de chaque variable sur le risque de décès. Or, dans notre cas, les VIFs calculés pour les quatre groupes de population sont tous inférieurs à 2, alors que, dans la littérature, des valeurs supérieures à 10 sont généralement considérées comme le signe d'une colinéarité problématique.

Dans un modèle de régression logistique (aussi appelé modèle logit), la probabilité annuelle de décès est exprimée comme fonction d'une combinaison linéaire de variables explicatives

$$\text{logit}(P\{\text{décès} = 1\}) = f(\text{âge, niveau de pension, citoyenneté, âge départ retraite, statut professionnel, frontalier})$$

Les coefficients obtenus à partir d'un modèle logit permettent de comprendre la relation entre les variables explicatives et le risque de décès. Un coefficient positif indique qu'à mesure que la variable explicative augmente, le risque de décès augmente également. À l'inverse, un coefficient négatif suggère qu'une augmentation de la variable explicative diminue le risque de décès. Selon la population choisie, seul un sous-ensemble des variables explicatives du modèle peut s'avérer comme statistiquement significatif.

La probabilité annuelle de décès demeurant relativement faible sur une grande partie des âges étudiés, les coefficients logistiques peuvent être interprétés comme des approximations du logarithme du risque annuel de décès. Dans ce contexte, les modèles logistiques et les modèles de Poisson conduisent à des résultats très proches. Des estimations réalisées selon ces deux approches produisent effectivement des résultats pratiquement identiques, ce qui confirme la robustesse des principaux constats présentés dans cette étude.

Ces modèles permettent de mesurer les **effets propres des différentes variables explicatives « toutes choses égales par ailleurs »**, autrement dit, chaque coefficient d'une variable mesure l'effet spécifique qu'elle exerce sur la mortalité, en supposant que toutes les autres variables restent inchangées. Par exemple, lorsque l'on estime l'effet du niveau de pension, le modèle isole cet effet pour une population hypothétique de retraités de même âge, ayant le même sexe, une citoyenneté comparable et, selon les modèles, le même âge de départ à la retraite ou le même statut professionnel. Les différences de mortalité attribuées au niveau de pension ne résultent donc pas de différences d'âge des titulaires de pensions confor-

tables ou non, mais de l'association statistique propre au niveau de pension, après prise en compte de ces autres facteurs.

Cette approche permet de mieux **isoler le rôle spécifique de chaque variable explicative**, sans pour autant démontrer à elle seule une relation de causalité.

Les coefficients estimés mesurent des associations statistiques entre ces caractéristiques et le risque annuel de décès. **Ils ne doivent pas être interprétés comme des effets causaux**. En particulier, et nous y reviendrons plus tard, les différences observées selon le niveau de pension ou l'âge de départ à la retraite peuvent refléter des déterminismes complexes de sélection liés à l'état de santé, aux trajectoires professionnelles ou à d'autres caractéristiques individuelles non observées.

Nous présentons ci-après les modèles d'analyse de mortalité sur la période d'observation 2020-2024, de façon à exploiter les données les plus récentes et les plus fiables et à travailler sur des contextes institutionnels et sanitaires relativement homogènes¹⁸.

3.2.2 – Premiers résultats

Le Tableau 2 présente les coefficients des modèles logit de mortalité après 60 ans. Premièrement, il montre que la mortalité après 60 ans présente une structure fortement gompertzienne caractérisée par un **quasi-doublement du risque de décès tous les 6 ans**.

Au-delà de cet **effet fondamental de l'âge**, les analyses mettent en évidence un **puissant gradient social de mortalité**, en particulier chez les hommes de la population cœur : les **retraités bénéficiant des pensions les plus élevées présentent des risques de décès sensiblement plus faibles que ceux appartenant aux déciles inférieurs de pension**. D'après le modèle logit, le coefficient du décile 10 vaut -0,926, ce qui correspond à une réduction d'environ 40 % du risque annuel de décès par rapport au premier décile¹⁹. Cet avantage persiste même après prise en compte de l'âge et des autres caractéristiques mesurées, comme en particulier la citoyenneté,

¹⁸ Sur l'ensemble de la période 2002-2024, plusieurs évolutions sont susceptibles d'affecter la comparabilité temporelle des résultats, parmi lesquelles la réforme introduite par la loi du 19 mai 2003 modifiant plusieurs dispositions relatives au statut et aux pensions des fonctionnaires, des épisodes de tension économique, ainsi que la pandémie de COVID-19.

¹⁹ $1 - \exp(-0,926) \approx 0,60$, soit une réduction de 40 %.

la résidence au Luxembourg ou non et le statut d'emploi.

Toujours chez les hommes de la population cœur, le statut d'emploi influence également la mortalité. Avoir été ouvrier ou, paradoxalement, fonctionnaire avant le départ à la retraite augmente les risques de décès. À l'inverse, avoir été indépendant diminue ce risque, même si le coefficient est un peu moins significatif que pour les autres statuts d'emploi.

Chez les femmes, le gradient social n'a pas d'influence significative sur la mortalité. Seuls l'âge ainsi que le statut d'ouvrier sont fortement associés à une mortalité plus importante.

Par ailleurs, dans la population élargie, **les retraités d'origine portugaise (en particulier les femmes) présentent une sous-mortalité significative par rapport aux autres groupes de nationalité**. Les anciens travailleurs frontaliers masculins bénéficient également d'un avantage de survie.

Ensuite, nous avons ajouté l'âge de départ à la retraite au modèle (cf. Tableau 3). Cette variable apparaît comme un **prédicteur important de la mortalité après 60 ans**. Les modèles estimés suggèrent qu'un départ à la retraite plus tardif diminuerait le risque de mortalité.

Néanmoins, l'introduction de l'âge de départ à la retraite modifie relativement peu les principaux résultats

observés précédemment. Le gradient de mortalité selon le niveau de pension demeure fortement marqué chez les hommes, tant dans la population cœur que dans la population élargie. Ce résultat suggère que les inégalités de mortalité associées au niveau de pension ne se réduisent pas à des différences d'âge de départ à la retraite.

Concernant les variables professionnelles, le statut d'**ouvrier** demeure associé à une **mortalité plus élevée**, en particulier chez les femmes (le désavantage n'étant plus significatif chez les hommes de la population élargie). Cette persistance suggère que certaines dimensions des conditions de travail ou de la pénibilité ne sont pas entièrement captées par le niveau de pension.

À l'inverse, le statut de fonctionnaire n'apparaît presque plus comme associé à une réduction de la mortalité une fois l'âge de départ à la retraite pris en compte. Ce résultat doit toutefois être interprété avec prudence. Les fonctionnaires étant fortement concentrés dans les déciles supérieurs de pension (cf. Tableau 9 en annexe), une partie de leur avantage socio-économique est déjà captée par les variables de revenu de pension introduites dans le modèle. Le coefficient résiduel reflète donc davantage des différences entre individus de niveau de pension comparable qu'un effet propre du statut de fonctionnaire.

Tableau 2 : Modèles logit de mortalité après 60 ans, période 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Variable	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE
Âge (ca5)	0,1006*** [0,0956 ; 0,1057]	0,1169*** [0,1083 ; 0,1255]	0,0965*** [0,0899 ; 0,1032]	0,1019*** [0,0885 ; 0,1152]
Décile pension 2	0,2734* [0,0263 ; 0,5206]	0,0403 [-0,1541 ; 0,2347]	0,2300 [-0,0681 ; 0,5280]	-0,0214 [-0,2811 ; 0,2384]
Décile pension 3	0,0873 [-0,1295 ; 0,3041]	0,0186 [-0,2082 ; 0,2455]	0,1378 [-0,1482 ; 0,4239]	0,2428 [-0,0604 ; 0,5461]
Décile pension 4	-0,0523 [-0,2662 ; 0,1617]	0,0374 [-0,2358 ; 0,3105]	0,0183 [-0,2657 ; 0,3022]	0,1401 [-0,2254 ; 0,5057]
Décile pension 5	-0,1067 [-0,3176 ; 0,1041]	0,1720 [-0,1242 ; 0,4682]	-0,0183 [-0,3010 ; 0,2644]	0,0033 [-0,4349 ; 0,4416]
Décile pension 6	-0,1736 [-0,3827 ; 0,0356]	0,1242 [-0,1848 ; 0,4332]	-0,0673 [-0,3498 ; 0,2152]	0,1515 [-0,2843 ; 0,5873]
Décile pension 7	-0,2702* [-0,4825 ; -0,0578]	0,0714 [-0,2473 ; 0,3902]	0,0091 [-0,2718 ; 0,2901]	0,0883 [-0,3451 ; 0,5217]
Décile pension 8	-0,3977*** [-0,6102 ; -0,1852]	-0,1225 [-0,4876 ; 0,2427]	-0,1825 [-0,4686 ; 0,1035]	0,1645 [-0,2489 ; 0,5778]
Décile pension 9	-0,7936*** [-1,0225 ; -0,5647]	-0,1341 [-0,5342 ; 0,2659]	-0,2844 [-0,5790 ; 0,0101]	0,0046 [-0,4130 ; 0,4223]
Décile pension 10 (DC10)	-0,9262*** [-1,1690 ; -0,6834]	-0,2938 [-0,6484 ; 0,0607]	-0,4807** [-0,7834 ; -0,1781]	0,0706 [-0,3764 ; 0,5177]
Statut fonctionnaire	0,2326*** [0,1152 ; 0,3500]	-0,0357 [-0,2632 ; 0,1918]	—	—
Statut indépendant	-0,1374* [-0,2646 ; -0,0102]	0,0426 [-0,1540 ; 0,2392]	-0,0237 [-0,2334 ; 0,1859]	0,3813* [0,0299 ; 0,7327]
Statut ouvrier	0,1771** [0,0626 ; 0,2916]	0,4260*** [0,2533 ; 0,5988]	0,2560*** [0,1294 ; 0,3827]	0,4624*** [0,2282 ; 0,6966]
Citoyenneté : Belgique	—	—	0,1275 [-0,0234 ; 0,2785]	0,0714 [-0,2545 ; 0,3974]
Citoyenneté : France	—	—	0,0172 [-0,1238 ; 0,1581]	-0,0664 [-0,3504 ; 0,2175]
Citoyenneté : Portugal	—	—	-0,3789*** [-0,5561 ; -0,2016]	-0,9072*** [-1,2571 ; -0,5574]
Citoyenneté : Autre UE	—	—	-0,0002 [-0,1776 ; 0,1772]	-0,1197 [-0,4628 ; 0,2235]
Citoyenneté : Autres	—	—	0,1591 [-0,0860 ; 0,4042]	-0,1060 [-0,5869 ; 0,3749]
Ex-frontalier	—	—	-0,1810** [-0,2990 ; -0,0629]	-0,1668 [-0,3974 ; 0,0639]
Constante	-2,5138*** [-2,7177 ; -2,3100]	-3,2553*** [-3,4422 ; -3,0684]	-2,8390*** [-3,1503 ; -2,5278]	-3,5921*** [-3,9534 ; -3,2308]
Pseudo-R²	0,0640	0,0717	0,0442	0,0508
N	168 157	109 767	179 915	86 637

Notes :

- *** p<0,001 (très hautement significatif) ; ** p<0,01(hautement significatif) ; * p<0,05 (significatif)
- Les valeurs en gras correspondent aux coefficients de mortalité significatifs et les valeurs entre crochets décrivent les intervalles de confiance.
- PC = population cœur ; PE = population élargie.
- Référence pour les déciles : décile 1 (le plus faible).
- Référence pour la citoyenneté (parmi les étrangers de la PE) : Allemands.
- Référence pour les variables professionnelles : employé du secteur privé non manuel (par opposition à fonctionnaire, indépendant, et ouvrier salarié).
- ca5 = âge centré sur 80 ans.

Tableau 3 : Modèles logit de mortalité après 60 ans (2020-2024) incluant l'âge de départ à la retraite © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Variable	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE
Âge (ca5)	0,109*** [0,103 ; 0,114]	0,127*** [0,118 ; 0,136]	0,106*** [0,099 ; 0,112]	0,120*** [0,106 ; 0,134]
Âge de départ à la retraite (cagepens)	-0,081*** [-0,095 ; -0,067]	-0,075*** [-0,097 ; -0,052]	-0,104*** [-0,119 ; -0,090]	-0,113*** [-0,139 ; -0,087]
Décile pension 2	0,272* [0,024 ; 0,521]	-0,024 [-0,220 ; 0,173]	0,088 [-0,212 ; 0,387]	-0,227 [-0,492 ; 0,039]
Décile pension 3	0,034 [-0,185 ; 0,252]	-0,034 [-0,263 ; 0,194]	-0,095 [-0,383 ; 0,194]	-0,020 [-0,331 ; 0,292]
Décile pension 4	-0,128 [-0,345 ; 0,088]	-0,009 [-0,283 ; 0,266]	-0,258 [-0,545 ; 0,029]	-0,085 [-0,456 ; 0,286]
Décile pension 5	-0,182 [-0,396 ; 0,031]	0,101 [-0,197 ; 0,399]	-0,309* [-0,595 ; -0,023]	-0,213 [-0,655 ; 0,229]
Décile pension 6	-0,212* [-0,423 ; -0,001]	0,038 [-0,273 ; 0,350]	-0,377** [-0,663 ; -0,090]	-0,093 [-0,533 ; 0,348]
Décile pension 7	-0,272* [-0,486 ; -0,058]	-0,014 [-0,335 ; 0,307]	-0,301* [-0,586 ; -0,016]	-0,123 [-0,560 ; 0,315]
Décile pension 8	-0,333** [-0,548 ; -0,118]	-0,159 [-0,525 ; 0,207]	-0,467*** [-0,756 ; -0,178]	-0,048 [-0,465 ; 0,369]
Décile pension 9	-0,683*** [-0,915 ; -0,451]	-0,150 [-0,553 ; 0,252]	-0,535*** [-0,832 ; -0,238]	-0,233 [-0,656 ; 0,190]
Décile pension 10	-0,655*** [-0,904 ; -0,405]	-0,297 [-0,654 ; 0,060]	-0,668*** [-0,973 ; -0,363]	-0,075 [-0,527 ; 0,376]
Fonctionnaire	0,125* [0,005 ; 0,244]	-0,006 [-0,235 ; 0,222]	—	—
Indépendant	-0,051 [-0,180 ; 0,077]	0,024 [-0,174 ; 0,223]	0,024 [-0,188 ; 0,235]	0,396* [0,041 ; 0,750]
Ouvrier	0,122* [0,007 ; 0,237]	0,413*** [0,240 ; 0,586]	0,122 [-0,007 ; 0,250]	0,386** [0,150 ; 0,623]
Citoyenneté : Belgique	—	—	0,105 [-0,046 ; 0,256]	0,059 [-0,267 ; 0,386]
Citoyenneté : France	—	—	-0,043 [-0,185 ; 0,098]	-0,095 [-0,380 ; 0,189]
Citoyenneté : Portugal	—	—	-0,489*** [-0,667 ; -0,312]	-1,038*** [-1,389 ; -0,687]

Variable	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE
Citoyenneté : Autre UE	—	—	-0,103 [-0,282 ; 0,076]	-0,224 [-0,569 ; 0,121]
Citoyenneté : Autres	—	—	0,210 [-0,035 ; 0,456]	-0,086 [-0,568 ; 0,396]
Ex-frontalier	—	—	-0,174** [-0,292 ; -0,055]	-0,158 [-0,390 ; 0,075]
Constante	-2,792*** [-3,004 ; -2,580]	-3,366*** [-3,557 ; -3,176]	-2,743*** [-3,056 ; -2,431]	-3,473*** [-3,833 ; -3,113]
Pseudo-R ²	0,068	0,076	0,052	0,062
N	168 157	109 767	179 915	86 637

Notes :

- *** p<0,001 (très hautement significatif) ; ** p<0,01(hautement significatif) ; * p<0,05 (significatif)
- Les valeurs en gras correspondent aux coefficients de régression logistique significatifs et les valeurs entre crochets décrivent les intervalles de confiance.
- Références : décile 1 de pension ; citoyenneté luxembourgeoise ; employé du secteur privé non manuel ; non-frontalier.

4 – Résultats : différentiations démographiques et sociales de l'espérance de vie

4.1 – Effet du gradient socio-économique

Les gains ou pertes d'années d'espérance de vie illustrés par la Figure 7 ci-dessous, ainsi que le Tableau 11 en annexes, correspondent à des équivalents démographiques dérivés des coefficients des modèles présentés dans le Tableau 2. Elles permettent de comparer l'importance relative des associations observées en termes d'années de longévité gagnées, toujours sans préjuger de leur caractère causal. À noter que ces valeurs doivent être interprétées comme des équivalents démographiques dérivés des modèles de mortalité, et non comme des estimations directes d'espérance de vie observée.

En utilisant la conversion démographique fondée sur la relation entre la mortalité à 80 ans et l'espérance de vie à 60 ans (cf. section 2.4), l'écart entre le décile 10 et le décile 1 du niveau de pension chez les hommes de la population cœur (coefficient de $-0,926$) correspond à **7,8 années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans** (Tableau 11 en annexe).

Cet écart substantiel reste également important chez les **hommes de la population élargie**, avec un **écart d'environ 4 années entre les déciles extrêmes**. Chez les femmes, en revanche, le gradient associé au niveau de pension individuelle est nettement plus faible et n'atteint pas le seuil de significativité statistique dans ces modèles. Ce résultat est cohérent avec les observations faites dans d'autres pays, où les inégalités sociales de mortalité mesurées à partir de revenus apparaissent souvent plus marquées chez les hommes que chez les femmes (cf. *infra*).

Cette différence d'intensité entre hommes et femmes invite à **interpréter prudemment la pension individuelle comme indicateur de position sociale**, car sa mesure revêt des difficultés méthodologiques propres. Chez les hommes de ces générations, le niveau de pension reflète assez directement la carrière

professionnelle, les revenus d'activité cumulés et l'accumulation de droits sociaux. Chez les femmes, en revanche, les pensions individuelles peuvent être plus fortement affectées par les interruptions de carrière, le temps partiel ou les droits dérivés, et refléter plus imparfaitement le niveau de vie réel du ménage. D'autre part, les femmes de la base de données se concentrent principalement dans les premiers déciles de pension (cf. Tableau 10 en annexe).

Ces résultats sont confirmés par ailleurs lorsque l'analyse porte sur les déciles de niveau de vie du ménage des pensionnés résidents. Sur les données de la LMDP pour la période 2016-2024 où les revenus après transferts (c'est-à-dire les revenus après impôts et aides sociales, appelés « *equivalised disposable income* ») sont disponibles, on constate que le **gradient de mortalité des hommes est davantage lié aux pensions individuelles, tandis que celui des femmes reflète plus fortement les ressources du ménage**. Il reste que, dans les modèles présentés ici, les inégalités les plus fortes et les plus significatives concernent les hommes de la population cœur.

L'ampleur des inégalités observées au Luxembourg apparaît substantielle, mais demeure inférieure à celle mise en évidence dans plusieurs travaux internationaux. En France, l'Institut national de la statistique et des études économiques (ci-après, Insee) estime, à partir d'une méthodologie différente et en intégrant la mortalité avant 60 ans, un écart d'espérance de vie à la naissance de l'ordre de 13 années entre les hommes les plus et les moins favorisés, contre environ 9 années chez les femmes (Blanpain, 2025)²⁰. Les écarts observés dans les données luxembourgeoises sont plus modestes, même s'ils demeurent importants.

La comparaison avec les États-Unis conduit à un constat similaire. À partir des données fiscales et sociales couvrant l'ensemble de la vie adulte, Chetty *et al.* (2016) estiment un écart d'espérance de vie de 14,6 années entre les 1 % d'hommes les plus pauvres

²⁰ Voir aussi Blanpain (2018 et 2024) pour l'effet d'autres caractéristiques socio-économiques sur l'espérance de vie en France.

et les 1 % les plus riches. Même si notre travail sur le Luxembourg ne permet pas de détailler les déciles extrêmes en tranches de 1 %, les inégalités apparaissent donc sensiblement moins marquées qu'aux États-Unis.

Il en va de même pour une étude de cinq millions d'hommes allemands retraités de 65 ans et plus. Leur espérance de vie à 65 ans s'étend de 14,9 à 18,5 ans selon le quintile de pension, et ce gradient s'est creusé au fil du temps indépendamment des progrès généraux de la longévité (Shkolnikov *et al.*, 2008).

Les résultats obtenus ici diffèrent également de ceux présentés dans l'aperçu récent de l'IGSS (2025) consacré à la survie des nouveaux retraités selon leur secteur d'activité. Alors que ce dernier n'indique pas de différence significative de risque de décès entre grands secteurs économiques, nos analyses révèlent des différences importantes de mortalité et de longévité selon le niveau de pension.

Cette divergence ne doit toutefois pas être interprétée comme une contradiction. Les deux approches reposent sur des populations, des périodes d'observation et des variables explicatives différentes. L'étude de l'IGSS suit une cohorte de 5 264 nouveaux bénéficiaires de pensions de vieillesse anticipée, partis à la retraite entre 2010 et 2012, observés jusqu'en 2024, soit jusqu'à maximum 75 ans. La présente analyse

porte quant à elle sur l'ensemble des retraités âgés de 60 à 99 ans (ce qui inclut donc les octogénaires, où le nombre des décès culmine), observés dans la LMDP entre 2002 et 2024.

La différence la plus importante réside toutefois dans la variable explicative mobilisée. Les secteurs d'activité professionnelle utilisés dans l'aperçu de l'IGSS regroupent souvent des situations très hétérogènes du point de vue des revenus, des qualifications et des conditions de travail : à titre d'exemples, le secteur de la construction inclut aussi bien des ingénieurs que des ouvriers qualifiés, tandis que le secteur de la santé rassemble médecins, infirmiers, personnels administratifs et aides-soignants. Une part importante des inégalités sociales de mortalité peut ainsi demeurer masquée.

À l'inverse, le **niveau de pension** synthétise une large partie des trajectoires professionnelles antérieures : rémunération, durée de carrière, stabilité de l'emploi, interruptions d'activité et accumulation de droits sociaux. À ce titre, il constitue probablement un **indicateur plus direct de la position socio-économique au moment de la retraite**. Les deux approches apparaissent ainsi complémentaires. Nous avons suivi la méthode d'analyse de survie développée en annexe 6.3 pour montrer la robustesse et la significativité des écarts entre quintiles de pension.

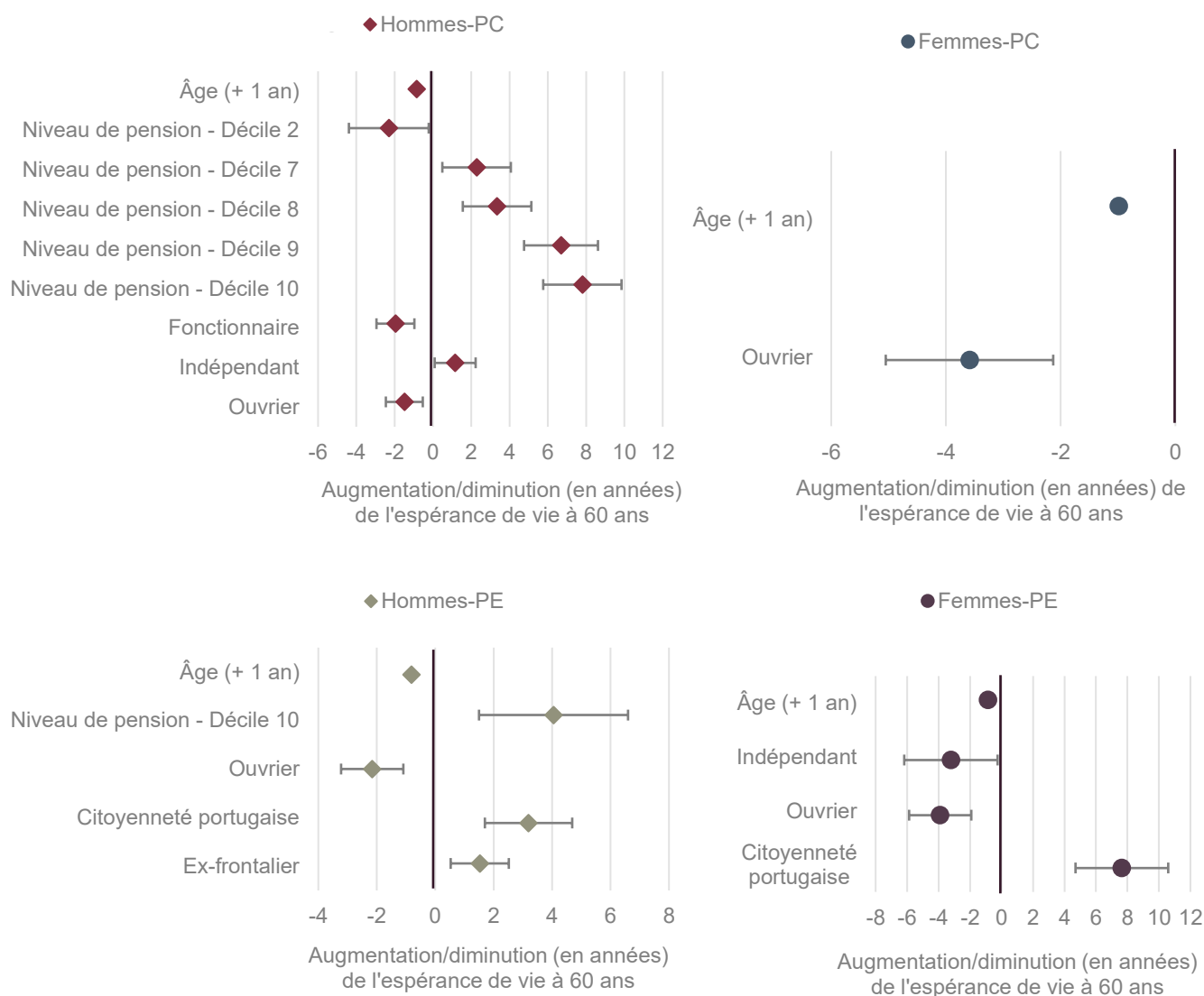


Figure 7 : Effet statistique des différents facteurs sur l'espérance de vie à 60 ans des quatre groupes de population © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Note : Cette figure est la traduction graphique des gains et pertes d'espérance de vie à 60 ans présentés en Tableau 11 en annexe. Seuls les effets des variables significatives sont représentés. Les barres d'erreurs correspondent aux intervalles de confiance.

4.2 – Évolution des inégalités d’espérance de vie à 60 ans par déciles de pension (2005-2024)

Les analyses par périodes quinquennales mettent en évidence une **forte stabilité du gradient social de mortalité depuis le milieu des années 2000**. Le Tableau 4 présente la différence estimée d’espérance de vie à 60 ans entre les bénéficiaires du décile inférieur (D1) et du décile supérieur (D10) de pension, toutes choses égales par ailleurs, et donc après contrôle de l’âge. Afin de faciliter l’interprétation, le décile de pension a été normalisé entre -0,5 (D1) et +0,5 (D10), de sorte que le coefficient estimé représente directement l’écart moyen entre les deux extrémités de la distribution des pensions.

Chez les hommes de la population cœur, cet **écart demeure stable, entre 8 et 10 années d’espérance de vie à 60 ans**, sur l’ensemble de la période observée. Les écarts sont plus modestes mais demeurent substantiels dans la population élargie. **Chez les femmes, le gradient apparaît plus faible** et ne devient réellement visible qu’au sein de la population cœur, tandis qu’il demeure statistiquement non significatif dans la population élargie.

Dans l’ensemble, ces résultats témoignent de la **persistance d’importantes inégalités sociales de mortalité au Luxembourg** au cours des deux dernières décennies. Autrement dit, les écarts de longévité associés à la hiérarchie des pensions sont stables et substantiels.

Tableau 4 : Gradient social estimé d’espérance de vie à 60 ans selon le niveau de pension, 2005-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Période	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE
2005-2009	+9,9 ans	+1,1 (ns)	+6,8 ans	-0,8 (ns)
2010-2014	+8,4 ans	+4,5 ans	+4,0 ans	-0,1 (ns)
2015-2019	+7,9 ans	+4,3 ans	+3,6 ans	-1,6 (ns)
2020-2024	+8,5 ans	+3,5 ans	+4,5 ans	-1,6 (ns)

Notes : ns = non statistiquement significatif. Les valeurs présentées dans ce tableau indiquent les écarts d’espérance de vie à 60 ans entre les retraités du premier et du dernier décile de pension. Les estimations proviennent de modèles logistiques simplifiés, estimés séparément pour chaque période quinquennale. Les variables explicatives comprennent uniquement l’âge et le niveau de pension (transformé en un gradient linéaire de pension, c’est-à-dire un décile centré variant de -0,5 à +0,5). Ces modèles n’introduisent pas les autres variables de contrôle (citoyenneté, statut professionnel, âge de départ à la retraite, etc.). Ils fournissent ainsi une mesure synthétique de l’évolution temporelle du gradient social de mortalité selon le niveau de pension.

4.3 – Effet des autres caractéristiques socio-économiques

Outre l’âge et le niveau de pension, plusieurs variables caractérisant la trajectoire professionnelle ou l’origine des individus ont été introduites dans les modèles.

Parmi les nationalités à l’âge de 60 ans (pour la population élargie), seule une unique variable présente un effet significatif : la **nationalité portugaise**. Ce résultat est compatible avec la littérature sur le « **healthy migrant effect** » (Shor et Roelfs, 2021) selon laquelle les populations migrantes, notamment en milieu popu-

laire, comme c’est le cas notamment des personnes d’origine latino-américaine aux États-Unis, bénéficient d’effets de sélection (autosélection par les choix de carrière, sélection institutionnelle des candidats les plus robustes), expliquant une meilleure santé au point de départ. Cet effet est établi ici pour les personnes d’origine portugaise au Luxembourg. D’autres interprétations, susceptibles de concerner cette génération de Portugais retraités, suggèrent l’effet d’une alimentation traditionnelle plus saine (Couto *et al.*, 2021), et de structures familiales et communautaires plus intégrantes (Fleury, 2010).

Ensuite, toujours selon le Tableau 11, au-delà de l’effet de l’âge, du décile de pension et de la citoyenneté,

le **statut d'emploi** peut mettre en évidence des variations significatives de mortalité. C'est le cas en particulier du **statut ouvrier**, qui est associé à une **surmortalité** d'intensité variable, mais significative, plus forte pour les femmes et les hommes de la population élargie, avec respectivement 3,9 et 2,2 années d'espérance de vie estimées en moins.

Le statut d'emploi (profession) est régulièrement étudié dans la littérature scientifique. La comparaison entre cols bleus (*blue-collar workers*) et cols blancs (*white-collar workers*) montre de façon récurrente que les travailleurs manuels cumulent davantage de pénibilité physique, d'usure fonctionnelle, d'expositions professionnelles nocives et de désavantages socio-économiques. Au Danemark, les personnes occupant des emplois hautement qualifiés présentent, entre 50 et 75 ans, environ 4,5 années de vie supplémentaires par rapport aux groupes peu qualifiés (Brønnum-Hansen *et al.*, 2020). En Finlande, la durée de vie est significativement plus longue chez les cadres que chez les travailleurs manuels non qualifiés (Kaprio *et al.*, 1996). Les mécanismes ne se réduisent cependant pas à l'effort physique : des études ont mis en évidence le rôle du grade d'emploi, de l'organisation du travail et du stress psychosocial dans la production des inégalités de mortalité (Marmot *et al.*, 1991). Cette littérature invite à dépasser la simple opposition entre travail manuel et travail non manuel, pour intégrer les dimensions relationnelles, cognitives, et organisationnelles du travail, bien que plus difficilement quantifiables (Von Bonsdorff *et al.*, 2012). Il convient aussi de noter qu'une méta-analyse sur l'activité physique professionnelle montre qu'un niveau élevé de pénibilité physique est associé à une hausse de la mortalité précoce chez les hommes, signalant que l'activité physique au travail n'a pas les mêmes effets protecteurs que l'activité physique de loisir (Coenen *et al.*, 2018).

Par ailleurs, contrôlés de leur niveau de décile souvent élevé (réparti entre le décile 9 et 10), les anciens **fonctionnaires** (hommes de la population cœur) présentent une **surmortalité** légère, mais significative (traduite en presque 2 ans d'espérance de vie en moins), qui ne se retrouve pas pour les femmes. Le fait d'avoir été **frontalier** protège légèrement les hommes de la population élargie (**mortalité légèrement plus faible** traduite en 1,5 année d'espérance de vie en plus).

4.4 – Effet de l'âge de départ à la retraite

4.4.1 – Introduction de l'âge de départ à la retraite au modèle

La Figure 8 ci-dessous ainsi que le Tableau 12 en annexe traduisent les estimations du second modèle (Tableau 3) en gains ou pertes d'années d'espérance de vie. Ce second modèle inclut, en plus des variables du modèle précédent (Figure 7, Tableau 2 et Tableau 11), **l'âge de départ à la retraite**. Les modèles estimés suggèrent, sous réserve d'une **interprétation prudente**, qu'un **report d'une année du départ à la retraite est associé à un gain de l'ordre de 0,6 à 1 année d'espérance de vie à 60 ans**, en fonction du groupe de population étudié.

Une lecture littérale de ce résultat conduirait à conclure qu'une année supplémentaire de travail produirait mécaniquement entre six et douze mois supplémentaires de longévité. Une telle interprétation serait naïve et trompeuse. L'association observée relève probablement d'un effet d'**homéostasie sociale**. Les individus adaptent leur comportement à leur propre situation : ceux qui bénéficient d'un meilleur état de santé, de conditions de travail plus favorables ou de ressources plus importantes sont davantage en mesure de prolonger leur activité, tandis que les personnes confrontées à des limitations de santé, à l'usure professionnelle ou à d'autres contraintes quittent plus fréquemment le marché du travail de manière précoce.

Comme dans de nombreuses études observationnelles, un **départ plus tardif en retraite est associé à une mortalité plus faible** après ajustement sur les principales caractéristiques observées. À titre d'exemple, une étude montre que l'espérance de vie à 65 ans d'hommes retraités allemands augmente avec l'âge de départ à la retraite, passant de 13 ans pour un départ à 55 ans à 17,8 ans pour un départ à 64 ans, soit un écart de 4,8 années (Kühntopf et Tivig, 2012). Une autre étude au sein des retraités en Grèce, montre que chaque hausse de 5 ans de l'âge de départ à la retraite est associée à une baisse d'environ 10 % du risque de décès, en particulier pour la mortalité cardiovasculaires (Bamia *et al.*, 2008). Toutefois, les travaux cherchant à identifier un effet causal au moyen de réformes institutionnelles aboutissent à des conclusions beaucoup plus contrastées. Plusieurs revues systématiques soulignent que cette association est largement expliquée par des **mécanismes de sé-**

lection (« *healthy worker effect* ») et par le fait que les individus en meilleure santé sont aussi ceux qui prolongent le plus souvent leur activité professionnelle (Sewdas *et al.*, 2020). En construisant des indicateurs d'état de santé au départ en retraite, il serait possible de mieux comprendre comment les départs tardifs sont le fait des personnes en meilleure santé relative.

L'âge effectif de départ à la retraite constitue ainsi un indicateur synthétique particulièrement riche. Les individus disposent généralement d'une meilleure connaissance de leur propre état de santé, de leurs capacités et de leurs priorités de vie que ne peuvent en fournir les variables administratives observées. Dès lors, ceux qui partent tôt comme ceux qui prolongent leur carrière ne constituent pas des groupes aléatoires.

L'association mise en évidence reflète donc moins l'effet causal direct d'un report de la retraite sur la longévité qu'un mécanisme d'autosélection et d'homéostasie par lequel les individus ajustent leurs décisions aux ressources et contraintes accumulées au cours de leur parcours de vie. Dans cette perspective, l'âge de départ à la retraite apparaît moins comme une cause de la longévité que comme un révélateur particulièrement informatif des inégalités de santé et des trajectoires sociales qui précèdent l'entrée en retraite.

4.4.2 – Conséquences de l'introduction de l'âge de départ à la retraite

L'introduction de l'âge de départ à la retraite et des variables de statut socio-professionnel modifie relativement peu les principaux résultats observés précédemment. Le **gradient de mortalité selon le niveau de pension** demeure **fortement marqué** chez les hommes, tant dans la population cœur que dans la population élargie. **Après contrôle de l'âge de départ à la retraite, les bénéficiaires du décile supérieur de pension conservent un avantage de l'ordre de 5 à 6 années d'espérance de vie à 60 ans par rapport à ceux du décile inférieur.** Cela indique que les écarts de longévité liés au revenu de la pension ne s'expliquent pas uniquement par des différences d'âge de départ à la retraite.

Le statut d'**ouvrier** demeure associé à une **mortalité plus élevée**, en particulier chez les femmes, avec un désavantage supérieur à **trois années d'espérance de vie à 60 ans**, suggérant que certaines dimensions

des conditions de travail ne sont pas entièrement captées par le revenu de la pension.

L'association entre la mortalité et le statut de fonctionnaire est atténuée et l'avantage de longévité, une fois l'âge de départ à la retraite pris en compte, est réduit, passant de presque 2 ans à 1 an. Comme indiqué précédemment, cette faible association restant reflète plutôt des différences entre individus de niveau de pension comparable qu'un effet propre du statut de fonctionnaire.

Les différences selon la nationalité confirment et renforcent même les résultats précédents. Dans la population élargie, les **ressortissants portugais présentent une mortalité significativement plus faible** que le groupe de référence, avec presque 9 années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans supplémentaires chez les femmes et 4 années chez les hommes. Les **anciens travailleurs frontaliers bénéficient également d'un avantage de survie de 1 an et demi.** Ces résultats suggèrent que les **trajectoires migratoires et les mécanismes de sélection** associés à la migration constituent une dimension importante des disparités de mortalité observées parmi les retraités.

Dans l'ensemble, l'introduction de ces variables de contrôle affine l'interprétation des écarts observés sans remettre en cause le constat principal : **le niveau de pension demeure l'un des déterminants les plus fortement associés aux différences de mortalité après 60 ans.**

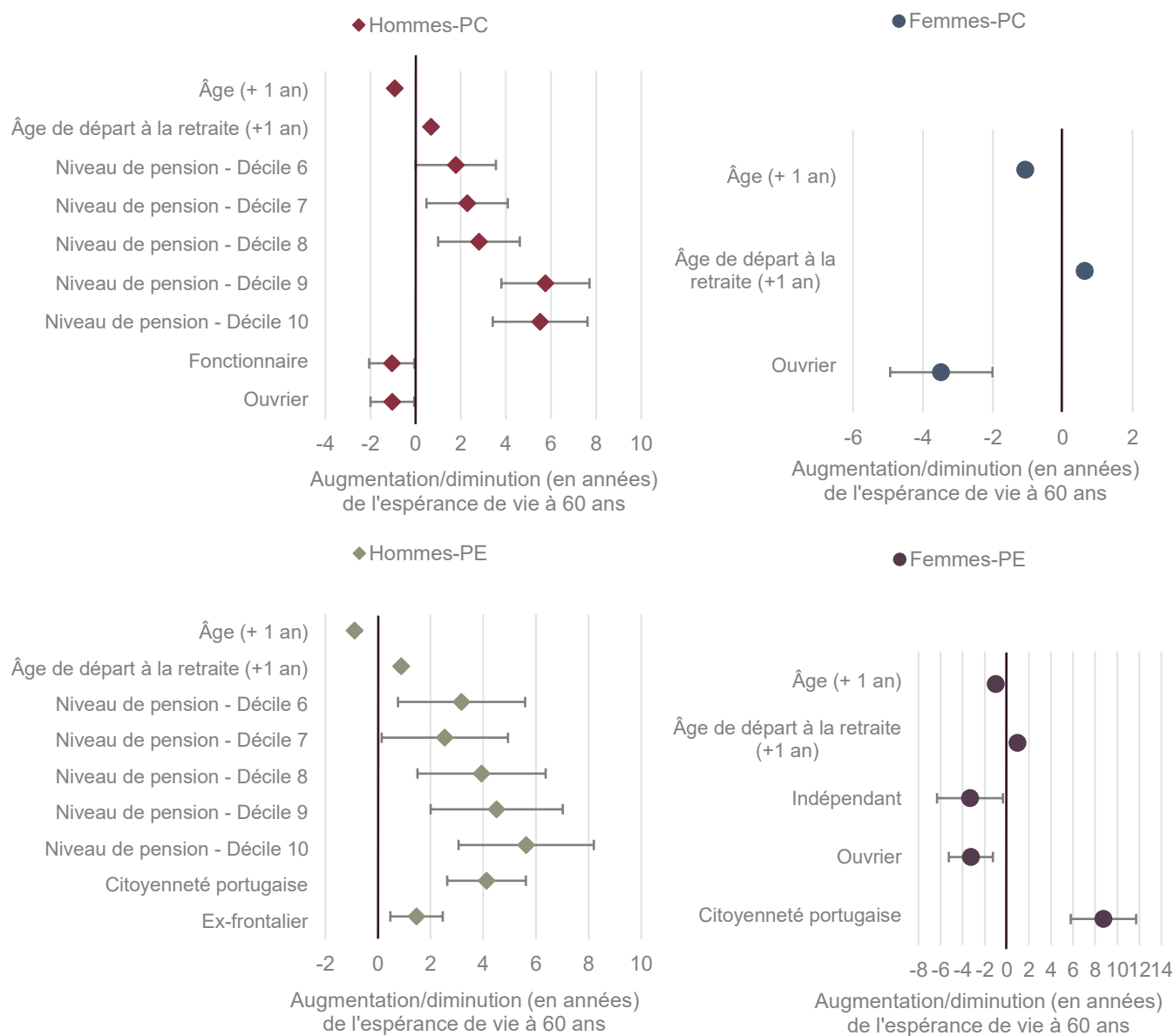


Figure 8 : Effet statistique des différents facteurs sur l'espérance de vie à 60 ans des quatre groupes de population, dans le modèle logit incluant l'âge de départ à la retraite ©Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Notes : Cette figure est la traduction graphique des gains et pertes d'espérance de vie à 60 ans présentés en Tableau 12 en annexe. Seuls les effets des variables significatives sont représentés. Les barres d'erreurs correspondent aux intervalles de confiance.

4.5 – Inégalités de durée de retraite

Les analyses précédentes ont mis en évidence l'existence d'importantes inégalités de mortalité et d'espérance de vie selon le niveau de pension. Toutefois, ces écarts de longévité ne reflètent qu'imparfaitement l'expérience concrète de la retraite. Du point de vue des individus, la question essentielle n'est pas seulement de savoir combien d'années ils peuvent espérer vivre après 60 ans, mais également combien d'années ils pourront effectivement passer à la retraite. Cette durée dépend à la fois de la longévité et de l'âge auquel intervient le départ du marché du travail.

Les estimations de mortalité à 80 ans, d'espérance de vie à 60 ans et d'âge moyen de départ à la retraite permettent ainsi de **reconstituer une durée moyenne attendue de retraite** pour les différents groupes étudiés (cf. Tableau 5).

Les résultats montrent que les bénéficiaires des pensions les plus élevées connaissent généralement une espérance de vie plus longue, mais également un départ à la retraite légèrement plus tardif. L'effet combiné de ces deux mécanismes conduit à une réduction partielle des écarts de retraite attendue, sans toutefois remettre en cause les différences observées entre groupes sociaux.

Chez les hommes de la population cœur, l'écart d'espérance de vie à 60 ans entre les déciles extrêmes atteint près de 6 années (26,2 contre 20,4 ans). Une fois prise en compte la différence d'âge de départ à la retraite, l'avantage demeure de près de 5 années de retraite supplémentaires (25,8 contre 21,0 ans). **Les bénéficiaires des pensions les plus élevées ne vivent donc pas seulement plus longtemps : ils passent également davantage de temps à la retraite²¹.**

Un constat comparable apparaît dans la population élargie masculine. L'écart d'espérance de vie entre les déciles extrêmes est légèrement plus faible (4,7 années), mais il se traduit par près de 6 années supplémentaires de retraite attendue. Cette configuration résulte du fait que les hommes les plus favorisés de la population élargie ne partent pas significativement plus tard à la retraite que les autres groupes, d'où leur avantage de longévité.

Chez les femmes de la population cœur, l'écart d'espérance de vie entre les déciles extrêmes demeure substantiel, de l'ordre de 4,3 années. Il se traduit encore par près de 4 années supplémentaires passées à la retraite pour les bénéficiaires des pensions les plus élevées. Ainsi, même si les inégalités de pension apparaissent moins fortement associées à la mortalité féminine dans certains modèles multivariés, les écarts descriptifs de longévité et de durée de retraite restent loin d'être négligeables au sein de cette population. La situation des femmes de la population élargie apparaît en revanche très différente : les écarts de durée de retraite sont pratiquement nuls.

Dans l'ensemble, ces résultats montrent que les différences d'âge de départ à la retraite ne compensent qu'une faible partie des écarts de longévité observés entre les groupes sociaux. Pour les hommes comme pour les femmes de la population cœur, les avantages de survie associés aux pensions les plus élevées se traduisent largement en années supplémentaires effectivement passées à la retraite.

Le gradient social de mortalité après 60 ans apparaît ainsi également comme des inégalités de durée de retraite.

Cette conclusion rejoint des travaux récents qui mettent en évidence que la longévité différentielle contribue aux écarts de pensions cumulées entre groupes socio-économiques, et montrent qu'**un système de retraite, appliquant les mêmes règles à tous, peut de facto générer des transferts plus importants vers les groupes à forte espérance de vie** (Shi et Kolk, 2022). Des analyses menées en Allemagne et en Espagne suggèrent par ailleurs que les différentiels de mortalité entre retraités selon le niveau de pension ou la position sociale modifient la distribution des prestations cumulées perçues au cours de la retraite. **Cela souligne l'importance de considérer simultanément la mortalité, le niveau de pension et l'âge de départ dans l'évaluation des systèmes de retraite** (Pérez-Salamero González *et al.*, 2022 ; Shkolnikov *et al.*, 2008)

²¹ Également démontré par Bonnet *et al.* (2023).

Tableau 5 : Écarts descriptifs d'espérance de vie et de durée attendue de retraite entre les déciles extrêmes de pension, 2020-2024 © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Population	EV60 D1	EV60 D10	Écart EV60 D10–D1	Années en retraite D1	Années en retraite D10	Écart années en retraite D10–D1
Hommes-PC	20,4	26,2	+5,8	21,0	25,8	+4,9
Femmes-PC	24,4	28,7	+4,3	24,5	28,4	+3,9
Hommes-PE	20,2	24,9	+4,7	18,9	24,7	+5,9
Femmes-PE	25,9	24,2	–1,7	24,5	24,4	0,0

Notes : Ce tableau présente les écarts descriptifs entre les déciles extrêmes de pension. L'EV60 (espérance de vie à 60 ans) est calculée à partir de la mortalité prédite à 80 ans par décile, standardisée sur l'âge. Ces valeurs ne correspondent pas aux effets nets des modèles multivariés des tableaux précédents. La durée attendue de retraite est calculée comme la durée de vie moyenne conditionnellement au fait d'être en vie à 60 ans, moins l'âge de fin d'activité : *EV60 + 60 – âge moyen de départ à la retraite*.

4.6 – Comparaison des modèles « toutes choses égales par ailleurs » aux coefficients logistiques bruts

Les analyses précédentes reposent sur des modèles de régression logistique dits « toutes choses égales par ailleurs ». Leur objectif est d'estimer l'association propre entre une caractéristique (par exemple le niveau de pension) et la mortalité, après **neutralisation des autres facteurs** observés.

À l'inverse, un **effet brut** est obtenu en introduisant une seule variable explicative dans le modèle. Il reflète l'ensemble des différences observées entre les groupes, y compris celles liées à leur composition (âge, parcours professionnel, statut socio-économique, etc.). Un **effet net** correspond au coefficient estimé après introduction simultanée des autres variables de contrôle ; il mesure donc l'association résiduelle propre à la variable étudiée.

La comparaison entre effets bruts et effets nets (cf. Tableau 6) permet ainsi d'apprécier la part des écarts initiaux qui s'explique par les différences de structure entre les groupes et la part qui demeure après ajustement.

Le gradient social observé entre les déciles de pension est particulièrement marqué dans le modèle brut : avant toute correction statistique, un homme appartenant au décile supérieur présente un avantage correspondant à environ 14 années d'espérance de vie à

60 ans par rapport à un homme du décile inférieur. Cette différence agrège toutefois l'ensemble des caractéristiques qui distinguent les deux groupes, en particulier le fait que les anciennes générations ont eu de plus petites retraites et décèdent plus fréquemment que les générations plus jeunes dans la fenêtre d'observation. Cela signifie que l'écart de 14 ans d'espérance de vie entre les déciles opposés est une surestimation, qu'il faut nécessairement contrôler par l'âge.

L'introduction simultanée de l'âge, du statut professionnel et des autres variables réduit fortement cet écart, qui passe à presque 8 années dans le modèle ajusté, puis à 5,5 années après prise en compte de l'âge effectif de départ à la retraite. Ainsi, près des deux tiers du gradient brut s'expliquent par les différences de composition entre les groupes, tandis qu'environ un tiers subsiste après ajustement.

Le cas des fonctionnaires est particulièrement instructif. Dans le modèle brut, ils présentent une mortalité inférieure à celle des autres retraités. Une fois pris en compte le niveau de pension, l'âge et les autres caractéristiques, le coefficient devient légèrement positif, dans le sens d'une surmortalité. Ce renversement ne signifie pas que le statut de fonctionnaire accroît la mortalité ; il montre que leur avantage initial provenait principalement de leur position sociale plus favorable, notamment de leur forte concentration dans les déciles supérieurs de pension (comme montré par le Tableau 9 en annexe).

Les coefficients des indépendants et des ouvriers évoluent dans le même sens, mais avec une amplitude plus faible. Les indépendants perdent pratiquement tout avantage après ajustement, tandis que le sur-risque observé chez les ouvriers demeure mais se réduit sensiblement.

Dans l'ensemble, cette comparaison montre que les modèles multivariés ne modifient pas la hiérarchie des

groupes, mais distinguent ce qui relève des différences de composition de ce qui demeure associé, indépendamment des autres variables observées, au niveau de pension et aux trajectoires professionnelles. Ce sont ces effets nets, et non les comparaisons brutes, qui constituent la base des interprétations présentées dans les Tableau 2, Tableau 3, Tableau 11 et Tableau 12.

Tableau 6 : Évolution des coefficients logistiques : modèle brut, modèle ajusté et modèle ajusté avec âge de départ à la retraite (hommes, population cœur) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Variable	Modèle brut	Modèle ajusté (Tableau 2)	Modèle ajusté + âge de départ à la retraite (Tableau 3)	Équivalent EV60
Âge (+1 an)	0,113	0,101	0,109	≈ -0,9 an
Décile 10 vs décile 1	-1,690	-0,926	-0,655	14,2 → 7,8 → 5,5 ans
Fonctionnaire	-0,260	+0,233	+0,125	2,2 → -2,0 → -1,1 ans
Indépendant	-0,172	-0,137	-0,051	1,5 → 1,2 → 0,4 an
Ouvrier	+0,189	+0,177	+0,122	-1,6 → -1,5 → -1,0 an
Âge de départ (+1 an)	—	—	-0,081	+0,68 an

5 – Conclusions

5.1 – Résultats

L'analyse confirme une **structure très régulière de la mortalité après 60 ans au Luxembourg** : le **risque de décès augmente fortement avec l'âge** selon la loi de Gompertz. Au-delà de cet effet d'âge, les résultats montrent un **gradient social net** : la **mortalité est fortement associée au niveau relatif de pension**, en particulier chez les hommes. La **citoyenneté**, notamment portugaise, et l'**âge de départ en pension** apparaissent également liés aux risques de décès, ce qui souligne le rôle des trajectoires migratoires, professionnelles et sociales dans les inégalités de longévité.

Les résultats semblent indiquer que la capacité à travailler plus longtemps est fortement liée à la santé et aux trajectoires sociales accumulées avant la retraite. Ils plaident moins pour une simple prolongation uniforme de l'activité que pour une attention différenciée aux parcours professionnels, à la pénibilité, aux carrières discontinues et aux inégalités de santé avant 60 ans.

5.2 – Limites

Ces résultats doivent être interprétés comme des associations statistiques et non comme des effets causaux. Le niveau de pension, l'âge de départ à la retraite ou la nationalité peuvent refléter des **mécanismes de sélection antérieurs** : état de santé, type de carrière, conditions de travail, stabilité professionnelle, statut résidentiel ou comportements de retour migratoire.

De même, les années équivalentes d'espérance de vie présentées dans ce rapport reposent sur une conversion indirecte fondée sur la relation observée entre mortalité à 80 ans et espérance de vie à 60 ans dans les données internationales harmonisées. Elles constituent des ordres de grandeur destinés à faciliter l'interprétation des coefficients de mortalité.

Surtout, l'association observée entre âge de départ à la retraite et mortalité ne permet pas de conclure qu'une politique de prolongement de l'activité réduirait mécaniquement la mortalité. Les personnes qui par-

tent plus tard sont souvent celles qui disposent déjà d'un meilleur état de santé, de conditions de travail plus favorables, d'emplois moins pénibles ou de carrières plus stables. L'âge de départ à la retraite est donc en partie un indicateur de sélection : il révèle une capacité à rester en emploi, plutôt qu'il ne produit nécessairement cette meilleure santé.

Ce point est essentiel en termes de politique sociale. Un relèvement uniforme de l'âge de départ, reposant sur une logique purement budgétaire, pourrait ne pas susciter les mêmes effets que ceux observés dans les données. Les individus contraints de prolonger leur activité alors qu'ils ont connu des carrières pénibles, instables ou des problèmes de santé pourraient être affectés différemment de ceux qui choisissent ou peuvent travailler plus longtemps, ou qui le peuvent encore. L'effet estimé dans les modèles décrit donc une **association entre départ tardif et faible mortalité, mais ne mesure pas l'effet causal d'une réforme des retraites**.

Dans ce sens, un rapport de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) souligne la nécessité de réformes qui articulent prolongation des carrières et investissements ciblés dans la santé, ainsi que dans la capacité de travail des plus âgés en termes de ressources individuelles et d'environnement de travail adapté (« *workability* ») (Avendano *et al.*, 2019).

5.3 – Perspectives

Pour aller plus loin, les prochaines étapes consisteraient à consolider les modèles par des spécifications de type modèle de Poisson préférés en démographie (bien que l'expérience montre que les résultats sont généralement proches voire identiques, particulièrement compte tenu de la faible fréquence annuelle de décès observés), et à construire des tables de mortalité par sexe, année et groupe social.

Il serait également utile d'examiner plus finement les effets des pays de naissance, des carrières, des effets de résidence, des trajectoires migratoires et des formes de transition vers la retraite afin de mieux distinguer les effets de sélection des mécanismes proprement sociaux de différenciation de la mortalité. Différents modèles, souvent exigeants, d'estimation de la causalité devraient aussi être mis en œuvre. Surtout, la prise en compte d'indicateurs d'état de santé

avant le départ à la retraite, apporterait une meilleure connaissance des motivations pour un départ plus ou moins précoce à la retraite. Par ailleurs, un approfondissement de la connaissance sur les niveaux de vie des ménages et des pensions de survie des veuves devrait permettre d'affiner la connaissance des inégalités parmi les femmes. En effet, dans la littérature internationale aussi, les femmes sont souvent moins étudiées dans les recherches sur la retraite, notam-

ment lorsque les carrières sont plus discontinues ou les pensions moins directement comparables à celles des hommes.

Pour conclure, il reste que les groupes sociaux présentant une forte longévité ouvrent la voie aux autres parties de la population, en montrant que des marges de progression existent encore si les progrès étaient partagés avec les plus vulnérables.

6 – Annexes

6.1 – Données descriptives

Tableau 7 : Évolution des effectifs des quatre populations de retraités (2002-2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Année	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE	Total
2002	24 519	8 651	14 398	4 148	51 716
2003	25 462	9 217	15 528	4 701	54 908
2004	26 316	9 862	16 816	5 316	58 310
2005	27 251	10 589	18 155	5 994	61 989
2006	28 157	11 369	19 345	6 708	65 579
2007	29 111	12 133	20 631	7 400	69 275
2008	30 102	13 050	21 939	8 204	73 295
2009	31 136	14 009	23 317	9 072	77 534
2010	32 204	15 002	24 960	9 980	82 146
2011	33 178	16 083	26 448	10 979	86 688
2012	34 080	17 219	28 286	12 023	91 608
2013	35 112	18 416	30 281	13 186	96 995
2014	36 232	19 607	32 344	14 430	102 613
2015	37 369	20 869	34 601	15 663	108 502
2016	38 269	22 037	36 507	16 748	113 561
2017	39 095	23 180	38 394	17 792	118 461
2018	39 807	24 246	40 185	18 808	123 046
2019	40 475	25 256	41 969	19 755	127 455
2020	40 978	26 158	43 516	20 664	131 316
2021	40 899	26 499	44 394	21 411	133 203
2022	40 549	26 560	44 651	21 830	133 590
2023	39 905	26 457	44 559	22 111	133 032
2024	39 087	26 120	44 043	22 138	131 388

Tableau 8 : Pension moyenne mensuelle en EUR (2024) selon le décile de pension © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Décile	Population cœur	Population élargie	Ensemble
1	2 198	1 594	1 902
2	2 663	2 003	2 339
3	3 373	2 277	2 835
4	4 029	2 517	3 287
5	4 545	2 736	3 657
6	5 084	2 979	4 051
7	5 724	3 319	4 544
8	6 524	3 786	5 180
9	7 528	4 649	6 115
10	9 957	6 577	8 298
Moyenne	5 163	3 244	4 221

Lecture : La pension moyenne mensuelle de l'ensemble des retraités analysés est de 4 221 €, celle des retraités appartenant à la population cœur étant plus élevée que celle de la population élargie.

Tableau 9 : Proportion de fonctionnaires selon le décile de pension (population cœur, 2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Décile de pension	Hommes (%)	Femmes (%)	Ensemble (%)
1	2,7	3,6	3,4
2	2,2	3,7	3,4
3	2,7	8,1	5,7
4	3,3	15,9	8,1
5	6,2	21,4	10,6
6	13,4	28,5	17,9
7	29,6	30,1	29,8
8	37,9	37,7	37,8
9	42,1	52,8	44,3
10	81,2	90,1	83,9
Ensemble	28,9	22,8	26,5

Lecture : Les anciens fonctionnaires sont fortement concentrés dans les déciles supérieurs de pension. Ils représentent seulement **3 à 4 %** des retraités des deux premiers déciles, contre **84 %** de l'ensemble des retraités du décile supérieur (81 % des hommes et 90 % des femmes). Cette concentration exceptionnelle explique qu'en analyse brute les fonctionnaires apparaissent bénéficier d'une mortalité plus faible : ils appartiennent très majoritairement aux niveaux de pension les plus élevés. Une fois le niveau de pension introduit dans les modèles « toutes choses égales par ailleurs », cet avantage disparaît largement.

Tableau 10 : Proportion de femmes selon le décile de pension (2024) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Décile de pension	Population cœur (PC)	Population élargie (PE)
1	82 %	84 %
2	79 %	64 %
3	53 %	37 %
4	33 %	23 %
5	26 %	18 %
6	28 %	18 %
7	26 %	19 %
8	21 %	22 %
9	20 %	25 %
10	31 %	20 %
Ensemble	40 %	33 %

Lecture : Les femmes sont très fortement surreprésentées dans les premiers déciles de pension. Elles représentent plus de quatre retraités sur cinq dans le premier décile, tant dans la population cœur (82 %) que dans la population élargie (84 %). Leur proportion diminue rapidement lorsque le niveau de pension augmente, traduisant les écarts de carrière, de rémunération et de durée d'assurance entre hommes et femmes des générations aujourd'hui retraitées. Cette forte concentration des femmes dans les faibles pensions contribue à expliquer que les gradients de mortalité observés selon le niveau de pension soient moins marqués chez les femmes que chez les hommes, les pensions individuelles reflétant moins fidèlement leur trajectoire socio-économique au cours de la vie active.

6.2 – Influence des caractéristiques socio-économiques sur l'espérance de vie

Tableau 11 : Traduction des coefficients logistiques du Tableau 2 en années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans (IC95 %)
© Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Conversion utilisée : $\Delta e_{60} \approx -8,43 \times \beta$

Variable	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE
Âge (+1 an)	-0,85 [-0,89 ; -0,81]	-0,99 [-1,06 ; -0,91]	-0,81 [-0,87 ; -0,76]	-0,86 [-0,97 ; -0,75]
Décile pension 2	-2,30 [-4,39 ; -0,22]	-0,34 [-1,98 ; +1,30]	-1,94 [-4,45 ; +0,57]	+0,18 [-2,01 ; +2,37]
Décile pension 3	-0,74 [-2,56 ; +1,09]	-0,16 [-2,07 ; +1,75]	-1,16 [-3,57 ; +1,25]	-2,05 [-4,60 ; +0,51]
Décile pension 4	+0,44 [-1,36 ; +2,24]	-0,31 [-2,62 ; +1,99]	-0,15 [-2,55 ; +2,24]	-1,18 [-4,26 ; +1,90]
Décile pension 5	+0,90 [-0,88 ; +2,68]	-1,45 [-3,95 ; +1,05]	+0,15 [-2,23 ; +2,54]	-0,03 [-3,72 ; +3,67]
Décile pension 6	+1,46 [-0,30 ; +3,22]	-1,05 [-3,65 ; +1,56]	+0,57 [-1,81 ; +2,95]	-1,28 [-4,95 ; +2,40]
Décile pension 7	+2,28 [+0,49 ; +4,07]	-0,60 [-3,29 ; +2,08]	-0,08 [-2,44 ; +2,29]	-0,74 [-4,40 ; +2,91]
Décile pension 8	+3,35 [+1,56 ; +5,14]	+1,03 [-2,05 ; +4,11]	+1,54 [-0,87 ; +3,95]	-1,39 [-4,87 ; +2,10]
Décile pension 9	+6,69 [+4,76 ; +8,62]	+1,13 [-2,24 ; +4,50]	-2,40 [-4,88 ; +0,09]	-0,04 [-3,56 ; +3,48]
Décile pension 10 (DC10)	+7,81 [+5,76 ; +9,85]	+2,48 [-0,51 ; +5,46]	+4,05 [+1,50 ; +6,60]	-0,60 [-4,36 ; +3,17]
Fonctionnaire	-1,96 [-2,95 ; -0,97]	+0,30 [-1,62 ; +2,22]	—	—
Indépendant	+1,16 [+0,09 ; +2,23]	-0,36 [-2,02 ; +1,30]	+0,20 [-1,57 ; +1,97]	-3,21 [-6,18 ; -0,25]
Ouvrier	-1,49 [-2,46 ; -0,53]	-3,59 [-5,05 ; -2,13]	-2,16 [-3,22 ; -1,09]	-3,90 [-5,87 ; -1,92]
Citoyenneté : Belgique	—	—	-1,07 [-2,35 ; +0,20]	-0,60 [-3,35 ; +2,15]
Citoyenneté : France	—	—	-0,14 [-1,33 ; +1,04]	+0,56 [-1,83 ; +2,95]
Citoyenneté : Portugal	—	—	+3,19 [+1,70 ; +4,69]	+7,65 [+4,70 ; +10,59]
Citoyenneté : Autre UE	—	—	0,00 [-1,49 ; +1,50]	+1,01 [-1,88 ; +3,90]
Citoyenneté : Autres	—	—	-1,34 [-3,41 ; +0,72]	+0,89 [-3,16 ; +4,95]
Ex-frontalier	—	—	+1,53 [+0,53 ; +2,52]	+1,41 [-0,54 ; +3,35]

Lecture : Par exemple, chez les **hommes** de la population cœur, **appartenir au décile supérieur de pension** (D10) est associé à environ **+7,8 années d'espérance de vie à 60 ans par rapport au décile inférieur** (D1), **toutes choses égales par ailleurs**. Chez les femmes de la population cœur, l'effet est de même signe mais n'atteint pas le seuil de significativité statistique. Les valeurs en gras correspondent aux coefficients de mortalité significatifs du Tableau 2.

Note méthodologique : Ces valeurs représentent des **années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans** obtenues par traduction des coefficients logistiques à partir de la relation empirique entre la mortalité à 80 ans et l'espérance de vie à 60 ans. Elles doivent être interprétées comme des associations statistiques et non comme des effets causaux.

Tableau 12 : Traduction des coefficients logistiques du Tableau 3 en années équivalentes d'espérance de vie à 60 ans (IC95 %)
© Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Variable	Hommes-PC	Femmes-PC	Hommes-PE	Femmes-PE
Âge (+1 an)	-0,92 [-0,96 ; -0,87]	-1,07 [-1,15 ; -0,99]	-0,89 [-0,95 ; -0,83]	-1,01 [-1,13 ; -0,89]
Âge de départ retraite (+1 an)	+0,68 [+0,56 ; +0,80]	+0,63 [+0,44 ; +0,82]	+0,88 [+0,76 ; +1,00]	+0,96 [+0,74 ; +1,17]
Décile 6	+1,78 [+0,00 ; +3,56]	-0,32 [-2,95 ; +2,30]	+3,17 [+0,76 ; +5,59]	+0,78 [-2,93 ; +4,49]
Décile 7	+2,29 [+0,48 ; +4,09]	+0,12 [-2,59 ; +2,82]	+2,54 [+0,14 ; +4,94]	+1,03 [-2,66 ; +4,72]
Décile 8	+2,81 [+1,00 ; +4,62]	+1,34 [-1,75 ; +4,43]	+3,93 [+1,50 ; +6,37]	+0,41 [-3,11 ; +3,92]
Décile 9	+5,76 [+3,80 ; +7,71]	+1,27 [-2,12 ; +4,66]	+4,51 [+2,00 ; +7,02]	+1,97 [-1,60 ; +5,53]
Décile 10	+5,52 [+3,42 ; +7,62]	+2,50 [-0,51 ; +5,51]	+5,63 [+3,06 ; +8,20]	+0,64 [-3,17 ; +4,44]
Fonctionnaire	-1,05 [-2,06 ; -0,05]	+0,05 [-1,87 ; +1,98]	—	—
Indépendant	+0,43 [-0,65 ; +1,52]	-0,21 [-1,88 ; +1,47]	-0,20 [-1,98 ; +1,58]	-3,33 [-6,32 ; -0,35]
Ouvrier	-1,03 [-2,00 ; -0,06]	-3,48 [-4,94 ; -2,02]	-1,03 [-2,11 ; +0,06]	-3,25 [-5,25 ; -1,26]
Citoyenneté : Belgique	—	—	-0,89 [-2,16 ; +0,39]	-0,50 [-3,25 ; +2,25]
Citoyenneté : France	—	—	+0,36 [-0,83 ; +1,56]	+0,80 [-1,59 ; +3,20]
Citoyenneté : Portugal	—	—	+4,12 [+2,63 ; +5,62]	+8,75 [+5,79 ; +11,71]
Citoyenneté : Autre UE	—	—	+0,87 [-0,64 ; +2,38]	+1,89 [-1,02 ; +4,80]
Citoyenneté : Autres	—	—	-1,77 [-3,84 ; +0,29]	+0,73 [-3,33 ; +4,78]
Ex-frontalier	—	—	+1,46 [+0,47 ; +2,46]	+1,33 [-0,63 ; +3,28]

Lecture : Les valeurs en gras correspondent aux coefficients de mortalité significatifs du Tableau 3.

- Chez les **hommes de la population cœur**, appartenir au **décile supérieur de pension** est associé à environ **+5,5 années d'espérance de vie à 60 ans** par rapport au décile inférieur.
- Chez les **hommes de la population élargie**, l'écart atteint **+5,6 années**.
- L'**âge de départ à la retraite** présente une association remarquablement stable : **+0,6 à +1,0 année d'espérance de vie à 60 ans pour chaque année supplémentaire de départ plus tardif**.
- Les **citoyens portugais** de la population élargie présentent un avantage particulièrement marqué, surtout chez les **femmes (+8,8 années)**.
- Le statut **ouvrier** est associé à une **espérance de vie plus faible**, particulièrement chez les **femmes (-3 à -3,5 ans)**.

6.3 – Modèles de Cox et courbe de survie Kaplan-Meier

En complément des modèles logistiques annuels, et de façon à produire des résultats comparables à l’étude de survie de l’IGSS (2025), nous mettons en œuvre une analyse de survie estimée sur la cohorte des hommes de la population cœur partis en pension entre 2008 et 2010. Le suivi est réalisé jusqu’en 2024, soit une durée maximale de 15 ans. La variable de temps correspond au nombre d’années écoulées depuis 2009 ; les individus encore vivants en 2024 sont censurés à cette date. L’échantillon comprend 11 781 individus, dont 2 385 décès observés.

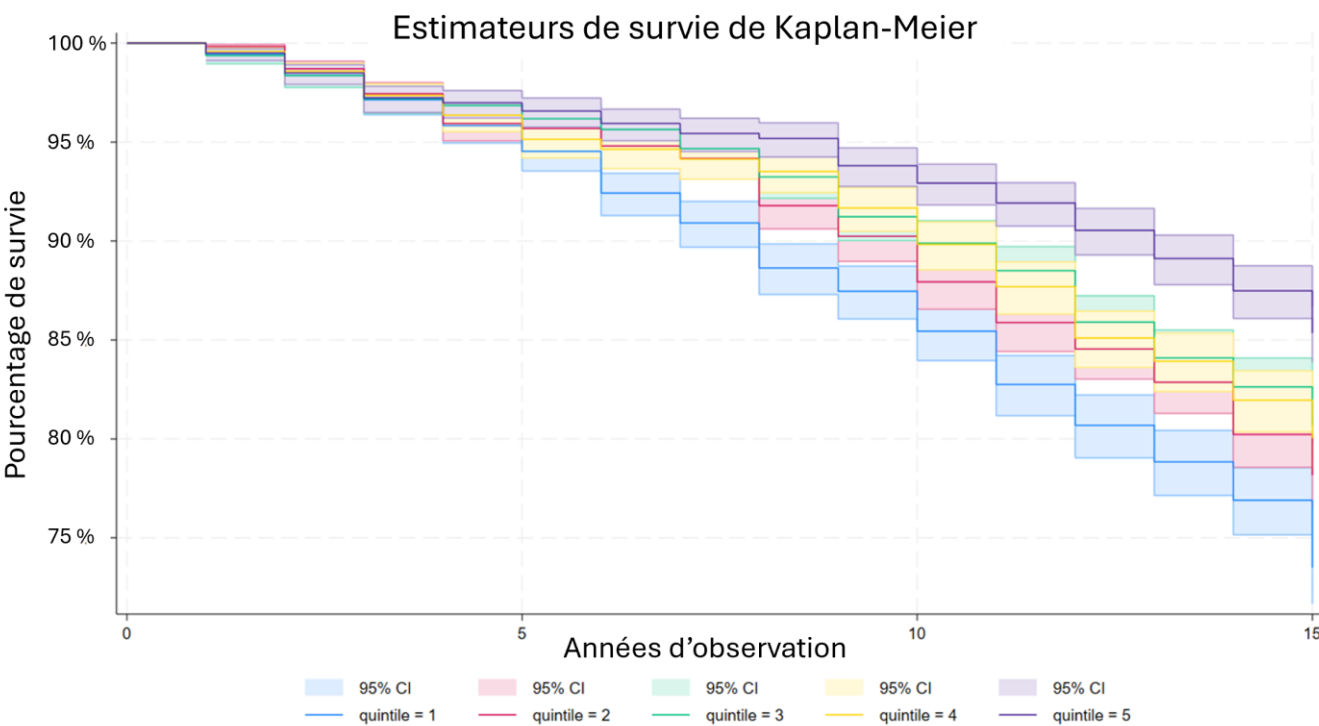


Figure 9 : Courbes de survie de Kaplan-Meier selon le quintile de pension © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Lecture : Les courbes de Kaplan-Meier mettent en évidence un gradient social particulièrement net de la survie après le départ à la retraite. Les cinq courbes demeurent pratiquement ordonnées tout au long des quinze années de suivi, sans croisement notable, les bénéficiaires des pensions les plus élevées (appartenant aux quintiles de pension supérieurs) conservant systématiquement une probabilité de survie plus importante que celle des retraités les moins favorisés. Après quinze années d’observation, la probabilité cumulée de survie atteint environ 86 % dans le cinquième quintile, contre 77 % dans le premier, soit un écart d’environ neuf points de pourcentage. Les intervalles de confiance à 95 % restent relativement étroits et confirment la robustesse de ce gradient.

Tableau 13 : Modèle de Cox des risques proportionnels de mortalité (cohorte des nouveaux pensionnés 2008-2010, hommes, population cœur) © Chambre des Députés 2026, sur la base des données de la LMDP

Variable	Rapport de risque	IC95 %	P
Quintile 2	0,758	0,672 – 0,857	<0,001
Quintile 3	0,681	0,595 – 0,779	<0,001
Quintile 4	0,686	0,594 – 0,794	<0,001

Variable	Rapport de risque	IC95 %	P
Quintile 5	0,446	0,376 – 0,530	<0,001
Âge (+1 an)	1,040	1,023 – 1,058	<0,001
Fonctionnaire	1,074	0,956 – 1,207	0,229
Indépendant	0,793	0,685 – 0,918	0,002
Ouvrier	1,098	0,977 – 1,235	0,117

N = 11 781 ; décès = 2 385 ; durée maximale de suivi = 15 ans.

Référence : premier quintile de pension.

Le modèle semi-paramétrique de Cox conduit aux mêmes conclusions que celles des courbes de survie de Kaplan-Meier. Après ajustement sur l'âge, le statut de fonctionnaire, d'indépendant et d'ouvrier, le risque instantané de décès demeure significativement plus faible dans tous les quintiles supérieurs de pension. Par rapport au premier quintile, il est réduit de 24 % dans le deuxième (HR = 0,76), d'environ 32 % dans les troisième et quatrième (HR = 0,68 et 0,69) et de 55 % dans le quintile supérieur (HR = 0,45 ; $p < 0,001$). L'âge reste fortement associé à la mortalité, chaque année supplémentaire augmentant le risque instantané de décès d'environ 4 % (HR = 1,04), tandis que les anciens indépendants présentent une mortalité significativement plus faible (HR = 0,79). En revanche, les coefficients associés aux statuts de fonctionnaire et d'ouvrier ne sont pas statistiquement significatifs.

Ces analyses longitudinales confirment ainsi les résultats obtenus avec les modèles logistiques. Elles montrent que les écarts de mortalité selon le niveau de pension ne constituent pas seulement une différence observée à un instant donné, mais se traduisent par des trajectoires de survie durablement distinctes au cours des quinze années suivant le départ à la retraite. La stabilité des courbes suggère que ce gradient social de mortalité persiste tout au long de la retraite plutôt que de se concentrer sur les premières années de suivi.

7 – Données

Human Mortality Database (HMD). Max Planck Institute for Demographic Research (Allemagne), University of California, Berkeley (É.-U.) et Institut national d'études démographiques (France). Disponible sur www.mortality.org (mise à jour 5 mai 2026, DOI: 10.4054/HMD).

Luxembourg Microdata Platform on Labour and Social Protection (LMDP) (2023). Inspection générale de la sécurité sociale (Luxembourg). *Cahier méthodologique* n° 3. Luxembourg : IGSS.

8 – Bibliographie

- Avendano, M., Cylus, J., Sagan, A., Normand, C., Figueras, J., North, J., et White, C. (2019). *Working at Older Ages : Why It's Important, How It Affects Health, and the Policy Options to Support Health Capacity for Work*. Copenhagen : European Observatory on Health Systems and Policies. Disponible sur <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK550593/>.
- Bamia, C., Trichopoulou, A., et Trichopoulos, D. (2008). « Age at retirement and mortality in a general population sample : the Greek EPIC study », *American Journal of Epidemiology* 167(5), pp. 561-569. Disponible sur <https://doi.org/10.1093/AJE/KWM337>.
- Beltrán-Sánchez, H., Finch, C. E. et Crimmins, E. M. (2015). « Twentieth century surge of excess adult male mortality », *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 112(29), pp. 8993-8998. Disponible sur <https://doi.org/10.1073/PNAS.1421942112>.
- Berger, F. et Salagean, I. (2025). *Le recours au congé parental des parents des enfants nés en 2017*. Luxembourg : IGSS, coll. « Aperçu » n° 27. Disponible sur https://gouvernement.lu/fr/publications.gouv2024_igss+fr+publications+apercus-et-cahiers+apercus+apercu27.html
- Blanpain, N. (2018). « L'espérance de vie par niveau de vie : chez les hommes, 13 ans d'écart entre les plus aisés et les plus modestes », Insee Première 1687. Disponible sur <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3319895>.
- Blanpain, N. (2024). « L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme jusqu'en 2020-2022 - méthode », *Documents de travail* 2024-17. Disponible sur <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8219333>.
- Blanpain, N. (2025). « De 2012-2016 à 2020-2024, l'écart d'espérance de vie entre les personnes modestes et aisées s'est accru », *Insee Première* 2085. Disponible sur <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8679561>.
- Bonnet, F., Camarda, C.-G., Cambois, E. et Merville, O. (2023). « Les ouvriers vivent moins longtemps que les cadres : combien de temps passent-ils à la retraite et en (in)activité ? », *Population & Sociétés* 611(5), pp. 1-4. Disponible sur <https://doi.org/10.3917/POPSOC.611.0001>.
- Bonnet, F., Alliger, I., Camarda, C. G., Klüsener, S., Meslé, F., Mühlichen, M., Thuilliez, J. et Grigoriev, P. (2026). « Potential and challenges for sustainable progress in human longevity », *Nature Communications* 17(1). Disponible sur <https://doi.org/10.1038/S41467-026-68828-Z>.
- Brønnum-Hansen, H., Foverskov, E. et Andersen, I. (2020). « Occupational inequality in health expectancy in Denmark », *Scandinavian Journal of Public Health* 48(3), pp. 338-345. Disponible sur <https://doi.org/10.1177/1403494819882138>.
- Case, A. et Deaton, A. (2020). « Deaths of Despair and the Future of Capitalism Book Despair, democracy, and the failures of American capitalism », *The Lancet* 395.

- Chauvel, L. et Leist, A. K. (2015). « Socioeconomic hierarchy and health gradient in Europe: the role of income inequality and of social origins », *International Journal for Equity in Health* 14(1), p. 132. Disponible sur <https://doi.org/10.1186/S12939-015-0263-Y>.
- Chetty, R., Stepner, M., Abraham, S., Lin, S., Scuderi, B., Turner, N., Bergeron, A. et Cutler, D. (2016). « The Association Between Income and Life Expectancy in the United States, 2001–2014 », *JAMA* 315(16), pp. 1750-1766. Disponible sur <https://doi.org/10.1001/JAMA.2016.4226>.
- Coenen, P., Huysmans, M. A., Holtermann, A., Krause, N., Van Mechelen, W., Straker, L. M. et Van Der Beek, A. J. (2018). « Do highly physically active workers die early ? A systematic review with meta-analysis of data from 193 696 participants », *British Journal of Sports Medicine* 52(20), pp. 1320-1326. Disponible sur <https://doi.org/10.1136/BJSPORTS-2017-098540>.
- Couto, R. M., Frugé, A. D. et Greene, M. W. (2021). « Adherence to the Mediterranean Diet in a Portuguese Immigrant Community in the Central Valley of California », *Nutrients* 13(6), p. 1989, Disponible sur <https://doi.org/10.3390/NU13061989>.
- Ducomble, T., Rausch, K., Seuring, T., Urbain, M. et Chiolo, A. (2026). *Gesond Gesellschaft duerch Präventioun : Alléger le fardeau des maladies chroniques au Luxembourg. Évaluation des principaux déterminants de la santé pour guider les interventions de prévention primaire*, Strassen, Luxembourg : Observatoire national de la santé (ObSanté), Disponible sur <https://obs.gouvernement.lu/fr/publications/gesund-gesellschaft-rapportfr.html>.
- Durand, F., Lamour, C., Raimbault, N., Malherbe, A., Grandjean, M., Leclercq, A., Nihoul, A., Lambotte, J.-M., Dupont, X., Gathon, H.-J., Maldague, H., Godart, M.-F., Castiau, E. et Verelst, S. (2019). « Dynamiques démographiques et les besoins territoriaux associés », *Cahier thématique 1*, Interreg Grande Région. Disponible sur <https://liser.elsevierpure.com/fr/publications/cahier-th%C3%A9matique-n1-dynamiques-d%C3%A9mographiques-et-les-besoins-ter/>
- Eurostat (2026). « Espérance de vie à la naissance par sexe (demo_mlexpec) ». Disponible sur <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00205/default/table?lang=fr> (dernière mise à jour le 4 juin 2026, consulté le 14 juillet 2026).
- Feinglass, J., Lin, S., Thompson, J., Sudano, J., Dunlop, D., Song, J. et Baker, D. W. (2007). « Baseline health, socioeconomic status, and 10-year mortality among older middle-aged Americans : findings from the Health and Retirement Study, 1992 2002 », *The Journals of Gerontology. Series B Psychological Sciences and Social Sciences* 62(4). Disponible sur <https://doi.org/10.1093/GERONB/62.4.S209>.
- Fleury, C. (2010). *Les attitudes et les pratiques de solidarité intergénérationnelle des immigrants portugais du Luxembourg. Une étude comparative*. Differdange : Centre d'études de populations, de pauvreté et de politiques socio-économiques (CEPS/INSTEAD), coll. « Working Papers » n° 24. Disponible sur <https://www.jugend-in-luxembourg.lu/les-attitudes-et-les-pratiques-de-solidarite-intergenerationnelle-des-immigrants-portugais-du-luxembourg/>.
- Fors, S., Modin, B., Koupil, I. et Vagerö, D. (2012). « Socioeconomic inequalities in circulatory and all-cause mortality after retirement: the impact of mid-life income and old-age pension. Evidence from the Uppsala Birth Cohort Study », *Journal of Epidemiology and Community Health* 66(7). Disponible sur <https://doi.org/10.1136/JECH.2010.131177>.
- Gomes, G. et Peltier, F. (2026). *Projections démographiques du Luxembourg : Vers un million d'habitants d'ici 2070*. Luxembourg : STATEC coll. « Analyses » n° 02/26. Disponible sur <https://statistiques.public.lu/fr/publications/series/analyses/2026/analyses-02-26.html>.
- Helfer, M., Pauly, M. et Caruso, G. (2021). « La démographie de la Grande Région SaarLorLux », *GR-Atlas Atlas de La Grande Région SaarLorLux* 42(2), pp. 1-15. Disponible sur <https://orbilu.uni.lu/handle/10993/50595>.

- IGSS (Inspection générale de la sécurité sociale) (2025). *Analyse de survie des nouveaux retraités du régime général d'assurance pension sur la période 2010-2024*. Luxembourg : IGSS, coll. « Aperçu » n° 30. Disponible sur <https://igss.gouvernement.lu/fr/publications/apercus-et-cahiers/apercus/apercu30.html>.
- Kaprio, J., Sarna, S., Fogelholm, M. et Koskenvuo, M. (1996). « Total and occupationally active life expectancies in relation to social class and marital status in men classified as healthy at 20 in Finland », *Journal of Epidemiology and Community Health* 50(6), pp. 653-660. Disponible sur <https://doi.org/10.1136/JECH.50.6.653>.
- Kühntopf, S. et Tivig, T. (2012). « Early retirement and mortality in Germany », *European Journal of Epidemiology* 27(2), pp. 85-89. Disponible sur <https://doi.org/10.1007/S10654-012-9658-X>.
- Mackenbach, J. P., Stirbu, I., Roskam, A.-J. R., Schaap, M. M., Menvielle, G., Leinsalu, M. et Kunst, A. E. (2008). « Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries », *The New England Journal of Medicine* 358(23), pp. 2468-2481. Disponible sur <https://doi.org/10.1056/NEJMSA0707519>.
- Mackenbach, J.P., Bopp, M., Deboosere, P., Kovacs, K., Leinsalu, M., Martikainen, P., Menvielle, G., Regidor, E. et de Gelder, R. (2017). « Determinants of the magnitude of socioeconomic inequalities in mortality : A study of 17 European countries », *Health & Place* 47, pp. 44-53. Disponible sur <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1353829216304543>.
- Mackenbach, J. P., Valverde, J. R., Bopp, M., Brønnum-Hansen, H., Deboosere, P., Kalediene, R., Kovács, K., Leinsalu, M., Martikainen, P., Menvielle, G., Regidor, E. et Nusselder, W. J. (2019). « Determinants of inequalities in life expectancy : an international comparative study of eight risk factors », *The Lancet Public Health* 4(10), pp. e529-e537. Disponible sur [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(19\)30147-1](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(19)30147-1).
- Marmot, M., Stansfeld, S., Patel, C., North, F., Head, J., White, I., Brunner, E., Feeney, A. et Smith, G. D. (1991). « Health inequalities among British civil servants : the Whitehall II study », *The Lancet* 337(8754), pp. 1387-1393. Disponible sur [https://doi.org/10.1016/0140-6736\(91\)93068-K](https://doi.org/10.1016/0140-6736(91)93068-K).
- Marmot, M. (2004). « The Status Syndrome : How Social Standing Affects Our Health and Longevity », *Significance* 1, pp. 150-154. Disponible sur <https://doi.org/10.1111/j.1740-9713.2004.00058.x>.
- Moquet, M.-J. et Potvin, L. (2011). « Inégalités sociales de santé : connaissances et modalités d'intervention », *La Santé de l'homme* 414. Disponible sur https://www.santepubliquefrance.fr/sites/default/files/rdd/document/43244_spf00001004.pdf
- OCDE (2021). *Luxembourg : Country Health Profile 2021*, Paris : OCDE, coll. « State of Health in the EU ». Disponible sur <https://doi.org/10.1787/3c147ce7-en>.
- OCDE (2022). *Évaluation des réponses au COVID-19 du Luxembourg : Tirer les enseignements de la crise pour accroître la résilience*. Paris : OCDE. Disponible sur <https://doi.org/10.1787/C9358848-FR>.
- OCDE (2025). *Panorama de la santé 2025 : Les indicateurs de l'OCDE*. Paris : OCDE. Disponible sur <https://doi.org/10.1787/2F564C6C-FR>.
- Pauly, M. et Penny, C. (2024). *La pandémie COVID-19 au Luxembourg : analyses et rapports de l'impact des mesures socio-politiques et sanitaires*. Luxembourg : Chambre des Députés du Grand-Duché de Luxembourg. Disponible sur https://www.chd.lu/fr/note_de_recherche_covid.
- Pérez-Salamero González, J. M., Regúlez-Castillo, M., Ventura-Marco, M. et Vidal-Meliá, C. (2022). « Mortality and life expectancy trends in Spain by pension income level for male pensioners in the general regime retiring at the statutory age, 2005-2018 », *International Journal for Equity in Health* 21(1). Disponible sur <https://doi.org/10.1186/S12939-022-01697-2>.
- Ries, J. et Mapengo, L. (2013). « Salaires, emploi et conditions de travail. Premiers résultats de l'enquête sur la structure des salaires de 2010 », *Bulletin du STATEC* 2/2012. Disponible sur <https://statistiques.public.lu/fr/publications/series/bulletin-statec/2012/02-12-salaires.html>.

- Sewdas, R., De Wind, A., Stenholm, S., Coenen, P., Louwerse, I., Boot, C. et Van Der Beek, A. (2020). « Association between retirement and mortality : working longer, living longer ? A systematic review and meta-analysis », *Journal of Epidemiology and Community Health* 74(5), pp. 473-480. Disponible sur <https://doi.org/10.1136/JECH-2019-213023>.
- Shi, J. et Kolk, M. (2022). « How Does Mortality Contribute to Lifetime Pension Inequality ? Evidence From Five Decades of Swedish Taxation Data », *Demography* 59(5), pp. 1843-1871. Disponible sur <https://doi.org/10.1215/00703370-10218779>.
- Shkolnikov, V. M., Scholz, R., Jdanov, D. A., Stegmann, M. et Von Gaudecker, H. M. (2008). « Length of life and the pensions of five million retired German men », *European Journal of Public Health*, 18(3) pp. 264-269. Disponible sur <https://doi.org/10.1093/EURPUB/CKM102>.
- Shor, E. et Roelfs, D. (2021). « A Global Meta-analysis of the Immigrant Mortality Advantage », *International Migration Review* 55(4), pp. 999-1028. Disponible sur <https://doi.org/10.1177/0197918321996347>.
- Steel, N., Bauer-Staeb, C., Ford, J. et al. (GBD 2021 Europe Life Expectancy Collaborators) (2025). « Changing life expectancy in European countries 1990-2021 : a subanalysis of causes and risk factors from the Global Burden of Disease Study 2021 », *The Lancet Public Health* 10, pp. e172-e188. Disponible sur [https://www.thelancet.com/journals/lanpub/article/PIIS2468-2667\(25\)00009-X/fulltext](https://www.thelancet.com/journals/lanpub/article/PIIS2468-2667(25)00009-X/fulltext).
- Tchicaya, A. et Lorentz, N. (2011). *Disparités sociales de mortalité au Luxembourg*. Luxembourg : Centre d'Études de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-Économiques (CEPS/INSTEAD), coll. « Working Papers » n° 37. Disponible sur <https://statistiques.public.lu/fr/publications/autresacteurs/series-ceps/working-papers-ceps/2011/working-paper-ceps-37-11.html>.
- Torssander, J. et Erikson, R. (2010). « Stratification and Mortality – A Comparison of Education, Class, Status, and Income », *European Sociological Review* 26(4), pp. 465-474. Disponible sur <https://doi.org/10.1093/ESR/JCP034>.
- van Raalte, A. A., Martikainen, P. et Myrskylä, M. (2014). « Lifespan variation by occupational class : compression or stagnation over time? », *Demography* 51(1), pp. 73-95. Disponible sur <https://doi.org/10.1007/S13524-013-0253-X>.
- Von Bonsdorff, M. B., Seitsamo, J., Von Bonsdorff, M. E., Ilmarinen, J., Nygård, C. H. et Rantanen, T. (2012). « Job strain among blue-collar and white-collar employees as a determinant of total mortality : a 28-year population-based follow-up », *BMJ Open* 2(2). Disponible sur <https://doi.org/10.1136/BMJOPEN-2012-000860>.
- Wilmoth, J. R. (2005). « On the relationship between period and cohort mortality », *Demographic Research* 13(11), pp. 231-280. Disponible sur <https://doi.org/10.4054/DemRes.2005.13.11>.

Cellule scientifique

