

Mortalité différentielle en Suisse 2011-2022



Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Eidgenössisches Departement des Innern EDI
Département fédéral de l'intérieur DFI
Bundesamt für Sozialversicherungen BSV
Office fédéral des assurances sociales OFAS

L'Office fédéral des assurances sociales publie dans sa série «Aspects de la sécurité sociale» des travaux conceptuels et des rapports de recherche ou d'évaluation sur des sujets d'actualité dans le domaine de la sécurité sociale pour les rendre accessibles au grand public et stimuler la discussion. Les conclusions et les recommandations présentées par les auteurs ne reflètent pas forcément l'opinion de l'Office fédéral des assurances sociales.

Auteurs

Philippe Wanner
Université de Genève / Institut de démographie et socioéconomie UniMail
40, bd Pont d'Arve, CH-1211 Genève 4
philippe.wanner@unige.ch
www.unige.ch/sciences-societe/ideso/

Renseignements

Office fédéral des assurances sociales
Effingerstrasse 20, CH-3003 Berne

Domaine AVS, prévoyance professionnelle et PC
Andrea Künzli
+41 (0)58 465 37 42, andrea.kuenzli@bsv.admin.ch

Secteur Recherche et évaluation
Ilka Steiner
+41 (0)58 483 94 31, ilka.steiner@bsv.admin.ch

ISSN

1663-4659 (rapport électronique)
1663-4667 (version imprimée française)

Copyright

Office fédéral des assurances sociales, CH-3003 Berne
Reproduction d'extraits autorisée – excepté à des fins commerciales – avec mention de la source; copie à l'Office fédéral des assurances sociales.

Diffusion

OFCL, vente des publications fédérales, CH-3003 Berne
<http://www.publicationsfederales.admin.ch>

Numéro de commande

318.010.1/25F

Date de publication et édition

Février 2025, 1^{ère} édition

Mortalité différentielle en Suisse 2011-2022

Avant-propos de l'Office fédéral des assurances sociales

En 2023, en Suisse, l'espérance de vie à la naissance était de 85,8 ans pour les femmes et de 82,2 ans pour les hommes. En la matière, la Suisse est dans le peloton de tête mondial. Tandis que l'espérance de vie n'a cessé d'augmenter depuis des décennies, on observe aussi, depuis quelques années, une diminution des écarts de longévité entre les sexes.

À mesure que l'espérance de vie augmente, la durée de perception moyenne des rentes s'allonge d'autant. Aussi, une exigence resurgit régulièrement dans le débat sur l'avenir de la prévoyance vieillesse : celle de mieux ajuster les prestations à l'espérance de vie des différents groupes de population. En 2012, l'OFAS avait déjà publié une étude sur la mortalité différentielle en Suisse ([Wanner et Lerch 2012](#)). Comme elle reposait sur des données datant de 1990 à 2005, ses analyses ont été actualisées sur la base de données de 2011 et 2022.

Les derniers résultats confirment les conclusions de l'étude menée en 2012 : de grands écarts d'espérance de vie sont toujours constatés. Les différences sont plus marquées chez les hommes que chez les femmes : les personnes non mariées présentent une mortalité plus élevée que les personnes mariées. À titre d'exemple, un homme marié de 25 ans vit aujourd'hui, en moyenne, 6 ans de plus qu'un homme célibataire. Chez les femmes, l'écart atteint tout juste 4 ans. De même, les personnes sans activité professionnelle ont un risque de mortalité plus élevé que les actifs. De fait, pour un homme professionnellement inactif ayant entre 40 et 49 ans, la probabilité de décéder au cours des cinq prochaines années est plus de 7 fois supérieure à celle d'un homme exerçant une activité professionnelle. Chez les femmes, ce facteur est de 3,33. En outre, l'espérance de vie augmente avec le niveau de formation. À 25 ans, l'espérance de vie moyenne d'un homme diplômé universitaire est d'environ 4 ans supérieure à celle d'un titulaire d'un diplôme de degré secondaire I du même sexe. Chez les femmes, l'écart est d'environ 2 ans. Établir une corrélation de la mortalité avec un secteur d'activité, un statut professionnel ou un métier est plus difficile, car l'analyse réalisée s'est appuyée sur l'enquête structurelle par échantillonnage et, par conséquent, sur un nombre de personnes relativement restreint.

Comme dans le rapport de 2012, l'auteur a élaboré plusieurs modèles de calcul des âges de référence, en fonction du sexe et du niveau de formation de chaque individu. Il en ressort de fortes inégalités sociales : pour que le rapport entre nombre d'années de travail et nombre d'années de retraite soit le même pour un homme, diplômé de l'enseignement supérieur, et un autre, titulaire d'un diplôme de degré secondaire I, le premier des deux devrait travailler 14 ans de plus. Pour les femmes, la variance de l'âge de référence devrait couvrir une fourchette de 9 ans.

L'AVS et le 2^e pilier prévoient une certaine flexibilité dans le domaine des retraites (anticipation, ajournement ou perception partielle de la rente de vieillesse), ce qui permet de personnaliser, dans certaines limites, le départ à la retraite. À l'entrée en vigueur de la réforme AVS 21, les taux de réduction de la rente, en cas d'anticipation, et ses taux d'augmentation, en cas d'ajournement, ont été ajustés à l'espérance de vie. À partir de 2027, les taux de réduction en cas d'anticipation de la rente de vieillesse diminueront pour les revenus les plus faibles. De plus, après une phase de transition, l'âge de référence sera uniforme pour les femmes et les hommes à partir de janvier 2028. Tous les assurés à l'AVS, quels que soient leur profession ou leur niveau de formation, devront alors avoir cotisé durant 44 ans pour avoir droit à une rente de vieillesse complète.

Outre la durée de cotisation, le revenu est également pris en compte dans le calcul de la rente de vieillesse. Le revenu AVS est annualisé. Les services compétents en matière d'AVS n'ont cependant pas accès à des données telles que le taux d'occupation, la profession exercée, la branche d'activité ou le niveau de formation des assurés. C'est pourquoi le système AVS actuel ne tient pas compte de ces facteurs. Pour les prendre en compte dans la fixation de l'âge de référence, il faudrait commencer à les relever systématiquement, et ce, tout au long de la carrière professionnelle de chaque assuré, ce qui entraînerait une charge de travail considérable.

D'autres questions fondamentales se posent : comment faudrait-il prendre en compte, par exemple, les emplois à temps partiel exercés pendant la formation, les interruptions de l'activité professionnelle ou le chômage ? Serait-il équitable de lier l'âge de référence à l'espérance de vie moyenne de groupes abstraits, déterminée selon des critères statistiques, alors même que l'espérance de vie varie par ailleurs fortement d'un individu à l'autre à l'intérieur d'une même catégorie de personnes ?

Le débat sur l'aménagement de l'âge de référence est bien lancé. Pouvoir s'appuyer sur une solide base de réflexion et se poser les bonnes questions n'en sont que plus importants.

Colette Nova, vice-directrice
Responsable du domaine AVS, prévoyance professionnelle et PC

Vorwort des Bundesamtes für Sozialversicherungen

Die Lebenserwartung bei der Geburt liegt in der Schweiz bei 85,8 Jahren für Frauen und bei 82,2 Jahren für Männer (2023). Damit gehört die Schweiz weltweit zur Spitze. Während die Lebenserwartung seit Jahrzehnten kontinuierlich angestiegen ist, haben sich die Geschlechterunterschiede in den letzten Jahren verringert.

Mit der Lebenserwartung steigt auch die durchschnittliche Rentenbezugsdauer. Deshalb wird in der Diskussion über die Zukunft der Altersvorsorge immer wieder gefordert, die Leistungen besser auf die unterschiedliche Lebenserwartung verschiedener Bevölkerungsgruppen abzustimmen. Zur differentiellen Sterblichkeit publizierte das BSV 2012 eine Studie ([Wanner und Lerch 2012](#)). Diese beruhte auf Daten aus den Jahren 1990 – 2005. Nun wurde die Analyse mit Daten von 2011 bis 2022 aktualisiert.

Die vorliegenden Ergebnisse stützen die Erkenntnisse der Studie von 2012. So zeigen sich nach wie vor grosse Unterschiede in der Lebenserwartung. Diese sind bei Männern ausgeprägter als bei Frauen: Unverheiratete Personen weisen ein höheres Sterblichkeitsrisiko auf als verheiratete Personen. So lebt ein verheirateter Mann im Alter von 25 Jahren heute im Schnitt rund 6 Jahre länger als ein lediger Mann. Bei den Frauen beträgt der Unterschied knapp 4 Jahre. Nichterwerbstätige wiederum haben ein höheres Sterberisiko als Erwerbstätige. Die Wahrscheinlichkeit für einen nichterwerbstätigen Mann zwischen 40 und 49 Jahren in den nächsten fünf Jahren zu sterben ist mehr als 7-mal höher als für einen erwerbstätigen Mann. Bei den Frauen beläuft sich der Faktor auf 3,33. Zudem gilt: Je höher der Bildungsstand, desto höher die Lebenserwartung. Im Alter von 25 Jahren ist die durchschnittliche Lebenserwartung von Männern mit Hochschulabschluss rund 4 Jahre höher als für Männer mit Sek-I-Abschluss. Bei den Frauen beträgt dieser Unterschied etwa 2 Jahre. Nur schwer festmachen lässt sich der Einfluss von Branche, Erwerbsstatus oder Beruf auf die Sterblichkeit, da hierbei die Analyse auf der stichprobenbasierten Strukturhebung und somit auf einer relativ kleinen Personenzahl basiert.

Wie im Bericht von 2012 hat der Autor verschiedene Modelle ausgearbeitet, um anhand des Geschlechts und des Ausbildungsniveaus unterschiedliche Referenzalter zu berechnen. Dabei zeigen sich grosse Ungleichheiten: Ein Mann mit Hochschulabschluss müsste 14 Jahre länger arbeiten, als ein Mann mit Sek-I-Abschluss, wenn das Verhältnis von Erwerbs- zu Rentenjahren bei beiden gleich sein soll. Bei den Frauen würde das Referenzalter um 9 Jahre variieren.

Die AHV und die 2. Säule sehen Möglichkeiten für den flexiblen Bezug der Altersrente vor (Vorbezug, Aufschub, anteiliger Bezug der Altersrente). Diese erlauben es, den Eintritt in den Ruhestand bis zu einem gewissen Grad individuell zu gestalten. Die Kürzungssätze bei einem Rentenvorbezug und die Erhöhungssätze bei einem Rentenaufschub in der AHV wurden mit Inkrafttreten der Reform AHV21 an die Lebenserwartung angepasst. Ab 2027 gelten für tiefere Einkommen reduzierte Kürzungssätze bei einem Vorbezug der Altersrente. Nach einer Übergangsphase gilt ab Januar 2028 zudem das gleiche Referenzalter für Frauen und Männer. Unabhängig vom Beruf oder dem Ausbildungsniveau gilt dann in der AHV für alle Versicherten eine Beitragsdauer von 44 Jahren, um eine volle Altersrente zu erhalten.

In der AHV wird nebst der Beitragsdauer auch das Einkommen für die Berechnung der Altersrente berücksichtigt. Dieses wird jährlich erfasst. Der AHV nicht bekannt sind aber Daten wie zum Beispiel der Beschäftigungsgrad, der ausgeübte Beruf, die Branche oder das Ausbildungsniveau der Versicherten. Aus diesem Grund können solche Faktoren im heutigen System der AHV auch nicht berücksichtigt werden. Um sie für die Festlegung des Referenzalters berücksichtigen zu können, müssten solche Daten in Zukunft systematisch und während der ganzen Versichertenkarriere erhoben werden. Dies wäre mit einem erheblichen Aufwand verbunden.

Dabei stellen sich auch grundsätzliche Fragen: Wie sollen beispielsweise Teilzeitbeschäftigungen während der Ausbildung, Berufspausen oder Arbeitslosigkeit berücksichtigt werden? Ist es gerecht, das Referenzalter von Individuen von der nach statistischen Kriterien ermittelten durchschnittlichen Lebenserwartung abstrakter Gruppen abhängig zu machen, obwohl es innerhalb dieser Kategorien ebenfalls grosse individuelle Unterschiede in der Lebenserwartung gibt?

Die Debatte über die Ausgestaltung des Referenzalters ist im Gang. Umso wichtiger ist es, dafür eine gute Basis zu haben und die richtigen Fragen zu stellen.

Colette Nova, Vizedirektorin
Leiterin Geschäftsfeld AHV, Berufliche Vorsorge und EL

Premessa dell'Ufficio federale delle assicurazioni sociali

La speranza di vita alla nascita in Svizzera è di 85,8 anni per le donne e di 82,2 anni per gli uomini (stato: 2023). Questo dato colloca il nostro Paese tra i primi al mondo. Mentre la speranza di vita è in costante aumento da decenni, negli ultimi anni il divario di genere si è ridotto.

Con l'aumento della speranza di vita, aumenta anche la durata media di riscossione della rendita. Pertanto, nel dibattito sul futuro della previdenza per la vecchiaia viene ripetutamente chiesto un migliore adeguamento delle prestazioni alla diversa speranza di vita delle varie fasce della popolazione. Sul tema della mortalità differenziale l'UFAS ha pubblicato uno studio nel 2012 ([Wanner e Lerch 2012](#)). Poiché quest'ultimo si basava su dati relativi agli anni 1990–2005, l'analisi è stata aggiornata con i dati dal 2011 al 2022.

I nuovi risultati confermano quelli ottenuti nel 2012, ossia che le differenze nella speranza di vita continuano a essere significativi. Questi sono più marcati per gli uomini che per le donne: le persone non sposate presentano un rischio di mortalità più elevato rispetto a quelle sposate. Ad esempio, un uomo sposato di 25 anni vive in media circa 6 anni in più rispetto a un uomo celibe. Per le donne, lo scarto è di poco meno di 4 anni. A loro volta, le persone senza attività lucrativa hanno un rischio di morte più elevato rispetto a quelle che lavorano. La probabilità che un uomo senza attività lucrativa di età compresa tra i 40 e i 49 anni muoia nei prossimi cinque anni è oltre sette volte superiore a quella di un uomo professionalmente attivo. Per le donne, il fattore è pari a 3,33. Inoltre, più elevato è il livello di formazione, più alta è la speranza di vita. All'età di 25 anni, la speranza di vita media degli uomini con un titolo universitario supera di circa 4 anni quella degli uomini con un diploma di livello secondario I. Per le donne, lo scarto è di circa 2 anni. È tuttavia difficile determinare l'impatto del settore, della situazione occupazionale o della professione sulla mortalità, poiché l'analisi si basa sulla rilevazione strutturale a campione e quindi su un numero di persone relativamente limitato.

Come nel rapporto del 2012, l'autore ha elaborato vari modelli per calcolare diverse età di riferimento in base al sesso e al livello di formazione. Ciò rivela forti disparità: un uomo con un titolo di studio universitario dovrebbe lavorare 14 anni in più rispetto a un uomo con un diploma di livello secondario I, se si volesse che il rapporto tra anni di vita attiva e anni di pensionamento fosse lo stesso per entrambi. Per le donne, l'età di riferimento varierebbe di 9 anni.

L'AVS e il 2° pilastro offrono varie possibilità di riscuotere in modo flessibile la rendita di vecchiaia (riscossione anticipata, rinvio, riscossione di una parte della rendita). Queste soluzioni permettono, entro certi limiti, d'impostare il pensionamento in modo individuale. Con l'entrata in vigore della riforma AVS 21, le aliquote di riduzione in caso di anticipazione della rendita e le aliquote di aumento in caso di rinvio della rendita nell'AVS sono state adeguate alla speranza di vita. A partire dal 2027 per i redditi modesti si applicheranno aliquote di riduzione più favorevoli in caso di anticipazione della rendita di vecchiaia. Inoltre, dopo un periodo transitorio, a partire dal gennaio del 2028 l'età di riferimento sarà la stessa sia per le donne che per gli uomini. A prescindere dalla professione o dal livello di formazione, tutti gli assicurati dovranno quindi versare i contributi AVS per 44 anni per poter beneficiare di una rendita di vecchiaia completa.

Per il calcolo della rendita di vecchiaia, oltre che della durata di contribuzione, nell'AVS si tiene conto anche del reddito. Questo viene rilevato annualmente. L'AVS non dispone però di dati quali il grado di occupazione, la professione esercitata, il settore di attività o il livello di formazione degli assicurati. Per questo motivo, tali fattori non possono essere presi in considerazione nell'attuale sistema dell'AVS. Per poterne tenere conto nella determinazione dell'età di riferimento, in futuro tali dati dovrebbero essere raccolti sistematicamente e durante l'intero percorso professionale degli assicurati. Ciò richiederebbe uno sforzo considerevole.

Ciò solleva anche questioni fondamentali: ad esempio, come si deve tenere conto delle attività a tempo parziale durante la formazione, delle interruzioni di carriera o della disoccupazione? È giusto

far dipendere l'età di riferimento degli individui dalla speranza di vita media di gruppi astratti, determinata secondo criteri statistici, sebbene anche all'interno di queste categorie esistano grandi differenze individuali in termini di speranza di vita?

Il dibattito sull'impostazione dell'età di riferimento è in corso. Questo rende dunque ancora più importante disporre di una buona base di riflessione e porsi le domande giuste.

Colette Nova, vicedirettrice
Capo dell'Ambito AVS, previdenza professionale e PC

Foreword by the Federal Social Insurance Office

In Switzerland, life expectancy at birth is 85.8 years for women and 82.2 years for men (2023). This means that Switzerland has one of the highest life expectancies worldwide. Life expectancy has steadily increased for decades, and there has been a contraction in the gender gap over the last few years.

As life expectancy increases, so too does the average period of time during which a pension is drawn. For this reason, a regular feature in the discussion around the future provision of retirement income is a call for pensions to be better aligned with the differences in life expectancy among the various groups within the population. The Federal Social Insurance Office published a study on the differential rates of mortality in 2012 ([Wanner and Lerch 2012](#)), which was based on data from 1990–2005. The underlying analysis has now been updated with data from 2011 to 2022.

The results available now support the findings from the 2012 study and continue to show, for instance, substantial differences in life expectancy. These are more pronounced in men than in women: unmarried people have a higher mortality risk than married people. For example, a married man at age 25 today lives an average of 6 years longer than a single man. In women, the difference is just under 4 years. For their part, people who are not in work have a higher mortality risk than those in work. The likelihood of a man of between 40 and 49 years of age who is not in work dying over the next 5 years is more than 7 times higher than for a man who is in work. The equivalent factor for women is 3.33. In addition, the higher the level of education, the higher the life expectancy. At the age of 25, the average life expectancy for men with a higher education degree is around 4 years longer than for men with Secondary I education (lower secondary level). The difference for women is around 2 years. The influence of sector, employment status and occupation on mortality is more difficult to ascertain, as here the analysis is based on a random-sample structural survey and thus on a relatively small number of people.

As in the report from 2012, the author formulated various models to calculate different reference ages using gender and educational level. The inequalities subsequently revealed are substantial: a man with a higher education degree would have to work 14 years longer than a man with a lower secondary level education if the ratio of years in work to years in retirement is to be the same for both. For women, the reference age would vary by 9 years.

The AHV/OASI and Pillar 2 systems make provision for the flexible drawing of retirement pensions (early payment, deferred payment, percentage-based withdrawal of pensions). This makes it possible for people to individually shape how they take their retirement to a certain extent. In the AHV/OASI system, the reduction rates for those who take their pension early and the rates of increase for those who defer were brought into line with life expectancy with the entry into force of the “AHV21” reform. From 2027, lower reduction rates will apply to lower income brackets if retirement pensions are taken early. Following a transitional phase, the same reference age will also apply to both men and women from January 2028. Independently of the occupation or level of education, the contribution-funding period for all those insured under the AHV/OASI system will then be 44 years for a full retirement pension to be applicable.

Alongside the contribution-funding period, the AHV/OASI system also takes account of income in the calculation of the retirement pension. This is recorded yearly. However, the AHV/OASI system does not capture data relating to elements such as an individual's percentage degree of employment, the specific occupation exercised, sector or educational level. Consequently, such factors cannot be incorporated in the AHV/OASI system as it stands today. In order to incorporate it into the definition of the reference age, such data would have to be systematically recorded in future, across an individual's entire career. This would entail a significant increase in bureaucracy.

There are also fundamental questions that need to be asked: how should part-time workers, for example, be incorporated during training periods, career breaks or periods of unemployment? Is it fair to make individuals' reference age dependent on the average life expectancy of abstract groups arrived at using statistical criteria, in spite of the fact that there are substantial individual differences in life expectancy within these categories themselves?

The debate around the structuring of the reference age is ongoing. Which makes it all the more important for a good basis to be available and the right questions to be asked.

Colette Nova, Vice Director
Head of AHV, Occupational Pension and Supplementary Benefits Domain



**UNIVERSITÉ
DE GENÈVE**

**FACULTÉ DES SCIENCES
DE LA SOCIÉTÉ**
Institut de démographie
et socioéconomie

Mortalité différentielle en Suisse 2011-2022

25 octobre 2024

Philippe Wanner

Université de Genève

Wanner, Philippe (2025). Mortalité différentielle en Suisse 2011-2022. Aspects de la sécurité sociale. Rapport de recherche n° 1/25. Berne : Office fédéral des assurances sociales OFAS.

Table des matières

Résumé.....	V
Zusammenfassung.....	IX
Riassunto	XIII
Summary	XVII
1. Introduction.....	1
1.1. Mortalité différentielle.....	1
1.2. Objectifs du mandat.....	3
1.3. Données et méthodes.....	4
1.3.1. Sources	4
1.3.2. Probabilité de décès sur cinq années.....	6
1.3.3. Tables de mortalité.....	7
1.3.4. Analyse de la mortalité par cause de décès.....	9
1.3.5. Mortalité des rentiers et rentières de vieillesse de l'AVS vivant à l'étranger.....	9
1.4. Structure du rapport	10
2. Différentiels de mortalité selon différentes dimensions	11
2.1. Niveaux des différentiels de mortalité.....	11
2.1.1. Différentiels liés au sexe.....	11
2.1.2. Différentiels liés au statut familial	12
2.1.3. Différentiels en lien avec la nationalité et l'origine	21
2.1.4. Différentiels liés au niveau de formation.....	26
2.1.5. Différentiels en lien avec le statut sur le marché du travail.....	29
2.1.6. Différentiels en lien avec la profession exercée et la branche d'activité.....	34
2.1.7. Différentiels en lien avec le revenu professionnel.....	39
2.1.8. Différentiels en lien avec la rente invalidité.....	45
2.1.9. Niveau de mortalité des rentiers et rentières vivant à l'étranger	48
2.1.11. Analyse multivariée de la mortalité	49
2.2. Interprétation des écarts de mortalité par une analyse des causes de décès.....	51
2.2.1. Etat civil	52
2.2.2. Nationalité.....	55
2.2.3. Niveau de formation	57
2.2.4. Type d'activité	58
2.2.5. Profession apprise.....	60
2.2.6. Revenu professionnel.....	61

2.2.7.	Le cas de la mortalité évitable et que l'on peut prévenir	63
2.3.	Conclusions intermédiaires	65
3.	Le rôle des différentiels de mortalité sur l'équité en termes de durées d'activité et de retraite	69
3.1.	Estimation de l'âge au début de l'activité professionnelle	69
3.1.1.	Evolution des revenus selon l'âge, la période et le niveau de formation	70
3.1.2.	Estimation de l'âge médian à l'entrée sur le marché du travail.....	72
	Approche reposant sur le niveau théorique du revenu professionnel	72
	Approche reposant sur la pente maximale (croissance maximale) entre deux âges	73
	Âges retenus.....	73
3.2.	Conséquences des différentiels de mortalité en termes de durée de vie active et de retraite.....	74
3.2.1.	Le calage des données sur l'espérance de vie.....	74
3.2.2.	Résultats	75
	Durée d'activité égale pour les trois niveaux de formation.....	75
	Durée de retraite égale pour les trois niveaux de formation.....	76
	Ratio années d'activité / années de retraite identique pour les 3 niveaux de formation	78
3.3.	Discussion	78
4.	Conclusions.....	81
5.	Bibliographie	85
6.	Liste des tableaux et figures.....	89
7.	Annexes	93
7.1.	Annexe 1.....	93
7.2.	Annexe 2.....	93
7.3.	Annexe 3.....	94
7.4.	Annexe 4.....	95

Résumé

Un fort recul de la mortalité a été observé durant l'ensemble du 20^e siècle et le début du 21^e siècle dans les pays industrialisés : durant la période 1970-2022 en Suisse, l'espérance de vie à la naissance a passé de 70,1 ans à 81,6 ans chez les hommes, et de 76,1 ans à 85,4 ans chez les femmes. On pourrait s'attendre à ce que les progrès aient concerné en premier lieu les groupes défavorisés et par conséquent observer une convergence des risques de mortalité. Cependant, celle-ci n'a pas été observée.

Cette étude mesure donc le niveau de mortalité différentielle en Suisse et remet à jour des données calculées pour la période 1990-2005 et publiées en 2012 (Wanner et Lerch 2012). Son objectif est donc de documenter les différentiels de mortalité et les éventuelles inégalités devant la mort observées selon différentes caractéristiques individuelles, et de montrer comment ces différentiels ont une influence sur la durée de retraite et donc sur la durée de perception des rentes.

Une première partie de l'étude met en évidence les différences existant de niveaux de mortalité, en tenant compte de plusieurs dimensions individuelles (état civil, situation familiale, origine, statut sur le marché du travail, position socioprofessionnelle, revenu et statut vis-à-vis de la rente invalidité) et en adoptant des approches méthodologiques variées, adaptées aux données disponibles.

Un premier résultat démontré est l'écart d'espérance de vie des personnes mariées et de celles célibataires ou ex-mariées. Ainsi, à l'âge de 25 ans, un homme marié vit aujourd'hui 5,9 ans de plus qu'un homme célibataire. Pour les femmes, l'écart entre mariées et célibataires est de 3,8 ans, au profit des femmes mariées. Les personnes ex-mariées ont pour leur part un profil de risque qui s'approche de celui des personnes célibataires. En termes de risques de décès à différents âges, les écarts entre états civils n'ont pas diminué depuis les années 1990. Il semble par ailleurs que l'effet protecteur du mariage agisse rapidement après que les personnes concluent l'union, tandis qu'une séparation conduit à une élévation tout aussi rapide du niveau de risque.

La mortalité est également marquée par des écarts en fonction de la nationalité. Comparativement aux personnes de nationalité suisse, celles titulaires d'un passeport étranger disposent généralement d'un bonus d'espérance de vie, expliqué par le fait que les personnes qui migrent sont généralement sélectionnées parmi celles bien portantes dans le pays de départ. En outre, certaines personnes étrangères n'ont pas d'autres choix que de rentrer chez elles lorsqu'elles sont touchées dans leur santé. Ces deux facteurs conduisent à une réduction du risque de mortalité des personnes étrangères vivant en Suisse. Cependant, le Covid-19 a modifié ce profil général, puisque deux communautés en particulier, la communauté africaine et celle originaire des pays européens non-membres de l'Union Européenne (UE) ou de l'Association européenne de libre-échange (UE/AELE), ont été soumises à un risque élevé de décès entre 2020 et 2022, qui se traduit par une espérance de vie à la naissance plus basse que celle des personnes de nationalité suisse.

Les ressources humaines, exprimées par le niveau de formation, sont également associées aux inégalités devant la mort. Les écarts d'espérances de vie et de risques de décès entre niveaux de formation sont restés relativement constants et importants depuis les années 1990 chez les hommes, mais se sont légèrement réduits chez les femmes. Une formation de niveau tertiaire réduit ainsi le risque de décès et augmente l'espérance de vie. A l'âge de 25 ans, on dénombre plus de 4 ans d'écart de durée moyenne de vie entre les hommes de formation secondaire I comparativement à ceux de formation tertiaire. Cet écart est d'environ 2 ans chez les femmes.

Des écarts dans les niveaux de mortalité s'observent logiquement aussi en fonction de la profession. Cependant, les données disponibles en Suisse ne permettent de mesurer précisément ces écarts, et les analyses pouvant être conduites se limitent à la mesure de la mortalité des grands regroupements de professions, analysés durant les âges de la vie active et non aux âges avancés, particulièrement marqués par la mortalité. Les résultats obtenus indiquent cependant d'une manière claire que les personnes de sexe masculin exerçant une fonction dirigeante sont protégées devant la mort, comparativement à celles exerçant une profession manuelle ou élémentaire. Chez les femmes en revanche, l'écart entre grands groupes professionnels n'est pas toujours significatif.

Ces résultats sont confirmés par une analyse de la mortalité en fonction du revenu professionnel, une variable disponible sur une longue période. Le revenu professionnel traduit la position dans la profession et nous disposons de données pour l'ensemble des personnes exerçant une activité rémunérée dont les revenus sont soumis à cotisation AVS en Suisse. Celles disposant d'un faible revenu professionnel présentent un risque significativement augmenté de décès, comparativement à celles présentant un revenu professionnel élevé. Ce résultat s'observe à la fois chez les hommes et les femmes, mais les écarts de mortalité entre les différents niveaux de revenus professionnels sont plus importants chez les hommes comparativement aux femmes.

La compréhension des mécanismes conduisant à des écarts de mortalité passe d'une part par la mise en commun des différentes variables dans un modèle multivarié. Celui-ci confirme que, indépendamment d'autres variables, l'état civil et le niveau du revenu professionnel sont étroitement associés au risque de décès. La situation est moins nette en ce qui concerne le type d'activité exercée (activité indépendante, salariée ou mixte) et la nationalité. D'autre part, l'analyse de la mortalité par grands groupes de causes fournit des éléments permettant l'interprétation des résultats. Des modèles de régression logistiques ont ainsi été conduits pour les principaux groupes de causes, en vue d'estimer le risque relatif, pour les différentes catégories formant la population.

Aujourd'hui en Suisse, les tumeurs et les maladies de l'appareil circulatoire représentent les deux principales causes de décès. Les analyses effectuées dans cette étude montrent que ces causes sont soumises à des écarts significatifs en fonction de la caractéristique de la personne, tant chez les hommes que chez les femmes. Ces causes de décès expliquent en partie la surmortalité des personnes non mariées comparativement aux mariées, des personnes à faibles niveaux de formation comparativement à celles hautement qualifiées, ainsi que des personnes à faibles revenus, comparativement à celles à revenus moyens ou élevés. Elles expliquent également la protection de plusieurs groupes de nationalité étrangère par rapport aux Suisses et aux Suissesses. Cependant, les écarts entre groupes restent relativement modérés, en générale moins du simple au double. Cela s'explique par le fait que ces causes de décès concernent tous les groupes formant la population, à un niveau plutôt élevé.

En termes relatifs, les écarts sont plus importants pour d'autres groupes de causes de décès, qui surviennent plus rarement : notamment, pour les hommes célibataires comparativement aux hommes mariés, les écarts relatifs sont importants (allant de 1 à 3) pour les troubles mentaux et du comportement et les morts violentes ; pour les femmes célibataires, un même écart relatif s'observe pour les morts violentes. Ces décès sont liés certainement à une plus grande prise de risque en cas de vie en tant que célibataire. En ce qui concerne le revenu professionnel, tous les groupes de causes de décès montrent des écarts significatifs, mais des écarts importants (toujours de l'ordre de 1 à 3) s'observent entre faibles revenus et revenus médians pour les maladies infectieuses (hommes et femmes), les troubles mentaux et du comportement (hommes), les maladies du système nerveux (hommes) et celles du système respiratoire (hommes).

Différentes classifications des causes de décès ont été proposées par la littérature internationale, tenant compte du caractère évitable des causes de décès, notamment par des comportements appropriés ou par des politiques de santé efficaces. Nous avons mesuré le risque de décès pour deux typologies de causes considérées comme évitables ou pouvant être prévenues. Les principales causes de décès incluses dans ces typologies sont les décès par tumeurs du sein, par infarctus aigu du myocarde, par cardiopathies ischémiques, par tumeur du colon et par tumeur du rectum survenant avant l'âge de 75 ans, des causes de décès qui sont relativement fréquentes.

Une analyse par régression logistique conduite pour ces décès montre de relativement faibles écarts entre les groupes définis selon l'état civil ou la nationalité. L'interprétation qui découle de ce résultat est que pour les maladies considérées comme évitables par des interventions sanitaires appropriées, les écarts entre groupes sont faibles. Par extension, nous pouvons considérer que le système suisse de santé n'est a priori pas responsable d'écarts entre les groupes pour des causes sur lesquelles il est susceptible d'intervenir. Les inégalités devant la mort s'expliquent par des causes de décès sur lesquelles il est plus difficile d'agir par des politiques de santé.

La mortalité par Covid-19 a été importante en Suisse comme dans toute l'Europe occidentale, non seulement pendant la pandémie (2020-2021), mais aussi en 2022. Malgré le fait que cette mortalité ait surtout concerné des personnes âgées de 80 ans et plus, les analyses conduites indiquent clairement pour les moins de 64 ans une association négative entre le revenu professionnel et le risque de décès : le risque est ainsi particulièrement élevé pour les personnes d'âge actif sans revenu professionnel ou présentant un très faible revenu. Ce risque est également plus élevé pour les personnes faiblement qualifiées, celles ayant une activité professionnelle manuelle et les personnes non-mariées. Trois groupes de nationalités ont été particulièrement concernés par la mortalité par Covid-19 : les ressortissant-e-s d'Europe non communautaire, les Africain-e-s et les Asiatiques. Ces communautés sont généralement considérées comme vulnérables, car issues de flux migratoires relativement faiblement qualifiés. Ainsi, la surmortalité par Covid-19 dans ces groupes pourrait résulter à la fois d'une forte exposition au virus – notamment en cas d'exercice d'activités professionnelles considérées comme essentielles – et d'un recours aux soins plus tardif. Les résultats obtenus conduisent ainsi au constat selon lequel l'épidémie de Covid-19 a accru les écarts de mortalité entre groupes socioéconomiques et contribué à égaliser les écarts de mortalité entre nationalités.

Au final, pour les variables pour lesquelles il est possible de faire une comparaison entre les années 1990-2005 et la décennie 2010, une diminution significative des écarts de risques de mortalité entre groupes ne peut pas être mise en évidence. Les différentiels de mortalité se maintiennent, voire augmentent légèrement durant la période marquée par la pandémie de Covid-19. Ce constat peut être fait à la fois pour l'état civil et le niveau de formation. D'une manière générale, les écarts sont plus importants pour les hommes que pour les femmes. Ces résultats rejoignent ceux observés dans d'autres pays, et sont conformes à la littérature internationale.

L'étude s'est aussi penchée sur la mortalité des personnes ayant vécu en Suisse et vivant actuellement à l'étranger, à l'aide des registres des rentes versées à l'étranger. Sont incluses dans l'analyse les personnes bénéficiaires d'une rente AV et résidant à l'étranger, comparées avec celles résidant en Suisse. Cette situation concerne un nombre limité de nationalités et n'est donc pas représentative de l'ensemble de la population ayant vécu en Suisse et s'étant ensuite rendue dans un pays tiers. Les résultats montrent cependant un risque plus élevé pour les résidant-e-s vivant dans un pays étranger, à la fois pour les personnes rentières de nationalité suisse et celles de nationalité étrangère, comparativement aux personnes rentières vivant en Suisse.

La deuxième partie de l'étude porte sur les conséquences des écarts de mortalité en termes de durée d'activité et de durée de retraite. Elle repose sur différentes hypothèses quant à l'âge d'entrée sur le marché du travail, un âge qui peut varier d'une personne à l'autre et en fonction du niveau de formation. L'objectif de cette deuxième partie est d'identifier un âge permettant à chaque niveau de formation de répondre à trois hypothèses testées séparément : une durée d'activité égale, une durée de retraite égale, ou un rapport égal entre durée d'activité et durée de retraite. Il ne s'agit pas de proposer des modèles de départ à la retraite flexible en fonction du niveau de formation, mais de décrire les conséquences des différences d'espérance de vie observées, ainsi que des différences dans l'âge à l'entrée en activité.

Les résultats de ces simulations montrent le fort impact de l'appartenance à un niveau de formation sur la durée de vie à la retraite et sur la durée d'activité. Imposer la même durée de vie à la retraite ou la même durée d'activité pour chaque groupe conduirait à une forte augmentation de l'âge de référence pour les personnes du niveau tertiaire et une diminution conséquente pour celles du niveau secondaire I. Imposer un ratio année d'activités/année de retraite identique pour chaque niveau de formation conduirait pour sa part à des âges de référence qui varieraient de 14 ans chez les hommes et de 9 ans chez les femmes.

Au final, l'analyse attire l'attention sur la faiblesse de l'appareil statistique actuel pour mesurer les écarts de mortalité entre groupes sociaux, notamment lorsque l'on considère des variables non disponibles dans les registres de population. C'est le cas du niveau de formation, de la profession apprise ou exercée, et du secteur d'activité. Ces variables sont aujourd'hui disponibles par le relevé structurel, une enquête par échantillonnage. Or, le relevé structurel observe, comme toutes les autres enquêtes, un biais en lien avec une probabilité de réponse plus faible pour les personnes en mauvaise santé. En outre, les personnes vivant dans un ménage collectif ne sont pas incluses dans l'enquête. Cette situation conduit à une difficulté à estimer des niveaux de mortalité corrects, car les personnes les plus fragiles sont exclues de la mesure de ces niveaux. Plus encore, en raison de l'échantillonnage – le relevé structurel interroge chaque année environ 200 000 personnes – le nombre de décès enregistrés parmi l'échantillon les années qui suivent l'enquête reste relativement faible. Cette situation nécessite des regroupements de catégories, et empêche une analyse des écarts de mortalité à l'échelle des professions distinctes ou des différents secteurs d'activités. Nous nous retrouvons donc dans une situation très éloignée de celle observée jusqu'en 2000, caractérisée par la disponibilité d'un recensement exhaustif incluant le niveau de formation, la profession et le secteur d'activité. En revanche, les données sur les revenus soumis à cotisation, de par leur exhaustivité, fournissent une base extrêmement intéressante pour l'analyse des différentiels de mortalité.

Zusammenfassung

Über das gesamte 20. Jahrhundert und zu Beginn des 21. Jahrhunderts ging die Sterblichkeit in den Industrieländern stark zurück: Zwischen 1970 und 2022 stieg die Lebenserwartung bei der Geburt für Männer von 70,1 auf 81,6 Jahre und für Frauen von 76,1 auf 85,4 Jahre. Zu erwarten wäre, dass sich diese Entwicklung vor allem auf benachteiligte Gruppen positiv ausgewirkt hat und sich die Sterblichkeitsrisiken folglich angeglichen haben. Dem ist statistisch gesehen jedoch nicht so.

Die vorliegende Studie untersucht die Sterblichkeitsunterschiede in der Schweiz und aktualisiert die 2012 publizierten Analysen für den Zeitraum 1990–2005 (Wanner et Lerch 2012). Dokumentiert werden die Unterschiede in der Sterblichkeit und allfällige Ungleichheiten vor dem Tod nach verschiedenen persönlichen Merkmalen. Zudem wird aufgezeigt, wie sich diese Unterschiede auf die Ruhestandsdauer und damit auf die Rentenbezugsdauer auswirken.

Der erste Teil der Studie beleuchtet die bestehenden Sterblichkeitsunterschiede unter Berücksichtigung mehrerer individueller Faktoren (Zivilstand, familiäre Situation, Herkunft, Arbeitsmarktstatus, sozioprofessionelle Position, Einkommen und IV-Rentenstatus). Dabei werden je nach Datenverfügbarkeit unterschiedliche methodische Ansätze herangezogen.

Als Erstes konnte die unterschiedliche Lebenserwartung zwischen verheirateten und ledigen respektive nicht mehr verheirateten Personen nachgewiesen werden. Ein verheirateter Mann lebt heute im Alter von 25 Jahren 5,9 Jahre länger als ein lediger Mann. Bei den Frauen beträgt die Differenz zugunsten verheirateter Frauen 3,8 Jahre. Nicht mehr Verheiratete haben ein ähnliches Risikoprofil wie ledige Personen. Was die Sterblichkeitsrisiken in unterschiedlichem Alter anbelangt, so haben sich die zivilstandsbezogenen Unterschiede seit den 1990er-Jahren nicht verringert. Im Übrigen scheint die schützende Wirkung der Ehe bereits kurz nach der Heirat einzutreten, wohingegen eine Trennung das Risiko ebenso rasch wieder ansteigen lässt.

Ein weiterer Sterblichkeitsfaktor ist die Nationalität. Im Vergleich zu Personen mit schweizerischer Nationalität weisen Staatsangehörige anderer Länder generell eine höhere Lebenserwartung auf. Dies lässt sich damit erklären, dass Migrantinnen und Migranten in ihrem Herkunftsland in der Regel der gesunden Bevölkerung angehören. Zudem haben gewisse ausländische Staatsangehörige oft keine Wahl und kehren in ihr Land zurück, wenn sie gesundheitliche Probleme haben. Diese beiden Faktoren führen zu einem tieferen Sterblichkeitsrisiko bei Personen mit ausländischem Pass in der Schweiz. Covid-19 hat dieses allgemeine Profil jedoch etwas verändert: Spezifisch zwei Gemeinschaften, nämlich Afrikanerinnen und Afrikaner sowie Personen aus europäischen Ländern ausserhalb der Europäischen Union (EU) oder der Europäischen Freihandelsassoziation (EFTA) waren zwischen 2020 und 2022 einem höheren Sterblichkeitsrisiko ausgesetzt. In der Folge sank deren Lebenserwartung bei der Geburt unter jene für Schweizer Staatsangehörige.

Auch das Humankapital – beziehungsweise das Bildungsniveau – ist ein Faktor für Ungleichheiten. Bezüglich Lebenserwartung und Sterblichkeitsrisiko sind die Unterschiede aufgrund verschiedener Bildungsniveaus bei den Männern seit den 1990er-Jahren relativ unverändert gross geblieben, bei den Frauen hingegen leicht zurückgegangen. Ein tertiärer Bildungsabschluss reduziert grundsätzlich das Sterblichkeitsrisiko und erhöht die Lebenserwartung. Im Alter von 25 Jahren beträgt die Abweichung bei der durchschnittlichen Lebenserwartung zwischen Männern mit einem Abschluss der Sekundarstufe I als höchstem Abschluss und jenen mit einer Tertiärbildung über 4 Jahre. Bei den Frauen liegt die Differenz bei rund 2 Jahren.

Zwangsläufig unterscheidet sich die Sterblichkeit auch nach Berufen. Anhand der in der Schweiz verfügbaren Daten lassen sich jedoch diese Unterschiede nicht genau ermitteln; die möglichen

Analysen beschränken sich auf eine Messung der Sterblichkeit von Grossgruppen von Berufen und beziehen sich dabei auf das Erwerbsalter und nicht auf ältere Altersgruppen, bei denen die Sterblichkeit höher ist. Dennoch zeigen die Untersuchungsergebnisse klar, dass Männer in einer Leitungsfunktion besser vor dem Tod geschützt sind als Männer, die einen handwerklichen oder elementaren Beruf ausüben. Bei den Frauen hingegen sind die Unterschiede zwischen grossen Berufsgruppen nicht immer signifikant.

Bestätigt werden diese Ergebnisse anhand einer Analyse der Sterblichkeit nach Erwerbseinkommen, einer über einen längeren Zeitraum verfügbaren Variable: Das Erwerbseinkommen widerspiegelt die Stellung im Beruf, zudem liegen die Daten für alle Erwerbstätigen vor, deren Einkommen in der Schweiz AHV-pflichtig sind. Personen mit einem geringen Erwerbseinkommen weisen ein signifikant höheres Sterblichkeitsrisiko auf als Gutverdienende. Diese Feststellung gilt für beide Geschlechter, bei den Männern sind die Sterblichkeitsunterschiede zwischen verschiedenen Erwerbseinkommensstufen allerdings ausgeprägter als bei den Frauen.

Um die Mechanismen zu verstehen, die den ermittelten Sterblichkeitsunterschieden zugrunde liegen, müssen die verschiedenen Variablen einerseits in einem multivariaten Modell zusammengeführt werden. Dieses bestätigt, dass der Zivilstand und die Höhe des Erwerbseinkommens unabhängig von anderen Variablen mit einem höheren Sterblichkeitsrisiko einhergehen. In Bezug auf die Art der Tätigkeit (selbstständig, unselbstständig oder beides) und die Nationalität ist das Bild weniger eindeutig. Anhaltspunkte zur Interpretation der Resultate liefert andererseits eine Untersuchung der Sterblichkeit nach Grossgruppen von Todesursachen. Dazu wurden logistische Regressionsmodelle für die wichtigsten Todesursachengruppen erstellt, um das relative Risiko für die verschiedenen Bevölkerungsgruppen zu ermitteln.

Zu den Haupttodesursachen in der Schweiz gehören aktuell Tumore und Krankheiten des Kreislaufsystems. Die in der vorliegenden Studie durchgeführten Analysen ergeben, dass bei diesen Ursachen geschlechtsunabhängig signifikante Unterschiede je nach Personenmerkmalen auftreten. Die beiden Todesursachen erklären zum Teil die Übersterblichkeit von Unverheirateten gegenüber Verheirateten, von Personen mit tiefem Bildungsniveau gegenüber höher Qualifizierten sowie von Personen mit geringem Einkommen gegenüber jenen mit mittlerem oder hohem Einkommen. Ebenso erklären sie die schützende Wirkung in Bezug auf mehrere Gruppen ausländischer Nationalität im Vergleich zu Schweizerinnen und Schweizern. Die Abweichungen zwischen den Gruppen bleiben jedoch relativ moderat; in der Regel beträgt der Faktor weniger als 2. Dies lässt sich darauf zurückführen, dass die betreffenden Todesursachen in sämtlichen Bevölkerungsgruppen relativ häufig vorkommen.

Bei anderen Gruppen von Todesursachen, die seltener auftreten, sind die Unterschiede verhältnismässig grösser: Bei ledigen Männern fallen insbesondere die Unterschiede bei Todesfällen durch psychische und Verhaltensstörungen sowie Gewalteinwirkungen ins Gewicht (bis zu dreimal mehr Todesfälle); bei ledigen Frauen lässt sich bei Gewalteinwirkungen eine ebenso markante Differenz beobachten. Die Abweichungen dürften auf eine grössere Risikobereitschaft von Ledigen zurückzuführen sein. Wird das Erwerbseinkommen betrachtet, zeigen sich bei allen Todesursachengruppen bedeutende Unterschiede. Am ausgeprägtesten (ungefähr Faktor 3) sind diese jedoch zwischen tiefen und mittleren Einkommen bei den Infektionskrankheiten (Männer und Frauen), bei psychischen und Verhaltensstörungen (Männer), Krankheiten des Nervensystems (Männer) und Atemwegserkrankungen (Männer).

Die internationale Fachliteratur hat verschiedene Klassifikationen von Todesursachen vorgeschlagen. Dabei wird berücksichtigt, ob diese vermeidbar sind – beispielsweise durch

angemessene Verhaltensweisen oder eine wirksame Gesundheitspolitik. In der vorliegenden Studie wurde das Sterblichkeitsrisiko für zwei Typologien von Ursachen gemessen, die als vermeidbar gelten beziehungsweise denen vorgebeugt werden könnte. Zu den wichtigsten Todesursachen in diesen Typologien gehören Todesfälle durch Brusttumore, Herzinfarkte, ischämische Herzkrankheiten, Dickdarmtumore und Mastdarmtumore, die vor dem vollendeten 75. Altersjahr auftreten – Todesursachen, die relativ verbreitet sind.

Eine für diese Todesfälle durchgeführte logistische Regressionsanalyse zeigt relativ kleine Unterschiede zwischen den nach Zivilstand oder Nationalität gebildeten Gruppen. Daraus lässt sich ableiten, dass bei Krankheiten, die sich gemäss Fachliteratur durch angemessene gesundheitliche Massnahmen vermeiden lassen, die Unterschiede zwischen den Gruppen gering ausfallen. Entsprechend ist im weiteren Sinne davon auszugehen, dass das Schweizer Gesundheitssystem a priori nicht für die Unterschiede zwischen Bevölkerungsgruppen verantwortlich ist, wenn es um Ursachen geht, die es potenziell beeinflussen kann. Die Ungleichheiten vor dem Tod gehen auf Todesursachen zurück, auf die über die Gesundheitspolitik weniger gut eingewirkt werden kann.

Die Sterblichkeit durch Covid-19 war in der Schweiz wie in ganz Westeuropa hoch, und zwar nicht nur während der Pandemie (2020–2021), sondern auch noch 2022. Auch wenn die Übersterblichkeit vor allem Menschen ab 80 Jahren betroffen hat, geht aus den durchgeführten Analysen klar hervor, dass für die unter 64-Jährigen eine negative Assoziation zwischen dem Erwerbseinkommen und dem Sterblichkeitsrisiko bestand: Für Personen im Erwerbsalter ohne oder mit sehr tiefem Einkommen war das Risiko besonders hoch. Auch gering qualifizierte Personen, jene in einer handwerklichen Berufstätigkeit und unverheiratete Personen wiesen ein erhöhtes Risiko auf. In Bezug auf die Nationalität waren drei Gruppen einer besonders hohen Sterblichkeit durch Covid-19 ausgesetzt: Staatsangehörige aus Nicht-EU/EFTA-Staaten sowie Staatsangehörige aus afrikanischen und asiatischen Ländern. Diese Gemeinschaften gelten grundsätzlich als gefährdet, da sie aus relativ gering qualifizierten Migrationsbewegungen stammen. Die Übersterblichkeit durch Covid-19 in diesen Gruppen könnte demzufolge mit einer stärkeren Virusexposition – insbesondere bei der Ausübung einer sogenannt systemrelevanten Berufstätigkeit – als auch mit einer späteren Inanspruchnahme medizinischer Leistungen zu erklären sein. Die Resultate führen somit zum Schluss, dass die Covid-19-Pandemie die Sterblichkeitsunterschiede zwischen sozioökonomischen Gruppen vergrössert und dazu beigetragen hat, die Unterschiede zwischen Nationalitäten zu glätten.

Letztlich lässt sich für die Variablen, bei denen ein Vergleich zwischen den Jahren 1990–2005 und dem Jahrzehnt ab 2010 möglich ist, keine signifikante Verringerung der Unterschiede beim Sterblichkeitsrisiko zwischen den untersuchten Gruppen feststellen. Im durch die Covid-19-Pandemie geprägten Zeitraum sind die Sterblichkeitsunterschiede unverändert geblieben oder leicht angestiegen. Diese Feststellung gilt sowohl für den Zivilstand als auch das Bildungsniveau. Allgemein sind die Unterschiede bei den Männern ausgeprägter als bei den Frauen. Diese Resultate decken sich mit jenen aus anderen Ländern und entsprechen der internationalen Literatur.

Die Studie hat sich ferner mit der Sterblichkeit von Personen befasst, die früher in der Schweiz gelebt haben und nun im Ausland wohnen. Dabei stützt sie sich auf die Register der ins Ausland ausbezahlten Renten. In die Analyse einbezogen wurden Personen, die eine AHV-Rente erhalten und im Ausland leben, im Vergleich zu den Bezügerinnen und Bezüger in der Schweiz. Die Untersuchung bezieht sich auf eine beschränkte Anzahl Nationalitäten und ist deshalb nicht repräsentativ für die gesamte Bevölkerung, die in der Schweiz gelebt hat und anschliessend in ein Drittland ausgewandert ist. Die Resultate zeigen ein höheres Risiko für Rentenbezügerinnen und -

bezüger im Ausland, sowohl für Personen mit schweizerischer als auch mit ausländischer Nationalität, im Vergleich zu den in der Schweiz wohnhaften Rentenbezügern und -bezügern.

Im zweiten Teil der Studie geht es um die Auswirkungen der Sterblichkeitsunterschiede in Bezug auf die Dauer des Erwerbslebens und die Dauer des Ruhestands. Zugrunde gelegt werden verschiedene Hypothesen zum Alter des Arbeitsmarkteintritts, das je nach Person und Bildungsniveau unterschiedlich sein kann. Ziel dieses zweiten Teils war es, ein Alter zu ermitteln, anhand dessen für jedes Bildungsniveau drei separat getestete Hypothesen angewendet werden können: gleiche Erwerbsdauer, gleiche Ruhestandsdauer und gleiches Verhältnis zwischen Erwerbsdauer und Ruhestandsdauer. Dabei ging es nicht darum, flexible Pensionierungsmodelle je nach Bildungsniveau vorzuschlagen, sondern die Auswirkungen der beobachteten Unterschiede in der Lebenserwartung und der Unterschiede beim Alter der Erwerbsaufnahme zu beschreiben.

Die Resultate dieser Simulationen ergeben einen starken Einfluss des Bildungsniveaus auf die Anzahl der im Ruhestand und im Berufsleben verbrachten Lebensjahre. Wären für alle Gruppen dieselbe Dauer im Ruhestand oder dieselbe Dauer der Erwerbstätigkeit vorgegeben, würde sich das Referenzalter für Personen mit einem Tertiärabschluss stark erhöhen und jenes für Personen mit höchstens einem Abschluss der Sekundarstufe I bedeutend verringern. Bei gleichem Verhältnis von Erwerbs- zu Rentenjahre für alle Bildungsniveaus würde das Referenzalter der Männer um 14 Jahre und jenes der Frauen um 9 Jahre variieren.

Schliesslich weist die Analyse auf Schwächen des aktuellen statistischen Systems zur Messung der Sterblichkeitsunterschiede zwischen sozialen Gruppen hin; diese betreffen insbesondere Variablen, die in den Einwohnerregistern nicht vorhanden sind, wie das Bildungsniveau, der erlernte oder ausgeübte Beruf und die Branche. Diese Variablen sind heute über die Strukturhebung – eine Stichprobenerhebung – verfügbar. Bei der Strukturhebung ist jedoch wie bei allen anderen Erhebungen eine Verzerrung aufgrund einer geringeren Antwortwahrscheinlichkeit für Personen in schlechter gesundheitlicher Verfassung zu beobachten. Zudem werden Personen in einem Kollektivhaushalt in der Erhebung nicht berücksichtigt. Dies erschwert eine korrekte Einschätzung der Sterblichkeit, da die schwächsten Personen von der einschlägigen Auswertung ausgeschlossen sind. Aufgrund des Stichprobenverfahrens – bei der Strukturhebung werden jährlich rund 200 000 Personen befragt – bleibt zudem die Anzahl Todesfälle in der Stichprobe in den Jahren nach der Erhebung relativ klein. Deshalb müssen Kategorien zusammengefasst werden, was eine Analyse der Sterblichkeitsunterschiede auf Ebene verschiedener Berufe oder unterschiedlicher Branchen verunmöglicht. Die Ausgangslage sieht folglich komplett anders aus als vor dem Jahr 2000, als auf eine Vollerhebung einschliesslich Bildungsniveau, Beruf und Branche abgestützt werden konnte. Die Daten zu den beitragspflichtigen Einkommen bilden hingegen aufgrund ihrer Vollständigkeit eine äusserst interessante Grundlage zur Untersuchung der Sterblichkeitsunterschiede.

Riassunto

Nel corso del 20° secolo e nella prima parte del 21°, nei Paesi industrializzati si è osservato un forte calo della mortalità: in Svizzera, tra il 1970 e il 2022, la speranza di vita alla nascita è passata da 70,1 a 81,6 anni per gli uomini e da 76,1 a 85,4 anni per le donne. Ci si potrebbe attendere che questo progresso abbia interessato principalmente i gruppi di persone svantaggiate e che si sia quindi verificata una convergenza dei rischi di mortalità, ma così non è stato.

Il presente studio misura pertanto il livello di mortalità differenziale in Svizzera e aggiorna i dati calcolati per il periodo 1990–2005, pubblicati nel 2012 (Wanner e Lerch 2012). Il suo obiettivo è dunque quello di documentare i differenziali di mortalità e le eventuali disuguaglianze di fronte alla morte osservate in base a diverse caratteristiche individuali e di mostrare come questi differenziali influenzino la durata del pensionamento e, di conseguenza, quella della riscossione della rendita.

La prima parte dello studio mette in evidenza le differenze relative ai livelli di mortalità, prendendo in considerazione diversi fattori individuali (stato civile, situazione familiare, origine, situazione sul mercato del lavoro, posizione socioprofessionale, reddito e situazione in termini di rendita d'invalidità) e adottando una varietà di approcci metodologici, adattati ai dati disponibili.

Il primo risultato mette in evidenza lo scarto della speranza di vita tra le persone sposate e quelle non sposate o divorziate. Per esempio, all'età di 25 anni un uomo sposato vive attualmente 5,9 anni in più rispetto a uno non sposato. Per le donne, lo scarto è di 3,8 anni a vantaggio di quelle sposate. Le persone divorziate hanno un profilo di rischio simile a quello delle persone non sposate. Per quanto riguarda il rischio di morte a età diverse, dagli anni Novanta del secolo scorso gli scarti tra gli stati civili non sono diminuiti. Sembra inoltre che l'effetto protettivo del matrimonio si manifesti rapidamente dopo l'unione, mentre la separazione porta a un aumento altrettanto rapido del livello di rischio.

La mortalità varia anche in base alla nazionalità. Rispetto ai cittadini svizzeri, quelli stranieri hanno in genere una speranza di vita più lunga, il che si spiega con il fatto che le persone che emigrano vengono generalmente selezionate tra quelle che sono in buona salute nel Paese di origine. Inoltre, alcuni stranieri non hanno altra scelta che tornare in patria quando hanno problemi di salute. Questi due fattori determinano una riduzione del rischio di mortalità per i cittadini stranieri residenti in Svizzera. Tuttavia, la pandemia di COVID-19 ha modificato questo profilo generale, in quanto due comunità in particolare, quella africana e quella proveniente da Paesi europei non membri dell'Unione Europea (UE) o dell'Associazione europea di libero scambio (AELS), sono state esposte a un elevato rischio di morte tra il 2020 e il 2022, il che si riflette in una speranza di vita alla nascita inferiore a quella delle persone di nazionalità svizzera.

Anche le risorse umane, espresse dal livello di formazione, sono associate alle disuguaglianze di fronte alla morte. Dagli anni Novanta del secolo scorso gli scarti in termini di speranza di vita e di rischio di morte tra i livelli di formazione sono rimasti relativamente costanti e significativi per gli uomini, mentre si sono leggermente ridotti per le donne. La formazione di livello terziario riduce il rischio di morte e aumenta la speranza di vita. All'età di 25 anni, si registra uno scarto di oltre quattro anni nella durata media della vita tra gli uomini con una formazione di livello secondario I e quelli con una formazione di livello terziario. Per le donne lo scarto è di circa due anni.

Logicamente, i livelli di mortalità variano anche in funzione della professione svolta. Tuttavia, i dati disponibili in Svizzera non consentono di misurare con precisione tali scarti e le analisi si limitano a determinare la mortalità delle principali categorie professionali soltanto durante la vita lavorativa ma non in età avanzata, periodo, quest'ultimo, caratterizzato da una mortalità particolarmente

elevata. Ciononostante, i risultati indicano chiaramente che gli uomini con una funzione dirigenziale vivono più a lungo rispetto a quelli che svolgono professioni manuali o elementari. Nel caso delle donne, invece, gli scarti tra le principali categorie professionali non sempre sono significativi.

Questi risultati sono confermati da un'analisi della mortalità in funzione del reddito da attività lucrativa, una variabile disponibile su un lungo periodo. Il reddito da attività lucrativa riflette la posizione nella professione e fornisce dati per tutte le persone esercitanti un'attività remunerata il cui reddito è soggetto al pagamento dei contributi AVS in Svizzera. Le persone con un reddito modesto presentano un rischio di morte significativamente maggiore rispetto a quelle con un reddito elevato. Questo vale sia per gli uomini che per le donne, anche se nel caso dei primi gli scarti di mortalità tra i diversi livelli di reddito da attività lucrativa sono maggiori.

Per comprendere i meccanismi che portano a tali scarti, è necessario innanzitutto riunire le diverse variabili in un modello multivariato. Quest'ultimo conferma che, a prescindere da altre variabili, lo stato civile e il livello di reddito da attività lucrativa sono strettamente associati al rischio di morte. La situazione è meno categorica per quanto riguarda il tipo di attività svolta (indipendente, salariata o mista) e la nazionalità. Inoltre, l'analisi della mortalità per grandi gruppi di cause fornisce un elemento che permette di interpretare i risultati. Sulla base di modelli di regressione logistica per i principali gruppi di cause è stato quindi stimato il rischio relativo per le diverse fasce della popolazione.

Oggi in Svizzera le due principali cause di decesso sono i tumori e le malattie cardiovascolari. Le analisi condotte nell'ambito del presente studio mostrano che queste cause variano notevolmente in funzione delle caratteristiche dell'individuo, per quanto riguarda sia gli uomini che le donne. Queste cause di decesso spiegano in parte la sovramortalità delle persone non sposate rispetto a quelle sposate, delle persone con un basso livello di formazione rispetto a quelle altamente qualificate e delle persone con un reddito modesto rispetto a quelle con un reddito medio o alto. Spiegano anche perché diversi gruppi di stranieri facciano registrare risultati migliori rispetto ai cittadini svizzeri. Tuttavia, gli scarti tra i gruppi rimangono relativamente contenuti, generalmente inferiori al doppio. Ciò si spiega con il fatto che queste cause di decesso riguardano tutte le fasce della popolazione a un livello piuttosto elevato.

In termini relativi, gli scarti sono maggiori per altri gruppi di cause di decesso, che si verificano più raramente: in particolare, nel caso degli uomini non sposati rispetto a quelli sposati, gli scarti relativi sono significativi (da 1 a 3) per quanto riguarda i disturbi mentali e di comportamento nonché per le morti violente; nel caso delle donne non sposate, lo stesso scarto relativo si osserva per quanto riguarda le morti violente. Questi decessi sono certamente riconducibili al fatto che le persone non sposate tendono a correre rischi maggiori. Per quanto concerne il reddito da attività lucrativa, in tutti i gruppi di cause di decesso si rilevano scarti significativi; particolarmente importanti (sempre dell'ordine da 1 a 3) sono quelli tra i redditi modesti e quelli mediani per le malattie infettive (uomini e donne), i disturbi mentali e di comportamento (uomini), le malattie del sistema nervoso (uomini) e le malattie dell'apparato respiratorio (uomini).

Nella letteratura scientifica internazionale sono state proposte diverse classificazioni delle cause di decesso, tenendo conto della natura evitabile delle medesime, in particolare grazie a comportamenti adeguati o a politiche sanitarie efficaci. Nel presente studio è stato misurato il rischio di morte per due tipi di cause considerate evitabili o prevenibili. Le principali cause di decesso, tutte relativamente frequenti, incluse in queste tipologie sono i tumori al seno, l'infarto miocardico acuto, la cardiopatia ischemica, nonché i tumori del colon e del retto manifestatisi prima dei 75 anni.

Un'analisi di regressione logistica condotta per questi decessi mostra scarti relativamente ridotti tra i gruppi definiti in base allo stato civile o alla nazionalità. L'interpretazione che deriva da questo risultato è che per le malattie considerate evitabili mediante interventi sanitari appropriati gli scarti tra i vari gruppi sono contenuti. In un'ottica più ampia, si può ritenere che il sistema sanitario svizzero non sia responsabile a priori degli scarti rilevati tra i gruppi per cause sulle quali potrebbe intervenire. Le disuguaglianze di fronte alla morte sono riconducibili a cause più difficili da contrastare attraverso politiche sanitarie.

La mortalità per COVID-19 è stata elevata in Svizzera, come in tutta l'Europa occidentale, non solo durante la pandemia (2020–2021), ma anche nel 2022. Benché le vittime siano state essenzialmente persone anziane di 80 anni e oltre, le analisi effettuate mostrano chiaramente una correlazione negativa tra il reddito da attività lucrativa e il rischio di morte per le persone di età inferiore ai 64 anni: il rischio risulta particolarmente elevato per le persone in età attiva senza reddito o con un reddito molto modesto. Il rischio è più elevato anche per le persone poco qualificate, per quelle che svolgono lavori manuali e per quelle non sposate. Tre gruppi di stranieri sono stati particolarmente colpiti dalla mortalità da COVID-19: i cittadini di Paesi europei non membri dell'UE, i cittadini africani e quelli asiatici. Queste comunità sono generalmente considerate vulnerabili, poiché provengono da flussi migratori relativamente poco qualificati. Pertanto, la sovrarmortalità da COVID-19 in questi gruppi potrebbe essere dovuta sia a un'elevata esposizione al virus (in particolare nel caso di attività professionali ritenute essenziali) sia a un maggior ritardo nel ricorso alle cure. Sulla base dei risultati ottenuti si può quindi constatare che la pandemia di COVID-19 ha acuito gli scarti di mortalità tra i diversi gruppi socioeconomici e ha contribuito a livellare quelli legati alla nazionalità degli interessati.

In definitiva, per le variabili per le quali è possibile fare un confronto tra gli anni 1990–2005 e il decennio 2010–2019, non emerge un calo significativo degli scarti per quanto riguarda i rischi di mortalità tra i vari gruppi. I differenziali di mortalità sono rimasti stabili o sono persino aumentati leggermente durante il periodo caratterizzato dalla pandemia di COVID-19. Questa constatazione concerne sia lo stato civile che il livello di formazione. In generale, gli uomini presentano scarti maggiori. Questi risultati sono in linea con quelli osservati in altri Paesi e con la letteratura scientifica internazionale.

Lo studio ha esaminato anche la mortalità delle persone che hanno vissuto in Svizzera e che attualmente vivono all'estero, basandosi sui registri delle rendite esportate. L'analisi include un confronto tra i beneficiari di rendite AVS residenti all'estero e quelli che vivono in Svizzera. Questa situazione riguarda un numero limitato di nazionalità e non è dunque rappresentativa di tutte le persone che hanno vissuto in Svizzera e poi si sono trasferite in un Paese terzo. I risultati mostrano tuttavia che il rischio è maggiore per chi risiede all'estero, sia per i pensionati svizzeri che per quelli stranieri, rispetto ai pensionati residenti in Svizzera.

La seconda parte dello studio esamina le conseguenze degli scarti di mortalità in termini di durata della vita professionalmente attiva e di durata del pensionamento, basandosi su diverse ipotesi relative all'età dell'ingresso nel mercato del lavoro, età variabile da persona a persona a seconda del livello di formazione. L'obiettivo di questa seconda parte è individuare l'età che permetta a ciascun livello di formazione di soddisfare tre ipotesi testate separatamente: un'uguale durata della vita attiva, un'uguale durata del pensionamento o un uguale rapporto tra durata della vita attiva e durata del pensionamento. Lo scopo non è proporre modelli di pensionamento flessibile in funzione del livello di formazione, bensì descrivere le conseguenze delle differenze osservate riguardo alla speranza di vita e all'età in cui si inizia a lavorare.

I risultati di queste simulazioni mostrano il forte impatto del livello di formazione sulla durata del pensionamento e sulla durata della vita attiva. Imporre la stessa durata del pensionamento o la stessa durata della vita attiva per ciascun gruppo porterebbe a un notevole innalzamento dell'età di riferimento per le persone con una formazione di livello terziario e a una significativa diminuzione per quelle con una formazione di livello secondario I. Se si volesse avere un rapporto tra anni di vita attiva e anni di pensionamento identico per ciascun livello di formazione, l'età di riferimento dovrebbe variare di 14 anni per gli uomini e di 9 anni per le donne.

Infine, l'analisi richiama l'attenzione sulle lacune dell'attuale sistema statistico per misurare gli scarti di mortalità tra i gruppi sociali, in particolare quando si vogliono considerare variabili non disponibili nei vari registri della popolazione, come il livello di formazione, la professione imparata o esercitata e il settore di attività. Queste variabili sono ora disponibili attraverso la rilevazione strutturale, un'indagine a campione. Tuttavia, come tutte le altre indagini, anche quella strutturale mostra un problema legato a una minore probabilità di risposta da parte delle persone con problemi di salute. Inoltre, le persone che vivono in collettività non sono incluse nell'indagine. Questa situazione rende difficile stimare correttamente i livelli di mortalità, poiché le persone più vulnerabili sono escluse dalla misurazione. Inoltre, a causa del campionamento (nell'ambito della rilevazione strutturale vengono intervistate ogni anno circa 200 000 persone) il numero di decessi registrato nel campione negli anni successivi all'indagine rimane relativamente basso. Questo rende necessario il raggruppamento di categorie e impedisce un'analisi degli scarti di mortalità per quanto riguarda le diverse professioni o i diversi settori di attività. La situazione è dunque molto diversa da quella osservata fino al 2000, quando era disponibile un censimento esaustivo che includeva il livello di formazione, la professione e il settore di attività. Per contro, grazie alla loro completezza, i dati sui redditi soggetti a contribuzione offrono una base estremamente interessante per l'analisi dei differenziali di mortalità.

Summary

A large decline in mortality was observed over the whole of the 20th century and the start of the 21st century in the industrialised countries: during the period 1970–2022 in Switzerland, life expectancy at birth rose from 70.1 years to 81.6 years for men, and from 76.1 years to 85.4 years for women. It might be expected that this progress would primarily relate to disadvantaged groups and that a convergence of mortality risk would therefore be observed. However, this has not been observed.

This study accordingly measures differential mortality in Switzerland and updates the data calculated for the period 1990–2005 and published in 2012 (Wanner and Lerch 2012). Its objective is thus to document the mortality differentials and any inequalities in mortality observed in accordance with different individual characteristics, and to show how these differentials influence the length of retirement and hence the length of time that pensions are drawn.

The first part of the study presents the existing differences in mortality rates, taking account of several individual factors (marital status, family situation, place of origin, status on the labour market, socio-professional position, income and disability pension status) and adopting a variety of methodological approaches adapted to the data available.

One of the first results demonstrated is the gap in life expectancy between married persons and those who are single or ex-married. At the age of 25, for example, a married man today lives 5.9 years longer than a single man. For women, the gap between married and single is 3.8 years, in favour of married women. Ex-married persons have a risk profile similar to that of single persons. In terms of death risks at different ages, the gaps between different marital statuses have not decreased since the 1990s. Furthermore, it appears that the protective effect of marriage kicks in rapidly after the ceremony, while separation leads to an equally rapid rise in the risk level.

Mortality also shows differences in terms of nationality. Compared with Swiss nationals, holders of a foreign passport generally have a greater life expectancy, which is explained by the fact that people who migrate are generally those who have been healthy in their country of origin. Moreover, some foreigners have no option but to return to their home country when their health deteriorates. These two factors lead to a reduction in the mortality risk for foreign persons living in Switzerland. However, Covid-19 modified this general profile, as two communities in particular, the African community and that originating from European countries which are not members of the European Union (EU) or the European Free Trade Association (EU/EFTA), were subject to a higher risk of death between 2020 and 2022, which translates into a lower life expectancy at birth than that of Swiss nationals.

Human capital, expressed in terms of level of education and training, is also associated with inequalities in terms of mortality. The differences in life expectancy and death risks between various levels of education and training have remained relatively constant and high since the 1990s for men but have reduced slightly for women. Tertiary education reduces the risk of death and increases life expectancy. At the age of 25, there is a gap of more than four years in the average life span of men who have completed Secondary I education (lower secondary level) compared with those who have tertiary qualifications. This gap is around two years for women.

Gaps in mortality rates are logically also observed in terms of occupation. However, the data available in Switzerland does not allow these gaps to be measured precisely, and the analyses that can be made are limited to measuring the mortality of major occupational groupings, analysed during the years of working life rather than in old age, which has particularly high mortality. The

results obtained nevertheless clearly indicate that persons of the male sex who are in a managerial position have protection from death compared with those carrying out manual or elementary-level occupations. On the other hand, the gap between major occupational groupings is not always significant for women.

These results are confirmed by an analysis of mortality in comparison with professional income, a variable for which data is available over a long period. Professional income reflects a person's occupational position and we have data for all persons carrying out gainful activity whose income is subject to AHV/OASI contributions in Switzerland. Persons with low professional income present a significantly increased risk of death compared with those with high professional income. This result is observable for both men and women, but the mortality gaps between different levels of professional income are greater for men than for women.

Understanding the mechanisms leading to mortality gaps requires, on the one hand, pooling the different variables in a multivariate model. This model confirms that, independently of other variables, marital status and professional income level are closely associated with the risk of death. The situation is less clear-cut as regards the type of gainful activity carried out (self-employed, employed or mixed) and nationality. On the other hand, analysing mortality by major groups of causes provides information that enables the results to be interpreted. Logistic regression models were therefore performed for the main groups of causes, with a view to estimating the relative risk, for the different categories making up the population.

In Switzerland today, cancers and circulatory system diseases are the two main causes of death. The analyses performed in this study show that these causes are subject to significant differences depending on personal characteristics, for both men and women. These causes of death partly explain the excess mortality of the non-married compared with the married, people with low levels of education compared with the highly qualified, and persons with low incomes as opposed to medium or high incomes. They also explain the protection enjoyed by several groups of foreign nationals, compared with Swiss citizens. However, the differences between groups remain relatively moderate, and usually less than double. This may be explained by the fact that these causes of death affect all the groups that make up the population, at a fairly high level.

In relative terms, the differences are greater for other groups of causes of death, which occur more rarely: in particular, for single men compared with married men, the relative gaps are high (from 1 to 3) for mental and behavioural difficulties and violent deaths; for single women, an equivalent relative gap is seen for violent deaths. These deaths are certainly linked with greater risk-taking when living as a single person. With regard to professional income, all groups of causes of death show significant differences, but large gaps (still in the order of 1–3) may be seen between low incomes and median incomes for infectious diseases (men and women), mental and behavioural difficulties (men), and diseases of the nervous system (men) and of the respiratory system (men).

Different classifications of causes of death have been proposed in international literature, taking account of the preventable nature of causes of death, especially through appropriate behaviours or effective health policies. We have measured the risk of death for two types of causes considered preventable or avoidable. The principal causes of death included in these types are death from breast cancer, acute myocardial infarction, ischaemic heart disease, and cancers of the colon and of the rectum occurring before the age of 75, all of which are relatively frequent causes of death.

A logistic regression analysis performed for these deaths shows relatively weak differences between the groups defined according to marital status or nationality. The interpretation that follows from

this result is that for diseases considered preventable through appropriate health measures, the differences between groups are weak. By extension, we may consider that the Swiss healthcare system is not a priori responsible for differences between groups in terms of the causes it is capable of influencing. Inequalities in mortality are explained by causes of death that are more difficult to affect by means of healthcare policies.

Mortality through Covid-19 was high in Switzerland, as it was throughout Western Europe, not only during the pandemic (2020–2021), but also in 2022. Even though this mortality mainly concerned persons aged 80 or more, the analyses performed clearly indicate a negative association for persons aged less than 64 between professional income and the risk of death: the risk is particularly high for persons of working age with no professional income or with a very low income. This risk is also higher for persons with low qualifications, those with manual jobs and the non-married. Three groups of nationalities were particularly affected by mortality through Covid-19: persons originating from non-EU Europe, Africans and Asians. These communities are generally regarded as vulnerable, as they result from relatively low-skilled migratory flows. The excess mortality through Covid-19 in these groups could therefore result from high exposure to the virus – particularly when performing jobs considered essential – and delays in obtaining treatment. The results obtained thus lead to the conclusion that the Covid-19 epidemic increased the mortality gaps between socio-economic groups and contributed to equalising the mortality gaps between nationalities.

Finally, for variables for which it is possible to compare the years 1990–2005 with the decade starting in 2010, it is not possible to demonstrate a significant decrease in gaps in the mortality risk between groups. Mortality differentials remained steady, or even rose slightly, during the period marked by the Covid-19 pandemic. This is true both for marital status and educational level. Generally speaking, the gaps are greater for men than for women. These results match those observed in other countries, and are in line with the international literature.

The study also looked at the mortality of people previously resident in Switzerland but now living abroad, with the help of registers of pensions paid to persons abroad. Persons in receipt of an old-age pension residing abroad, compared with those residing in Switzerland, were included in the analysis. This situation involves a limited number of nationalities and is therefore not representative of the entire population that has lived in Switzerland before moving to a third country. However, the results show a higher risk for residents living in a foreign country, both for pensioners who are Swiss nationals and those who are foreign nationals, compared with pensioners living in Switzerland.

The second part of the study examines the consequences of mortality gaps in terms of length of working life and length of retirement. It is based on different hypotheses as regards the age of entering the labour market, since this age may vary from person to person and depend on level of education. The objective of this second part is to identify the ages at which the different levels of education would intersect to meet the following three hypothetical conditions (tested separately): equal length of working life, equal length of retirement, or equal ratio between length of working life and length of retirement. This is not a question of proposing flexible retirement models based on level of education, but rather of describing the consequences of the different life expectancies observed, and differences in age on starting work.

The results of these simulations show the strong impact that a particular level of education and training has on lifespan in retirement and length of working life. Imposing the same lifespan in retirement or the same length of working life for each group would lead to a big increase in the reference age for persons with tertiary education and a consequent decrease for those with

Secondary I education. Similarly, imposing an identical ratio of years working/years retired for each level of education would lead to reference ages varying by 14 years for men and 9 years for women.

Finally, the analysis draws attention to the weakness of the current statistical system in terms of measuring mortality gaps between social groups, especially when considering variables that are not available in the population registers. This is the case for level of education, occupation learned or exercised, and sector of industry. These variables are currently made available by means of the structural survey, which uses sampling. However, the structural survey, like all the other surveys, has a bias connected with the lower likelihood of receiving a response from persons in poor health. Moreover, persons living in collective households are not included in the survey. This situation makes it difficult to estimate mortality levels correctly, because the most vulnerable people are excluded from the measurement of these levels. Furthermore, for sampling reasons – the structural survey interviews around 200,000 people each year – the number of deaths recorded among the sample in the years following the survey remains relatively low. This situation requires categories to be grouped together, and prevents analysis of mortality gaps at the level of separate occupations or different sectors of industry. We therefore find ourselves in a situation very different from that observed up to the year 2000 – a period characterised by the availability of an exhaustive census including level of education, occupation and sector of industry. On the other hand, the exhaustive nature of the data on earnings subject to contributions provides an extremely interesting basis for analysing mortality gaps.

1. Introduction¹

1.1. Mortalité différentielle

La mortalité différentielle, ou en d'autres termes l'écart dans le risque de décès ou dans la durée de vie de groupes définis en fonction de différents critères, comme la profession, la catégorie professionnelle ou l'appartenance ethnique ou nationale, a été depuis des décennies la source d'une multitude d'études. L'intérêt suscité par la mortalité différentielle s'explique par le fait que les différences de mortalité entre groupes reflètent parfois des spécificités génétiques ou des expositions environnementales, mais en partie aussi des comportements de santé et d'accès aux systèmes de santé qui sont propres au groupe considéré. L'identification des différences de risques de décès et l'analyse des causes de la mortalité différentielle permettent alors d'identifier quels facteurs influencent sur le niveau de mortalité, et d'envisager des interventions de santé publique. Il est généralement admis qu'une partie des inégalités devant la mort pourrait être évitée par des mesures efficaces de santé publique ou plus largement par des politiques locales adaptées (Schofield et al., 2021). Cette situation rend difficilement acceptable un haut niveau de mortalité différentielle (MacCartney et al., 2019).

Un fort recul de la mortalité a été observé durant l'ensemble du 20^e siècle et le début du 21^e siècle dans les pays industrialisés : durant la période 1970-2022 en Suisse, l'espérance de vie à la naissance a passé de 70,1 ans à 81,6 ans chez les hommes, et de 76,1 ans à 85,4 ans chez les femmes, une évolution comparable à celle des autres pays d'Europe de l'Ouest. On pourrait s'attendre à ce que les progrès aient concerné en premier lieu les groupes défavorisés et par conséquent observer une convergence des risques de mortalité. Cependant, celle-ci n'a pas été observée, ce qui suscite de nombreuses interrogations sur l'accès à la santé et sur les comportements préventifs des différents groupes socio-démographiques qui forment la population.

Avec la disponibilité croissante de données appariées, dès les années 1970, il a été possible de documenter les niveaux d'inégalités devant la mort, d'identifier quels groupes présentent des niveaux de mortalité supérieurs à la moyenne, et dans une certaine mesure de mesurer le rôle respectif des facteurs de la mortalité différentielle (Bosworth, 2018). Pour la Suisse, Gass (1982 & 1987) fut un des premiers auteurs à mesurer et mettre en évidence des inégalités socioprofessionnelles devant la mort, inégalités qui ont rapidement été vues comme présentant un intérêt à la fois scientifique et politique (Lehmann et al., 1990). Depuis, les études se sont multipliées, impliquant également la mesure des différentiels selon l'origine nationale (par ex. Zufferey, 2016) ou la localisation (par ex. Moser et al., 2014).

Conduire des analyses portant sur ce thème reste d'actualité, et est d'autant plus important que plusieurs études menées récemment observent un maintien des différentiels de mortalité entre groupes socio-professionnels en Europe (ou une augmentation en termes relatifs mais une diminution en termes absolus – Mackenbach et al., 2017, voir aussi Brønnum-Hansen et al., 2021). Dans le cas des Etats-Unis, une augmentation des inégalités devant la mort est même observée (Bleich et al., 2012). Pour Sanzenbacher et al. (2021), celle-ci serait due à la composition des différentes catégories professionnelles qui évolue dans le temps : pour donner un exemple, avec l'accroissement général du niveau de formation et la spécialisation croissante de l'économie, les personnes à faibles niveaux socioéconomiques ou « sans formation » deviennent marginalisées, leurs conditions financières et de vie s'écartent de la moyenne, comparativement à il y a 20 ou 50

¹ L'auteur remercie les membres du groupe d'accompagnement de l'administration fédérale pour les nombreuses remarques et suggestions effectuées dans le cadre de cette étude.

ans. Cette observation a non seulement des implications sur les méthodes de mesure de l'évolution des inégalités devant la mort², mais justifie en outre une attention particulière sur la situation des groupes les plus précarisés.

Avec l'allongement de la durée de vie, une attention accrue se porte sur les différentiels de mortalité en période de retraite, qui reflètent souvent la difficulté du parcours professionnel de certains groupes professionnels. Une étude italienne confirme que les différentiels professionnels dans le risque de décès subsistent bien après la fin de la vie active. Ainsi, le risque de mortalité est dans ce pays de 26% plus faible pour les personnes ayant exercé une activité indépendante durant leur carrière comparativement à celles ayant eu un statut d'employées, et un écart de cinq années s'observe quant à l'espérance de vie à 60 ans entre les différentes catégories socioprofessionnelles (Lallo et Raitano, 2018).

Ainsi, alors qu'il y a cinquante ans, les enjeux de la mortalité différentiels concernaient principalement les âges actifs, désormais c'est en période de retraite que les inégalités devant la mort agissent. De plus en plus, la littérature médicale considère comme évitable (par des mesures de santé publique, par exemple, cf. Weber et Clerc, 2017) la mortalité qui survient avant l'âge de 75 ans³. Cette situation selon laquelle les différentiels concernent les âges de la retraite complique la mesure de la mortalité différentielle, puisqu'elle implique de disposer de données sur le statut professionnel des personnes retraitées.

Les inégalités devant la mort ne concernent pas uniquement les différentes catégories professionnelles ou sociales. Des écarts s'observent entre les sexes, avec un avantage pour les femmes qui s'exprime par une espérance de vie plus élevée, d'une manière quasi-universelle : en Suisse, l'écart entre femmes et hommes est approximativement de 4 ans au profit des femmes. La plus grande espérance de vie des femmes peut s'expliquer par des facteurs génétiques et biologiques, mais aussi par des facteurs en lien avec les comportements (Rogers et al., 2010). Aujourd'hui, l'écart de mortalité entre femmes et hommes en Europe s'explique principalement par l'excès de mortalité masculine après l'âge de 60 ans (Zarulli et al., 2021).

L'avantage systématique des femmes en matière d'espérance de vie implique de devoir considérer séparément les hommes et les femmes dans l'analyse de la mortalité, ce qui permet par ailleurs d'identifier des profils spécifiques (c'est-à-dire selon le sexe) en ce qui concerne les différentiels socioprofessionnels de mortalité. Il est en effet constaté que les hommes et les femmes se caractérisent par des schémas différents en termes de mortalité différentielle : par exemple, l'accroissement du risque de mortalité parmi les personnes présentant des professions faiblement rémunérées, comparativement à celles en haut de l'échelle sociale, est plus marqué chez les hommes que chez les femmes (Wanner et Lerch, 2012). En conformité avec la littérature internationale, les deux sexes seront considérés de manière systématiquement séparée dans cette étude.

Enfin, si la littérature scientifique s'est focalisée depuis un demi-siècle sur les écarts de mortalité en fonction du niveau socioéconomique ou de la profession, d'autres variables de différenciation sont également identifiées. C'est le cas de l'état civil, de la situation familiale et de l'origine nationale.

² Selon les auteurs, il conviendrait de mesurer la catégorie socioprofessionnelle de manière relative, plutôt que de catégoriser les différents groupes.

³ Voir https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Archive:Amenable_and_preventable_deaths_statistics, consulté le 14 mars 2024, pour la liste des décès évitables. Eurostat distingue les causes dites évitables (« amenable ») par un système de santé de qualité, et les causes dites « prévenables » (« prevenable »), qui incluent plus largement les politiques de la santé, notamment les politiques de prévention.

Les écarts de mortalité selon ces variables interpellent, puisqu'ils font référence à des facteurs explicatifs variés, parfois encore mal connus, qu'il conviendrait d'identifier afin de mettre éventuellement en place des politiques de prévention des risques.

Selon certain-e-s auteur-e-s mobilisant les théories du parcours de vie, des chocs survenant dans la vie, notamment dans l'enfance tels que la séparation des parents ou grandir dans un contexte de pauvreté, peuvent modifier le profil de mortalité (Myrskylä, 2010). Des événements survenant au sortir de l'enfance et aux âges adulte peuvent également conduire, en fonction du niveau de résilience, à une élévation du risque de mortalité. Parmi ces événements, le veuvage (Moon et al., 2011) ou un épisode de chômage (Junna et al., 2020), peuvent influencer à court ou moyen terme le risque de mortalité de la personne ayant subi cet événement. Pour cette raison, de nombreuses études tentent de mesurer le risque de mortalité en tenant compte de l'ensemble du parcours de vie de la personne, un objectif qui n'est pas toujours réalisable faute de données sur une longue période.

1.2. Objectifs du mandat

Pour le domaine des **politiques de santé**, il est pertinent de connaître les facteurs à l'origine de la mortalité différentielle. En particulier, la question prédominante est de savoir si les écarts observés entre groupes sont dus à des expositions spécifiques (par exemple à des risques professionnels ou à la pénibilité de l'activité professionnelle), à des privations en lien avec les conditions financières, à des effets de sélection quant à l'accès aux soins de santé (par exemple en lien avec des renoncements de consulter pour des raisons financières), à des comportements de santé spécifiques (en termes d'alimentation, de tabagisme ou d'alcool) ou encore à d'autres facteurs non identifiés. Mettre en évidence quels facteurs agissent sur les différences d'espérances de vie permet alors de mettre en place des politiques adaptées, éventuellement d'introduire des programmes spécifiques de prévention. Mackenbach et al. (2017) suggèrent notamment un accroissement des dépenses de santé pour les groupes les plus précaires comme réponse à ces inégalités. L'importance de l'analyse des différentiels de la mortalité pour la santé publique explique le nombre élevé d'études, empruntant généralement des approches épidémiologiques et souvent focalisées sur des causes de décès spécifiques, conduites sur ce sujet.

La période récente a été marquée par la pandémie de Covid-19, qui a eu des impacts à la fois sur les inégalités sociales (Fiske et al., 2022) et sur les niveaux de mortalité (Schumacher et al., 2024). Il est à ce propos intéressant de s'interroger sur les conséquences de la pandémie de Covid-19 sur les écarts de mortalité entre groupes. Malgré le recul temporel restant faible, des études sont progressivement publiées sur cette question : notamment aux Pays-Bas, Wouterse et al. (2023) identifient l'augmentation de la mortalité durant la période de la pandémie et considèrent séparément celle due au Covid-19 et celle due à d'autres causes de décès. Ils observent un accroissement des inégalités expliquée principalement par les décès par Covid-19.

Pour le domaine des **assurances sociales**, l'évolution de la mortalité et les différentiels devant la mort jouent un rôle prépondérant sur les politiques de retraite et leur financement. Dans la mesure où les différentiels socioéconomiques traduisent des écarts en termes de santé, ils interrogent sur les critères fixant l'âge de la retraite pour les différents groupes professionnels. Avec l'accroissement de la durée de vie observée dans les pays industrialisés au siècle dernier, la majorité des décès se produit désormais après le départ à la retraite. Si une période passée en retraite concerne désormais une majorité de la population, sa durée varie cependant en fonction de critères socioéconomiques ou d'autres facteurs de différenciation.

L'Office fédéral des assurances sociales (OFAS) s'était déjà penché sur la question de la mortalité différentielle et de sa conséquence en termes de politiques de retraite dans le cadre d'un rapport publié en 2012 (Wanner et Lerch, 2012 – ci-dessous Rapport 2012) portant sur la mortalité entre 1990 et 2005. Dans le présent rapport, il s'agit avant tout de remettre à jour les données, de comparer les évolutions de la mortalité différentielle en se focalisant sur la période 2011 à 2022, et de discuter à nouveau les implications sur la durée de retraite des différents groupes formant la société. A cette fin, la plupart des indicateurs qui avaient été présentés dans le Rapport 2012 sont reproduits. En outre, d'autres indicateurs sont calculés et présentés (voir sous-chapitre 1.3).

Nous disposons de données originales, portant sur la période 2011 à 2024, et résultant d'appariements de registres et de statistiques. Ces données seront décrites au sous-chapitre méthodologique qui suit. Elles sont différentes de celles utilisées dans le Rapport 2012, ce qui nécessite également quelques adaptations méthodologiques : en effet, au tournant du 21^e siècle, la statistique suisse a connu d'importants changements avec la suppression des recensements traditionnels et le recours progressif à des registres administratifs. L'une des conséquences de ces changements dans l'architecture statistique suisse a été la disparition d'informations exhaustives sur le profil socioéconomique des personnes domiciliées en Suisse : si jusqu'en 2000 nous disposions de données exhaustives reposant sur le recensement de la population, dès 2010 les informations socioéconomiques résultent d'une enquête par échantillonnage. Nous en discuterons plus loin les conséquences.

1.3. Données et méthodes

1.3.1. Sources

Cette étude mobilise différentes sources statistiques, énumérées ici. Certaines sources proviennent de l'Office fédéral de la statistique, d'autres de la Centrale de compensation/de l'Office fédéral des assurances sociales (CdC/OFAS).

Les données de mortalité sont issues de la statistique STATPOP Mouvements (qui sont à la base de la statistique des décès publiée sur le site internet de l'OFS⁴) et d'une livraison supplémentaire comprenant des informations sur la cause de décès (statistique des causes de décès). La statistique STATPOP repose sur les registres de population des communes et cantons. Elle regroupe des informations sur les personnes vivant en Suisse à la fin de chaque année (STATPOP Etats), ainsi que sur les principales mutations (par exemple changement de domicile, naturalisation mais aussi les naissances et décès) enregistrées dans la population résidente (STATPOP Mouvements). Les informations issues de STATPOP sont essentiellement de nature démographique (âge, sexe, nationalité, lieu de naissance, état civil, etc.). Les principales variables disponibles dans la statistique STATPOP pour les décès sont le sexe, l'âge et l'état civil de la personne décédée, ainsi que sa nationalité.

La statistique des causes de décès fournit pour sa part, comme son nom l'indique, la cause du décès. On considère comme cause de décès la cause principalement responsable de la mort d'une personne (cause principale). Cependant, l'OFS codifie aussi d'autres maladies en lien avec le décès (cause initiale ou primaire, cause directe du décès, maladies concomitantes⁵).

⁴ <https://www.bfs.admin.ch/bfs/fr/home/statistiques/population/naissances-deces/deces.html>. Consulté le 15 août 2024.

⁵ <https://www.bfs.admin.ch/bfs/fr/home/statistiques/sante/enquetes/ecod/login-hilfe-esurvey.html>. Consulté le 4 septembre 2024.

La mise en commun de différentes sources conduit nécessairement à des problèmes de cohérence. Ainsi, des écarts s'observent entre les décès enregistrés par STATPOP et ceux de la statistique des causes de décès. Un faible nombre de décès, nombre qui varie en fonction de l'année (47 en 2016, 1932 en 2013) ne figure pas dans la statistique des causes de décès alors que ces décès figurent dans STATPOP. De même, plusieurs centaines de décès observés chaque année (entre 806 en 2022 et 2978 en 2013) concernent des individus qui n'étaient pas présents dans la statistique STATPOP Etats au 31 décembre qui précède. Ce fait peut s'expliquer par une immigration internationale (arrivée en Suisse) entre le début de l'année et la date de survenance du décès, mais certainement aussi par des problèmes de qualité des données administratives. L'incohérence entre les sources conduit ainsi à des légers écarts entre les données utilisées pour l'analyse des risques de mortalité et celles pour l'analyse des causes de décès. L'année 2013 est celle qui se caractérise par les nombreuses incohérences entre les sources.

Les données de la statistique STATPOP ont été la base, pour l'OFS, de l'établissement d'une typologie expérimentale des ménages, dès 2015. Cette typologie repose également sur d'autres registres, notamment le registre de l'état civil INFOSTAR et le relevé structurel, qui permettent d'identifier les liens entre les différents membres d'un ménage-logement. Cette typologie n'est pas exhaustive. La nomenclature à cinq items (ménage individuel, couple sans enfant, couple avec enfant, ménage monoparental et autres types de ménage) est utilisée ici. Une catégorie résiduelle, formée des personnes pour lesquelles le type de ménage ne pouvait pas être identifié a été également considérée. Cette catégorie inclut notamment les personnes vivant en ménage collectif (p.ex. les EMS) et pour cette raison elle regroupe des personnes parmi les plus fragiles.

La statistique STATPOP ne comprend pas d'informations sur les caractéristiques socio-professionnelle des personnes, nous avons pour cette raison utilisé les relevés structurels, une enquête annuelle reposant sur un échantillon de plus de 200 000 personnes âgées de 15 ans et plus et vivant en ménage privé. Le relevé structurel fournit notamment le niveau de formation achevé, la profession apprise et la profession exercée (pour les personnes actives), ainsi que le secteur d'activité de l'entreprise.

Finalement, les registres de la CdC/OFAS fournissent des informations à la fois sur les revenus soumis à cotisations AVS (revenus professionnels) et sur les rentes du 1^{er} pilier versées. Ces informations ont également été utilisées. Le registre des rentes inclut celles versées à l'étranger. Une rente de vieillesse qui s'éteint au cours d'une année permet d'identifier le décès de personnes vivant à l'étranger.

Ces différentes sources de données ont été appariées de manière à disposer de nombreuses informations pour chaque individu. Concrètement, les données de la statistique STATPOP (OFS) pour 2011 à 2022 ont été appariées avec le registre des rentes (2011-2022 - CdC/OFAS), le registre des comptes individuels (1982-2022 - CdC/OFAS) et les relevés structurels 2010 à 2022 (OFS). Nous disposons donc d'informations sur une longue période (allant jusqu'à 40 années), mais lacunaires dans le sens où seule une partie de la population est interrogée.

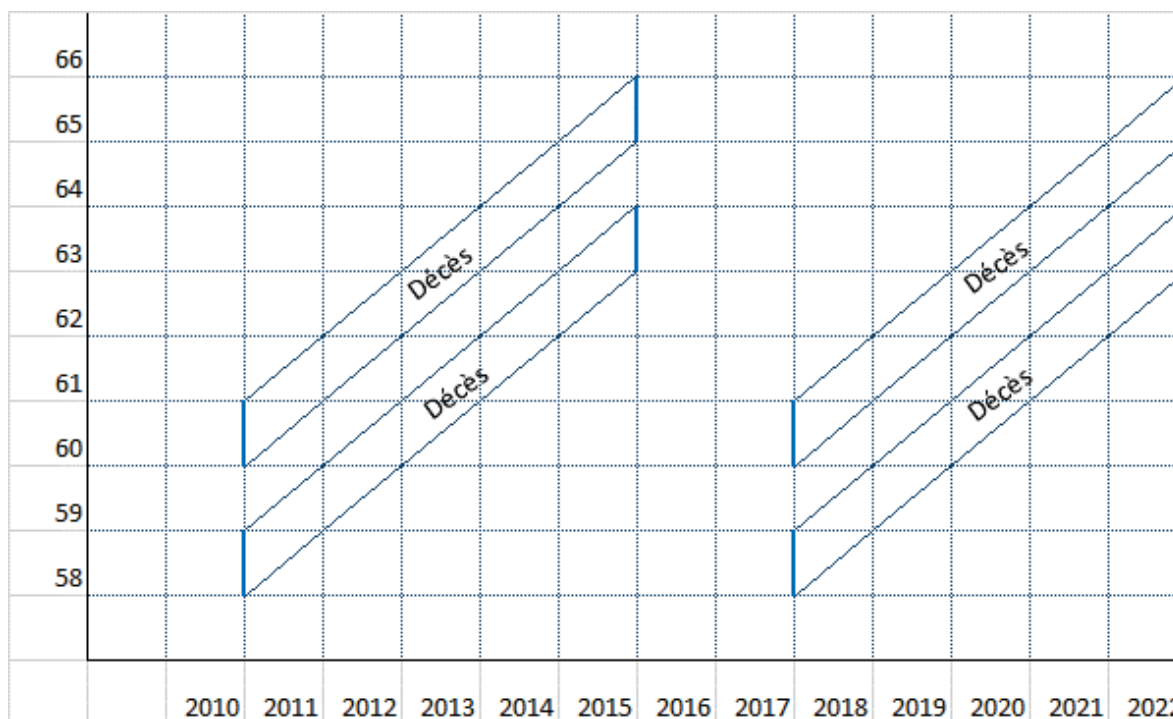
Comme il a été mentionné précédemment, plus de 200 000 personnes âgées de 15 ans et plus et vivant en ménage privé participent au relevé structurel. Ces personnes sont tirées au sort chaque année. La probabilité d'avoir des informations issues de cette enquête entre 2010 et 2022 pour un individu vivant en Suisse dépend donc de son âge et du type de ménage, mais aussi de sa survie durant la période 2010-2022 : en effet, une personne décédée en 2011 par exemple n'aurait pu être interrogée qu'en 2010, tandis qu'une personne résidant en Suisse entre 2010 et 2022, et décédée en 2022, aurait pu être dans l'échantillon chaque année entre 2010 et 2021. Cette situation conduit

à une probabilité d'inclusion qui varie en fonction de la mortalité, et à un important biais lorsque l'on veut utiliser plusieurs relevés structurels annuels. En effet, sont sur-représentées les personnes qui n'ont pas décédé au cours de la période étudiée. Ce biais nous contraint à utiliser uniquement les informations des relevés structurels qui précèdent immédiatement la période d'observation : par exemple, pour le calcul de risques de mortalité ou de probabilités de survie entre 2011 et 2015, seul le relevé structurel du 31 décembre 2010 est utilisé.

1.3.2. Probabilité de décès sur cinq années

Les probabilités de décéder sur une période de cinq années peuvent être calculés aisément à partir des données disponibles. C'est par ailleurs l'indicateur qui avait été privilégié dans le Rapport 2012. Le mode de calcul des probabilités de décès peut être décrit schématiquement sur un graphique (appelé diagramme de Lexis - voir Figure 1) présentant sur l'axe vertical les âges et sur l'axe horizontal la période. Les décès observés dans des cohortes distinctes, pendant une période de cinq années, sont divisés par la population en début de période. Il s'agit donc de quotients. Afin de tenir compte de la migration, les personnes rencontrées en début de période qui ont quitté la Suisse durant la période d'observation (et donc ne sont plus présentes en fin de période) ne sont pas prises en compte, de même que celles arrivées en Suisse au cours de la période d'observation.

Figure 1 : Représentation du calcul des probabilités de décès sur cinq années



Dans ce rapport, seuls quelques âges sont généralement inclus dans les analyses : les personnes âgées respectivement de 40, 50, et 60 ans, ainsi que les cohortes qui figuraient dans le Rapport 2012 (Wanner et Lerch, 2012), qui avaient été choisies à l'époque selon des critères en lien avec la politique de vieillesse (58 ans, 65 ans et 67 ans).

Deux périodes sont sélectionnées : la période 2011-2015 et la période 2018-2022. Ainsi, les populations rencontrées en décembre 2010 et 2017 respectivement sont considérées. La méthode de calcul est comparable à celle du Rapport 2012 (calculs qui faisaient référence aux périodes 2000-2004 et 1990-1994). Cependant, dans le Rapport 2012, les décès observés en décembre 1990 et

2000 respectivement (entre la date des recensements et la fin de l'année) avaient également été pris en considération. Cette situation entraîne une très légère – et négligeable - surestimation du risque quinquennal de décès (de l'ordre de 1,35%).

Pour certaines variables, notamment celles en lien avec la profession, l'échantillon de personnes n'est pas suffisant pour une analyse du risque de mortalité sur cinq ans pour des âges précis. Des groupes d'âges décennaux (par exemple 40-49 ans, 50-59 ans, 60-69 ans et 70-79 ans) ont alors été utilisés. Pour comparer les probabilités de décès, il faut alors poser l'hypothèse selon laquelle la distribution des âges au sein d'une classe d'âge est similaire quel que soit le groupe socioéconomique considéré et quelle que soit la période d'observation (2011-2015, 2018-2022), une hypothèse qui peut être vérifiée à partir des données disponibles.

1.3.3. Tables de mortalité

Le calcul des tables de mortalité est effectué de deux manières différentes, en fonction des données disponibles.

D'une part, une méthode usuelle, reposant sur le calcul de taux par âge, est appliquée aux variables pour lesquels nous avons la même information dans les données STATPOP Etats et Mouvements. Il s'agit de l'état civil et de la nationalité⁶. Les taux sont calculés en divisant le nombre annuel moyen de décès observé durant une période donnée par la population moyenne, estimée en considérant les effectifs en fin d'année entourant et compris dans la période étudiée. Une fois ces taux obtenus, nous les transformons en quotients par la méthode dite de Berkson (Berkson et Elveback, 1960)⁷ et calculons des espérances de vie à différents âges.

De très légers écarts s'observent entre nos calculs et les données officielles sur l'espérance de vie en Suisse. Ils s'expliquent par le fait que certains décès enregistrés dans STATPOP Mouvements n'ont pas été pris en compte, lorsqu'ils faisaient référence à des personnes non retrouvées dans STATPOP Etats l'année qui précède le décès ou lorsqu'ils ne figuraient pas non plus dans la statistique des causes de décès. Cette situation conduit à une légère surestimation de l'espérance de vie de maximum 0,1 année lorsque l'on calcule des tables de mortalité annuelles, excepté en 2013 (0,3 ans pour les hommes, 0,2 ans pour les femmes), année durant laquelle – comme il a été dit précédemment, les sources des données présentaient le plus haut niveau d'incohérence. Cet écart ne remet cependant pas en question les résultats.

D'autre part, pour les variables pour lesquelles l'information n'est disponible que dans le relevé structurel, telles que le niveau de formation, l'établissement des tables de mortalité passe par le calcul direct des quotients, c'est-à-dire sans le passage par les taux.

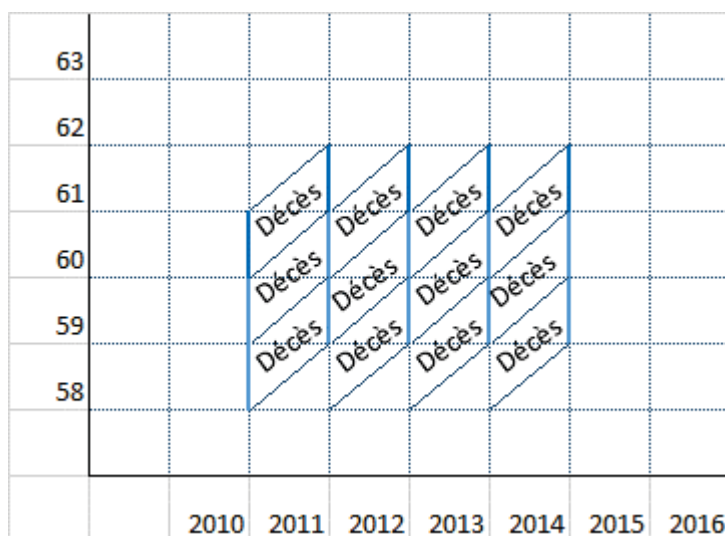
Dans ce cas, les informations sur les décès font référence à l'année de survenance, à l'âge au moment du décès et à l'âge en début de la période d'observation (soit au 1^{er} janvier de l'année considérée). Ainsi, nous pouvons identifier les décès qui se situent – graphiquement – dans les parallélogrammes à côtés verticaux du diagramme de Lexis (cf. Figure 2) et les diviser par la

⁶ Le lieu de naissance figure dans la statistique STATPOP Mouvements, mais pas lorsqu'il s'agit d'un décès.

⁷ Un taux de mortalité correspond à un nombre de décès divisé par un nombre moyen d'individus observés au cours d'une année (notion de personnes-années), tandis qu'un quotient de mortalité fait référence à la probabilité de décéder, exprimée par rapport au nombre de personnes en début de période. Ces deux indicateurs varient légèrement, principalement dans les âges à forte mortalité. Pour l'établissement de tables de mortalité, nous avons besoin de quotients, d'où la transformation des taux en quotients par une formule mathématique dite de Berkson. Cette formule simplifiée permet d'obtenir le quotient de mortalité à un âge donné : elle est la suivante $qx = \frac{2tx}{2+tx}$, où qx est le quotient de mortalité à l'âge x et tx le taux de mortalité.

population observée en début d'année (population soumise au risque), afin d'obtenir des quotients. Ils sont ensuite utilisés pour l'établissement de la table de mortalité.

Figure 2 : Estimation des quotients de mortalité à partir d'une enquête



Concernant le relevé structurel, un problème important se pose. Seules les personnes vivant en ménage privé sont incluses. Celles vivant en ménage collectif – notamment dans des institutions de soins – ne figurent pas dans l'échantillon. Il résulte une surestimation de l'espérance de vie, présentée au Tableau 1 : chez les hommes, l'espérance de vie à l'âge de 25 ans estimé à partir des données du relevé structurel est d'environ 3 à 4 ans supérieur, pour les femmes d'environ 5 ans à celle issue de la statistique STATPOP qui repose sur des données exhaustives. A l'âge de 65 ans, l'écart est d'environ 3 ans pour les hommes et supérieur à 4,5 ans pour les femmes.

Tableau 1 : Espérance de vie à l'âge de 25 ans et de 65 ans chez les hommes et les femmes, selon la période, calculée à partir du relevé structurel, et écart par rapport à l'espérance de vie calculée selon STATPOP

	2011-2014	2015-2019	2020-2022
Hommes			
25 ans RS / Ecart STATPOP	59.8 / +3.5	60.9 / +4.2	61.0 / +3.3
65 ans RS / Ecart STATPOP	22.0 / +2.8	23.0 / +3.5	22.9 / +2.8
Femmes			
25 ans RS / Ecart STATPOP	65.1 / +4.8	66.0 / +5.5	66.0 / +4.7
65 ans RS / Ecart STATPOP	26.7 / +4.5	27.3 / +5.1	27.4 / +4.5

Source : STATPOP, RS. Propres calculs

Cette situation complique l'interprétation des résultats, d'autant plus que les biais de non-réponse peuvent varier en fonction de la catégorie socio-professionnelle. Pour cette raison, nous limitons le calcul de l'espérance de vie à la seule variable « niveau de formation » et nous nous focalisons sur les écarts d'espérances de vie entre niveaux de formation, plutôt que sur les valeurs obtenues pour l'espérance de vie. Pour la mesure des conséquences des différentiels de mortalité sur les politiques de retraite, un calage des valeurs obtenues est effectué, ce qui avait déjà été fait dans le Rapport 2012. Ce calage utilise un facteur de pondération qui est identique quel que soit le niveau de formation, posant l'hypothèse que le biais mentionné précédemment concerne de la même manière tous les niveaux de formation.

1.3.4. Analyse de la mortalité par cause de décès

Parmi les nombreuses approches permettant d'estimer le rôle des causes de décès dans les différentiels de mortalité, celle privilégiée dans ce rapport est adaptée au faible nombre de décès observé, après répartition par groupes de causes de décès et catégorie démographique ou socioéconomique. Nous appliquons en raison de ce faible nombre de décès un modèle de régression logistique qui inclut l'âge comme variable de contrôle, pour chacun des deux sexes.

Une régression logistique explique un phénomène (le décès) par l'effet de différentes covariables (ou variables explicatives). La formule est la suivante :

$$\text{logit}(p) = \ln(p/(1-p)) = \beta_0 + \beta_1 x(1) + \beta_2 x(2) + \dots$$

où p représente le décès, β_0 une constante et $\beta (1, \dots, n)$ les coefficients des différentes variables explicatives $x (1, \dots, n)$. La valeur exponentielle de $\beta(1, \dots, n)$ est le odds ratio.

L'utilisation d'un modèle de régression logistique (Cox et Snell, 1989) implique une réflexion sur le choix des variables explicatives à introduire. Ici, nous voulons mesurer les écarts dans le risque de mortalité par catégorie (par exemple une certaine profession comparativement à une profession de référence) sans chercher à identifier d'autres facteurs de risque. Ainsi, nous insérons dans le modèle uniquement une variable traduisant le groupe étudié (p. ex. la profession) et l'âge. Les résultats des régressions logistiques informent si tel groupe professionnel meurt plus ou moins d'une cause de décès après prise en compte de la distribution de l'âge dans chaque groupe professionnel.

Les résultats présentés dans les tableaux sont des odds ratios, soit des approximations du risque relatif pour un groupe étudié de mourir d'une cause de décès, par rapport à un groupe de référence. Les intervalles de confiance à 95% sont également calculés.

Les régressions logistiques sont effectuées pour différents groupes de causes de décès en excluant préalablement les personnes décédées d'une autre cause durant la période d'observation et en excluant également les personnes ayant quitté la Suisse durant cette même période. Seuls les résultats pour la période la plus récente sont présentés (2018-2022).

1.3.5. Mortalité des rentiers et rentières de vieillesse de l'AVS vivant à l'étranger

Le registre des rentes fournit des informations sur les rentes versées à l'étranger, et permet d'identifier des décès survenus parmi des personnes rentières vivant hors de la Suisse. Le numéro d'agence permet de déterminer le lieu où la rente est versée (en Suisse ou à l'étranger), alors qu'une rente de vieillesse de l'AVS qui s'éteint signifie en effet un décès. Une difficulté rencontrée dans l'analyse a trait aux données qui ont été livrées, lesquelles ne contiennent ni le sexe ni la nationalité dans le registre des rentes. Pour cette raison, il a fallu, pour mesurer le niveau de mortalité des personnes rentières à l'étranger, apparier le registre des rentes avec STATPOP 2010-2022 pour récupérer ces deux informations. Pour cette raison, l'analyse se limite aux personnes ayant vécu en Suisse durant la période 2010-2022, mais domiciliées à l'étranger au moment du calcul.

Pour mesurer le niveau de mortalité des rentiers et rentières de l'étranger⁸, nous avons dans un premier temps calculé des taux de mortalité par âge, sexe et nationalité (Suisse ou étranger) en ramenant le nombre de décès observés à la population moyenne. Puis nous avons calculé un taux

⁸ Peuvent recevoir une rente du 1^{er} pilier les ressortissant-e-s des pays de l'UE/AELE, de l'Australie, Brésil, Chili, Israël, Japon et Canada. Les ressortissant-e-s de l'Australie, du Brésil, du Chili et du Japon peuvent choisir entre une rente ou un versement unique.

standardisé de mortalité en utilisant comme standard la distribution par âge de l'ensemble de la population rentière. Le mode de calcul du taux standardisé est le suivant :

$$TS = \sum_x t_x p_x$$

Avec t_x représentant le taux de mortalité à l'âge x , et p_x représentant la taille de la population d'âge x issue de la population standard. Le taux est exprimé pour 100 000 personnes distribuées selon la population totale âgée de 65 à 99 ans.

1.4. Structure du rapport

Ce rapport contient deux parties qui regroupent au total quatre axes d'analyses. Le premier axe mesure les différentiels de mortalité durant la période 2011 à 2022 (décomposée en trois périodes qui tiennent à la fois compte de la disponibilité des données et de la pandémie – 2011-2014, 2015-2019, 2020-2022), selon différentes dimensions démographiques et socio-professionnelles que les données suisses permettent d'analyser.

Le second axe poursuit cette analyse descriptive en identifiant les schémas de mortalité par grand groupe de causes de décès. Ainsi, il a pour but de fournir des pistes interprétatives des différences observées entre groupes.

Ces deux premiers axes constituent ensemble la première partie du rapport de recherche. Certains des résultats seront comparés à ceux du Rapport 2012, de manière à analyser les tendances sur un long terme.

Les deux derniers axes constituent la seconde partie du rapport de recherche. Le troisième axe vise à estimer des âges d'entrée dans la vie professionnelle, par une approche exploratoire reposant sur les revenus professionnels (ou revenus de l'activité lucrative). Ce troisième axe est nécessaire en raison d'une lacune de la statistique suisse, laquelle ne dispose pas d'informations directes sur l'âge d'entrée sur le marché du travail. Or, l'entrée sur le marché du travail peut prendre des formes extrêmement variées pas toujours saisies par la statistique (par exemple par des activités à côté de la formation, des stages non rémunérés, des courtes périodes d'activité entrecoupées de périodes sans activité, etc.). Il est alors nécessaire d'établir les critères objectifs en tenant compte des informations disponibles.

Le quatrième axe discute, à l'aide de plusieurs scénarios, les implications des différentiels d'espérance de vie sur la durée de retraite. On fera notamment le lien entre la durée estimée d'activité (estimée par l'âge d'entrée et de sortie du marché du travail) et la durée de retraite de différents groupes socioéconomiques. En se focalisant sur les groupes définis selon le niveau de formation, cet axe analysera dans quelle mesure le calendrier d'entrée dans la vie active et l'espérance de vie conduisent à des durées d'activité et de retraites variables pour les différents groupes.

2. Différentiels de mortalité selon différentes dimensions

2.1. Niveaux des différentiels de mortalité

Plusieurs différentiels de mortalité sont successivement analysés dans ce chapitre : après une introduction portant sur les différentiels de mortalité en fonction du sexe, sont abordés dans les différentes sections ceux en lien avec des variables traduisant le statut familial, ceux faisant référence à la nationalité et au lieu de naissance, ceux en rapport avec le capital humain, avec la position sur le marché du travail – notamment la profession et le revenu professionnel – et finalement ceux associés à l'invalidité. Puis, nous évoquerons le cas spécifique de la mortalité des rentiers et rentières de vieillesse de l'AVS vivant à l'étranger. Enfin, un modèle de régressions sera construit incluant différentes dimensions démographiques et socio-professionnelles, en vue de vérifier si les résultats observés au cours du chapitre sont confirmés par une modélisation multivariée.

2.1.1. Différentiels liés au sexe

Bien que les analyses menées dans cette étude portent séparément sur les hommes et les femmes, il est important de mentionner que les niveaux de mortalité des hommes et des femmes sont très différents avec, comme il a été dit précédemment, un avantage pour les femmes comparativement aux hommes. Cet avantage s'observe partout dans le monde, avec un bonus maximal d'environ 10 années pour les femmes dans les pays d'Europe de l'Est, et inférieur à 2 années au Nigeria, Togo et aux Maldives⁹. Des facteurs génétiques et hormonaux expliquent l'écart entre hommes et femmes, tandis que des aspects en lien avec les comportements en matière de santé et de prise de risques, la résilience et le recours aux soins et notamment à la médecine préventive peuvent influencer le niveau de l'écart selon le sexe. L'avantage féminin en termes d'espérance de vie à la naissance varie aussi selon la région et le pays en fonction de facteurs tels que l'égalité entre hommes et femmes et la place de la femme dans les sociétés.

En Suisse, l'écart entre femmes et hommes en matière d'espérance de vie a culminé à 7,1 ans en 1991 (hommes 74,1 ans ; femmes 81,2 ans) avant de se réduire progressivement par la suite, pour atteindre 3,8 ans en 2022 (hommes 81,6 ans ; femmes 85,34 ans – Figure 3)¹⁰. Cette réduction de l'espérance de vie ne signifie pas pour autant que les écarts de risques de mortalité entre hommes et femmes se réduisent : ces écarts de risques (exprimés par exemple par des probabilités de décès à un âge donné) ne se sont pas beaucoup modifiés depuis la fin du 20^e siècle, excepté entre 50 et 75 ans âges durant lesquels ils baissent légèrement. La réduction de l'écart d'espérance de vie à la naissance provient principalement d'un effet de saturation : chez les femmes, l'espérance de vie est tellement élevée qu'une baisse de la mortalité impacte d'une manière moindre cet indicateur, comparativement aux hommes.

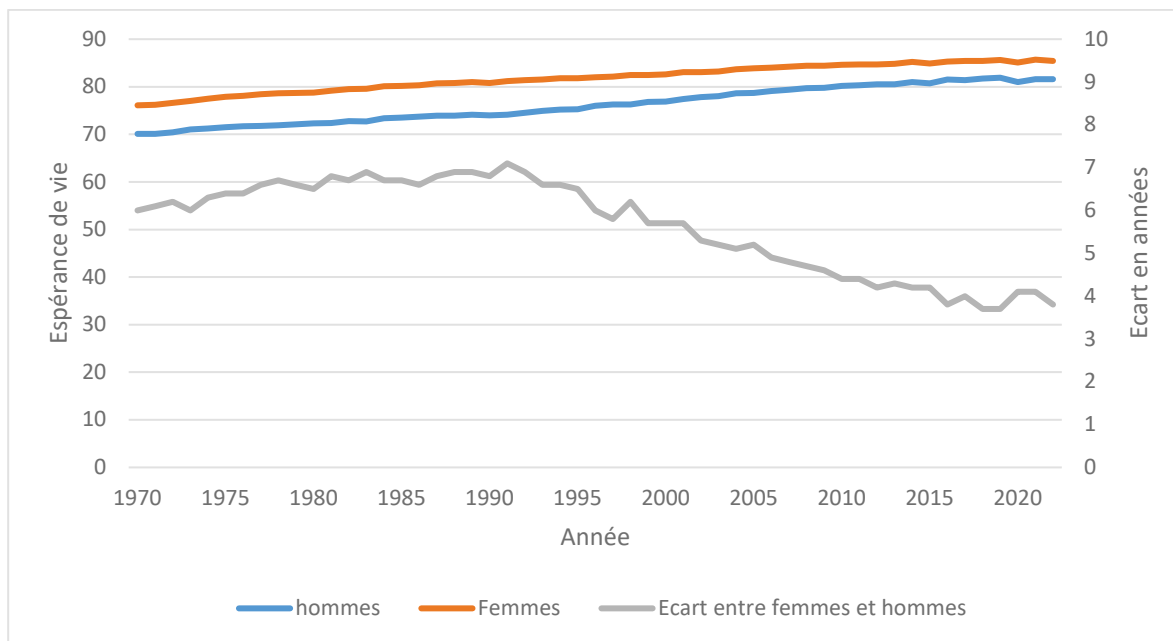
Les écarts de mortalité observés entre les sexes rappellent que chacun des deux sexes présente un profil de risque par âge différent. Ainsi, entre 20 et 65 ans, le risque de décès est doublé pour les hommes comparativement aux femmes. Par extension, il est anticipé que, en fonction de l'appartenance à un groupe (sociodémographique ou professionnel), le profil de risque respectif des hommes et des femmes peut varier. Par exemple, des écarts entre hommes et femmes peuvent s'observer dans les gradients de risques selon l'appartenance à une catégorie professionnelle

⁹ Données de la Banque mondiale pour 2022. <https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/SP.DYN.LE00.MA.IN?locations=CO>. Consulté le 13 septembre 2024.

¹⁰ BFS online, <https://www.bfs.admin.ch/bfs/fr/home/statistiques/population/naissances-deces/mortalite.assetdetail.27225587.html>. Consulté le 19 août 2024

(Wanner et Lerch, 2012). Considérer séparément les hommes et les femmes permet ainsi d'identifier ces spécificités.

Figure 3 : Espérance de vie à la naissance des hommes et des femmes, entre 1970 et 2022 (axe de gauche) et écart entre hommes et femmes (axe de droite)



Source : OFS, statistique de la mortalité¹¹.

2.1.2. Différentiels liés au statut familial

L'état civil est fortement associé au risque de mortalité, dans le sens où le fait de ne pas être marié accroît le risque de décès. Cette association entre état civil et risque de mortalité s'observe dans tous les pays industrialisés : une méta-analyse regroupant 40 études menées en Europe et aux Etats-Unis chez des personnes en âge de la retraite met en évidence une diminution du risque de l'ordre de 12% pour les personnes mariées comparativement aux non-mariées, un résultat qui s'observe quel que soit le sexe et le continent (Manzoli et al, 2007). La causalité entre état civil et risque de décès n'est cependant pas établie avec précision : en effet, une mauvaise santé – qui conduit à une mortalité prématurée – peut limiter l'accès au mariage, tandis que le fait d'être marié conduit généralement à des comportements de vie plus sains, et probablement aussi à la plus fréquente disponibilité d'un soutien émotionnel et pratique en cas de maladie.

La Figure 4 présente pour trois périodes (2011-2014, 2015-2019, 2020-2022) l'espérance de vie à 25 et 65 ans (c'est-à-dire les années restant à vivre en moyenne) des hommes et des femmes classés selon leur état matrimonial au début de la période d'observation¹². L'espérance de vie est, conformément à la littérature, la plus élevée chez les personnes mariées. Ainsi, à l'âge de 25 ans, durant la période la plus récente soit 2020-2022, le nombre d'années restant à vivre est en moyenne de 58,8 ans pour les hommes mariés (femmes 62,3 ans), soit 5,9 ans de plus que pour les hommes célibataires (femmes célibataires + 4 ans) et 6,2 ans de plus que pour les hommes ex-mariés (femmes ex-mariées + 2,9 ans). Chez les hommes, le déficit de durée de vie à l'âge de 25 ans des ex-

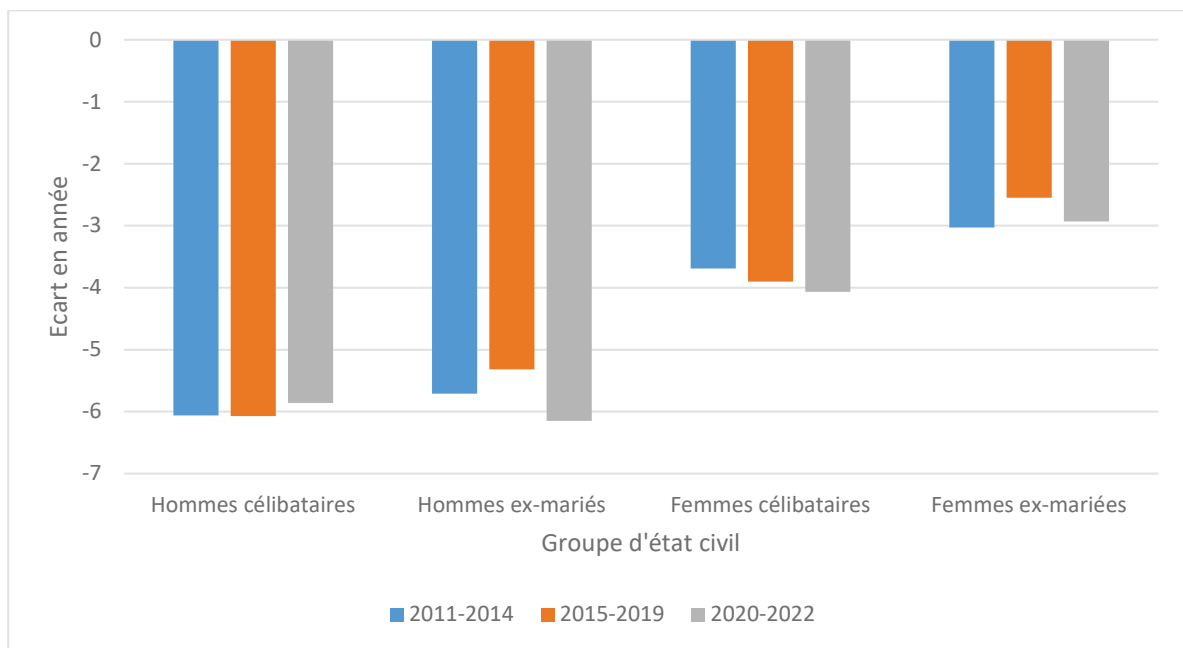
¹¹ <https://www.bfs.admin.ch/bfs/fr/home/statistiques/population/naissances-deces/esperance-vie.html>. Consulté le 23 novembre 2024.

¹² Les partenariats enregistrés ont été assimilés aux mariages, les partenariats enregistrés rompus aux ex-marié-e-s, lequel-le-s englobent pour des raisons de données les personnes divorcées et veuves. Les données chiffrées figurent dans l'annexe 1.

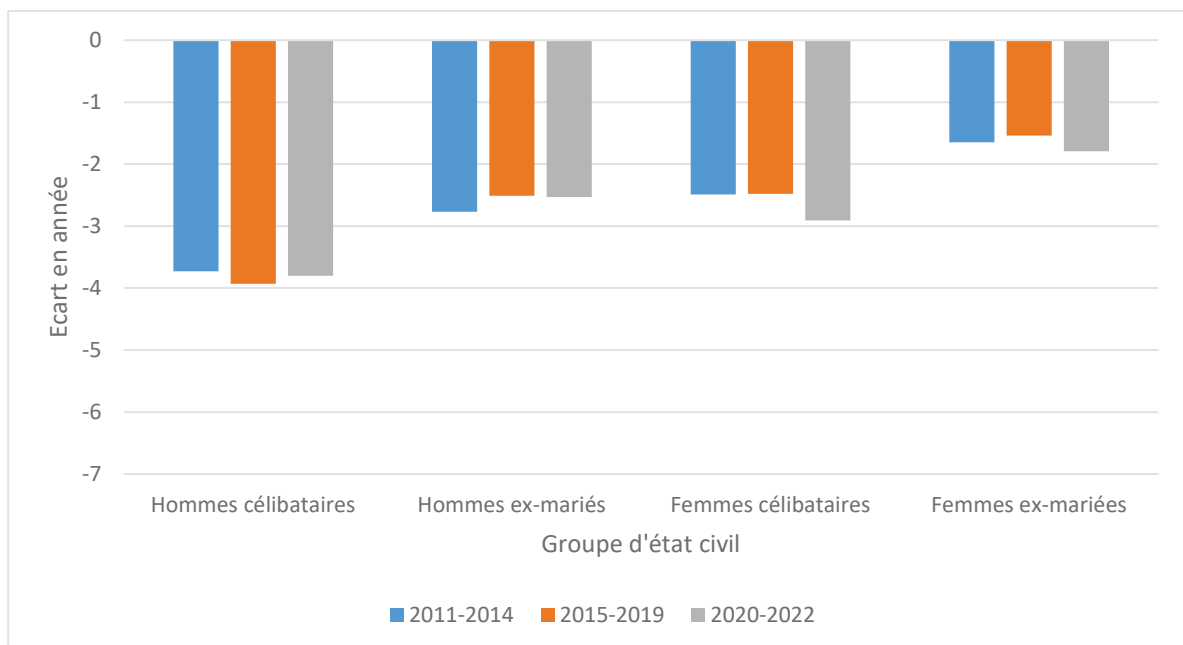
mariés par rapport aux mariés augmente légèrement entre 2015-2019 et 2020-2022, après avoir diminué entre 2011-2014 et 2015-2019. Un léger accroissement de l'écart d'espérance de vie entre femmes mariées et ex-mariées s'observe aussi entre 2015-2019 et 2020-2022, les femmes ex-mariées ayant observé une diminution importante de l'espérance de vie à 25 ans (Figure 4). Une hypothèse pour expliquer ces tendances pourrait être des comportements à risques différents en fonction du statut matrimonial en période de Covid-19 (voir aussi chapitre 2.2).

Figure 4 : Déficit d'espérance de vie à l'âge de 25 ans et 65 ans des hommes et des femmes célibataires et ex-marié-e-s, comparativement aux personnes mariées, par période. 2011-2022

À 25 ans



À 65 ans



Source : Propres calculs. Les données sont présentées en Annexe 1.

A l'âge de 65 ans et en 2020-2022, les écarts entre célibataires et marié-e-s sont également très importants puisqu'ils atteignent 3,8 ans chez les hommes et 2,9 ans chez les femmes, les ex-marié-e-s se situant à un niveau intermédiaire. Le gradient de niveau de mortalité se retrouve donc pour les deux sexes et pour chaque période. L'écart d'espérance de vie à l'âge de 65 ans entre les femmes célibataires et ex-mariées d'une part, et les femmes mariées d'autre part, augmente entre 2015-2019 et 2020-2022, comme cela a été constaté pour l'espérance de vie à l'âge de 25 ans.

Le bonus d'espérance de vie des hommes et des femmes marié-e-s rejoint parfaitement ce qui est observé dans la littérature internationale. L'existence d'écarts aussi importants entre états matrimoniaux indique par ailleurs que, malgré l'émergence de nouvelles formes familiales qui réduisent la valeur du statut d'état civil comme indicateur de la structure de la famille, cette variable reste un très fort marqueur du risque de mortalité, notamment dans les générations concernées par la mortalité. La section portant sur la mortalité par cause de décès permettra par ailleurs de montrer quelles sont les causes qui interviennent sur ces écarts.

Le Tableau 2 présente pour sa part les probabilités de décès à cinq ans pour des personnes présentes dans les registres au 31 décembre 2010 et 2017 (soit suivies durant les années 2011 à 2015 et 2018 à 2022 respectivement). Ces probabilités de décès, calculées pour différents âges (40, 50, 58, 65 et 67 ans), indiquent quelle proportion de personnes décèdera au cours des cinq prochaines années. Rappelons qu'il s'agit de l'indicateur qui avait été privilégié dans le Rapport 2012 et c'est pourquoi nous l'avons reproduit ici. Ces probabilités confirment une surmortalité systématique pour les personnes non mariées, comparativement à celles mariées.

Entre 2011-2015 et 2018-2022, il n'y a pas eu de convergence des niveaux de mortalité des différents états civil, la diminution du risque de décès entre les deux périodes ayant été similaire. Un résultat identique s'observe pour l'ensemble de la période 1990-2022 : les écarts de mortalité sont restés importants (Annexe 2).

Tableau 2 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et l'état civil en 2011-2015 et 2018-2022

		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Célibataire	1.1	{0.9 - 1.3}	191	0.5	{0.4 - 0.6}	57	0.8	{0.6 - 1.0}	154	0.4	{0.3 - 0.4}	51
	Marié-e	0.4	{0.3 - 0.4}	123	0.2	{0.2 - 0.2}	80	0.3	{0.2 - 0.4}	102	0.2	{0.2 - 0.3}	82
	Ex-marié-e	0.6	{0.5 - 0.7}	23	0.5	{0.4 - 0.6}	33	0.6	{0.4 - 0.7}	18	0.4	{0.3 - 0.5}	20
	Ensemble	0.6	{0.5 - 0.7}	337	0.3	{0.2 - 0.4}	170	0.5	{0.4 - 0.6}	274	0.3	{0.2 - 0.3}	153
50 ans	Célibataire	2.5	{2.0 - 3.0}	243	1.6	{1.3 - 1.9}	122	2.2	{1.8 - 2.7}	300	1.2	{1.0 - 1.4}	121
	Marié-e	1.0	{0.8 - 1.2}	411	0.6	{0.5 - 0.8}	260	0.9	{0.7 - 1.0}	352	0.5	{0.4 - 0.6}	219
	Ex-marié-e	2.1	{1.7 - 2.5}	179	1.1	{0.9 - 1.3}	125	1.7	{1.4 - 2.0}	151	0.9	{0.7 - 1.0}	108
	Ensemble	1.4	{1.1 - 1.7}	833	0.9	{0.7 - 1.0}	507	1.3	{1.0 - 1.5}	803	0.7	{0.6 - 0.8}	448
58 ans	Célibataire	5.8	{4.7 - 6.9}	300	2.7	{2.2 - 3.2}	118	5.0	{4.0 - 6.0}	398	2.8	{2.3 - 3.4}	182
	Marié-e	2.5	{2.0 - 3.0}	844	1.4	{1.1 - 1.6}	434	2.0	{1.6 - 2.4}	772	1.2	{1.0 - 1.4}	427
	Veuf-ve	5.0	{4.0 - 6.0}	32	3.0	{2.4 - 3.6}	80	3.0	{2.4 - 3.6}	18	2.3	{1.9 - 2.8}	58
	Divorcé-e	5.0	{4.0 - 6.0}	339	2.3	{1.8 - 2.7}	193	4.0	{3.2 - 4.8}	382	1.9	{1.5 - 2.3}	223
	Ensemble	3.3	{2.6 - 3.9}	1515	1.8	{1.4 - 2.1}	825	2.8	{2.2 - 3.3}	1570	1.6	{1.3 - 1.9}	890
65 ans	Célibataire	10.1	{8.1 - 12.1}	357	5.2	{4.2 - 6.2}	179	9.5	{7.6 - 11.4}	423	4.9	{4.0 - 5.9}	199
	Marié-e	5.1	{4.1 - 6.1}	1638	2.8	{2.2 - 3.3}	814	4.4	{3.6 - 5.3}	1321	2.5	{2.0 - 3.0}	697
	Veuf-ve	7.7	{6.2 - 9.2}	98	3.9	{3.1 - 4.7}	196	6.4	{5.1 - 7.6}	62	4.5	{3.6 - 5.4}	190
	Divorcé-e	8.8	{7.1 - 10.5}	481	4.6	{3.7 - 5.5}	333	7.8	{6.2 - 9.3}	521	4.4	{3.5 - 5.2}	386
	Ensemble	6.1	{4.9 - 7.2}	2574	3.4	{2.7 - 4.0}	1522	5.6	{4.5 - 6.6}	2327	3.3	{2.6 - 3.9}	1472
67 ans	Célibataire	13.6	{10.9 - 16.2}	394	5.8	{4.6 - 6.9}	182	11.7	{9.4 - 14.0}	451	6.1	{4.9 - 7.3}	228
	Marié-e	6.1	{4.9 - 7.3}	1863	3.2	{2.6 - 3.9}	867	5.2	{4.2 - 6.3}	1503	3.0	{2.4 - 3.5}	773
	Veuf-ve	8.3	{6.7 - 9.9}	119	5.3	{4.3 - 6.3}	304	8.0	{6.4 - 9.5}	90	4.7	{3.8 - 5.6}	223
	Divorcé-e	10.1	{8.1 - 12.0}	480	5.4	{4.4 - 6.5}	358	8.7	{7.0 - 10.4}	533	5.0	{4.0 - 6.0}	410
	Ensemble	7.2	{5.8 - 8.6}	2856	4.0	{3.2 - 4.8}	1711	6.5	{5.2 - 7.7}	2577	3.8	{3.1 - 4.6}	1634

Source : OFS, STATPOP. Les veuf-ve-s et divorcé-e-s ont été regroupées jusqu'à l'âge de 50 ans en raison des faibles effectifs.

Compte tenu de ces résultats, il est prévisible qu'un changement d'état civil conduise tôt ou tard à un changement dans les risques de décès. Pour le vérifier, nous avons sélectionné les personnes célibataires en 2012 (soit 5 ans avant le début de la période d'observation) et observé leur statut d'état civil entre le 1^{er} janvier 2013 et le 31 décembre 2017. Puis, nous avons calculé la probabilité de décès entre 2018 et 2022 associée au changement éventuel d'état civil (Tableau 3). Parmi les personnes s'étant mariées entre 2013 et 2017, la probabilité de décès entre 2018 et 2022 a fortement diminué (divisée par près de 2 pour les femmes et par plus de 2 pour les hommes) comparativement à celles étant restées célibataires. Cette situation confirme l'effet protecteur du mariage, qui s'observe très rapidement après que celui-ci soit conclu. Par ailleurs, les personnes s'étant mariées puis ayant vécu une dissolution du mariage durant les années 2013 à 2017 présentent un risque proche de celles étant toujours mariées, et fortement inférieur à celles étant restées célibataires. Seule exception, les femmes ex-mariées âgées de 50-59 et 60-69 ans au début de la période d'observation (en 2017) présentent des risques similaires à ceux des femmes célibataires, et beaucoup plus élevés que ceux mesurés parmi les femmes mariées.

Tableau 3 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, célibataires en 2012 et classées selon le sexe et le statut matrimonial en 2017

		Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40-49 ans	Reste célibataire	1.3	{1.0 - 1.5}	1891	0.7	{0.6 - 0.9}	791
	Marié-e	0.4	{0.3 - 0.5}	126	0.3	{0.3 - 0.4}	53
	Ex-marié-e
	Ensemble	1.1	{0.9 - 1.4}	2023	0.7	{0.5 - 0.8}	848
50-59 ans	Célibataire	3.5	{2.8 - 4.2}	3625	2.0	{1.6 - 2.4}	1598
	Marié-e	1.5	{1.2 - 1.8}	94	1.2	{1.0 - 1.5}	41
	Ex-marié-e	1.7	{1.4 - 2.0}	19	2.4	{1.9 - 2.9}	16
	Ensemble	3.4	{2.7 - 4.1}	3738	2.0	{1.6 - 2.3}	1655
60-69 ans	Célibataire	8.9	{7.1 - 10.6}	4157	4.8	{3.9 - 5.8}	2082
	Marié-e	5.3	{4.2 - 6.3}	67	2.5	{2.0 - 3.0}	17
	Ex-marié-e	5.4	{4.3 - 6.4}	20	4.2	{3.4 - 5.0}	10
	Ensemble	8.7	{7.0 - 10.5}	4244	4.8	{3.9 - 5.7}	2109

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Concernant les personnes qui étaient mariées le 31 décembre 2012, soit cinq ans avant le début de la période d'observation, un changement de statut matrimonial avant la fin 2017 peut être expliqué soit par un veuvage, soit par un divorce. Dans ces cas, une augmentation significative du risque de mortalité s'observe, comparativement aux personnes étant resté mariées (Tableau 4). Seule exception, les femmes divorcées conservent un risque de mortalité ne s'écartant pas significativement de celui des femmes étant restées mariées.

Ainsi, l'analyse des transitions maritales suggère une adaptation rapide des risques de mortalité dès le passage à un nouveau statut matrimonial, notamment pour les hommes.

Tableau 4 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, mariées en 2012 et classées selon le sexe et le statut matrimonial en 2017

		Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40-49 ans	Reste marié	0.5	{0.4 - 0.6}	1473	0.3	{0.3 - 0.4}	1086
	Veuf	0.6	{0.5 - 0.7}	12
	Divorcé	0.8	{0.7 - 1.0}	166	0.6	{0.4 - 0.7}	135
	Ensemble	0.5	{0.4 - 0.6}	1640	0.3	{0.3 - 0.4}	1233
50-59 ans	Reste marié	1.4	{1.1 - 1.7}	5301	0.9	{0.7 - 1.1}	3263
	Veuf	3.2	{2.6 - 3.8}	58	1.6	{1.3 - 1.9}	91
	Divorcé	2.2	{1.8 - 2.7}	533	1.1	{0.9 - 1.4}	263
	Ensemble	1.5	{1.2 - 1.7}	5892	0.9	{0.7 - 1.1}	3617
60-69 ans	Reste marié	4.3	{3.5 - 5.2}	13017	2.5	{2.0 - 3.0}	6903
	Veuf	6.7	{5.4 - 8.0}	257	4.2	{3.4 - 5.0}	520
	Divorcé	6.0	{4.8 - 7.2}	605	2.9	{2.4 - 3.5}	237
	Ensemble	4.4	{3.5 - 5.3}	13879	2.6	{2.1 - 3.1}	7660

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Outre l'état civil, la **composition du ménage** joue un rôle sur le risque de mortalité. Deux aspects sont analysés ici : le type de ménage, selon la typologie expérimentale établie par l'Office fédéral de la statistique (OFS), et le nombre d'enfants dans le ménage.

Le Tableau 5 présente les probabilités de décès sur cinq années, en fonction du type de ménage dans lequel la personne habite en début de période, pour différents âges. Seule la période 2018-2022 a été considérée, compte tenu l'introduction tardive de cette nomenclature. Les décès observés ont été reportés à la population enregistrée dans STATPOP le 31 décembre 2017, afin d'être exprimés en quotients pour les différentes catégories d'âges retenues.

Avant de commenter les résultats obtenus, il convient de relever que la nomenclature des ménages considère la situation présente, en d'autres termes en début de période d'observation (31 décembre 2017) : ainsi, lorsque l'on parle de couple avec un ou plusieurs enfants, on prend en considération les couples vivant **actuellement** avec des enfants et non pas ceux ayant eu des enfants durant leur vie (une information qui n'est pas disponible pour l'ensemble de la population). Cette limite conduit au fait que les ménages aux âges de la retraite, chez qui dans la plupart des cas les enfants ont quitté le ménage parental, sont classés le plus souvent dans la catégorie « couples sans enfant » ou « personne seule sans enfant », ce qui n'indique pas s'ils sont parents ou non d'enfants vivant hors du ménage.

D'une manière quasi-systématique, les personnes vivant en couple avec un ou plusieurs enfants présentent la plus faible mortalité, quel que soit l'âge. Celles vivant en couple sans enfant ou en ménage monoparental sont également soumises à un faible risque de mortalité, comparativement à celles vivant en ménage individuel. Ces dernières présentent en effet le risque le plus élevé parmi les types de ménages privés, avec un risque de décès doublé comparativement aux personnes vivant en couple sans enfant. Le faible risque de mortalité pour les personnes à la tête d'un ménage monoparental suggère que la présence d'enfants dans le ménage s'accompagne d'une diminution du risque de décès.

Le Tableau 5 présente également le risque observé parmi les personnes vivant dans d'autres configurations familiales (ménages privés sans lien de parenté, qui concerne donc des personnes en colocation ou sans attache familiale). Le risque mesuré dans cette catégorie est similaire à celui des

personnes vivant en couple sans enfant, excepté au premier âge étudié (40 ans) chez les hommes, où l'on observe un doublement du risque. Cette situation de vie étant marginale, il est difficile d'interpréter les résultats pour ce groupe.

Tableau 5 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe, le type de ménage en 2017

		2018-2022					
		Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Indéterminé	2.3	{1.9 - 2.8}	19
	Individuel	0.9	{0.7 - 1.1}	95	0.5	{0.4 - 0.6}	30
	Couple sans enfant	0.3	{0.3 - 0.4}	30	0.2	{0.2 - 0.3}	18
	Couple avec enfant	0.3	{0.2 - 0.3}	79	0.2	{0.2 - 0.3}	77
	Monoparental	0.3	{0.2 - 0.3}	12
	Autres	0.9	{0.7 - 1.0}	50
	Ensemble	0.5	{0.4 - 0.6}	274	0.3	{0.2 - 0.3}	153
50 ans	Indéterminé	6.2	{5.0 - 7.4}	51	5.3	{4.3 - 6.4}	22
	Individuel	2.2	{1.7 - 2.6}	271	1.2	{1.0 - 1.5}	97
	Couple sans enfant	1.1	{0.9 - 1.4}	122	0.9	{0.7 - 1.1}	105
	Couple avec enfant	0.7	{0.6 - 0.8}	185	0.4	{0.4 - 0.5}	91
	Monoparental	1.3	{1.0 - 1.5}	10	0.5	{0.4 - 0.6}	22
	Autres	1.4	{1.1 - 1.6}	164	0.6	{0.5 - 0.7}	111
	Ensemble	1.3	{1.0 - 1.5}	803	0.7	{0.6 - 0.8}	448
58 ans	Indéterminé	11.9	{9.5 - 14.2}	81	11.2	{9.0 - 13.4}	48
	Individuel	4.7	{3.8 - 5.6}	490	2.5	{2.0 - 3.0}	266
	Couple sans enfant	2.4	{1.9 - 2.8}	426	1.3	{1.1 - 1.6}	291
	Couple avec enfant	1.7	{1.4 - 2.1}	126	1.0	{0.8 - 1.2}	21
	Monoparental	1.7	{1.4 - 2.0}	11
	Autres	2.2	{1.8 - 2.7}	439	1.2	{1.0 - 1.5}	253
	Ensemble	2.8	{2.2 - 3.3}	1570	1.6	{1.3 - 1.9}	890
65 ans	Indéterminé	26.7	{21.5 - 31.9}	127	23.2	{18.7 - 27.8}	104
	Individuel	8.9	{7.2 - 10.7}	644	4.3	{3.5 - 5.1}	486
	Couple sans enfant	4.6	{3.7 - 5.5}	1061	2.6	{2.1 - 3.1}	637
	Couple avec enfant	3.3	{2.6 - 3.9}	44	3.3	{2.6 - 3.9}	12
	Monoparental
	Autres	4.6	{3.7 - 5.5}	447	2.9	{2.3 - 3.4}	230
	Ensemble	5.6	{4.5 - 6.6}	2327	3.3	{2.6 - 3.9}	1472
67 ans	Indéterminé	28.6	{23.0 - 34.2}	150	23.6	{19.0 - 28.2}	105
	Individuel	9.7	{7.8 - 11.6}	661	5.1	{4.1 - 6.1}	598
	Couple sans enfant	5.4	{4.4 - 6.5}	1298	2.9	{2.3 - 3.5}	701
	Couple avec enfant	5.1	{4.1 - 6.1}	45	3.1	{2.5 - 3.7}	10
	Monoparental
	Autres	5.5	{4.4 - 6.6}	419	3.6	{2.9 - 4.3}	218
	Ensemble	6.5	{5.2 - 7.7}	2577	3.8	{3.1 - 4.6}	1634

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Finalement, le groupe des personnes pour lesquelles le type de ménage n'a pas pu être identifié présentent un niveau de risque largement supérieur aux autres catégories (risque multiplié par un facteur compris entre 5 et 10 comparativement aux personnes vivant en couple sans enfant), ce qui

s'explique par la présence dans cette catégorie des personnes vivant en ménage collectif, c'est-à-dire notamment dans un établissement médico-social, mais parfois aussi dans un centre d'exécution des peines ou encore dans une communauté religieuse.

Le type de ménage est donc un marqueur de risque mais, abstraction faite des personnes vivant dans un ménage individuel ou dans des ménages de type indéterminé, les écarts entre catégories sont relativement faibles. Les écarts de risques entre groupes sont plus faibles que ceux observés au Tableau 2 qui fait référence à l'état civil, ce qui indique que l'état civil est un meilleur prédicteur du risque de mortalité que le type de ménage. Cela peut surprendre compte tenu du fait que dans les sociétés européennes, l'état civil perd de son importance.

Afin de mieux cerner le rôle respectif du type de ménage et de l'état civil comme marqueur de risque, la mesure des risques de mortalité sur une période de cinq ans a été calculée pour les ménages individuels et les couples sans enfant, en distinguant pour les deux types de ménages, les célibataires et les personnes mariées (Tableau 6). La restriction à ces deux catégories est imposée par les données disponibles.

Tableau 6 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe, l'état civil et le type de ménage en 2018-2022

Vit seul-e		2018-2022					
		Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Célibataire	1.0	{0.8 - 1.1}	75	0.5	{0.4 - 0.6}	22
	Marié-e
50 ans	Célibataire	2.5	{2.0 - 3.0}	165	1.4	{1.1 - 1.6}	60
	Marié-e	1.3	{1.0 - 1.5}	28
58 ans	Célibataire	5.1	{4.1 - 6.1}	212	2.5	{2.0 - 2.9}	88
	Marié-e	2.8	{2.3 - 3.4}	51	2.0	{1.6 - 2.4}	20
65 ans	Célibataire	9.3	{7.5 - 11.1}	236	4.3	{3.5 - 5.2}	108
	Marié-e	8.7	{7.0 - 10.4}	76	3.5	{2.8 - 4.2}	26
67 ans	Célibataire	10.8	{8.7 - 12.9}	238	5.6	{4.5 - 6.8}	138
	Marié-e	9.2	{7.4 - 11.0}	77	6.3	{5.1 - 7.5}	43
Vit en couple sans enfant		Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Célibataire	0.3	{0.3 - 0.4}	13
	Marié-e	0.4	{0.3 - 0.5}	16	0.3	{0.2 - 0.3}	10
50 ans	Célibataire	1.1	{0.9 - 1.3}	30	0.9	{0.7 - 1.1}	22
	Marié-e	1.2	{1.0 - 1.5}	76	0.9	{0.7 - 1.0}	63
58 ans	Célibataire	3.3	{2.6 - 3.9}	54	1.9	{1.5 - 2.3}	26
	Marié-e	2.2	{1.8 - 2.6}	304	1.3	{1.0 - 1.5}	228
65 ans	Célibataire	7.0	{5.6 - 8.4}	68	2.8	{2.2 - 3.3}	20
	Marié-e	4.4	{3.5 - 5.2}	868	2.5	{2.0 - 3.0}	533
67 ans	Célibataire	8.8	{7.1 - 10.5}	71	5.2	{4.2 - 6.3}	32
	Marié-e	5.2	{4.2 - 6.2}	1093	2.8	{2.2 - 3.3}	592

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Parmi les personnes vivant seules, la surmortalité des célibataires comparativement aux personnes mariées est significative jusqu'à l'âge de 58 ans à la fois chez les hommes et les femmes, puis les écarts dans les taux de mortalité ne sont plus significatifs. A l'âge de 50 ans par exemple, le risque

de décès au cours des 5 années à venir est doublé pour les célibataires comparativement aux marié-e-s, ceci quel que soit le sexe.

Pour les personnes qui vivent en couple sans enfant dans le ménage, les écarts entre célibataires et marié-e-s sont faibles avant l'âge de 58 ans. Ceci semble indiquer que pour ces personnes, l'état civil n'influence pas le risque de décès. Par contre, une surmortalité des célibataires vivant en couple, comparativement aux mariés dans la même configuration familiale, s'observe dès l'âge de 58 ans. Un tel résultat est difficile à interpréter sans autre information sur les modes de vie et relations sociales des personnes qui vivent seules, ainsi que sur la présence d'enfants hors du ménage.

Au final, l'analyse croisée du statut matrimonial et du type de ménage montre des résultats différents pour les jeunes générations (nées après 1960) et les plus anciennes. Pour les plus jeunes, le fait de ne pas être marié et de vivre seul accroît fortement le risque de décès, tandis que le fait d'être marié et/ou de vivre en couple diminue ce risque. Pour les plus âgés, le risque de décès est le plus élevé parmi le groupe des personnes vivant seules, quel que soit l'état civil, et le plus faible parmi les personnes vivant en couple et étant mariées. Le niveau de risque des célibataires vivant en couple s'apparente à celui des personnes vivant seules.

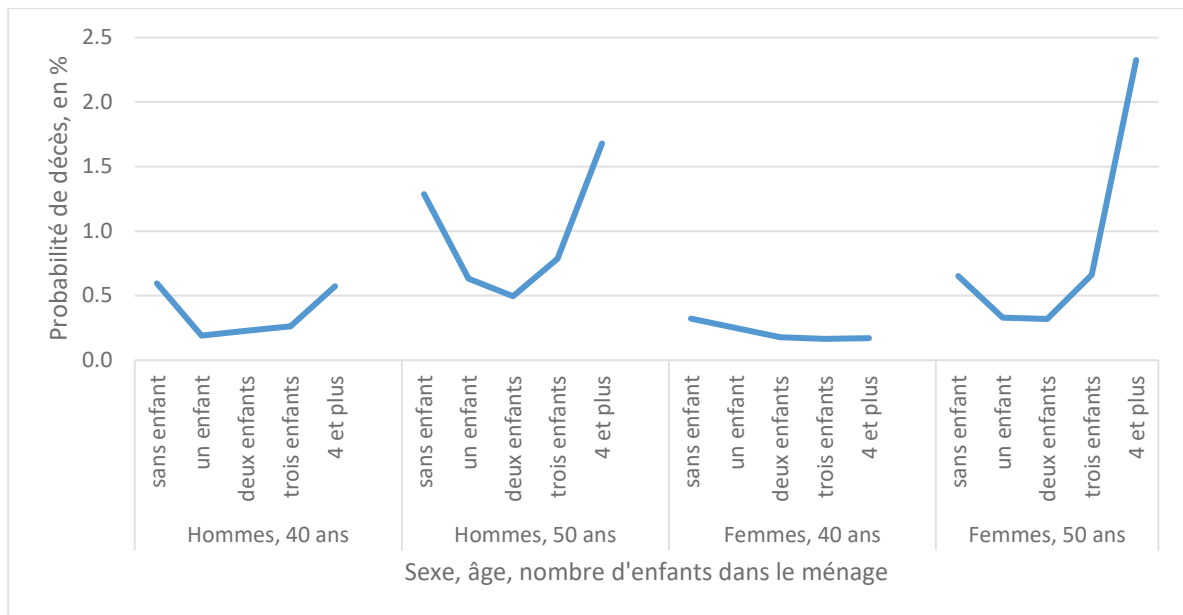
Ces différents résultats suggèrent finalement que les niveaux de mortalité sont influencés à la fois par le statut d'état civil et par le type de ménage. D'une manière quasi-systématique, la probabilité de décès est plus élevée pour les personnes vivant seules comparativement à celles vivant en couple, ce qui confirme un effet protecteur de la vie en couple. En outre, pour les personnes actives vivant seules et les retraité-e-s vivant en couple, le fait d'être marié-e conduit à un plus faible risque de mortalité, comparativement au fait d'être célibataire.

Le **nombre d'enfants** vivant dans le ménage intervient aussi sur le niveau de mortalité, notamment pour les mères (Dior et al. 2013). Chez ces dernières, le risque de mortalité diminue généralement à mesure où le nombre d'enfants augmente, pour s'accroître dès 3 enfants ou plus. Ce schéma de risque sous la forme d'un U (Tamakoshi et al., 2011) s'explique par le caractère protecteur de la fécondité, jusqu'à un certain point.

Les données suisses ne fournissent pas d'une manière exhaustive le nombre de naissances survenues chez une mère, mais la composition du ménage. Il n'est en effet pas possible d'identifier systématiquement le lien de filiation entre la personne étudiée et les jeunes vivant dans le ménage, ni d'identifier des enfants vivant hors du ménage. Pour cette raison, les données ne permettent pas de mesurer un risque associé à la parité biologique, mais plutôt de mettre en évidence le lien entre le contexte familial présent et le niveau de mortalité. Ainsi, nous identifions le nombre de mineurs vivant dans le ménage en début de la période d'observation, et utilisons cette donnée comme approximation du nombre d'enfants des membres adultes du ménage. Nous parlons ci-dessous d'enfants vivant dans le ménage, puisque la filiation maternelle et paternelle ne peut pas être établie précisément.

Ainsi que le montre la Figure 5, des différences s'observent et sont significatives concernant les probabilités quinquennales de décès suivant le nombre d'enfants dans le ménage. Pour la plupart des âges et pour les deux sexes, la courbe en U mentionnée dans la littérature est observée, puisque les risques sont généralement les plus faibles lorsque le ménage comprend entre 1 et 3 enfants, et les plus élevés en absence d'enfant ou en présence de quatre enfants et plus. Ce schéma est surtout observable pour les âges de 40 et de 50 ans, où la présence d'enfants dans le ménage est une situation habituelle. Pour les âges plus avancés, il est rare d'avoir des enfants mineurs dans le ménage, et dès lors les données ne sont pas pertinentes et ne sont donc pas présentées.

Figure 5 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le nombre d'enfants vivant dans le ménage en 2017



Source : OFS, STATPOP. Propres calculs

Le risque de mortalité est ainsi doublé en l'absence d'enfants chez les hommes et chez les femmes âgées de 50 ans, comparativement à une situation où un ou deux enfants sont présents. Pour les femmes âgées de 40 ans, le risque n'est que très légèrement augmenté, bien que significatif, en l'absence d'enfants. Pour les personnes vivant avec quatre enfants et plus dans le ménage, le risque de mortalité (comparativement à un plus faible nombre d'enfants) est significativement augmenté chez les hommes, quel que soit l'âge, tandis qu'il est significativement plus élevé uniquement pour l'âge de 50 ans chez les femmes.

Il est difficile de comprendre pourquoi les hommes partageant leur ménage avec un nombre élevé d'enfants sont soumis à une augmentation du risque de décès. La littérature scientifique n'explique pas un tel résultat. En outre, il n'y a aucune raison médicale pouvant expliquer un lien entre paternité et risque de mortalité. Nous pourrions éventuellement poser une hypothèse liée au stress des responsabilités familiales, mais cette hypothèse n'est à notre connaissance pas évoquée dans la littérature. Plus vraisemblablement, une explication pourrait être liée au fait que les grandes familles concernent plutôt des couches sociales plus défavorisées, à fort niveau de mortalité.

2.1.3. Différentiels en lien avec la nationalité et l'origine

La Suisse est l'un des pays au monde où l'on vit le plus longtemps. L'une des raisons expliquant la faible mortalité est la présence sur le territoire de populations migrantes, pourtant issues de contextes où l'espérance de vie y est plus faible. Ce paradoxe peut être expliqué par un effet de sélection, qui conduit à un faible risque de mortalité dans les pays industrialisés pour les personnes de nationalité étrangère. Ce phénomène est communément appelé *l'Immigrant Mortality Advantage*. Il s'explique par le fait que les personnes qui effectuent une migration internationale sont généralement sélectionnées parmi les plus résistantes : une personne malade ou présentant un faible état de santé ou un faible capital social restera dans son pays, soit volontairement pour se soigner, soit parce qu'elle peinera à trouver des possibilités de migrer. Une méta-analyse montre cependant qu'en Europe occidentale, cet avantage concerne principalement les migrant-e-s originaires d'Afrique et d'Asie, et dans une moindre mesure celles et ceux issus des pays d'Europe

occidentale (Shor et al., 2021). Cet effet peut aussi être accompagné de ce que l'on appelle généralement un *Salmon effect*, c'est-à-dire le départ et le retour au pays des personnes malades.

Selon la littérature, on s'attend donc à observer une mortalité diminuée pour certaines communautés de migrants comparativement à celle de la population native. Effectivement, le Tableau 7, qui présente les espérances de vie à différents âges pour des regroupements de nationalités reposant sur des critères géographiques, fait apparaître une espérance de vie plus élevée que celle des Suisses et des Suissesses pour différentes collectivités migrantes, mais pas toutes. En 2011-2014, cet avantage concernait l'ensemble des communautés étrangères selon le critère de l'espérance de vie à la naissance, excepté les femmes originaires d'Amérique latine. En 2015-2019, l'espérance de vie était plus élevée pour toutes les communautés étrangères, comparativement aux natifs et natives, excepté pour les Africains et Africaines. En 2020-22, les ressortissants et ressortissantes des autres pays d'Europe, les Africains et Africaines et les femmes asiatiques ont connu également une surmortalité par rapport aux Suisses et Suissesses.

Pour les ressortissant-e-s de l'Union européenne, de l'AELE et du Royaume-Uni, qui se caractérisent durant la décennie 2010 par un bonus d'espérance de vie compris entre 0,8 et 1,0 an chez les hommes et les femmes par rapport aux personnes de nationalité suisse, ce bonus a diminué d'environ la moitié en début de la décennie 2020. Chez les Nord-Américain-e-s, une forte diminution de l'avantage d'espérance de vie s'observe également entre 2011-2014 et 2020-2022. Ainsi, le régime de mortalité durant la pandémie de Covid-19 a conduit à une réduction de l'avantage des étrangers et étrangères par rapport aux Suisse-sse-s, voire une disparition de cet avantage, probablement en lien avec le fait que certaines communautés étrangères ont été plus exposées à cette maladie ou à un retard dans la prise en charge d'autres pathologies.

Tableau 7 : Espérances de vie à la naissance, à 25 et 65 ans, selon la période, le sexe et la nationalité. 2011-2022

	2011-2014			2015-2019			2020-2022		
	Naissance	25 ans	65 ans	Naissance	25 ans	65 ans	Naissance	25 ans	65 ans
Hommes									
Suisse	80.5	56.2	19.2	81.4	57.0	19.7	81.5	57.1	19.7
UE/AELE/RU	81.4	57.0	19.5	82.1	57.7	19.9	81.8	57.5	19.7
Autre Europe	81.2	56.9	19.4	82.1	57.8	20.1	80.0	55.7	18.1
Afrique	82.3	58.4	21.8	80.6	56.6	19.5	79.9	55.4	18.0
Amérique latine	82.7	58.3	20.6	85.3	61.3	22.9	83.0	58.6	21.0
Amérique Nord	85.5	61.3	23.3	82.6	58.6	21.0	82.4	58.2	20.7
Asie/Océanie	83.6	59.8	22.2	82.7	58.7	20.5	82.7	58.1	20.0
Femmes									
Suisse	84.9	60.4	22.3	85.4	60.8	22.6	85.5	61.0	22.6
UE/AELE/RU	85.8	61.2	22.8	86.4	61.8	23.2	86.2	61.6	23.0
Autre Europe	85.0	60.6	22.2	85.6	61.2	22.6	84.1	59.7	21.2
Afrique	87.7	63.6	26.0	83.6	59.3	21.2	83.9	59.5	21.8
Amérique latine	84.3	59.6	21.1	88.4	64.0	25.4	86.6	62.5	24.0
Amérique Nord	87.6	63.6	25.1	87.3	62.8	23.8	85.6	61.4	22.7
Asie/Océanie	86.5	62.1	23.5	87.1	62.8	24.0	84.8	60.8	22.4

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs.

En définitive, l'avantage en termes d'espérance de vie à la naissance s'observe pour la majorité des groupes d'étrangers, mais cet avantage a été mis à mal par la pandémie de Covid-19, notamment parmi les collectivités migrantes généralement considérées comme précarisées en Suisse (autre Europe, Afrique). Le cas des personnes titulaires d'une nationalité de l'Europe non communautaire

est illustratif : par rapport à la période 2015-2019, ces personnes ont perdu 2 ans d'espérance de vie chez les hommes et près de 1,5 ans chez les femmes. Plus généralement, tous les groupes de nationalités ont observé un recul de la mortalité entre les deux dernières périodes sous étude, excepté les Asiatiques de sexe masculin et les Africaines de sexe féminin. Durant cette même période, l'espérance de vie des Suisse-sse-s a très légèrement augmenté.

Les probabilités de survie à 5 ans sont calculées à la fois selon la nationalité (Tableau 8) et le lieu de naissance (Tableau 9). Les nationalités sont réparties en deux groupes (personnes de l'UE/AELE/Royaume-Uni versus du reste du monde) dont l'effectif de décès permet une interprétation fiable des résultats. Dans un premier temps, nous comparons les résultats obtenus en fonction du critère (nationalité/lieu de naissance), avant de commenter les différentiels en fonction de l'origine.

La variation dans les taux suivant le critère pris en compte (nationalité ou le lieu de naissance) s'explique par la différence dans la composition de ces deux groupes. Utiliser la nationalité revient à inclure parmi les personnes de nationalité suisse des personnes nées à l'étranger et naturalisées au cours de leur vie, qui peuvent avoir des profils de risque similaires au groupe d'origine. Pour cette raison, le groupe des « Suisses » est plus hétérogène que celui des natifs de la Suisse. Par conséquent, utiliser le critère de la nationalité réduit quelque peu le risque de décès des Suisses comparativement au critère du lieu de naissance, et augmente celui des groupes étrangers. Cependant, les écarts étant faibles entre les deux séries de résultats, l'analyse des différentiels de risques entre personnes d'origine suisse et personnes d'origine étrangère peut être effectuée selon les deux critères sans souci de cohérence.

Jusqu'à 58 ans, âge où les décès restent relativement rares, les risques observés pour les étrangers/migrant-e-s sont comparables à ceux observés pour les personnes de nationalité suisse. En d'autres termes, on n'observe pas de surmortalité ni de sous-mortalité des personnes étrangères/migrantes pour des décès qui se produisent prématurément.

A 65 ans et 67 ans, il semble y avoir une légère protection pour les personnes de nationalité ou originaires d'un pays non européen, comparativement à celles de nationalité ou d'origine suisse. Ce résultat va dans le sens d'un effet de protection (*healthy migrant effect*), qui peut s'accompagner également du retour plus fréquent dans leur pays des personnes malades et en fin de vie (*unhealthy migrant effect/salmon bias*). Cependant, le caractère significatif des résultats obtenus n'est pas très marqué : la méthode utilisée (considérer des âges précis) réduit le nombre de cas de décès et rend difficile l'interprétation.

Globalement, on observe donc des écarts de risques entre étrangers et étrangères et Suisse-sse-s qui varient selon la période et selon le groupe de nationalité. La période du Covid-19 (et les années qui ont suivi) a été caractérisée par un rapprochement des niveaux de mortalité de plusieurs groupes d'étrangers et étrangères comparativement à la valeur des Suisses et Suissesses, ce qui peut s'expliquer par le fait que certains groupes ont observé une mortalité importante par Covid-19. Aujourd'hui, les écarts entre Suisse-sse-s et étrangers et étrangères sont modestes, surtout si on les compare à ceux observés dans d'autres pays d'immigration. L'absence d'écart important entre groupes nationaux s'explique peut-être par le niveau de mortalité extrêmement faible en Suisse : il est donc difficile pour les migrant-e-s d'avoir un risque sensiblement diminué par rapport aux valeurs observées chez les Suisse-sse-s.

Tableau 8 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la nationalité en 2011-2015 et 2018-2022

		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Suisse	0.6	{0.5 - 0.8}	259	0.3	{0.3 - 0.4}	131	0.6	{0.5 - 0.7}	195	0.3	{0.2 - 0.3}	101
	UE/AELE/RU	0.5	{0.4 - 0.6}	63	0.2	{0.2 - 0.3}	23	0.3	{0.3 - 0.4}	48	0.3	{0.2 - 0.3}	33
	Autres	0.3	{0.3 - 0.4}	15	0.3	{0.2 - 0.3}	16	0.5	{0.4 - 0.6}	31	0.3	{0.2 - 0.3}	19
	Ensemble des étrangers et étrangères	0.5	{0.4 - 0.6}	78	0.2	{0.2 - 0.3}	39	0.4	{0.3 - 0.4}	79	0.3	{0.2 - 0.3}	52
50 ans	Suisse	1.4	{1.2 - 1.7}	660	0.9	{0.7 - 1.1}	432	1.3	{1.0 - 1.6}	602	0.7	{0.6 - 0.8}	346
	UE/AELE/RU	1.2	{1.0 - 1.4}	125	0.7	{0.6 - 0.8}	50	1.1	{0.8 - 1.3}	141	0.7	{0.6 - 0.8}	71
	Autres	1.3	{1.0 - 1.5}	48	0.7	{0.5 - 0.8}	25	1.5	{1.2 - 1.8}	60	0.6	{0.5 - 0.8}	31
	Ensemble des étrangères et étrangères	1.2	{1.0 - 1.5}	173	0.7	{0.6 - 0.8}	75	1.2	{0.9 - 1.4}	201	0.7	{0.6 - 0.8}	102
58 ans	Suisse	3.4	{2.7 - 4.0}	1282	1.8	{1.5 - 2.2}	746	2.8	{2.3 - 3.4}	1273	1.6	{1.3 - 1.9}	750
	UE/AELE/RU	3.1	{2.5 - 3.8}	171	1.4	{1.1 - 1.6}	53	2.5	{2.0 - 3.0}	207	1.8	{1.5 - 2.2}	102
	Autres	2.4	{2.0 - 2.9}	62	1.2	{0.9 - 1.4}	26	2.6	{2.1 - 3.1}	90	1.1	{0.9 - 1.4}	38
	Ensemble des étrangers et étrangères	2.9	{2.3 - 3.5}	233	1.3	{1.0 - 1.5}	79	2.5	{2.0 - 3.0}	297	1.6	{1.3 - 1.9}	140
65 ans	Suisse	6.1	{4.9 - 7.2}	2240	3.4	{2.8 - 4.1}	1398	5.6	{4.5 - 6.7}	2038	3.3	{2.7 - 4.0}	1333
	UE/AELE/RU	6.2	{5.0 - 7.4}	281	3.1	{2.5 - 3.7}	106	5.4	{4.3 - 6.4}	192	3.1	{2.5 - 3.7}	91
	Autres	5.2	{4.2 - 6.3}	53	2.1	{1.7 - 2.6}	18	5.1	{4.1 - 6.1}	97	2.6	{2.1 - 3.1}	48
	Ensemble des étrangers et étrangères	6.0	{4.8 - 7.2}	334	2.9	{2.3 - 3.4}	124	5.3	{4.2 - 6.3}	289	2.9	{2.3 - 3.5}	139
67 ans	Suisse	7.2	{5.8 - 8.6}	2489	4.1	{3.3 - 4.9}	1562	6.4	{5.2 - 7.7}	2249	3.8	{3.1 - 4.6}	1479
	UE/AELE/RU	7.6	{6.1 - 9.0}	322	3.8	{3.1 - 4.6}	123	6.6	{5.3 - 7.9}	229	4.0	{3.2 - 4.7}	117
	Autres	5.5	{4.4 - 6.6}	45	3.8	{3.1 - 4.6}	26	6.8	{5.4 - 8.1}	99	2.9	{2.4 - 3.5}	38
	Ensemble des étrangers et étrangères	7.2	{5.8 - 8.6}	367	3.8	{3.1 - 4.6}	149	6.6	{5.3 - 7.9}	328	3.7	{2.9 - 4.4}	155

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs.

Tableau 9 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le lieu de naissance en 2011-2015 et en 2018-2022

		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Suisse	0.7	{0.5 - 0.8}	261	0.3	{0.3 - 0.4}	119	0.6	{0.5 - 0.7}	185	0.3	{0.2 - 0.3}	77
	UE/AELE/RU	0.4	{0.3 - 0.5}	39	0.2	{0.2 - 0.3}	21	0.3	{0.3 - 0.4}	44	0.3	{0.2 - 0.3}	35
	Autres	0.4	{0.4 - 0.5}	37	0.3	{0.2 - 0.3}	30	0.4	{0.3 - 0.5}	45	0.3	{0.2 - 0.4}	41
	Ensemble des migrant-e-s	0.4	{0.3 - 0.5}	76	0.3	{0.2 - 0.3}	51	0.4	{0.3 - 0.4}	89	0.3	{0.2 - 0.4}	76
50 ans	Suisse	1.5	{1.2 - 1.8}	614	0.9	{0.8 - 1.1}	387	1.3	{1.1 - 1.6}	552	0.8	{0.6 - 0.9}	302
	UE/AELE/RU	1.1	{0.9 - 1.3}	127	0.6	{0.5 - 0.7}	64	1.1	{0.8 - 1.3}	140	0.5	{0.4 - 0.7}	66
	Autres	1.2	{1.0 - 1.5}	92	0.7	{0.6 - 0.8}	56	1.2	{1.0 - 1.4}	111	0.7	{0.6 - 0.8}	80
	Ensemble des migrant-e-s	1.2	{0.9 - 1.4}	219	0.7	{0.5 - 0.8}	120	1.1	{0.9 - 1.3}	251	0.6	{0.5 - 0.7}	146
58 ans	Suisse	3.5	{2.8 - 4.2}	1201	1.8	{1.5 - 2.2}	633	3.0	{2.4 - 3.6}	1145	1.7	{1.4 - 2.0}	655
	UE/AELE/RU	3.0	{2.4 - 3.6}	211	1.8	{1.5 - 2.2}	131	2.4	{1.9 - 2.9}	256	1.5	{1.2 - 1.8}	139
	Autres	2.2	{1.8 - 2.6}	103	1.2	{1.0 - 1.5}	61	2.2	{1.7 - 2.6}	169	1.1	{0.9 - 1.4}	96
	Ensemble des migrant-e-s	2.7	{2.2 - 3.2}	314	1.6	{1.3 - 1.9}	192	2.3	{1.9 - 2.8}	425	1.3	{1.1 - 1.6}	235
65 ans	Suisse	6.2	{5.0 - 7.4}	2093	3.4	{2.7 - 4.0}	1200	5.7	{4.6 - 6.9}	1853	3.3	{2.7 - 4.0}	1117
	UE/AELE/RU	5.9	{4.7 - 7.0}	390	3.5	{2.8 - 4.2}	257	5.0	{4.0 - 6.0}	279	3.3	{2.7 - 4.0}	218
	Autres	4.6	{3.7 - 5.5}	91	3.0	{2.4 - 3.6}	65	4.8	{3.9 - 5.7}	195	3.0	{2.4 - 3.5}	137
	Ensemble des migrant-e-s	5.6	{4.5 - 6.7}	481	3.4	{2.7 - 4.1}	322	4.9	{4.0 - 5.9}	474	3.2	{2.5 - 3.8}	355
67 ans	Suisse	7.3	{5.8 - 8.7}	2285	4.1	{3.3 - 4.9}	1354	6.6	{5.3 - 7.9}	2062	3.9	{3.1 - 4.6}	1261
	UE/AELE/RU	7.2	{5.8 - 8.7}	477	3.9	{3.1 - 4.7}	289	6.0	{4.9 - 7.2}	330	3.7	{3.0 - 4.5}	250
	Autres	5.7	{4.5 - 6.8}	94	3.8	{3.1 - 4.6}	68	5.9	{4.7 - 7.1}	185	3.5	{2.8 - 4.2}	123
	Ensemble des migrant-e-s	6.9	{5.6 - 8.3}	571	3.9	{3.1 - 4.6}	357	6.0	{4.8 - 7.2}	515	3.7	{2.9 - 4.4}	373

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs.

2.1.4. Différentiels liés au niveau de formation

Comme il a été mentionné précédemment, le niveau de formation est disponible dans les relevés structurels, à la fois pour les personnes ayant participé au relevé structurel et pour les membres de leur ménage. Au Tableau 10, est prise en compte l'information saisie au début de la période d'observation (c'est-à-dire en 2010 ou 2017).

Les relevés structurels étant des enquêtes de taille limitée, les informations sur le niveau de formation sont disponibles pour des effectifs relativement faibles de personnes. Pour cette raison, les écarts entre risque de décès par niveau de formation présentent relativement peu de significativité, même en regroupant les différents niveaux de formation en trois catégories. Pour la même raison, l'analyse se limite aux âges en lien avec la politique de vieillesse (58, 65 et 67 ans), le nombre de décès pour les plus jeunes âges étant insuffisant pour une analyse. En outre, chez les femmes, le nombre de décès pour les personnes de niveau tertiaire (universités et hautes écoles) est inférieur à 10 et ne figure pas dans les tableaux.

Les niveaux de mortalité des hommes de niveau secondaire I¹³ et secondaire II¹⁴ sont similaires, excepté à l'âge de 67 ans où l'on observe une augmentation significative du risque de mortalité des hommes de niveau secondaire I, comparativement au niveau secondaire II. Quant au niveau tertiaire, il se caractérise par un plus faible risque de mortalité, quel que soit l'âge. Durant la période 2011-2015, pour les hommes âgés de 58 ans en 2010, le risque de décès est augmenté d'environ 70% pour ceux de niveau secondaire I ou II, comparativement aux hommes de niveau tertiaire. A l'âge de 67 ans, le risque est doublé pour le niveau secondaire I comparativement au niveau tertiaire, et augmenté de 30% pour les hommes de niveau secondaire II. Les différentiels de risques sont restés identiques entre la période 2011-2015 et la période 2018-2022.

L'Annexe 3 compare les résultats obtenus dans le Rapport 2012 et ceux présentés ici. Le Rapport 2012 utilisait les informations des recensements et reposait donc sur des données exhaustives, contrairement aux données calculées ici. Les résultats pour les deux périodes doivent pour cette raison être comparés avec prudence, d'autant plus que les effectifs sont faibles. Cependant, une réduction des risques s'observe durant l'ensemble de la période pour les trois niveaux de formation. Les différentiels de mortalité selon le niveau de formation, pour leur part, sont importants quelle que soit la période, plus importants chez les hommes comparativement aux femmes et ne semblent pas diminuer significativement.

Les résultats obtenus indiquent donc que les différentiels de risques entre niveaux de formation s'observent aux âges avancés. Pour appréhender ces différentiels, il est donc pertinent de calculer des espérances de vie à différents âges (25 et 65 ans), ces espérances de vie dépendant des niveaux de mortalité entre l'âge en question et la fin de la vie.

Il convient de rappeler que les valeurs observées sont soumises à d'importants biais (voir la section méthodologique) en lien avec le caractère sélectif du relevé structurel. Celui-ci exclut en effet les personnes domiciliées dans un ménage collectif, qui sont en moyenne plus fragiles que celles vivant en ménage privé. Il exclut probablement aussi les personnes les plus atteintes dans leur santé, qui sont généralement surreprésentées parmi les non-répondant-e-s. Pour cette raison, les valeurs présentées au Tableau 11 surestiment largement le niveau réel d'espérance de vie. La question

¹³ Défini en Suisse par la scolarité obligatoire.

¹⁴ Le niveau secondaire II inclut la voie générale (par ex. écoles de maturité gymnasiale, les écoles de culture générale ou celles préparant à l'enseignement) et la voie professionnelle (formation professionnelle initiale ou élémentaire). Cf. <https://www.bfs.admin.ch/bfs/fr/home/statistiques/education-science/indicateurs-formation/themes/acces-et-participation/choix-formation-secii.html>. Consulté le 25 août 2024.

restant ouverte est de savoir si cette surestimation est la même pour tous les niveaux de formation, ou si le risque d'être dans un ménage collectif en cas de mauvaise santé, ou dans l'incapacité de répondre au relevé structurel, varie en fonction du niveau de formation. Il n'est pas possible, à partir des données disponibles en Suisse, de mesurer le taux de non-participation au relevé structurel par niveau de formation. Pour cette raison, nous posons l'hypothèse que ce taux ne varie pas d'un niveau à l'autre.

Néanmoins compte tenu du biais mentionné ci-dessus, les écarts d'espérances de vie par niveau de formation sont commentés, et non les valeurs de l'espérance de vie. Chez les hommes, comparativement à ceux présentant un niveau de formation tertiaire, le déficit d'espérance de vie atteint environ 4 ans à l'âge de 25 ans pour les hommes de niveau de formation secondaire I, et 2,5 ans pour ceux de formation secondaire II. Les données ne permettent pas d'entrevoir des tendances dans ces différentiels. Pour les femmes, toujours à l'âge de 25 ans, les écarts sont plus faibles puisque le déficit est d'environ 1,5 an pour les femmes de niveau secondaire I comparativement aux femmes du niveau tertiaire, et de 0,5 an environ pour celles de niveau secondaire II.

A l'âge de 65 ans, ces écarts d'espérances de vie entre niveaux de formation sont logiquement plus faibles, mais atteignent malgré tout environ 3 ans pour les hommes de niveau secondaire I comparativement à ceux de niveau tertiaire, tandis que les hommes de niveau secondaire II ont un déficit d'environ 1,5 à 2 ans, toujours par rapport à ceux de niveau tertiaire. Chez les femmes, environ une année d'écart s'observe pour le niveau secondaire I comparativement au niveau tertiaire, et en moyenne 0,4 an pour celles du niveau secondaire II.

En 2000, l'écart d'espérance de vie entre niveau secondaire I et tertiaire s'établissait, à l'âge de 25 ans, à 4,5 ans chez les hommes et 3 ans chez les femmes. En 1990, ces écarts étaient de 4,6 ans chez les hommes et de 2,4 ans chez les femmes (Wanner et Lerch, 2012¹⁵). Ainsi, durant la décennie 2010 et le début de la décennie 2020, les écarts sont restés pratiquement les mêmes chez les hommes, mais ont baissé chez les femmes. Quant à l'âge de 65 ans, les écarts en 2000 étaient de 2,6 ans chez les hommes et de 2 ans chez les femmes (1990, 2,1 ans et 1,9 an respectivement), ce laisse penser que la mortalité différentielle aux âges de la retraite n'a pas diminué chez les hommes (elle aurait même peut-être augmenté légèrement), tandis qu'elle s'est réduite chez les femmes.

Une hypothèse expliquant le maintien ou l'augmentation des écarts d'espérance de vie chez les hommes classés selon le niveau de formation est liée au fait que le niveau secondaire I concerne progressivement une part moins importante de la population : les personnes ne dépassant pas ce niveau sont « sélectionnées » parmi celles présentant le plus de risques (professionnels ou en lien avec le comportement).

¹⁵ Les calculs effectués dans la publication de 2012 avaient été redressés pour tenir compte du biais liés à un appariement imparfait des données. Cependant l'utilisation à l'époque des données des recensements autorisaient une meilleure précision des calculs. Les comparaisons entre les résultats publiés en 2012 et ceux figurant dans cette étude doivent dès lors être effectuées avec prudence.

Tableau 10 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le niveau de formation en 2011-2015 et en 2018-2022

		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
58 ans	Non participant	3.4	{2.7 - 4.0}	1410	1.8	{1.4 - 2.1}	765	2.8	{2.3 - 3.4}	1478	1.6	{1.3 - 1.9}	841
	Secondaire I	2.9	{2.3 - 3.5}	18	1.6	{1.3 - 2.0}	16	2.1	{1.7 - 2.5}	13	1.3	{1.0 - 1.6}	11
	Secondaire II	3.0	{2.4 - 3.6}	60	1.5	{1.2 - 1.8}	35	2.4	{2.0 - 2.9}	46	1.2	{0.9 - 1.4}	26
	Tertiaire	1.7	{1.4 - 2.1}	26	1.7	{1.4 - 2.1}	30
	Ensemble des 3 niveaux	2.5	{2.0 - 3.0}	104	1.4	{1.1 - 1.7}	57	2.1	{1.7 - 2.5}	89	1.1	{0.9 - 1.3}	46
65 ans	Non participant	6.1	{4.9 - 7.3}	2372	3.4	{2.8 - 4.1}	1432	5.6	{4.5 - 6.7}	2184	3.3	{2.7 - 4.0}	1388
	Secondaire I	6.2	{5.0 - 7.4}	35	2.9	{2.4 - 3.5}	30	5.5	{4.4 - 6.5}	22	3.3	{2.7 - 4.0}	24
	Secondaire II	5.9	{4.7 - 7.1}	104	2.4	{1.9 - 2.8}	45	6.2	{5.0 - 7.4}	82	3.3	{2.6 - 3.9}	52
	Tertiaire	4.4	{3.6 - 5.3}	52	2.4	{1.9 - 2.9}	10	3.5	{2.8 - 4.2}	36
	Ensemble des 3 niveaux	5.5	{4.4 - 6.5}	191	2.6	{2.1 - 3.1}	85	5.1	{4.1 - 6.1}	140	2.9	{2.3 - 3.5}	83
67 ans	Non participant	7.3	{5.9 - 8.7}	2652	4.1	{3.3 - 4.9}	1603	6.5	{5.2 - 7.8}	2409	3.9	{3.1 - 4.6}	1549
	Secondaire I	9.1	{7.3 - 10.8}	48	3.2	{2.6 - 3.8}	32	7.8	{6.3 - 9.4}	29	4.1	{3.3 - 4.9}	30
	Secondaire II	5.7	{4.6 - 6.8}	95	3.5	{2.8 - 4.2}	62	6.3	{5.1 - 7.5}	82	3.0	{2.4 - 3.6}	45
	Tertiaire	4.4	{3.5 - 5.2}	43	5.1	{4.1 - 6.2}	50
	Ensemble des 3 niveaux	5.8	{4.7 - 7.0}	186	3.2	{2.6 - 3.8}	101	6.1	{4.9 - 7.3}	161	3.1	{2.5 - 3.8}	84

Source : OFS, STATPOP et relevé structurel. Propres calculs. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Tableau 11 : Espérance de vie à 25 et 65 ans selon le sexe et le niveau de formation et la période

	25 ans						65 ans					
	Espérance de vie			Ecart p.r. tertiaire			Espérance de vie			Déficit p.r. tertiaire		
	2011-2014	2015-2019	2020-2022	2011-2014	2015-2019	2020-2022	2011-2014	2015-2019	2020-2022	2011-2014	2015-2019	2020-2022
Secondaire I												
Homme	57.3	59.1	58.5	-4.8	-3.4	-4.3	20.2	21.7	20.9	-3.5	-2.4	-3.5
Femme	64.3	65.2	65.2	-2.3	-1.3	-1.5	26.2	26.9	26.7	-1.7	-0.6	-1.2
Secondaire II												
Homme	59.5	60.2	60.4	-2.6	-2.3	-2.5	22.0	22.6	22.6	-1.7	-1.5	-1.9
Femme	65.7	66.1	66.3	-0.9	-0.3	-0.4	27.2	27.5	27.6	-0.7	0.0	-0.3
Tertiaire												
Homme	62.1	62.5	62.9				23.8	24.1	24.4			
Femme	66.6	66.4	66.7				27.9	27.5	27.9			

Source : OFS, STATPOP et relevé structurel. Propres calculs.

2.1.5. Différentiels en lien avec le statut sur le marché du travail

Cette section aborde différentes dimensions relatives au statut sur le marché du travail : d'abord le fait d'exercer ou non une activité professionnelle (statut d'emploi), puis le type d'activité exercée (activité salariée ou indépendante), ensuite le fait d'avoir été ou non au chômage au cours de la période qui précède la mesure du risque de mortalité.

En termes de **statut d'emploi**, le Tableau 12 présente les probabilités de décès par statut, et considère des groupes d'âge pour des raisons de taille de l'échantillon (40-49 ans, 50-54 ans et 60-64 ans). Il n'est pas surprenant que les personnes sans activité professionnelle soient soumises à un risque de mortalité plus important que celles actives occupées. En effet, le fait de ne pas être sur le marché du travail peut parfois être provoqué des problèmes de santé.

Ainsi, à l'âge de 40-49 ans, la probabilité de décès au cours des cinq années à venir est 7 fois plus importante pour les personnes professionnellement non actives comparativement aux personnes actives. Ce ratio diminue pour les 50-59 ans (risque 4 fois plus important) et les 60-64 ans (risque 2 fois plus important), mais reste significatif. Les écarts sont moins importants chez les femmes (risque multiplié par un facteur compris entre 2,4 et 3,3 selon la période et l'âge considérés), probablement en raison du fait que le groupe des femmes professionnellement non actives est plus hétérogène, puisqu'il inclut certaines personnes qui ne peuvent pas exercer une activité professionnelle pour des raisons de santé, mais surtout des femmes qui n'exercent pas d'activité rémunérée pour se consacrer à des tâches ménagères et/ou à l'éducation des enfants.

Outre ces résultats, l'analyse conduite ici mène à deux observations : d'une part, le différentiel entre actifs et non actifs est resté le même entre 2011-2015 et 2018-2022. Il a augmenté uniquement chez les femmes âgées de 40-49 ans, mais d'une manière plutôt faible (le risque de décès était 2,7 fois plus important en 2011-2015, contre 3,3 entre 2018 et 2022).

D'autre part, les personnes à la recherche d'un emploi se situent à un niveau de risque compris entre celles actives et celles professionnellement inactives. Les différentiels sont surtout observés parmi les plus jeunes (40-49 ans), avec un risque multiplié par 2,3 (2011-2015) et 4,3 (2018-2022). Chez les femmes, le risque est également accru en cas de chômage, comparativement au groupe des femmes actives, mais d'une manière moins importante.

Tableau 12 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le statut d'emploi en 2011-2015 et 2018-2022

		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40-49 ans	Actif-ve occupé-e	0.6	{0.5 - 0.7}	166	0.4	{0.3 - 0.5}	90	0.4	{0.3 - 0.5}	84	0.3	{0.2 - 0.3}	53
	Au chômage	1.4	{1.1 - 1.7}	13	1.8	{1.5 - 2.2}	15
	Sans activité	4.3	{3.5 - 5.2}	53	1.0	{0.8 - 1.2}	53	3.1	{2.5 - 3.7}	26	1.0	{0.8 - 1.2}	33
	Ensemble	0.8	{0.6 - 0.9}	232	0.5	{0.4 - 0.6}	148	0.6	{0.5 - 0.7}	125	0.4	{0.3 - 0.5}	94
50-59 ans	Actif-ve occupé-e	1.7	{1.3 - 2.0}	367	0.9	{0.7 - 1.0}	166	1.3	{1.0 - 1.5}	266	0.7	{0.6 - 0.9}	142
	Au chômage	3.3	{2.6 - 3.9}	25	1.6	{1.3 - 1.9}	11	3.4	{2.8 - 4.1}	31
	Sans activité	6.5	{5.2 - 7.7}	127	2.3	{1.9 - 2.8}	127	4.8	{3.8 - 5.7}	76	2.0	{1.6 - 2.4}	89
	Ensemble	2.1	{1.7 - 2.5}	519	1.2	{1.0 - 1.4}	304	1.6	{1.3 - 1.9}	373	1.0	{0.8 - 1.2}	239
60-64 ans	Actif-ve occupé-e	3.3	{2.6 - 3.9}	244	1.4	{1.1 - 1.6}	79	2.6	{2.1 - 3.1}	175	1.2	{1.0 - 1.5}	73
	Au chômage	5.7	{4.6 - 6.8}	18	3.5	{2.8 - 4.2}	11
	Sans activité	7.0	{5.6 - 8.3}	183	3.2	{2.6 - 3.9}	165	6.7	{5.4 - 8.0}	139	3.5	{2.8 - 4.2}	128
	Ensemble	4.3	{3.4 - 5.1}	445	2.3	{1.8 - 2.7}	250	3.5	{2.8 - 4.2}	325	2.1	{1.7 - 2.5}	205

Source : OFS, STATPOP et relevés structurels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Les données des comptes individuels (CI) de la CdC/OFAS permettent de distinguer les revenus professionnels en fonction du **type d'activité exercée**. Les informations couvrent l'ensemble des personnes actives en Suisse et peuvent donc distinguer les personnes salariées, indépendantes, ou percevant un revenu à la fois d'une activité salariée et d'une activité indépendante (situation mixte) (Tableau 13). Plutôt que de tenir compte de la situation professionnelle en début de période, nous avons préféré considérer celle qui prévalait quelques années plus tôt – arbitrairement cinq années plus tôt. Ceci évite de devoir exclure de l'analyse des personnes qui, par exemple en raison d'un problème de santé, arrêteraient leur activité professionnelle quelques mois ou années avant le décès. Cette approche permet également de considérer des personnes ayant déjà quitté le marché du travail (notamment les personnes de 67 ans, pour qui le type d'activité à l'âge de 62 ans a donc été considéré).

Les résultats vont dans le sens d'une très légère protection des personnes exerçant au cours d'une même année à la fois une activité indépendante et une activité salariée. Cette protection peut s'expliquer par le fait qu'exercer deux activités ne s'observe que chez des personnes suffisamment en santé pour mener en parallèle des activités professionnelles variées. En outre, en cas de détérioration de la santé, ces personnes pourraient laisser de côté l'une ou l'autre de leurs activités. La diminution du risque de décès pour ce groupe par rapport aux personnes salariées, n'est cependant pas toujours significative.

Les personnes indépendantes uniquement observent pour leur part un risque de mortalité légèrement plus élevé par rapport aux personnes salariées, mais les écarts sont rarement significatifs et pas systématiques. D'une manière générale, les résultats observés ne permettent pas de confirmer des écarts de risques importants en fonction du type d'activité professionnelle. Quel que soit le type d'activité, le risque de décès est proche.

Les informations des comptes individuels permettent en outre d'identifier les prestations de chômage perçues, et donc des **épisodes de recherche d'emploi**. A partir de ces données, le risque de décès sur une période quinquennale a été mesuré en fonction de l'obtention de prestations chômage au cours des deux années qui précèdent la période d'observation (Tableau 14). Seules les personnes actives occupées ou sans activité sont retenues.

D'une manière systématique, la présence d'épisodes de chômage s'accompagne d'un accroissement du risque de mortalité, quel que soit l'âge et le sexe. L'accroissement du risque est légèrement plus important chez les hommes (augmentation de 50% à 60%) comparativement aux femmes (entre 10% et 60%). Ces résultats confirment la nombreuse littérature internationale montrant l'impact négatif du chômage sur le risque de mortalité (d'Errico et al, 2021), un impact qui semble s'expliquer par une détérioration de l'état de santé observée chez les personnes sans emploi (Heggebø, 2022). Il est aussi possible qu'une situation de mauvaise santé conduise plus facilement à une perte d'emploi.

Tableau 13 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le type d'activité exercée il y a cinq ans, en 2011-2015 et en 2018-2022

		2011-2015						2018-202					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Salarié	0.5	{0.4 - 0.6}	227	0.2	{0.2 - 0.3}	89	0.4	{0.3 - 0.5}	191	0.2	{0.2 - 0.3}	92
	Indépendant	0.6	{0.5 - 0.8}	13
	Mixte	0.4	{0.3 - 0.5}	10
	Ensemble	0.5	{0.4 - 0.6}	250	0.2	{0.2 - 0.3}	98	0.4	{0.3 - 0.5}	202	0.2	{0.2 - 0.3}	98
50 ans	Salarié	1.2	{0.9 - 1.4}	536	0.7	{0.6 - 0.9}	312	1.1	{0.9 - 1.3}	558	0.6	{0.5 - 0.7}	275
	Indépendant	1.1	{0.9 - 1.3}	54	0.7	{0.6 - 0.8}	17	1.0	{0.8 - 1.2}	35	0.5	{0.4 - 0.6}	13
	Mixte	0.9	{0.7 - 1.0}	30	0.7	{0.6 - 0.9}	19
	Ensemble	1.1	{0.9 - 1.4}	620	0.7	{0.6 - 0.9}	336	1.1	{0.9 - 1.3}	612	0.6	{0.5 - 0.7}	296
58 ans	Salarié	2.9	{2.3 - 3.5}	959	1.4	{1.1 - 1.7}	452	2.3	{1.8 - 2.7}	978	1.3	{1.0 - 1.5}	523
	Indépendant	3.1	{2.5 - 3.7}	151	1.8	{1.4 - 2.2}	39	2.7	{2.1 - 3.2}	133	1.2	{0.9 - 1.4}	31
	Mixte	2.3	{1.8 - 2.7}	69	1.4	{1.1 - 1.7}	17	2.2	{1.7 - 2.6}	62	1.5	{1.2 - 1.8}	26
	Ensemble	2.9	{2.3 - 3.4}	1179	1.4	{1.2 - 1.7}	508	2.3	{1.9 - 2.8}	1173	1.3	{1.0 - 1.5}	580
65 ans	Salarié	5.4	{4.3 - 6.4}	1559	2.7	{2.2 - 3.2}	682	4.7	{3.8 - 5.6}	1374	2.7	{2.1 - 3.2}	759
	Indépendant	5.4	{4.3 - 6.4}	269	3.3	{2.6 - 3.9}	60	5.1	{4.1 - 6.1}	233	2.3	{1.9 - 2.8}	53
	Mixte	5.0	{4.0 - 6.0}	121	2.5	{2.0 - 3.0}	19	3.9	{3.1 - 4.7}	96	2.5	{2.0 - 3.0}	28
	Ensemble	5.3	{4.3 - 6.4}	1949	2.7	{2.2 - 3.3}	761	4.7	{3.8 - 5.6}	1703	2.6	{2.1 - 3.2}	840
67 ans	Salarié	6.0	{4.9 - 7.2}	1479	3.3	{2.7 - 4.0}	692	5.5	{4.4 - 6.6}	1418	2.8	{2.3 - 3.4}	687
	Indépendant	6.1	{4.9 - 7.3}	292	3.3	{2.7 - 4.0}	58	5.9	{4.7 - 7.0}	263	4.2	{3.4 - 5.0}	90
	Mixte	5.4	{4.3 - 6.4}	113	3.1	{2.5 - 3.7}	19	4.2	{3.4 - 5.0}	84	1.7	{1.3 - 2.0}	14
	Ensemble	6.0	{4.8 - 7.2}	1884	3.3	{2.7 - 4.0}	769	5.5	{4.4 - 6.5}	1765	2.9	{2.3 - 3.5}	791

Source : OFS, STATPOP et Cdc/OFAS, comptes individuels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Tableau 14 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le statut par rapport au chômage les deux années qui précèdent la période d'observation, en 2011-2015 et 2018-2022

Chômage		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Non	0.4	{0.4 - 0.5}	218	0.2	{0.2 - 0.3}	95	0.4	{0.3 - 0.4}	177	0.2	{0.2 - 0.3}	94
	Oui	0.7	{0.6 - 0.8}	34	0.3	{0.3 - 0.4}	14	0.6	{0.5 - 0.7}	32	0.3	{0.2 - 0.3}	12
	Ensemble	0.5	{0.4 - 0.6}	252	0.2	{0.2 - 0.3}	109	0.4	{0.3 - 0.5}	209	0.2	{0.2 - 0.3}	106
50 ans	Non	1.1	{0.9 - 1.3}	556	0.7	{0.5 - 0.8}	320	0.9	{0.7 - 1.1}	510	0.5	{0.4 - 0.6}	265
	Oui	1.6	{1.3 - 1.9}	66	0.8	{0.7 - 1.0}	30	1.5	{1.2 - 1.8}	77	0.8	{0.7 - 1.0}	36
	Ensemble	1.1	{0.9 - 1.3}	622	0.7	{0.6 - 0.8}	350	1.0	{0.8 - 1.2}	587	0.5	{0.4 - 0.6}	301
58 ans	Non	2.6	{2.1 - 3.1}	1023	1.2	{1.0 - 1.5}	423	2.1	{1.7 - 2.5}	980	1.1	{0.9 - 1.3}	483
	Oui	4.3	{3.5 - 5.2}	119	1.7	{1.4 - 2.1}	40	3.0	{2.4 - 3.6}	112	1.7	{1.4 - 2.1}	51
	Ensemble	2.7	{2.2 - 3.3}	1142	1.3	{1.0 - 1.5}	463	2.1	{1.7 - 2.6}	1092	1.2	{0.9 - 1.4}	534
65 ans	Non	4.6	{3.7 - 5.5}	1279	2.4	{1.9 - 2.9}	440	4.0	{3.2 - 4.7}	1126	2.3	{1.8 - 2.7}	545
	Oui	7.1	{5.7 - 8.5}	161	2.6	{2.1 - 3.1}	33	5.9	{4.7 - 7.0}	121	3.1	{2.5 - 3.7}	46
	Ensemble	4.8	{3.9 - 5.7}	1440	2.4	{1.9 - 2.9}	473	4.1	{3.3 - 4.9}	1247	2.3	{1.9 - 2.8}	591

Source : OFS, STATPOP et CdC/OFAS, comptes individuels. Les personnes au chômage sont définies comme étant celles ayant bénéficié de prestations du chômage au cours des deux années qui précèdent la période d'observation (soit 2010-2011 et 2016-2017 respectivement).

2.1.6. Différentiels en lien avec la profession exercée et la branche d'activité

La profession apprise et la profession exercée (à la date du relevé structurel), ainsi que la branche d'activité de l'entreprise sont disponibles dans les relevés structurels, ce qui autorise le calcul de probabilités de décès quinquennaux. Les données reposent sur un échantillon dont la taille est limitée, notamment pour la profession exercée et la branche d'activité de l'entreprise, qui impliquent une activité professionnelle. Pour cette raison, les risques de mortalité sont calculés pour un regroupement d'âges (40-49 ans, 50-59 ans, 60-69 ans et 70-79 ans pour la profession apprise et 40-49 ans, 50-59 ans et 60-64 ans pour la profession exercée). Malgré ce regroupement, les intervalles de confiance des probabilités de survie sont plutôt larges lorsque l'on considère des catégories professionnelles et de branche d'activité distinctes. Pour faciliter la lecture, nous avons dû privilégier un regroupement de ces catégories. Pour les **professions apprises et exercées**, trois classes sont identifiées : professions de direction ou intermédiaires, incluant les professions scientifiques et intellectuelles¹⁶ ; professions d'exécution (bureaux et vente)¹⁷ ; professions élémentaires, dont ouvrières, de l'industrie ou de l'agriculture (ci-dessous professions d'exécution ou élémentaires)¹⁸.

D'une manière générale, des écarts s'observent entre les différents groupes de professions apprises ou exercées chez les hommes, allant dans le sens d'une protection face à la mort observée parmi ceux exerçant des professions de direction ou intermédiaires, comparativement à ceux exerçant des professions d'exécution ou élémentaires. Cependant, notamment en ce qui concerne la profession apprise, les faibles effectifs ne permettent pas toujours de disposer d'écarts significatifs.

Ainsi, exprimée en termes de profession actuellement **exercée**, la surmortalité des personnes engagées dans des activités d'exécution varie, comparativement à celles actives dans une profession de direction ou intermédiaire, entre 40% et 70% selon la classe d'âges chez les hommes (Tableau 15). Les hommes exerçant des professions d'exécution présentent des risques à mi-chemin entre ces deux catégories professionnelles, mais non significativement différentes des hommes exerçant une profession de direction et intellectuelle. Pour les femmes, de très légères différences s'observent en fonction de la profession exercée, mais elles ne sont pas significatives statistiquement.

Lorsque la profession **apprise** est prise en compte, une surmortalité s'observe également chez les hommes exerçant une profession ouvrière, de l'industrie ou de l'agriculture et toujours en âge d'activité. Cette surmortalité augmente entre 2011-2015 et 2018-2022 puisque, dans la deuxième période et entre 40 et 59 ans, le risque est accru de 90% pour les professions ouvrières, de l'industrie ou de l'agriculture comparativement aux professions de direction ou intellectuelles. Chez les femmes, le risque de décès est légèrement augmenté et pas toujours significatif. Il convient également de noter qu'après le passage à la retraite, les différentiels de risques entre groupes professionnels s'estompent.

¹⁶ Incluant les catégories officielles suivantes : Directeurs, cadres de direction, gérants, Prof. intellectuelles et scientifiques, Professions intermédiaires.

¹⁷ Employés de type administratif, personnel des services, commerçants, vendeurs.

¹⁸ Agriculteurs, sylviculteurs, Métiers de l'industrie et de l'artisanat, Conducteurs et assembleurs. Professions élémentaires.

Tableau 15 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la profession exercée (regroupement) en 2011-2015 et 2018-2022

Profession exercée		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40-49 ans	Professions de direction ou intermédiaires	0.5	{0.4 - 0.6}	76	0.4	{0.3 - 0.4}	37	0.3	{0.3 - 0.4}	37	0.3	{0.2 - 0.3}	23
	Professions d'exécution bureaux et vente)	0.6	{0.5 - 0.7}	26	0.4	{0.3 - 0.5}	36	0.5	{0.4 - 0.5}	14	0.3	{0.2 - 0.4}	18
	Professions d'exécution et élémentaires	0.7	{0.6 - 0.9}	56	0.3	{0.3 - 0.4}	11	0.6	{0.5 - 0.7}	30	0.4	{0.3 - 0.5}	10
	Ensemble	0.6	{0.5 - 0.7}	158	0.4	{0.3 - 0.4}	84	0.4	{0.3 - 0.5}	81	0.3	{0.2 - 0.4}	51
50-59 ans	Professions de direction ou intermédiaires	1.3	{1.0 - 1.5}	141	0.8	{0.7 - 1.0}	65	1.0	{0.8 - 1.2}	111	0.6	{0.5 - 0.7}	52
	Professions d'exécution bureaux et vente)	1.6	{1.3 - 2.0}	60	0.9	{0.7 - 1.1}	68	1.4	{1.1 - 1.6}	45	0.8	{0.7 - 1.0}	61
	Professions d'exécution et élémentaires	2.2	{1.8 - 2.6}	146	0.9	{0.7 - 1.1}	25	1.6	{1.3 - 1.9}	96	0.8	{0.6 - 0.9}	20
	Ensemble	1.6	{1.3 - 1.9}	347	0.9	{0.7 - 1.0}	158	1.2	{1.0 - 1.5}	252	0.7	{0.6 - 0.9}	133
60-64 ans	Professions de direction ou intermédiaires	2.5	{2.0 - 3.0}	92	1.3	{1.0 - 1.6}	27	2.0	{1.6 - 2.4}	71	0.9	{0.8 - 1.1}	23
	Professions d'exécution bureaux et vente)	3.0	{2.4 - 3.6}	37	1.3	{1.0 - 1.5}	30	3.1	{2.5 - 3.7}	34	1.4	{1.1 - 1.7}	33
	Professions d'exécution et élémentaires	4.4	{3.5 - 5.2}	99	1.6	{1.3 - 1.9}	13	2.9	{2.3 - 3.4}	55	0.9	{0.8 - 1.1}	7
	Ensemble	3.2	{2.6 - 3.8}	228	1.3	{1.1 - 1.6}	70	2.5	{2.0 - 2.9}	160	1.1	{0.9 - 1.4}	63

Source : OFS, STATPOP et relevés structurels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Tableau 16 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la profession apprise (regroupement) en 2011-2015 et 2018-2022

Profession apprise		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40-49 ans	Professions de direction ou intermédiaires	0.5	{0.4 - 0.7}	64	0.4	{0.3 - 0.4}	41	0.4	{0.3 - 0.5}	35	0.3	{0.2 - 0.4}	30
	Professions d'exécution bureaux et vente)	0.9	{0.7 - 1.0}	36	0.6	{0.4 - 0.7}	61	0.6	{0.4 - 0.7}	16	0.5	{0.4 - 0.5}	32
	Professions d'exécution et élémentaires	0.9	{0.8 - 1.1}	92	0.7	{0.6 - 0.9}	49	0.8	{0.6 - 1.0}	13
	Ensemble	0.7	{0.6 - 0.9}	192	0.4	{0.4 - 0.5}	110	0.5	{0.4 - 0.6}	100	0.4	{0.3 - 0.5}	75
50-59 ans	Professions de direction ou intermédiaires	1.5	{1.2 - 1.8}	139	0.9	{0.7 - 1.1}	83	1.0	{0.8 - 1.2}	89	0.7	{0.6 - 0.9}	69
	Professions d'exécution bureaux et vente)	2.1	{1.7 - 2.5}	72	1.4	{1.1 - 1.6}	125	1.8	{1.5 - 2.2}	60	1.0	{0.8 - 1.2}	91
	Professions d'exécution et élémentaires	2.5	{2.0 - 3.0}	226	1.4	{1.1 - 1.6}	24	1.9	{1.5 - 2.3}	161	1.1	{0.9 - 1.3}	19
	Ensemble	2.0	{1.6 - 2.4}	437	1.2	{0.9 - 1.4}	232	1.5	{1.2 - 1.8}	310	0.9	{0.7 - 1.1}	179
60-69 ans	Professions de direction ou intermédiaires	4.3	{3.5 - 5.2}	308	2.5	{2.0 - 3.0}	146	3.4	{2.7 - 4.1}	215	2.2	{1.7 - 2.6}	141
	Professions d'exécution bureaux et vente)	5.5	{4.4 - 6.5}	156	2.9	{2.4 - 3.5}	234	5.2	{4.2 - 6.2}	121	2.9	{2.3 - 3.4}	186
	Professions d'exécution et élémentaires	6.1	{4.9 - 7.3}	458	2.8	{2.3 - 3.4}	46	5.2	{4.2 - 6.3}	326	2.8	{2.3 - 3.4}	36
	Ensemble	5.3	{4.2 - 6.3}	922	2.8	{2.2 - 3.3}	426	4.5	{3.6 - 5.3}	662	2.6	{2.1 - 3.1}	363
70-79 ans	Professions de direction ou intermédiaires	11.1	{8.9 - 13.3}	406	6.6	{5.3 - 7.9}	185	9.6	{7.7 - 11.5}	442	6.0	{4.8 - 7.2}	226
	Professions d'exécution bureaux et vente)	12.5	{10.1 - 15.0}	211	7.7	{6.2 - 9.2}	378	11.6	{9.3 - 13.8}	194	6.3	{5.1 - 7.5}	320
	Professions d'exécution et élémentaires	14.1	{11.3 - 16.8}	686	8.2	{6.6 - 9.8}	137	12.8	{10.3 - 15.4}	617	7.5	{6.0 - 8.9}	83
	Ensemble	12.8	{10.3 - 15.3}	1303	7.5	{6.0 - 8.9}	700	11.3	{9.1 - 13.5}	1253	6.3	{5.1 - 7.5}	629

Source : OFS, STATPOP et relevés structurels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Les résultats confirment ceux du Rapport 2012, qui mettaient en évidence des inégalités devant la mort selon la catégorie professionnelle chez les hommes et d'une manière moins prononcée chez les femmes. Il semble par ailleurs, chez les hommes, que les différentiels augmentent avant l'âge de 50 ans. Au-delà de ces tendances très imprécises, les résultats relèvent l'impossibilité de la statistique suisse de documenter correctement l'évolution de ces inégalités – et notamment de documenter des groupes professionnels plus fins –, faute de données suffisantes.

Le secteur d'activité est une dimension fréquemment mentionnée lorsque l'on évoque les conséquences des différentiels de mortalité. Les données du relevé structurel permettent d'identifier le secteur d'activité de l'entreprise, pour les personnes exerçant une activité professionnelle au moment de l'enquête. Toujours en raison de la taille de l'échantillon, les branches d'activité doivent être regroupées. Nous distinguons d'abord les industries manufacturières, industries extractives et autres, regroupées avec la construction et l'agriculture, la sylviculture et la pêche, ce dernier étant un secteur de faible importance (ci-dessous « industrie et construction »). Puis, le commerce de gros et de détail, les transports, les hôtels et restaurants sont considérés comme un groupe dans leur ensemble (ci-dessous « commerce »). Le troisième groupe inclut les activités financières et d'assurances, les activités immobilières, les activités spécialisées, scientifiques et techniques et activités de services administratifs et de soutien, ainsi que les autres activités de services (ci-dessous « services »). Enfin, le dernier secteur inclut l'administration publique, défense, enseignement, santé humaine et action sociale (ci-dessous « administration »).

En raison des faibles effectifs, et probablement aussi en raison de la mixité des profils professionnels dans les différents secteurs d'activité, les probabilités de décès au cours des cinq années ayant suivi l'enquête ne montrent pas de tendance cohérente. Dans la catégorie d'âge observant le plus de décès (50-59 ans), le risque est légèrement augmenté pour les personnes exerçant une activité professionnelle dans une administration entre 2012-2015, mais une protection s'observe pour ces mêmes personnes entre 2018-2022. Chez les femmes, celles exerçant une activité commerciale semblent soumises au risque le plus élevé durant la première période, alors que celles exerçant dans l'industrie et la construction observent le plus haut niveau dans la seconde période. Cependant, ces résultats ne sont pas confirmés dans le groupe d'âge 60-64 ans. En définitive, l'analyse n'apporte aucune information claire, ce qui est un résultat en soi, dans la mesure où il indique qu'il n'y a pas un risque spécifique associé au secteur d'activité. La profession exercée – qui traduit la pénibilité du travail et la prise de risques – est un meilleur marqueur du risque que le secteur d'activité.

Cette observation doit cependant être pondérée par les limites dans l'analyse. Non seulement, la taille des échantillons, alliée à la faible fréquence de la mortalité, rend difficile l'observation de variations significatives entre groupes ; mais aussi, nous considérons l'appartenance à un secteur d'activité au début de la période d'observation. Pour cette raison, l'analyse exclut des personnes ayant dû cesser leur activité professionnelle pour cause de maladie ou d'accident.

Tableau 17 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le secteur d'activité (regroupement) en 2011-2015 et 2018-2022

Secteur d'activité		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40-49 ans	Industrie et construction	0.7	{0.5 - 0.8}	46	0.5	{0.4 - 0.6}	31
	Commerce	0.5	{0.4 - 0.7}	29	0.3	{0.3 - 0.4}	14	0.6	{0.4 - 0.7}	23	0.3	{0.3 - 0.4}	11
	Services	0.6	{0.5 - 0.7}	43	0.4	{0.3 - 0.5}	20	0.2	{0.2 - 0.3}	13	0.2	{0.2 - 0.3}	11
	Administration	0.5	{0.4 - 0.6}	15	0.5	{0.4 - 0.7}	34	0.4	{0.3 - 0.5}	12	0.3	{0.3 - 0.4}	21
	Ensemble	0.6	{0.5 - 0.7}	133	0.4	{0.3 - 0.5}	76	0.4	{0.3 - 0.5}	79	0.3	{0.2 - 0.4}	50
50-59 ans	Industrie et construction	1.6	{1.3 - 1.9}	91	0.8	{0.6 - 0.9}	14	1.4	{1.1 - 1.7}	88	1.2	{1.0 - 1.5}	28
	Commerce	1.5	{1.2 - 1.8}	58	1.2	{1.0 - 1.4}	41	1.5	{1.2 - 1.7}	64	0.8	{0.6 - 0.9}	27
	Services	1.6	{1.2 - 1.9}	78	0.8	{0.6 - 0.9}	28	1.0	{0.8 - 1.2}	57	0.5	{0.4 - 0.6}	23
	Administration	2.0	{1.6 - 2.4}	64	0.7	{0.5 - 0.8}	38	1.1	{0.9 - 1.3}	39	0.7	{0.5 - 0.8}	49
	Ensemble	1.6	{1.3 - 2.0}	291	0.8	{0.7 - 1.0}	121	1.2	{1.0 - 1.5}	248	0.7	{0.6 - 0.9}	127
60-64 ans	Industrie et construction	3.7	{3.0 - 4.5}	69	0.7	2.9	{2.4 - 3.5}	57
	Commerce	3.7	{3.0 - 4.4}	51	1.7	{1.3 - 2.0}	18	2.6	{2.1 - 3.1}	36	1.3	{1.0 - 1.5}	13
	Services	2.9	{2.3 - 3.4}	44	1.4	{1.1 - 1.6}	14	2.5	{2.0 - 3.0}	44	1.3	{1.0 - 1.5}	17
	Administration	2.8	{2.3 - 3.4}	28	1.4	{1.1 - 1.7}	22	1.9	{1.5 - 2.2}	24	1.1	{0.9 - 1.3}	27
	Ensemble	3.3	{2.7 - 4.0}	192	1.4	{1.1 - 1.6}	58	2.5	{2.0 - 3.0}	161	1.2	{1.0 - 1.4}	64

Source : OFS, STATPOP et relevés structurels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

2.1.7. Différentiels en lien avec le revenu professionnel

La disponibilité du revenu professionnel (ou revenu de l'activité lucrative) pour l'ensemble des personnes actives en Suisse, de par l'information incluse dans les comptes individuels, autorise l'analyse précise du lien entre les ressources issues de l'activité professionnelle et le risque de mortalité.

Cette variable présente un intérêt indéniable pour l'analyse de la mortalité différentielle, puisqu'elle traduit à la fois un potentiel de gain (qui dépend de la position professionnelle et du niveau de formation) des personnes actives. Cependant, elle présente aussi la limite de ne pas représenter l'ensemble des revenus de la personne ou du ménage. En effet, sont exclus les rentes, le revenu de la fortune, diverses allocations (par exemple allocations familiales), l'aide sociale et tout autre revenu non soumis à cotisations. Pour cette raison, à l'échelle du ménage, le revenu professionnel total des membres du ménage ne paraît pas être un bon indicateur du niveau de vie de celui-ci, car il peut être fortement influencé par des événements tels que la constitution de la famille (qui peut entraîner une baisse temporaire de l'activité de la mère) et ne tient pas compte d'autres éléments constitutifs du revenu. Pour cette raison, le revenu des personnes est considéré comme étant un indicateur de la position dans le marché du travail.

Ici, le revenu professionnel a été classé en catégories, de manière à disposer d'un effectif suffisant de personnes par catégorie. Une catégorie résiduelle (sans revenu professionnel) est également présentée. Les catégories sont définies d'une manière relative, c'est-à-dire en tenant compte de la position du revenu professionnel individuel par rapport à la distribution du revenu professionnel de l'ensemble de la population (hommes et femmes considérés ensemble). Les seuils des catégories sont définis différemment chaque année, en fonction de la distribution des revenus (Tableau 18). Les catégories sont définies en tenant compte des quartiles et du dernier décile. La première catégorie inclut les personnes dont le revenu professionnel est inférieur au 1^{er} quartile. La deuxième catégorie celles dont le revenu est égal ou supérieur au premier quartile, mais inférieur à la médiane. La troisième catégorie comprend les personnes dont le revenu professionnel est égal ou supérieur à la médiane, mais inférieur au 3^e quartile. La quatrième catégorie regroupe les personnes dont le revenu professionnel est égal ou supérieur au 3^e quartile, mais inférieur au 9^e décile, tandis que la dernière catégorie considère les personnes dont le revenu est égal ou dépasse le 9^e décile. Traiter de manière isolée les personnes présentant le décile le plus élevé permet de mieux décrire le niveau de mortalité de la population au plus haut revenu¹⁹.

Afin de disposer d'un indicateur qui soit le moins influencé par l'état actuel de santé, le revenu cinq ans avant la période d'observation est pris en compte : pour donner un exemple, les personnes suivies dès leur 40^e anniversaire sont analysées en tenant compte du revenu à l'âge de 35 ans. Cette approche permet d'éviter de considérer des situations confuses où un faible revenu se justifierait par un mauvais état de santé susceptible de conduire rapidement au décès. On suppose donc que 5 ans avant la période d'observation (et avant le décès éventuel), les personnes actives ont toutes leurs aptitudes pour exercer une activité professionnelle.

¹⁹ Différentes autres tentatives de classement des revenus ont été testées et aboutissent à des résultats proches.

Tableau 18 : Indicateurs des revenus soumis à cotisations, 2010-2021

	1er quartile	Médiane	3e quartile	9e décile
2010	27000	56700	84800	123000
2011	27100	57200	85700	124400
2012	27600	57700	86100	124900
2013	27900	57900	86200	125000
2014	28200	58300	86700	125600
2015	28500	58500	86900	125900
2016	28800	58600	87100	126300
2017	28900	58800	87400	126600
2018	29400	59300	88000	127500
2019	30000	60000	88800	128600
2020	32100	61400	90000	130000
2021	32000	61500	90200	130000

Source : CdC/OFAS, Comptes individuels. Ensemble de la population.

Le Tableau 19 présente les probabilités de décès pour les périodes 2011-2015 et 2018-2022, pour les hommes et les femmes séparément. Quel que soit le sexe et l'âge, il apparaît que le niveau du revenu professionnel est un fortement associé au risque de mortalité. Ainsi, chez les hommes, le fait de ne pas disposer de revenu professionnel ou d'avoir un revenu inférieur au 1^{er} quartile conduit à une mortalité d'environ 2 à 3 fois supérieure par rapport à celle du groupe dont le revenu professionnel est compris entre la médiane et le troisième quartile (ci-dessous « médiane supérieure »). Chez les femmes, la surmortalité est également de cet ordre parmi celles n'ayant aucun revenu professionnel, mais est moins marquée voire inexistante entre celles ayant un revenu inférieur au 1^{er} quartile et celles disposant d'un revenu dans la catégorie médiane supérieure. Ce faible écart de risque s'explique par le fait que le groupe des femmes à faibles revenus est très hétérogène, puisqu'il comprend à la fois des personnes actives mal rémunérées (et probablement soumises à une forte pénibilité du travail) et des personnes en retrait partiel de l'activité professionnelle pour des raisons familiales.

Comparativement à celles dans la médiane supérieure, les personnes avec un revenu professionnel compris entre le 1^{er} quartile et la médiane présentent un risque légèrement accru de mortalité chez les hommes de 40, 50 et 58 ans. Dès 62 ans, les écarts de risque semblent diminuer. Pour les femmes, les écarts ne sont pas significatifs.

Les deux catégories de hauts revenus présentent pour leur part un plus faible risque de mortalité, toujours par rapport aux personnes dont le revenu se situe à la médiane supérieure. Pour les personnes rencontrées à l'âge de 40 ans, cette diminution n'est pas observée dans la seconde période sous étude, mais les décès sont peu nombreux, ce qui peut expliquer des résultats non significatifs.

Le fait que le revenu professionnel soit associé au risque de mortalité confirme l'observation déjà faite dans le Rapport 2012. C'est notamment le cas chez les hommes, pour qui le revenu traduit bien l'appartenance à une classe socioprofessionnelle. Pour les femmes, les interprétations sont plus complexes, notamment en raison des trajectoires professionnelles qui rencontrent des interactions avec la vie familiale. Cette complexité ne peut pas être évitée faute d'informations sur le nombre d'heures d'activités.

Tableau 19 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le revenu en t-5, en 2011-2015 et 2018-2022

		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Sans revenu	1.3	{1.0 - 1.5}	87	0.5	{0.4 - 0.6}	67	1.0	{0.8 - 1.2}	71	0.5	{0.4 - 0.5}	52
	< q1	1.6	{1.3 - 1.9}	53	0.2	{0.2 - 0.3}	29	1.0	{0.8 - 1.2}	38	0.3	{0.2 - 0.4}	35
	q1 - médiane	0.7	{0.6 - 0.9}	55	0.3	{0.2 - 0.4}	42	0.6	{0.5 - 0.7}	46	0.2	{0.2 - 0.3}	31
	médiane - q3	0.4	{0.4 - 0.5}	82	0.2	{0.1 - 0.2}	16	0.4	{0.3 - 0.4}	68	0.2	{0.1 - 0.2}	16
	q3 - p90	0.3	{0.3 - 0.4}	46	0.2	{0.2 - 0.2}	10	0.3	{0.2 - 0.3}	35	0.2	{0.2 - 0.3}	12
	>= 90	0.2	{0.2 - 0.3}	14	0.3	{0.2 - 0.3}	15
	Ensemble	0.6	{0.5 - 0.7}	337	0.3	{0.2 - 0.3}	165	0.5	{0.4 - 0.6}	273	0.3	{0.2 - 0.3}	150
50 ans	Sans revenu	3.4	{2.8 - 4.1}	205	1.3	{1.1 - 1.6}	167	3.0	{2.4 - 3.6}	189	1.3	{1.0 - 1.5}	143
	< q1	2.7	{2.2 - 3.2}	87	0.8	{0.7 - 1.0}	120	2.6	{2.1 - 3.1}	92	0.6	{0.5 - 0.8}	96
	q1 - médiane	1.5	{1.2 - 1.8}	94	0.7	{0.5 - 0.8}	110	1.6	{1.3 - 1.9}	105	0.5	{0.4 - 0.6}	98
	médiane - q3	1.3	{1.0 - 1.5}	206	0.8	{0.7 - 1.0}	74	1.3	{1.0 - 1.5}	210	0.7	{0.5 - 0.8}	68
	q3 - p90	0.9	{0.7 - 1.0}	129	0.6	{0.5 - 0.7}	25	0.8	{0.7 - 1.0}	130	0.5	{0.4 - 0.5}	24
	>= 90	0.8	{0.6 - 0.9}	104	0.5	{0.4 - 0.6}	75	0.4	{0.3 - 0.5}	10
	Ensemble	1.4	{1.1 - 1.6}	825	0.9	{0.7 - 1.0}	503	1.3	{1.0 - 1.5}	801	0.7	{0.6 - 0.8}	439
58 ans	Sans revenu	6.7	{5.4 - 8.0}	332	2.7	{2.2 - 3.3}	302	6.9	{5.6 - 8.3}	394	2.8	{2.3 - 3.4}	299
	< q1	6.4	{5.2 - 7.7}	202	1.6	{1.3 - 2.0}	166	5.2	{4.2 - 6.2}	199	1.7	{1.3 - 2.0}	207
	q1 - médiane	4.2	{3.4 - 5.1}	203	1.4	{1.1 - 1.7}	174	3.8	{3.0 - 4.5}	218	1.2	{1.0 - 1.4}	189
	médiane - q3	3.1	{2.5 - 3.8}	330	1.4	{1.1 - 1.7}	101	2.5	{2.0 - 3.0}	339	1.2	{1.0 - 1.5}	121
	q3 - p90	2.4	{1.9 - 2.8}	271	1.1	{0.9 - 1.4}	45	1.9	{1.5 - 2.2}	258	0.9	{0.7 - 1.1}	46
	>= 90	1.5	{1.2 - 1.9}	173	1.4	{1.1 - 1.6}	22	1.2	{0.9 - 1.4}	159	0.8	{0.6 - 0.9}	17
	Ensemble	3.3	{2.6 - 3.9}	1511	1.7	{1.4 - 2.1}	810	2.8	{2.2 - 3.3}	1567	1.6	{1.3 - 1.9}	879

2. Différentiels de mortalité

Mortalité différentielle en Suisse

65 ans	Sans revenu	10.5	{8.5 - 2.6}	617	4.6	{3.7 - 5.5}	725	11.5	{9.2 - 13.7}	623	4.9	{4.0 - 5.9}	614
	< q1	9.8	{7.9 - 11.8}	359	3.1	{2.5 - 3.7}	310	8.4	{6.7 - 10.0}	313	3.1	{2.5 - 3.7}	310
	q1 - médiane	7.2	{5.8 - 8.7}	329	2.8	{2.2 - 3.3}	263	6.4	{5.2 - 7.7}	283	2.4	{1.9 - 2.9}	251
	médiane - q3	5.8	{4.7 - 7.0}	504	2.3	{1.8 - 2.7}	109	5.4	{4.3 - 6.5}	468	2.6	{2.1 - 3.1}	164
	q3 - p90	4.5	{3.6 - 5.4}	446	2.1	{1.7 - 2.6}	55	3.9	{3.1 - 4.7}	392	2.4	{2.0 - 2.9}	89
	>= 90	3.2	{2.6 - 3.8}	311	2.2	{1.8 - 2.6}	24	2.6	{2.1 - 3.1}	247	1.7	{1.4 - 2.1}	26
	Ensemble	6.1	{4.9 - 7.2}	2566	3.4	{2.7 - 4.1}	1486	5.6	{4.5 - 6.7}	2326	3.3	{2.6 - 3.9}	1454
67 ans	Sans revenu	11.8	{9.5 - 14.1}	958	5.1	{4.1 - 6.1}	899	11.1	{8.9 - 13.3}	802	5.6	{4.5 - 6.7}	815
	< q1	8.8	{7.0 - 10.5}	421	3.5	{2.8 - 4.2}	340	8.7	{7.0 - 10.4}	380	3.5	{2.8 - 4.1}	341
	q1 - médiane	7.4	{6.0 - 8.9}	355	3.1	{2.5 - 3.7}	230	6.7	{5.4 - 8.0}	299	2.5	{2.0 - 3.0}	220
	médiane - q3	6.4	{5.2 - 7.7}	457	3.4	{2.8 - 4.1}	126	6.1	{4.9 - 7.3}	462	2.7	{2.1 - 3.2}	131
	q3 - p90	5.3	{4.3 - 6.4}	390	2.8	{2.2 - 3.3}	50	4.3	{3.5 - 5.2}	354	2.8	{2.2 - 3.3}	74
	>= 90	3.6	{2.9 - 4.3}	261	3.0	{2.4 - 3.6}	23	3.5	{2.8 - 4.2}	270	2.1	{1.7 - 2.6}	25
	Ensemble	7.2	{5.8 - 8.6}	2842	4.1	{3.3 - 4.9}	1668	6.5	{5.2 - 7.8}	2567	3.8	{3.1 - 4.6}	1606

Source : OFS, STATPOP et relevés structurels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

Pour aller plus loin dans l'analyse du lien entre revenu et risque de décès, le Tableau 20 analyse l'impact du changement du revenu professionnel entre t-10 et t-5 : par exemple pour des personnes âgées de 40 ans au début de la période d'observation, le changement de revenu est mesuré entre 30 et 35 ans. Quatre situations sont isolées : revenu en baisse (défini par un revenu professionnel annuel diminuant d'au moins 20% durant la période étudiée), revenu stable (c'est-à-dire compris entre 80% et 120% du revenu initial), revenu en hausse (augmentation supérieure à 20%, mais inférieure à 50% du revenu initial) et revenu en forte hausse (augmentation supérieure à 50% du revenu initial). Seules les personnes disposant d'un revenu professionnel dans les deux périodes sont prises en compte.

Le fait de subir une diminution du revenu professionnel s'accompagne d'un risque de mortalité accru, systématiquement quel que soit l'âge chez les hommes, mais pas d'une manière systématique chez les femmes. Jusqu'à l'âge de 58 ans, le risque est doublé pour les personnes observant une baisse du revenu, comparativement à celles présentant un revenu stable. L'impact d'une baisse de revenu est moins important aux âges de la fin de vie active, où des stratégies de départ partiel à la retraite peuvent éventuellement influencer le niveau du revenu.

Pour les femmes, une baisse du revenu est difficile à interpréter compte tenu des interactions déjà mentionnées entre vie professionnelle et vie familiale. En revanche, chez les hommes, une telle situation résulte souvent d'une trajectoire professionnelle défavorable. Le sens de l'éventuelle causalité entre baisse du revenu et risque de décès n'est cependant pas établi. En d'autres termes, la baisse du revenu peut résulter d'un état de santé qui se détériore ; mais elle peut aussi être le facteur à l'origine d'une détérioration de cet état de santé, notamment si elle est vécue difficilement.

Une forte augmentation du revenu professionnel n'est pas associée à une baisse du risque de mortalité comme on pourrait s'y attendre, mais plutôt à une légère hausse chez les hommes. Il est difficile de poser des hypothèses quant à un lien entre l'augmentation du revenu de l'activité professionnelle durant la période de 5 à 10 ans précédant la période d'observation et l'accroissement du risque de mortalité.

Tableau 20 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et l'évolution du revenu entre t-10 et t-5, en 2011-2015 et 2018-2022

>		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	En baisse	1.0	{0.8 - 1.2}	41	0.2	{0.2 - 0.3}	22	0.8	{0.6 - 1.0}	28	0.2	{0.2 - 0.3}	22
	Stable	0.4	{0.4 - 0.5}	78	0.2	{0.2 - 0.3}	27	0.4	{0.3 - 0.5}	70	0.2	{0.2 - 0.2}	23
	En hausse	0.4	{0.3 - 0.5}	50	0.2	{0.1 - 0.2}	10	0.3	{0.3 - 0.4}	37	0.3	{0.2 - 0.3}	16
	En forte hausse	0.5	{0.4 - 0.5}	50	0.3	{0.2 - 0.3}	24	0.5	{0.4 - 0.6}	49	0.2	{0.2 - 0.3}	19
	Ensemble	0.5	{0.4 - 0.6}	219	0.2	{0.2 - 0.3}	83	0.4	{0.4 - 0.5}	184	0.2	{0.2 - 0.3}	80
50 ans	En baisse	1.6	{1.3 - 1.9}	99	1.2	{1.0 - 1.4}	65	1.9	{1.6 - 2.3}	107	0.8	{0.6 - 0.9}	47
	Stable	1.1	{0.9 - 1.3}	332	0.8	{0.7 - 1.0}	118	1.0	{0.8 - 1.1}	301	0.6	{0.5 - 0.7}	112
	En hausse	0.9	{0.7 - 1.1}	85	0.6	{0.5 - 0.7}	44	0.9	{0.7 - 1.1}	88	0.6	{0.5 - 0.7}	49
	En forte hausse	1.1	{0.9 - 1.3}	69	0.6	{0.5 - 0.7}	75	1.0	{0.8 - 1.2}	63	0.4	{0.3 - 0.5}	49
	Ensemble	1.1	{0.9 - 1.4}	585	0.8	{0.6 - 0.9}	302	1.1	{0.8 - 1.3}	559	0.6	{0.5 - 0.7}	257
58 ans	En baisse	4.3	{3.5 - 5.1}	261	1.9	{1.5 - 2.2}	91	3.7	{2.9 - 4.4}	232	1.5	{1.2 - 1.8}	86
	Stable	2.6	{2.1 - 3.2}	678	1.4	{1.1 - 1.7}	207	2.1	{1.7 - 2.5}	655	1.3	{1.1 - 1.6}	259
	En hausse	2.1	{1.7 - 2.5}	103	1.2	{1.0 - 1.5}	70	1.8	{1.4 - 2.1}	104	1.2	{0.9 - 1.4}	86
	En forte hausse	2.6	{2.1 - 3.1}	92	1.4	{1.2 - 1.7}	102	2.5	{2.0 - 3.0}	105	1.0	{0.8 - 1.2}	90
	Ensemble	2.8	{2.3 - 3.4}	1134	1.4	{1.2 - 1.7}	470	2.3	{1.8 - 2.7}	1096	1.3	{1.0 - 1.5}	521
65 ans	En baisse	6.9	{5.6 - 8.3}	501	3.4	{2.7 - 4.0}	189	5.8	{4.7 - 7.0}	358	3.4	{2.7 - 4.0}	188
	Stable	4.8	{3.9 - 5.8}	1110	2.6	{2.1 - 3.2}	360	4.4	{3.5 - 5.2}	998	2.4	{2.0 - 2.9}	404
	En hausse	4.8	{3.8 - 5.7}	146	2.3	{1.8 - 2.7}	80	3.8	{3.0 - 4.5}	118	2.3	{1.8 - 2.7}	89
	En forte hausse	5.7	{4.6 - 6.9}	149	2.2	{1.8 - 2.7}	72	5.1	{4.1 - 6.1}	136	2.5	{2.0 - 3.0}	92
	Ensemble	5.3	{4.3 - 6.3}	1906	2.7	{2.2 - 3.2}	701	4.6	{3.7 - 5.5}	1610	2.6	{2.1 - 3.1}	773
67 ans	En baisse	6.7	{5.4 - 8.0}	575	3.6	{2.9 - 4.3}	210	6.3	{5.1 - 7.6}	454	3.3	{2.7 - 4.0}	198
	Stable	5.7	{4.5 - 6.8}	995	3.2	{2.6 - 3.9}	354	5.1	{4.1 - 6.1}	981	2.8	{2.3 - 3.4}	390
	En hausse	5.5	{4.4 - 6.6}	128	3.3	{2.7 - 4.0}	84	5.1	{4.1 - 6.1}	126	2.3	{1.8 - 2.7}	69
	En forte hausse	6.0	{4.8 - 7.1}	139	2.8	{2.2 - 3.3}	68	5.6	{4.5 - 6.7}	128	2.8	{2.2 - 3.3}	75
	Ensemble	6.0	{4.8 - 7.1}	1837	3.3	{2.6 - 3.9}	716	5.4	{4.4 - 6.5}	1689	2.9	{2.3 - 3.4}	732

Source : OFS, STATPOP et relevés structurels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

2.1.8. Différentiels en lien avec la rente invalidité

Être au bénéfice d'une rente de l'assurance invalidité s'accompagne d'un risque élevé de mortalité (Tableau 21). Les personnes rentières AI (quelle que soit la fraction de rente) observent un risque de mortalité augmenté, comparativement à celles n'en bénéficiant pas, de près de 11 fois pour les personnes âgées de 40 ans, 6 à 7 fois pour celles âgées de 50 ans, 5 fois pour celles âgées de 58 ans et 3 à 4 fois pour celles âgées de 62 ans. Les écarts de risques sont identiques chez les femmes et les hommes.

La plupart des bénéficiaires de l'AI dispose d'une rente totale. Pour ces personnes, le risque est environ deux fois plus élevé que pour les bénéficiaires d'une rente partielle.

Ces résultats ne sont pas surprenants dans la mesure où le fait d'être à l'AI s'accompagne souvent de pathologies pouvant conduire à des décès prématurés. Ils conduisent à une situation où la transition entre un statut de non-rentier-e à un statut de rentier-e s'accompagne d'une augmentation du risque de décès. En effet, le **passage au statut de rentier-e AI** pour une personne non-rentière est associé à une forte augmentation du risque de mortalité. Ainsi, les personnes qui ont passé au statut de rentier-e AI entre le 1^{er} janvier 2013 et le 31 décembre 2017 et qui sont toujours en vie fin 2017 présentent un risque de mortalité multiplié par un facteur compris entre 2 et 3, comparativement à celles n'ayant pas perçu de rente AI. Ce résultat s'observe autant chez les hommes que chez les femmes. Il est cependant intéressant de noter que les risques pour ces personnes devenues rentières au cours de la période 2013 à 2017 restent inférieurs à ceux des personnes qui étaient déjà rentières avant 2013 (Tableau 22). Ces dernières observent un risque multiplié par un facteur compris entre 3,6 et 12,3 suivant l'âge et le sexe pris en considération.

Tableau 21 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la présence ou non d'une rente AI en 2011-2015 et 2018-2022

		2011-2015						2018-2022					
		Hommes			Femmes			Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40 ans	Rente AI	4.9	{3.9 - 5.9}	71	2.2	{1.8 - 2.6}	33	4.4	{3.6 - 5.3}	45	2.5	{2.0 - 3.0}	23
	Pas de rente	0.5	{0.4 - 0.6}	266	0.2	{0.2 - 0.3}	137	0.4	{0.3 - 0.5}	229	0.2	{0.2 - 0.3}	130
	Ensemble	0.6	{0.5 - 0.7}	337	0.3	{0.2 - 0.4}	170	0.5	{0.4 - 0.6}	274	0.3	{0.2 - 0.3}	153
50 ans	Rente AI	6.1	{4.9 - 7.3}	187	4.1	{3.3 - 4.9}	122	6.4	{5.1 - 7.7}	150	4.2	{3.4 - 5.0}	105
	Pas de rente	1.1	{0.9 - 1.4}	646	0.7	{0.5 - 0.8}	385	1.1	{0.9 - 1.3}	653	0.6	{0.5 - 0.7}	343
	Ensemble	1.4	{1.1 - 1.7}	833	0.9	{0.7 - 1.0}	507	1.3	{1.0 - 1.5}	803	0.7	{0.6 - 0.8}	448
58 ans	Rente AI	9.4	{7.6 - 11.2}	418	6.1	{4.9 - 7.3}	248	10.3	{8.3 - 12.3}	439	6.4	{5.1 - 7.6}	255
	Pas de rente	2.6	{2.1 - 3.1}	1097	1.3	{1.1 - 1.6}	577	2.2	{1.7 - 2.6}	1131	1.2	{1.0 - 1.4}	635
	Ensemble	3.3	{2.6 - 3.9}	1515	1.8	{1.4 - 2.1}	825	2.8	{2.2 - 3.3}	1570	1.6	{1.3 - 1.9}	890
65 ans	Rente AI	13.8	{11.1 - 16.5}	874	10.0	{8.0 - 11.9}	41	14.6	{11.7 - 17.4}	797	10.2	{8.2 - 12.2}	36
	Pas de rente	4.7	{3.8 - 5.6}	1700	3.3	{2.7 - 4.0}	1481	4.2	{3.4 - 5.0}	1530	3.2	{2.6 - 3.9}	1436
	Ensemble	6.1	{4.9 - 7.2}	2574	3.4	{2.7 - 4.0}	1522	5.6	{4.5 - 6.6}	2327	3.3	{2.6 - 3.9}	1472

Source : OFS, STATPOP et relevés structurels.

Tableau 22 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le statut de rente AI et le fait d'être devenu rentier/rentière au cours des cinq dernières années, en 2018-2022

		2018-2022					
		Hommes			Femmes		
		Prob.	I.C. 95%	Décès	Prob.	I.C. 95%	Décès
40-49 ans	Aucune rente	0.6	{0.5 - 0.8}	3545	0.4	{0.3 - 0.4}	2011
	Rente sur toute la période	5.0	{4.0 - 6.0}	763	3.6	{2.9 - 4.3}	586
	Devenu rentier/rentière entre 2012 et 2017	2.1	{1.7 - 2.5}	13
	Ensemble	0.7	{0.6 - 0.9}	4321	0.5	{0.4 - 0.5}	2606
50-59 ans	Aucune rente	1.6	{1.3 - 1.9}	9506	0.9	{0.7 - 1.1}	5326
	Rente sur toute la période	8.5	{6.8 - 10.1}	2858	5.6	{4.5 - 6.7}	1904
	Devenu rentier/rentière entre 2012 et 2017	3.2	{2.6 - 3.8}	39	2.3	{1.8 - 2.7}	36
	Ensemble	2.0	{1.6 - 2.4}	12403	1.2	{0.9 - 1.4}	7266
60-64 ans	Aucune rente	3.4	{2.7 - 4.1}	7252	1.9	{1.5 - 2.3}	4209
	Rente sur toute la période	12.3	{9.9 - 14.7}	3033	8.3	{6.7 - 10.0}	1821
	Devenu rentier/rentière entre 2012 et 2017	8.9	{7.1 - 10.6}	33	4.8	{3.8 - 5.7}	24
	Ensemble	4.3	{3.5 - 5.2}	10318	2.5	{2.0 - 3.0}	6054

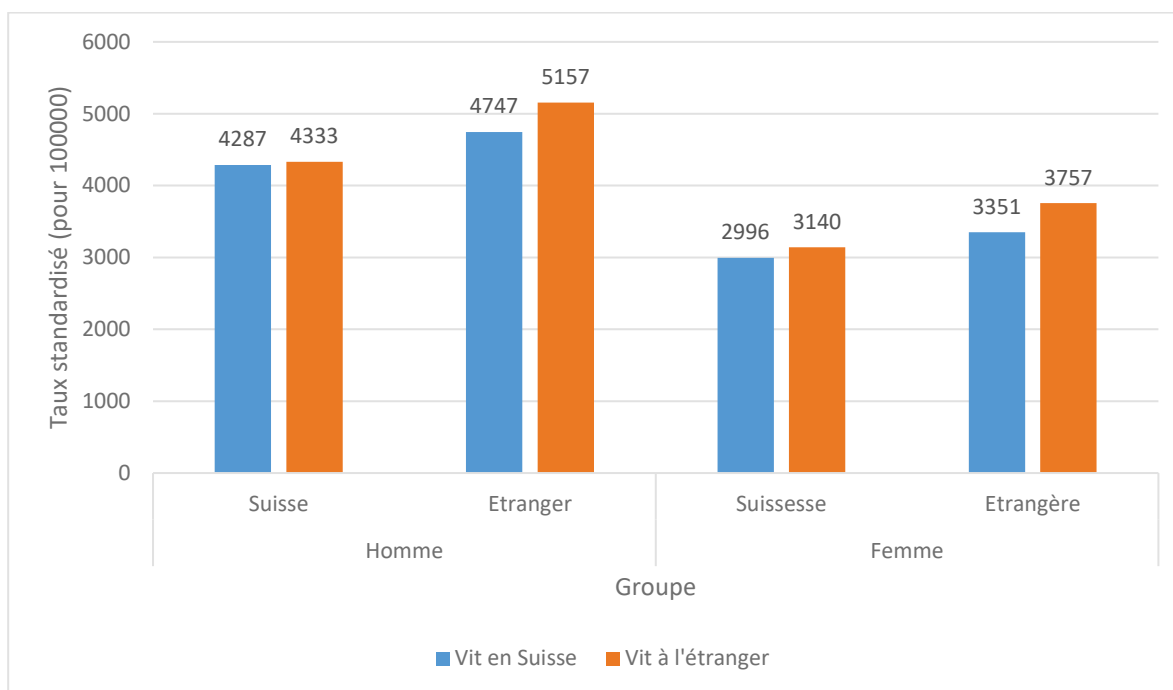
Source : OFS, STATPOP et relevés structurels. Les résultats reposant sur moins de 10 décès ne sont pas présentés.

2.1.9. Niveau de mortalité des rentiers et rentières vivant à l'étranger

Les données du registre des rentes permettent d'estimer les risques de mortalité des personnes vivant à l'étranger, et bénéficiaires d'une rente du 1^{er} pilier. Seul-e-s les bénéficiaires d'une rente de vieillesse d'AVS âgé-e-s de 65 ans et plus sont pris en compte durant la période triennale 2019-2021²⁰.

Compte tenu des effectifs à disposition et des limites mentionnées dans le chapitre méthodologique, l'analyse effectuée ici se limite à comparer des taux de mortalité des personnes vivant à l'étranger comparativement à celles vivant en Suisse. La Figure 6 présente les taux standardisés de mortalité (pour 100 000 personnes) par âge et sexe, en fonction du lieu de résidence. Systématiquement, la mortalité des personnes vivant à l'étranger est plus élevée que celle des personnes vivant en Suisse. L'écart est plutôt faible pour les personnes de nationalité suisse (augmentation du risque +1,1% chez les hommes, +4,8% chez les femmes), et plus marqué chez celles de nationalité étrangère (+8,6% et +12,1% pour les hommes et femmes respectivement). La surmortalité des personnes étrangères vivant à l'étranger va dans le sens du *salmon effect* mentionné précédemment, c'est-à-dire d'un retour dans le pays d'origine de personnes qui sont en fin de vie ou atteintes dans leur santé. Cependant, les données à disposition ne permettent pas d'écarter d'autres motifs explicatifs, notamment un retour plus fréquent dans le pays d'origine, une fois la fin de l'activité professionnelle, pour des personnes faiblement qualifiées présentant des risques de mortalité plus élevés que celles hautement qualifiées (effet en lien avec le coût de la vie en Suisse).

Figure 6 : Taux standardisé de mortalité par sexe, âge et nationalité, selon le pays de résidence en 2019-2021



Source : OFS, CdC/OFAS. Voir chapitre méthodologique pour une explication sur la construction du taux standardisé.

²⁰ Les données de 2022 ne permettent pas d'identifier les décès.

2.1.11. Analyse multivariée de la mortalité

Afin de mieux préciser le profil des risques de mortalité et les facteurs intervenant sur ceux-ci, une analyse multivariée reposant sur des régressions logistiques a finalement été conduite pour trois âges en lien avec les politiques sociales en Suisse : 58 ans, 63 ans et 65 ans. Comme il a été dit dans la partie méthodologique, les odds ratios permettent d'estimer la sur- ou sous-mortalité pour un groupe par rapport au groupe de référence. Une valeur supérieure à l'unité signifie un risque augmenté, et vice-versa. Les intervalles de confiance (IC) et les valeurs de p fournissent des informations sur le caractère significatif des écarts.

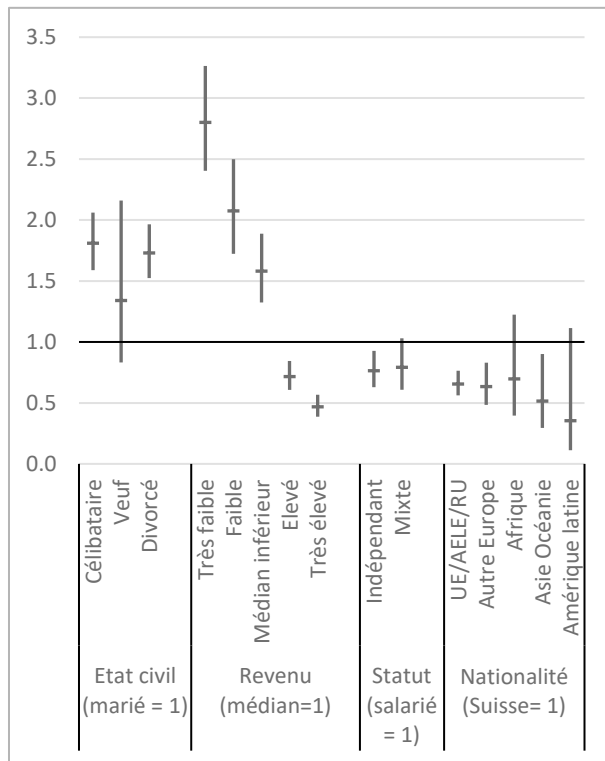
Pour obtenir des résultats pertinents, les variables retenues sont celles des registres administratifs exhaustifs : en effet, l'intégration de variables du relevé structurel réduit la taille de l'échantillon à un point où les modèles ne convergent pas. Ainsi, sont introduits dans les modèles l'état civil, la nationalité, le type d'activité exercée (salarié, indépendant ou mixte) et la classe de revenus. Résumés à la Figure 7 pour les 58 et 63 ans, et à la Figure 8 pour les 65 ans et plus, les résultats de ces régressions logistiques indiquent quelles variables sont associées, d'une manière significative, au risque de mortalité et quelles variables ne le sont pas, après prise en compte des quatre variables considérées.

Quel que soit l'âge, il existe un lien très étroit entre l'état civil et le risque de mortalité, ceci même après prise en compte du statut sur le marché du travail et du niveau des revenus professionnels. Comparativement aux personnes mariées, les risques sont fortement augmentés pour les autres états civils, et ce d'une manière significative (excepté pour les hommes veufs âgés de 58 ans). Le lien est également très étroit entre le niveau du revenu professionnel et le risque de mortalité, avec notamment un risque fortement augmenté pour les personnes qui présentent un très faible revenu. Ces résultats confirment ceux mis en évidence précédemment.

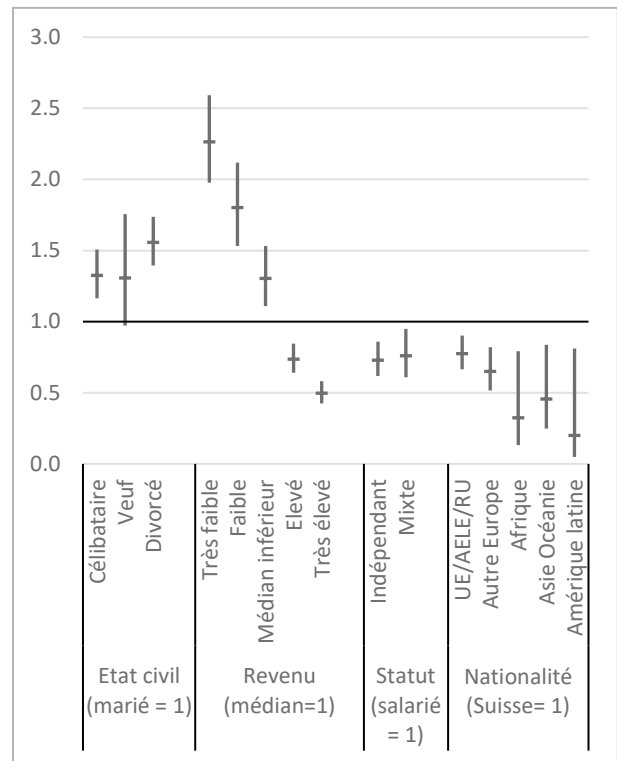
En revanche, l'association entre le type d'activité exercée et le risque de décès est peu marquée. Il semble y avoir une protection pour les personnes indépendantes, mais elle n'est pas systématique : elle concerne principalement les hommes et beaucoup moins les femmes. De même, le fait de ne pas être de nationalité suisse conduit à une protection qui n'est pas systématique, qui concerne les hommes plus que les femmes, et qui n'est pas toujours significative.

Figure 7 : Résultats d'une régression logistique portant sur le risque de décès pour les 5 années à venir, selon le sexe et l'âge, 58, et 63 ans, en 2018-2022

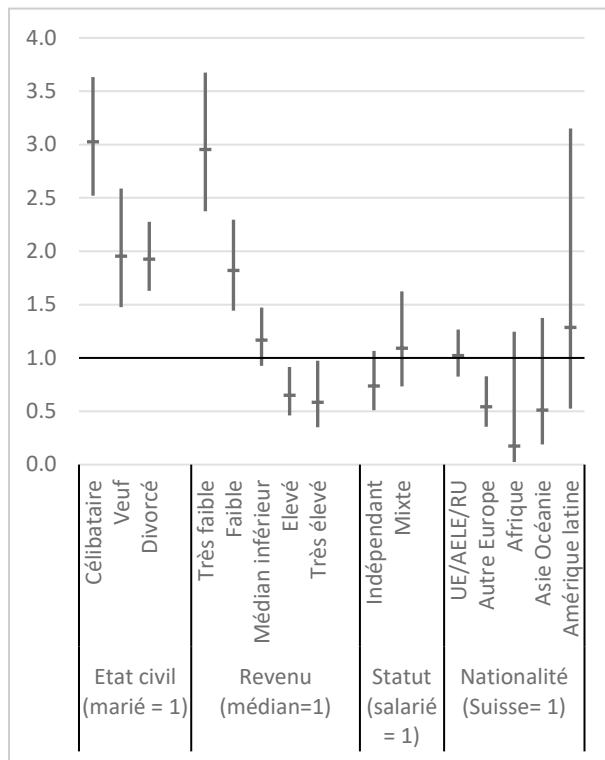
Hommes 58 ans



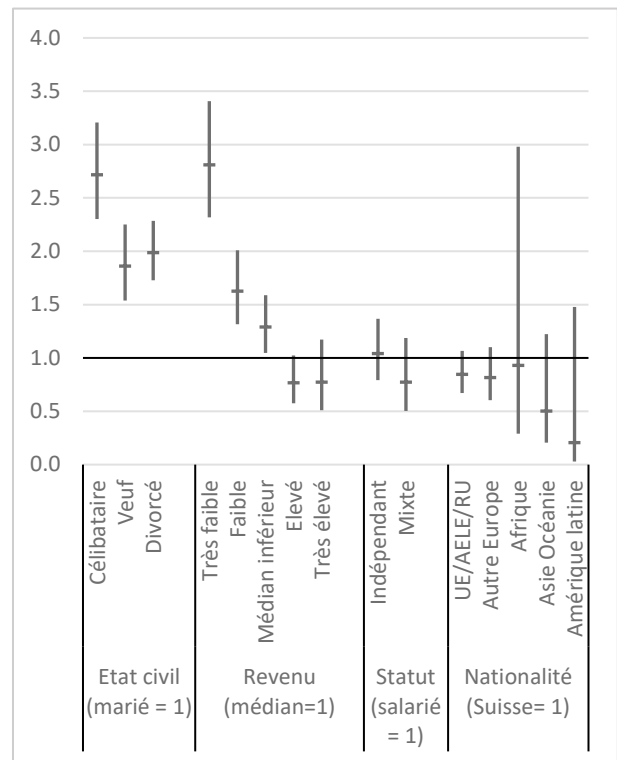
Hommes 63 ans



Femmes 58 ans



Femmes 63 ans



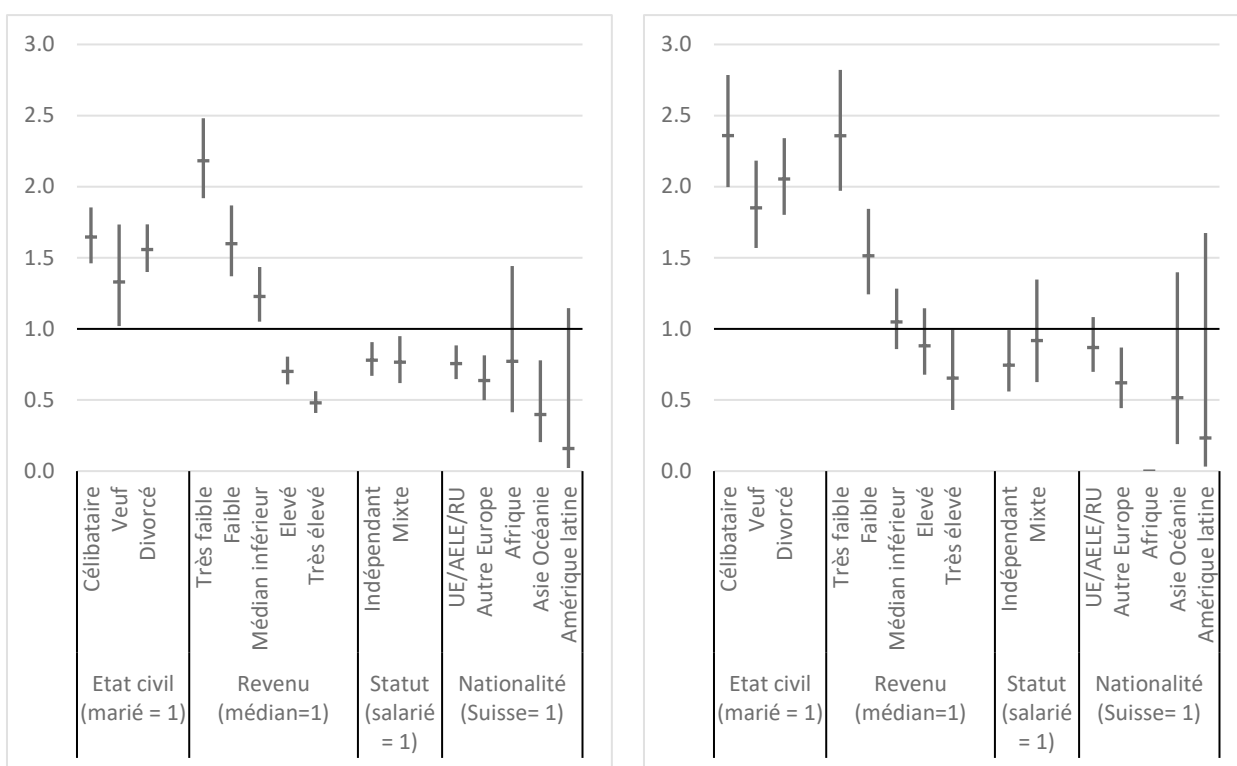
Source : OFS, CdC/OFAS. Voir chapitre méthodologique.

Les résultats obtenus par les régressions logistiques multivariées confirment donc ceux des analyses univariées effectués sans contrôle d'éventuels facteurs de confusion. En d'autres termes, les variables incluses dans le modèle jouent toutes un rôle sur la mortalité. Cependant, le type d'activité professionnelle semble surtout un élément déterminant pour les hommes, alors que la nationalité présente des résultats qui ne sont pas toujours convaincants, dans le sens où l'association avec le risque de mortalité n'est pas toujours vérifiée. Il convient cependant de rappeler que le Covid-19 a concerné d'une manière relativement forte certaines collectivités étrangères, et que les résultats des modèles, établis pour 2019-2021, peuvent être influencés par la situation sanitaire durant cette période.

Figure 8 : Résultats d'une régression logistique portant sur le risque de décès pour les 5 années à venir, selon le sexe, 65 ans, en 2018-2022

Hommes 65 ans

Femmes 65 ans



Source : OFS, CdC/OFAS. Voir chapitre méthodologique.

2.2. Interprétation des écarts de mortalité par une analyse des causes de décès

Afin de mieux comprendre comment se forment les écarts en termes de niveau de mortalité, nous recourons à l'analyse des causes de décès, en retenant neuf groupes de causes (présentés au Tableau 23) définis selon la classification internationale des maladie (CIM-10). Une interprétation fiable des résultats implique la prise en compte de groupes de causes comptant un nombre suffisant de décès. Des causes résiduelles de mortalité n'ont pas été considérées car le nombre de décès observés n'était pas suffisant pour une analyse fiable.

Afin de simplifier la lecture et l'interprétation des résultats, l'analyse se limite à la période 2018-2022, laquelle est marquée par le Covid-19, qui est considéré comme une cause de décès à part entière. Les données sont issues de la statistique des causes de décès. En raison du fait que les décès surviennent rarement, l'analyse des données est effectuée par une modélisation utilisant une régression logistique (voir chapitre méthodologique) adaptée à des événements rares.

Tableau 23 : Groupes de causes de décès retenus dans l'analyse

Cause	Codification
Maladies infectieuses et parasitaires	A00-B99
Tumeurs	C00-D48
Troubles mentaux et du comportement	F00-F99
Maladies du système nerveux	G00-G99
Maladies de l'appareil circulatoire	I00-I99
Maladies de l'appareil respiratoire	J00-J99
Maladies de l'appareil digestif	K00-K93
Malformations congénitales et anomalies chromosomiques	Q00-Q99
Lésions traumatiques, empoisonnements, et certaines autres conséquences de causes externes /Causes externes de morbidité et de mortalité	S00-W99
Covid-19	U07
Autres causes (non présentées dans les tableaux)	D50-D89 E00-E90 H00-H59 L00-L99 M00-M99 N00-N99 O00-O99 P00-P96 R00-R99 Z00-Z99

Afin de pouvoir conduire les analyses sur la mortalité par cause, nous avons dû considérer des groupes d'âge relativement larges, définie en fonction de la variable sous étude : par exemple, pour le niveau de formation, nous avons pris en compte les plus de 25 ans, tandis que pour le revenu professionnel, les 20-64 ans ont été analysés.

Les modèles de régression logistique sont effectués distinctement pour les hommes et pour les femmes. Ils n'incluent qu'une variable de contrôle, l'âge, de manière à disposer de l'association brute d'une modalité de variable (par exemple le niveau de formation tertiaire) par rapport à une variable de référence (par exemple le niveau de formation secondaire II), c'est-à-dire sans prise en compte des potentiels autres facteurs de confusion (tels que la situation familiale, la nationalité, etc.) intervenant sur le risque de mortalité. Il s'agit ici de simplement mesurer une association statistique entre une variable indépendante (par exemple le niveau de formation) et une variable dépendante (le décès).

L'analyse porte sur une sélection de variables sociodémographiques et socioprofessionnelles traitées dans la partie précédente, notamment celles pour lesquelles des différentiels de risques ont été observés.

2.2.1. Etat civil

La surmortalité des personnes non-mariées, notamment célibataires, comparativement à celles mariées, avait été identifiée dans la section 2.1. Les régressions logistiques effectuées pour l'ensemble des âges adultes (20 ans et plus) indiquent que cette surmortalité s'observe pour l'ensemble des groupes de causes de décès analysées, chez les hommes comme chez les femmes (voir Tableau 24). Le fait que tous les paramètres du modèle soient significatifs s'explique par l'inclusion de l'ensemble des catégories d'âge et dès lors un nombre important de décès. En se limitant aux âges actifs (20-64 ans), certains résultats perdent leur caractère significatif, mais les odds ratios restent similaires (voir Annexe 4). Ce qui est plus intéressant est l'écart dans les niveaux de risques observés par les différents états civils comparativement aux personnes mariées, écarts exprimés par les odds ratios. A ce propos, différentes observations peuvent être faites.

D'une part, excepté pour les cancers, les maladies digestives, ainsi que les maladies de l'appareil respiratoire pour les femmes, un net gradient de risque s'observe allant dans le sens d'un risque très élevé pour les personnes célibataires, intermédiaire pour celles ayant été mariées au cours de leur vie (veuves ou divorcées) et faible pour les personnes mariées.

D'autre part, les différentiels de risques varient en fonction de la cause de décès. Ils sont plutôt faibles pour les cancers, lesquels sont certes liés aux comportements individuels mais aussi à des facteurs génétiques ou à des expositions à des substances nocives. Ils sont plus élevés pour les morts violentes et troubles mentaux et du comportement, ainsi que pour les maladies infectieuses, où le risque pour une personne célibataire est multiplié par trois comparativement à une personne mariée. Ainsi, ces dernières causes de décès contribuent d'une manière plus forte aux écarts de mortalité observés selon l'état civil.

Troisièmement, la comparaison du Tableau 24 qui porte sur l'ensemble des âges adultes avec le Tableau 39 figurant en Annexe 4, qui se limite aux 20-64 ans, montre qu'en règle générale, les écarts de risques entre états civils sont plus importants lorsque seuls les âges d'activité sont considérés. En d'autres termes, en période de post-retraite, l'état civil ne joue pas un rôle aussi important sur le risque qu'en période d'activité professionnelle, un résultat qui rejoint ce qui a été observé par Franke et Kulu, (2018).

En ce qui concerne le Covid-19, les différentiels en fonction de l'état civil sont également importants, avec un accroissement du risque de l'ordre de 40% pour les personnes ex-mariées et de 80% pour celles célibataires en comparaison avec les personnes mariées. La pandémie a donc contribué aux différentiels, malgré le fait que le virus se soit propagé partout dans la population.

Ces différents résultats, qui confirment ceux d'autres études (Johnson et al., 2000), ne sont absolument pas surprenants, mais ils interrogent sur les facteurs sociaux à l'origine des écarts de mortalité en fonction de l'état civil. Deux grands groupes de facteurs interviennent sur ceux-ci. D'une part, le statut d'état civil est associé à la position socioéconomique et à la place de chacun-e dans la société, notamment en termes de contacts sociaux. Le fait d'être marié-e – ou en couple – influence la nature des relations sociales et peut agir sur la présence ou non de personnes sur qui l'on peut compter en cas de besoin (Shor et al., 2012). Le bénéfice tiré d'une relation stable est par ailleurs plus important pour un homme que pour une femme (Franke et Kulu, 2018). En ce qui concerne le niveau socioéconomique, des écarts s'observent généralement entre personnes mariées et non mariées, ces dernières présentant de plus faibles revenus, une position professionnelle en moyenne plus défavorable, et un risque accru de précarité financière (Wanner et Gerber, 2022). Ces différents éléments sont aussi associés à de nombreuses causes de décès et interviennent donc comme des possibles facteurs sur les écarts observés.

Cependant, au-delà de ces facteurs, le statut matrimonial en tant que tel joue un rôle, puisqu'il peut refléter un comportement spécifique, notamment en ce qui concerne la prise de risques (accidents, comportements à risques), les pratiques de prévention (recours aux soins en cas de symptôme) et un état de santé psychique, notamment détérioré en cas de veuvage. Ceci explique pourquoi certaines causes de décès en lien avec les comportements, comme les morts violentes, montrent des variations de risques plus importantes que des maladies chroniques tel le cancer ou les maladies de l'appareil circulatoire. Pour sa part, l'effet de sélection, selon lequel les personnes qui se marient sont en moyenne en meilleure santé, peut jouer un rôle sur une large palette de maladies chroniques réparties dans plusieurs groupes de causes de décès (cancers, troubles mentaux et comportementaux, maladies du cœur, etc.).

Tableau 24 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et l'état civil, 20 ans et plus, 2018-2022

	Maladies infectieuses			Cancers			Troubles mentaux et du comportement		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Célibataire	2.9	{2.6 - 3.3}	***	1.4	{1.3 - 1.4}	***	3.3	{3.1 - 3.5}	***
Marié	1.0			1.0			1.0		
Veuf	1.6	{1.4 - 1.8}	***	1.2	{1.2 - 1.2}	***	1.6	{1.5 - 1.7}	***
Divorcé	1.9	{1.6 - 2.1}	***	1.4	{1.4 - 1.4}	***	1.8	{1.7 - 1.9}	***
Femmes									
Célibataire	2.0	{1.7 - 2.3}	***	1.3	{1.3 - 1.3}	***	1.9	{1.8 - 2.0}	***
Mariée	1.0			1.0			1.0		
Veuve	1.5	{1.4 - 1.7}	***	1.2	{1.2 - 1.2}	***	1.4	{1.3 - 1.5}	***
Divorcée	1.5	{1.3 - 1.7}	***	1.4	{1.4 - 1.4}	***	1.6	{1.5 - 1.7}	***
	Maladies du système nerveux			Maladies circulatoires			Maladies respiratoires		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Célibataire	2.0	{1.8 - 2.1}	***	2.1	{2.1 - 2.2}	***	2.4	{2.3 - 2.6}	***
Marié	1.0			1.0			1.0		
Veuf	1.1	{1.1 - 1.2}	***	1.5	{1.5 - 1.6}	***	1.4	{1.4 - 1.5}	***
Divorcé	1.2	{1.1 - 1.3}	***	1.6	{1.5 - 1.6}	***	1.9	{1.7 - 2.0}	***
Femmes									
Célibataire	1.7	{1.6 - 1.8}	***	1.6	{1.6 - 1.7}	***	1.9	{1.7 - 2.0}	***
Mariée	1.0			1.0			1.0		
Veuve	1.2	{1.1 - 1.2}	***	1.5	{1.5 - 1.6}	***	1.6	{1.5 - 1.7}	***
Divorcée	1.2	{1.1 - 1.3}	***	1.5	{1.4 - 1.5}	***	2.1	{2.0 - 2.2}	***
	Maladies digestives			Morts violentes			Covid-19		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Célibataire	2.6	{2.4 - 2.8}	***	3.0	{2.8 - 3.1}	***	1.8	{1.7 - 1.9}	***
Marié	1.0			1.0			1.0		
Veuf	1.6	{1.5 - 1.7}	***	2.5	{2.3 - 2.7}	***	1.3	{1.2 - 1.4}	***
Divorcé	2.2	{2.1 - 2.4}	***	1.6	{1.5 - 1.7}	***	1.3	{1.2 - 1.4}	***
Femmes									
Célibataire	2.0	{1.9 - 2.2}	***	3.1	{2.9 - 3.3}	***	1.8	{1.6 - 1.9}	***
Mariée	1.0			1.0			1.0		
Veuve	1.7	{1.6 - 1.8}	***	2.1	{2.0 - 2.3}	***	1.4	{1.3 - 1.5}	***
Divorcée	1.9	{1.7 - 2.0}	***	1.6	{1.5 - 1.7}	***	1.4	{1.3 - 1.5}	***

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 20 ans et plus, l'état civil au début de la période d'observation (31 décembre 2017) et la mortalité entre 2018 et 2022 sont prises en compte. * p < 0.05
 ** p < 0.01 *** p < 0.001.

Au final, les différentiels de mortalité en fonction de l'état civil ne peuvent pas être attribués à une seule cause, l'ensemble des grandes causes de décès y contribuant.

2.2.2. Nationalité

L'analyse de la mortalité générale a montré des écarts de risques entre nationalité qui n'étaient pas constants dans le temps, et pour cette raison nous n'avons pas pu identifier des profils spécifiques, même si l'hypothèse d'un effet de sélection (notamment avec le retour des personnes présentant un risque élevé) semble être vérifié. L'analyse de la mortalité par cause de décès est dès lors susceptible de clarifier quelque peu la situation en ce qui concerne le profil de mortalité des personnes de nationalité étrangère. Par rapport aux Suisse-sse-s, celles-ci présentent un profil contrasté en fonction de la cause de décès (Tableau 25).

En ce qui concerne les maladies infectieuses qui aujourd'hui représentent une cause de décès relativement rare, un risque augmenté est observé chez les populations africaines ainsi que celles d'Amérique du Nord (femmes uniquement). Pour les populations originaires d'Afrique, cette surmortalité est observée dans de nombreux contextes et semble liée à des maladies infectieuses acquises dans le pays d'origine et importées (Khyatti et al., 2014).

Les cancers sont légèrement plus fréquents chez les populations d'Europe non communautaire ; en revanche, les ressortissant-e-s des autres nationalités – notamment les hommes et femmes d'origine nord-américaine et asiatique – sont protégé-e-s comparativement à la population suisse. La mortalité par cancer des populations migrantes dans les pays industrialisés est la source de nombreuses études, et comprendre les spécificités ethniques en matière d'incidence et de mortalité par cancers sont importantes pour le domaine de la santé publique. Une méta-analyse semble montrer que la protection pour les populations des pays non européens est due aux modes de vie et se reflète par une incidence plus faible pour certains cancers liés au comportement occidental (inactivité physique, alimentation inappropriée, etc. – Arnold et al., 2010).

D'une manière générale, les troubles mentaux et du comportement sont moins fréquents au sein des collectivités étrangères, les écarts étant notamment significatifs parmi les femmes. Pour les maladies du système nerveux, une protection s'observe pour quelques collectivités étrangères de sexe féminin alors que ces maladies sont légèrement plus fréquentes chez les hommes africains, comparativement aux Suisses. On peut également observer une augmentation du risque de maladies circulatoires – en lien avec les comportements de santé – chez les hommes et femmes d'Europe non communautaire et chez les Africaines, mais en revanche une réduction chez les ressortissant-e-s d'Europe communautaires et chez les femmes de nationalité latino-américaine. Une légère augmentation du risque de décès par maladies de l'appareil respiratoire s'observe quant à elle pour les hommes européens comparativement aux Suisses.

En ce qui concerne les maladies digestives, une protection s'observe dans plusieurs collectivités étrangères, mais un accroissement significatif du risque est observé chez les Asiatiques de sexe masculin. Les morts violentes sont moins fréquentes chez les Européen-ne-s comparativement aux personnes de nationalité suisse, et significativement plus fréquentes chez les femmes africaines. Enfin, le Covid-19 a conduit à des risques plus élevés, comparativement aux Suisse-sse-s, dans de nombreuses collectivités étrangères, notamment celles des pays européens non communautaires. Un tel résultat est probablement à mettre en relation avec l'observation d'une surmortalité chez les personnes exposées de par l'exercice de professions considérées comme essentielles, qui n'ont pas été soumises à des restrictions pendant les périodes de confinement, et par un recours tardif aux soins.

Le déficit d'espérance de vie à la naissance observé parmi les ressortissant-e-s d'Europe non communautaire s'explique donc par les maladies chroniques (cancers, maladies de l'appareil circulatoire, maladies de l'appareil respiratoire) et par le Covid-19. La relativement faible espérance de vie des Africain-e-s est à attribuer pour sa part aux maladies infectieuses, aux maladies circulatoires (femmes) et au Covid-19. Quant au niveau élevé d'espérance de vie pour les ressortissant-e-s d'Amérique et d'Asie, il est dû essentiellement à une faible mortalité par cancer.

Tableau 25 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et la nationalité, 20 ans et plus, 2018-2022

	Maladies infectieuses			Cancers			Troubles mentaux et du comportement		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Suisse	1.0			1.0			1.0		
UE/AELE/RU	1.1	{0.9 - 1.2}		1.0	{1.0 - 1.0}		0.8	{0.8 - 0.9}	***
Autre Europe	1.0	{0.7 - 1.4}		1.1	{1.0 - 1.2}	*	0.8	{0.7 - 1.1}	
Afrique	3.0	{1.6 - 5.5}	***	0.9	{0.8 - 1.1}		1.5	{0.9 - 2.5}	
Amérique du Nord	2.3	{0.6 - 9.2}		0.5	{0.3 - 0.9}	*	1.2	{0.4 - 3.3}	
Asie Océanie	1.1	{0.5 - 2.1}		0.7	{0.6 - 0.8}	***	0.7	{0.4 - 1.1}	
Amérique latine	0.6	{0.2 - 2.5}		0.8	{0.6 - 1.0}	*	1.1	{0.7 - 1.9}	
Femmes									
Suisse	1.0			1.0			1.0		
UE/AELE/RU	0.9	{0.8 - 1.1}		0.9	{0.9 - 0.9}	***	0.8	{0.7 - 0.9}	***
Autre Europe	1.1	{0.7 - 1.8}		0.9	{0.9 - 1.0}		0.6	{0.4 - 0.8}	***
Afrique	3.6	{1.5 - 8.7}	**	0.8	{0.6 - 1.0}	*	0.6	{0.2 - 1.6}	
Amérique du Nord	3.8	{1.2 - 11.9}	*	0.6	{0.4 - 0.9}	*	0.2	{0.0 - 1.6}	
Asie Océanie	1.6	{0.8 - 3.2}		0.6	{0.5 - 0.7}	**	0.4	{0.2 - 0.7}	**
Amérique latine	0.4	{0.1 - 2.9}		0.8	{0.6 - 1.0}		0.8	{0.5 - 1.4}	
	Maladies du système nerveux			Maladies circulatoires			Maladies respiratoires		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Suisse	1.0			1.0			1.0		
UE/AELE/RU	0.9	{0.8 - 1.0}	**	0.9	{0.9 - 1.0}	***	1.1	{1.1 - 1.2}	***
Autre Europe	0.9	{0.7 - 1.1}		1.1	{1.0 - 1.2}	*	1.2	{1.0 - 1.5}	*
Afrique	1.7	{1.1 - 2.7}	*	1.1	{0.8 - 1.4}		1.2	{0.8 - 2.0}	
Amérique du Nord	0.6	{0.2 - 2.5}		0.6	{0.3 - 1.1}		0.5	{0.1 - 2.0}	
Asie Océanie	0.9	{0.6 - 1.4}		1.1	{1.0 - 1.3}		1.1	{0.8 - 1.6}	
Amérique latine	0.7	{0.4 - 1.4}		0.8	{0.6 - 1.1}		1.0	{0.6 - 1.7}	
Femmes									
Suisse	1.0			1.0			1.0		
UE/AELE/RU	0.9	{0.8 - 1.0}	*	0.8	{0.8 - 0.9}	***	0.9	{0.9 - 1.0}	
Autre Europe	0.6	{0.5 - 0.8}	**	1.5	{1.4 - 1.7}	***	1.0	{0.8 - 1.3}	
Afrique	0.7	{0.3 - 1.7}		1.9	{1.3 - 2.7}	***	1.2	{0.6 - 2.4}	
Amérique du Nord	0.2	{0.0 - 1.7}		0.8	{0.4 - 1.6}		1.0	{0.4 - 2.8}	
Asie Océanie	0.6	{0.3 - 1.0}	*	1.2	{1.0 - 1.5}		1.1	{0.8 - 1.7}	
Amérique latine	1.4	{0.9 - 2.3}		0.5	{0.4 - 0.8}	**	1.3	{0.8 - 2.2}	

	Maladies digestives			Morts violentes			Covid-19		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Suisse	1.0			1.0			1.0		
UE/AELE/RU	1.0	{1.0 - 1.1}		0.7	{0.7 - 0.8}	***	1.2	{1.1 - 1.3}	***
Autre Europe	0.6	{0.5 - 0.8}	***	0.6	{0.5 - 0.7}	***	3.5	{3.1 - 3.9}	***
Afrique	1.2	{0.8 - 2.0}		1.2	{0.9 - 1.5}		2.9	{2.1 - 4.1}	***
Amérique du Nord	0.6	{0.2 - 2.5}		1.0	{0.6 - 1.9}		1.4	{0.6 - 3.6}	
Asie Océanie	1.7	{1.3 - 2.2}	***	0.9	{0.7 - 1.1}		1.5	{1.1 - 2.0}	*
Amérique latine	1.0	{0.5 - 1.7}		0.7	{0.4 - 1.0}		1.3	{0.8 - 2.1}	
Femmes									
Suisse	1.0			1.0			1.0		
UE/AELE/RU	0.9	{0.8 - 1.0}	**	0.8	{0.8 - 0.9}	***	1.2	{1.1 - 1.3}	***
Autre Europe	0.8	{0.6 - 1.0}		0.7	{0.6 - 0.9}	**	4.0	{3.5 - 4.6}	***
Afrique	1.8	{1.0 - 3.4}		1.7	{1.1 - 2.7}	*	2.4	{1.3 - 4.4}	**
Amérique du Nord	1.6	{0.7 - 3.9}		1.3	{0.7 - 2.7}		0.7	{0.2 - 2.9}	
Asie Océanie	0.8	{0.4 - 1.3}		0.7	{0.4 - 1.1}		2.6	{1.9 - 3.6}	***
Amérique latine	0.5	{0*.2 - 1.3}		0.9	{0.5 - 1.6}		1.5	{0.8 - 2.5}	

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 20 ans et plus, la nationalité au début de la période d'observation (31 décembre 2017) et la mortalité entre 2018 et 2022 sont prises en compte. * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001.

2.2.3. Niveau de formation

L'analyse des risques de décès par niveau de formation permet d'identifier les causes à l'origine de la protection des personnes de niveau tertiaire, comparativement à celles de niveau secondaire II, ainsi que celles expliquant le risque accru des personnes de niveau secondaire I (Tableau 26). Pour les premières, une protection s'observe en ce qui concerne la mortalité par cancers et par maladies circulatoires chez les hommes, des causes de décès fortement liées au comportement de vie et à la prévention. On observe par contre une surmortalité par maladies respiratoires, maladies digestives, morts violentes et Covid-19 pour les personnes de niveau tertiaire comparativement à celles de niveau secondaire II. Ces résultats sont difficilement explicables compte tenu de la littérature existante. Chez les femmes, la protection des personnes de niveau tertiaire face à la mort s'explique principalement par un faible niveau de décès par maladies de l'appareil circulatoire. Il n'y a pas de causes de décès pour lesquelles nous observons une augmentation du risque chez ces femmes, comparativement aux femmes d'un niveau de formation secondaire II.

En ce qui concerne les personnes du secondaire I, le risque de mortalité est accru chez les hommes, comparativement au secondaire II, pour les maladies circulatoires, les maladies respiratoires et le Covid-19. Chez les femmes, l'accroissement du risque s'observe pour les causes suivantes : maladies infectieuses, cancers, troubles mentaux et maladies du comportement, maladies circulatoires, maladies digestives et Covid-19. Ainsi, de nombreuses causes contribuent aux écarts entre niveaux de formation : cependant, il semble qu'une partie essentielle de ces écarts soit imputable aux deux principaux groupes de maladies chroniques : les cancers et les maladies de l'appareil circulatoire.

Tableau 26 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le niveau de formation, 25 ans et plus, 2018-2022

	Maladies infectieuses			Cancers			Troubles mentaux et du comportement		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Secondaire I	1.6	{1.0 - 2.5}		1.1	{1.0 - 1.2}		1.2	{0.9 - 1.6}	
Secondaire II	1.0			1.0			1.0		
Tertiaire	0.7	{0.4 - 1.1}		0.7	{0.7 - 0.8}	***	0.9	{0.7 - 1.2}	
Femmes									
Secondaire I	1.8	{1.1 - 3.1}	*	1.1	{1.0 - 1.2}	*	1.3	{1.0 - 1.6}	*
Secondaire II	1.0			1.0			1.0		
Tertiaire	1.0	{0.4 - 2.6}		0.9	{0.8 - 1.0}		0.8	{0.5 - 1.2}	
	Maladies du système nerveux			Maladies circulatoires			Maladies respiratoires		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Secondaire I	1.0	{0.8 - 1.4}		1.3	{1.1 - 1.4}	***	1.8	{1.4 - 2.2}	***
Secondaire II	1.0			1.0			1.0		
Tertiaire	1.0	{0.8 - 1.3}		0.8	{0.7 - 0.8}	***	1.9	{1.7 - 2.0}	***
Femmes									
Secondaire I	0.8	{0.6 - 1.1}		1.2	{1.1 - 1.3}	***	1.1	{0.9 - 1.4}	
Secondaire II	1.0			1.0			1.0		
Tertiaire	0.9	{0.6 - 1.4}		0.7	{0.6 - 0.8}	***	0.9	{0.6 - 1.3}	
	Maladies digestives			Morts violentes			Covid-19		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Secondaire I	1.1	{0.8 - 1.5}		1.0	{0.8 - 1.3}		1.5	{1.2 - 1.8}	***
Secondaire II	1.0			1.0			1.0		
Tertiaire	2.2	{2.1 - 2.4}	***	1.6	{1.5 - 1.7}	***	1.3	{1.2 - 1.4}	***
Femmes									
Secondaire I	1.5	{1.2 - 2.0}	**	1.1	{0.8 - 1.4}		1.9	{1.5 - 2.5}	***
Secondaire II	1.0			1.0			1.0		
Tertiaire	0.7	{0.4 - 1.2}		1.3	{0.9 - 1.8}		0.7	{0.4 - 1.1}	

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 25 ans et plus, le niveau de formation le plus élevé achevé au début de la période d'observation (31 décembre 2017) et la mortalité entre 2018 et 2022 sont prises en compte. Les données sur le niveau de formation sont issues du relevé structurel (données non pondérées). * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001.

2.2.4. Type d'activité

Comme il a été mentionné précédemment, très peu de différences ne s'observent concernant le risque de mortalité en fonction du type d'activité (indépendante, salariée ou mixte) des personnes âgées de 20 à 64 ans (Tableau 27). Seules les personnes présentant une activité mixte sont légèrement protégées, lorsque l'on considère l'ensemble des causes de décès. L'absence d'écart important ne veut cependant pas dire que le schéma de mortalité par cause de décès soit identique pour chaque groupe.

Ainsi, chez les hommes, la légère protection des personnes à la fois salariées et indépendantes provient d'un risque diminué pour les cancers, les troubles mentaux et du comportement, ainsi que les maladies respiratoires et digestives. Les hommes présentant une activité indépendante ou mixte sont également moins concernés par les décès par Covid-19, comparativement aux hommes ayant une activité salariée. Par contre, les morts violentes y sont plus fréquentes parmi ces personnes. Les indépendants se caractérisent pour leur part par une surmortalité par maladies circulatoires, comparativement aux personnes salariées. Pour les femmes, peu d'écarts s'observent entre les différents types d'activités, avec cependant une fréquence plus faible des maladies circulatoires en cas d'activité mixte et plus élevée de cancers en cas d'activité indépendante uniquement.

Tableau 27 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le type d'activité pratiquée, 25 à 64 ans, 2018-2022

	Maladies infectieuses			Cancers			Troubles mentaux et du comportement		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Salarié	1.0			1.0			1.0		
Indépendant	1.3	{0.8 - 2.0}		1.0	{0.9 - 1.1}		0.9	{0.6 - 1.2}	
Mixte	1.1	{0.6 - 1.9}		0.8	{0.7 - 0.9}	***	0.5	{0.3 - 0.9}	*
Femmes									
Salariée	1.0			1.0			1.0		
Indépendante	1.1	{0.4 - 2.9}		1.1	{1.0 - 1.3}	*	0.9	{0.4 - 1.7}	
Mixte	1.6	{0.6 - 4.3}		1.0	{0.9 - 1.2}		0.4	{0.1 - 1.3}	
	Maladies du système nerveux			Maladies circulatoires			Maladies respiratoires		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Salarié	1.0			1.0			1.0		
Indépendant	1.0	{0.8 - 1.4}		1.2	{1.0 - 1.3}	**	1.3	{1.0 - 1.6}	*
Mixte	0.7	{0.4 - 1.1}		0.9	{0.8 - 1.0}		0.6	{0.4 - 0.9}	*
Femmes									
Salariée	1.0			1.0			1.0		
Indépendante	1.2	{0.8 - 1.8}		1.0	{0.7 - 1.3}		1.1	{0.7 - 1.7}	
Mixte	0.3	{0.1 - 0.9}	*	0.6	{0.4 - 1.0}	*	0.8	{0.4 - 1.6}	
	Maladies digestives			Morts violentes			Covid-19		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Salarié	1.0			1.0			1.0		
Indépendant	0.8	{0.6 - 1.0}	*	1.4	{1.2 - 1.6}	***	0.9	{0.7 - 1.2}	***
Mixte	0.6	{0.4 - 0.9}	**	1.3	{1.1 - 1.5}	**	0.8	{0.5 - 1.2}	***
Femmes									
Salariée	1.0			1.0			1.0		
Indépendante	1.0	{0.7 - 1.6}		1.1	{0.8 - 1.5}		1.2	{0.7 - 2.0}	
Mixte	0.9	{0.5 - 1.6}		1.0	{0.7 - 1.4}		1.0	{0.5 - 2.1}	

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 20 ans à 64 ans sont prises en compte, le statut professionnel est estimé cinq ans avant le début de la période d'observation, soit en 2012, et la mortalité entre 2018 et 2022 est prise en compte. * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001.

En termes de valeurs des odds ratios, ceux-ci ne s'écartent pas beaucoup de l'unité pour les principales causes de décès : en d'autres termes, si certains résultats sont significatifs, cela s'explique principalement par le fait que le nombre de personnes considérées est important. La seule exception fait référence aux morts violentes, avec des odds ratios compris entre 1,3 et 1,4 pour les personnes indépendantes ou d'activité mixte. Pour les autres causes de décès, nous pouvons difficilement conclure sur des schémas de mortalité spécifiques en fonction du type d'activité pratiquée.

2.2.5. Profession apprise

Le faible nombre de décès observés pour les personnes pour lesquelles nous connaissons la profession apprise, malgré la prise en considération d'une période quinquennale d'observations, nécessite de regrouper les différentes professions en trois groupes : 1) Directeurs, cadres, prof. intellectuelles et intermédiaires (professions élevées), 2) Employés, personnels de services, commerçants (professions intermédiaires) et 3) Professions d'exécution et élémentaires (professions élémentaires). A partir de cette classification, il est possible d'attribuer la surmortalité des professions intermédiaires et élémentaires aux cancers, aux maladies de l'appareil circulatoire et aux maladies de l'appareil digestif chez les hommes (Tableau 28). Les décès par maladies de l'appareil digestif sont deux fois plus fréquents dans le groupe des employés, personnels de service et commerçants et dans celui des professions d'exécution et élémentaires, comparativement au groupe des professions directrices. La principale cause de décès parmi les maladies de l'appareil digestif est constituée des cirrhoses alcooliques (CIM10 K703), laquelle précède les hémorragies gastro-intestinales sans autre précision (CIM10 K922). Cependant, durant l'ensemble de la période 2011-2022, les cirrhoses alcooliques ne représentent que 18% des décès observés dans le groupe des maladies de l'appareil digestif. Même si cette cause pourrait jouer un rôle, il serait donc abusif d'imputer exclusivement les différentiels de mortalité entre groupes professionnels à des comportements de consommation d'alcool.

Pour les femmes, des risques accrus de mortalité s'observent parmi celles ayant une profession d'exécution ou élémentaire pour les troubles mentaux et du comportement, les maladies circulatoires, et surtout le Covid-19. L'exposition au risque pendant la pandémie, pour certaines femmes ayant une profession élevée, a potentiellement été plus importante. Ce groupe se caractérise aussi par un niveau de formation moyen ou bas, ce qui peut agir sur la prévention des risques et le recours aux soins. Pour les femmes de profession intermédiaire, une augmentation significative du risque de mortalité par cancers est observée, alors que le risque par maladies du système nerveux est significativement diminué.

Tableau 28 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le type de profession apprise, 25 ans et plus, 2018-2022

	Maladies infectieuses			Cancers			Troubles mentaux et du comportement		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Professions élevées	1.0			1.0			1.0		
Profession intermédiaires	1.8	{0.9 - 3.6}		1.2	{1.1 - 1.5}	*	1.3	{0.9 - 2.1}	
Professions d'exécution et élémentaires	1.5	{0.8 - 2.6}		1.4	{1.2 - 1.6}	**	1.3	{0.9 - 1.8}	
Femmes									
Professions élevées	1.0			1.0			1.0		
Profession intermédiaires	1.3	{0.5 - 3.2}		1.2	{1.0 - 1.4}	*	1.1	{0.8 - 1.6}	
Professions d'exécution et élémentaires	2.2	{0.8 - 5.9}		1.2	{0.9 - 1.4}		1.7	{1.1 - 2.5}	*
	Maladies du système nerveux			Maladies circulatoires			Maladies respiratoires		
	OR	IC 95%	P	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Professions élevées	1.0			1.0			1.0		
Profession intermédiaires	1.0	{0.7 - 1.6}		1.6	{1.3 - 1.9}	***	1.2	{0.8 - 1.8}	
Professions d'exécution et élémentaires	0.9	{0.7 - 1.3}		1.5	{1.3 - 1.7}	***	1.2	{0.9 - 1.6}	
Femmes									
Professions élevées	1.0			1.0			1.0		
Profession intermédiaires	0.6	{0.4 - 0.9}	*	1.1	{0.9 - 1.3}		0.9	{0.6 - 1.4}	
Professions d'exécution et élémentaires	1.0	{0.6 - 1.6}		1.3	{1.0 - 1.6}	*	1.4	{0.9 - 2.3}	
	Maladies digestives			Morts violentes			Covid-19		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Professions élevées	1.0			1.0			1.0		
Profession intermédiaires	2.0	{1.3 - 3.3}	***	1.1	{0.7 - 1.7}		1.0	{0.7 - 1.4}	
Professions d'exécution et élémentaires	2.1	{1.4 - 3.1}	***	1.3	{1.0 - 1.8}	*	1.3	{1.0 - 1.7}	
Femmes									
Professions élevées	1.0			1.0			1.0		
Profession intermédiaires	1.4	{0.9 - 2.3}		1.0	{0.6 - 1.4}		1.1	{0.7 - 1.6}	
Professions d'exécution et élémentaires	1.6	{0.9 - 2.8}		1.0	{0.6 - 1.8}		2.1	{1.3 - 3.3}	***

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 20 ans et plus sont prises en compte, la profession apprise est estimée cinq ans avant le début de la période d'observation, soit en 2012, et la mortalité entre 2018 et 2022 est prise en compte. * p <0.05 ** p <0.01 *** p <0.001. Professions élevées = directeurs, cadres, professions intellectuelles et intermédiaires. Professions intermédiaires = employés, personnels de services, commerçants.

2.2.6. Revenu professionnel

Important marqueur du risque de mortalité toutes causes, le niveau du revenu professionnel est associé à l'ensemble des groupes de décès, à des degrés divers (Tableau 29). Les hommes et femmes sans revenu professionnel se caractérisent surtout par une très forte augmentation du risque de

mortalité par troubles mentaux et du comportement, par maladies infectieuses, et par maladies respiratoires.

Tableau 29 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le niveau du revenu, 25 à 64 ans, 2018-2022

	Maladies infectieuses			Cancers			Troubles mentaux et du comportement		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Sans revenu	6.6	{4.8 - 9.0}	***	1.7	{1.6 - 1.8}	***	5.7	{4.7 - 6.8}	***
< q1	3.0	{2.1 - 4.5}	***	1.6	{1.5 - 1.7}	***	3.9	{3.2 - 4.9}	***
q1 - médiane	2.0	{1.4 - 3.0}	***	1.2	{1.1 - 1.2}	***	1.7	{1.4 - 2.2}	***
médiane - q3	1.0			1.0			1.0		
q3 - p90	0.9	{0.6 - 1.3}		0.7	{0.7 - 0.8}	***	0.5	{0.4 - 0.6}	***
>= 90	0.4	{0.2 - 0.7}	***	0.6	{0.5 - 0.6}	***	0.2	{0.1 - 0.3}	***
Femmes									
Sans revenu	10.2	{4.7 - 22.0}	***	1.5	{1.4 - 1.6}	***	5.8	{4.0 - 8.3}	***
< q1	3.7	{1.7 - 8.4}	**	1.2	{1.1 - 1.3}	***	2.3	{1.5 - 3.4}	***
q1 - médiane	2.4	{1.0 - 5.5}	*	1.1	{1.0 - 1.1}	*	1.1	{0.7 - 1.7}	
médiane - q3	1.0			1.0			1.0		
q3 - p90	0.8	{0.2 - 3.1}		0.9	{0.8 - 1.0}	*	0.6	{0.3 - 1.2}	
>= 90	2.5	{0.7 - 8.7}		0.8	{0.7 - 0.9}	**	0.4	{0.1 - 1.4}	
	Maladies du système nerveux			Maladies circulatoires			Maladies respiratoires		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Sans revenu	5.6	{4.6 - 6.8}	***	2.0	{1.8 - 2.1}	***	5.5	{4.6 - 6.6}	***
< q1	3.0	{2.3 - 3.7}	***	1.8	{1.6 - 2.0}	***	4.0	{3.3 - 5.0}	***
q1 - médiane	1.2	{0.9 - 1.6}		1.3	{1.1 - 1.4}	***	1.6	{1.3 - 2.0}	***
médiane - q3	1.0			1.0			1.0		
q3 - p90	0.8	{0.6 - 1.0}		0.7	{0.6 - 0.7}	***	0.5	{0.4 - 0.6}	***
>= 90	0.7	{0.6 - 1.0}	*	0.5	{0.4 - 0.5}	***	0.3	{0.2 - 0.4}	***
Femmes									
Sans revenu	5.9	{4.5 - 7.8}	***	2.8	{2.4 - 3.3}	***	5.6	{4.2 - 7.6}	***
< q1	1.8	{1.3 - 2.4}	***	1.4	{1.1 - 1.6}	***	2.0	{1.5 - 2.8}	***
q1 - médiane	1.1	{0.8 - 1.5}		1.1	{0.9 - 1.3}		1.2	{0.8 - 1.7}	
médiane - q3	1.0			1.0			1.0		
q3 - p90	0.8	{0.5 - 1.2}		0.9	{0.7 - 1.1}		0.7	{0.4 - 1.2}	
>= 90	1.0	{0.6 - 1.9}		0.5	{0.3 - 0.7}	***	0.6	{0.3 - 1.4}	

	Maladies digestives			Morts violentes			Covid-19		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Sans revenu	3.9	{3.4 - 4.5}	***	2.0	{1.8 - 2.2}	***	2.7	{2.3 - 3.3}	***
< q1	2.7	{2.3 - 3.2}	***	1.7	{1.5 - 1.9}	***	1.7	{1.4 - 2.2}	***
q1 - médiane	1.6	{1.3 - 1.9}	***	1.3	{1.2 - 1.4}	***	1.1	{0.9 - 1.4}	
médiane - q3	1.0			1.0			1.0		
q3 - p90	0.6	{0.5 - 0.7}	***	0.8	{0.7 - 0.8}	***	0.6	{0.5 - 0.8}	***
>= 90	0.3	{0.2 - 0.4}	***	0.5	{0.5 - 0.6}	***	0.3	{0.2 - 0.3}	***
Femmes									
Sans revenu	4.4	{3.4 - 5.7}	***	2.1	{1.8 - 2.5}	***	6.5	{4.4 - 9.8}	***
< q1	1.9	{1.4 - 2.5}	***	1.3	{1.1 - 1.6}	***	2.8	{1.8 - 4.3}	***
q1 - médiane	1.1	{0.8 - 1.5}		1.0	{0.9 - 1.2}		1.5	{0.9 - 2.3}	
médiane - q3	1.0			1.0			1.0		
q3 - p90	0.7	{0.5 - 1.2}		0.8	{0.6 - 1.0}	*	1.2	{0.7 - 2.2}	
>= 90	0.5	{0.3 - 1.1}		0.6	{0.4 - 1.0}	*	0.2	{0.0 - 1.2}	

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 25 à 64 ans sont prises en compte, le statut professionnel est estimé cinq ans avant le début de la période d'observation, soit en 2012, et la mortalité entre 2018 et 2022 est prise en compte. * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001.

Pour ces maladies, le risque de décès est multiplié par plus de cinq comparativement aux personnes présentant un revenu dans la médiane supérieure. Les personnes présentant un faible revenu professionnel (inférieur au premier quartile) présentent également un fort niveau de mortalité pour ces trois groupes (risque multiplié par trois), ainsi que pour les maladies du système nerveux et les maladies digestives. En revanche, pour les deux principaux groupes de causes (cancers et maladies cardiovasculaire), l'augmentation du risque est plus modérée (+60% et 80% chez les hommes, +20% et +40% chez les femmes). Elle est encore plus limitée (+30%) pour les morts violentes.

Comparativement aux personnes de la catégorie de référence (revenu médian supérieur), celles présentant un revenu élevé (supérieur au 9^e décile) présentent une très faible mortalité pour l'ensemble des groupes de causes de décès. Ainsi, la baisse de la mortalité pour les hauts revenus, comparativement aux revenus médians, est générale dans le sens où elle ne se réfère pas à une seule cause de décès, mais concerne l'ensemble des grands groupes de causes.

2.2.7. Le cas de la mortalité évitable et que l'on peut prévenir

La littérature internationale utilise depuis quelques années un regroupement de causes de décès ayant lien avec la santé publique et plus spécifiquement les interventions de santé sur les individus. Il s'agit d'une part des décès dits évitables, d'autre part des décès que l'on peut prévenir (en anglais « preventable »). Pour l'ONS (2012, page 3), « un décès est susceptible d'être évité si, à la lumière des connaissances médicales et de la technologie au moment du décès, tous ou la plupart des décès dus à cette cause (sous réserve, le cas échéant, de limites d'âge) pourraient être évités grâce à des **soins de santé de bonne qualité**²¹. ». Toujours selon l'ONS (2012, page 3), « un décès peut être prévenu si, à la lumière de la compréhension des déterminants de la santé au moment du décès, la totalité ou la plupart des décès dus à cette cause (sous réserve des limites d'âge, le cas échéant) pourraient être évités par des **interventions de santé publique** au sens le plus large ²²».

²¹ Traduction par nos soins.

²² Traduction par nos soins.

L'OCDE (2018) dresse une liste des causes de décès considérées comme évitables ou que l'on peut prévenir. Pour la plupart de ces causes, la condition au caractère évitable est qu'elles surviennent avant l'âge de 75 ans. Pour les deux classifications, les principales causes de décès incluses sont les décès par tumeurs du sein, par infarctus aigu du myocarde, par cardiopathies ischémiques, par tumeur du colon et par tumeur du rectum. Ce sont des causes de décès plutôt fréquentes.

Les différences entre les deux listes font référence d'une part à des causes de décès qui pourraient être évitées sans politiques de prévention de la santé mais par des interventions ciblées auprès des personnes concernées (par ex. cancer de la vessie, hypertension artérielle primaire, asthme, ulcère gastrique, etc.). D'autre part, la liste des décès que l'on peut prévenir comprend aussi des causes de décès en lien avec la santé publique (accidents de la circulation, suicides, consommation de drogues, maladies en lien avec la consommation d'alcool), pour lesquelles il n'est pas considéré que l'on puisse intervenir directement à l'échelle des individus.

Les régressions logistiques sont appliquées avec comme variables indépendantes l'état civil ou la nationalité. Ce sont deux variables disponibles pour l'ensemble de la population adulte résidant en Suisse. Les modèles de régression logistique contrôlent l'âge uniquement, comme cela a été le cas précédemment. Les résultats obtenus montrent relativement peu d'écarts en termes de odds ratios en fonction des différentes nationalités ou états civils. Bien sûr, la majorité des résultats sont significatifs, mais cela vient du fait que le nombre de décès est important.

En ce qui concerne l'état civil, comparativement aux personnes mariées, celles célibataires ou veuves présentent un moindre risque de décès par les maladies évitables ou que l'on peut prévenir, tandis que les personnes divorcées présentent un risque légèrement augmenté (excepté pour les maladies évitables chez les femmes). Les faibles risques pour les célibataires s'expliquent par le fait qu'ils sont concernés en premier lieu par des maladies associées à un comportement à risque, qui dans la typologie utilisée ne sont pas considérées comme évitables par des interventions médicales ou par la santé publique. Les personnes mariées décédant avant 75 ans sont pour leur part souvent concernées par des cardiopathies ischémiques ou infarctus, ainsi que par certains types de cancers.

En ce qui concerne la nationalité, une protection des personnes de nationalité étrangère s'observe par rapport à ces deux regroupements de causes, excepté pour celles originaires de l'Europe non communautaire. Elle n'est pas toujours significative. La relative protection des étrangers et étrangères s'explique par le fait que certaines de ces maladies sont invalidantes (maladies congénitales, maladies du cœur, cancers par exemple), et dès lors freinent la migration ou conduisent à un retour au pays.

En conclusion, cette analyse ne permet pas d'identifier des groupes qui bénéficieraient de soins de moins bonne qualité ou qui ne seraient pas atteints par certaines mesures de santé publique. Il semble donc que les écarts de mortalité entre groupes mis en évidence précédemment ne dépendent pas d'une prise en charge différente par le domaine de la santé publique, mais plutôt d'autres facteurs d'exposition (en lien avec les comportements, la prise de risques, les habitudes de santé, etc.) qui interviennent sur le risque individuel.

Tableau 30 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par causes dites évitables et causes dites prévenables, selon le sexe et l'état civil respectivement la nationalité, 20 ans et plus, 2018-2022

	Maladies évitables			Maladies que l'on peut prévenir		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes						
Célibataire	0.8	{0.7 - 0.8}	***	0.8	{0.8 - 0.9}	***
Marié	1.0			1.0		
Veuf	0.4	{0.3 - 0.4}	***	0.9	{0.9 - 0.9}	***
Divorcé	1.3	{1.3 - 1.4}	***	1.3	{1.3 - 1.4}	***
Femmes						
Célibataire	0.6	{0.5 - 0.6}	***	0.8	{0.7 - 0.8}	***
Mariée	1.0			1.0		
Veuve	0.4	{0.4 - 0.4}	***	0.9	{0.8 - 0.9}	***
Divorcée	1.0	{0.9 - 1.0}		1.2	{1.1 - 1.2}	***
	Maladies évitables			Maladies que l'on peut prévenir		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes						
Suisse	1.0			1.0		
UE/AELE/RU	0.9	{0.9 - 1.0}	**	0.9	{0.8 - 0.9}	***
Autre Europe	1.1	{1.0 - 1.3}		1.0	{0.9 - 1.1}	
Afrique	0.5	{0.4 - 0.6}	***	0.5	{0.4 - 0.6}	***
Amérique du Nord	0.5	{0.2 - 1.2}		0.5	{0.3 - 1.1}	
Asie Océanie	1.1	{0.8 - 1.3}		0.8	{0.7 - 1.0}	*
Amérique latine	0.8	{0.5 - 1.2}		0.6	{0.4 - 0.9}	**
Femmes						
Suisse						
UE/AELE/RU	0.9	{0.8 - 1.0}	**	0.8	{0.8 - 0.9}	***
Autre Europe	1.1	{0.9 - 1.3}		0.8	{0.7 - 0.9}	***
Afrique	0.4	{0.3 - 0.6}	*	0.3	{0.2 - 0.4}	***
Amérique du Nord	0.3	{0.2 - 0.6}	**	0.6	{0.4 - 1.1}	
Asie Océanie	0.5	{0.4 - 0.7}	**	0.4	{0.3 - 0.5}	***
Amérique latine	0.5	{0.3 - 0.8}	**	0.7	{0.5 - 1.1}	

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 20 ans et plus sont prises en compte. * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001.

2.3. Conclusions intermédiaires

Les principaux enseignements, au terme des deux premiers axes d'analyses, sont détaillés dans les lignes suivantes. Nous commençons par une limite importante qui est apparue, avant d'évoquer des résultats spécifiques.

Les limites des données statistiques actuelles

L'analyse de la mortalité différentielle, notamment en ce qui concerne la profession ou le niveau de formation, a débuté en Suisse dans les années 1980, à une période où les moyens informatiques modernes ont autorisé l'appariement de différentes sources statistiques. Notamment, les premiers travaux ont reposé sur l'appariement entre des données des recensements fédéraux avec la

statistique de la mortalité. Cet appariement était effectué sur des bases probabilistes, faute de numéro d'identification. Le Rapport 2012 se fonde sur ce type de données.

L'introduction du nouveau numéro AVS en 2010 permet désormais d'améliorer la qualité des appariements. En contrepartie, la suppression du recensement fédéral a fortement affaibli la capacité d'analyse des différentiels de mortalité. Concrètement, les variables socioprofessionnelles ne sont plus recueillies de manière exhaustive, ce qui affaiblit la portée des résultats. En outre, ce rapport a permis de montrer plusieurs biais connus liés à la participation au relevé structurel, l'enquête annuelle qui fournit les informations socioprofessionnelles. Les résultats prouvent que cette participation est fortement dépendante de l'état de santé des individus, ce qui nécessite de prendre différentes précautions afin d'éviter des résultats biaisés. Notamment, nous avons dû nous restreindre à utiliser uniquement les informations d'un seul relevé structurel annuel, pour éviter de nous retrouver avec un échantillon sélectionné en fonction de sa survie.

En outre, la suppression du recensement fédéral a conduit à l'impossibilité de connaître les différents types de ménages en Suisse. Les efforts de l'OFS ont permis de disposer, dès 2015, de quelques informations reposant sur la statistique STATPOP et celle de l'état civil. Il apparaît cependant que la difficulté de classer certains ménages réduit fortement l'intérêt d'une analyse du risque de mortalité par type de ménage.

Nonobstant ces limites, les données présentent certains intérêts : c'est le cas notamment de la disponibilité d'informations portant sur le revenu professionnel, qui permet d'analyser d'une manière extrêmement fiable l'association entre cette variable et le niveau de mortalité. La disponibilité de données sur une longue période autorise en outre la mesure du risque en lien avec certaines transitions de vie, ce qui est également un élément très intéressant.

L'état civil, le niveau de formation et le revenu professionnel sont associés aux différentiels de mortalité

Les différentiels devant la mort s'observent pour la plupart des variables démographiques et socioéconomiques. Trois variables en particulier montrent des résultats significatifs : d'une part, l'état civil est fortement associé à la mortalité, avec un rôle protecteur du mariage et probablement aussi un effet de sélection. Il reste à savoir dans quelle mesure cette situation, actuellement observée sur des personnes qui décèdent la plupart du temps après 70 ans (c'est-à-dire nées avant 1950) perdurera parmi les générations plus jeunes, qui se caractérisent par un certain rejet du mariage comme passage obligé pour vivre en couple.

D'autre part, le niveau de formation est également associé à la mortalité, avec une forte protection pour les personnes d'un niveau de formation tertiaire. Ce résultat s'explique certainement par différents facteurs – conditions de vie plutôt favorables, meilleure réactivité en cas de maladie, comportements alimentaires et de tabac probablement plus sains, plus grande réceptivité aux messages préventifs. Il est impossible, à partir des données disponibles, d'estimer le rôle respectif de ces différents groupes de facteurs. Cependant, comprendre les mécanismes menant aux différences de mortalité et à leur maintien au cours du temps paraît important, afin de lutter efficacement contre ces différences.

Enfin, le revenu professionnel est aussi très fortement lié au risque de mortalité avant l'âge de la retraite, probablement parce que cette variable est liée à la formation achevée, tout en traduisant une certaine stabilité professionnelle. Il s'agit ici d'une association statistique entre un contexte dans lequel la personne vit et la mortalité : le revenu professionnel en lui-même est surtout le reflet d'un contexte de vie favorable à une réduction de la mortalité, plus qu'un facteur de cette réduction.

Des différences qui se poursuivent dans le temps

Lorsqu'il est possible de comparer les résultats publiés dans le Rapport 2012 – résultats qui portent sur la période entre 1990 et 2005 – et ceux calculés dans le cadre de cette étude, un constat clair apparaît : les différentiels de mortalité observés restent similaires. Bien que les risques de mortalité aient diminué, cette diminution a concerné l'ensemble des groupes sociaux ou des états civils, de manière à ce que les rapports de risques entre les groupes demeurent proches quelle que soit la période. Cette conclusion rejoint celle d'études internationales et n'est donc pas spécifique à la Suisse. Malgré les efforts de la médecine préventive, les écarts de risques restent réels, et augmentent même dans certains contextes, par exemple en période de pandémie.

Des différences entre hommes et femmes dans les profils de mortalité différentiels

Parmi les différences observées en fonction du sexe, nous pouvons noter le fait que la profession apprise ou exercée ne joue qu'un rôle marginal sur le risque de mortalité des femmes, alors que c'est un indicateur du risque chez les hommes. Pour les femmes disposant d'un revenu professionnel, les différences en termes de risque de mortalité sont relativement faibles, comparativement à celles observées chez les hommes. Le fait que de telles variables sont de plus faibles marqueurs de risque chez les femmes s'explique par deux raisons : d'une part, la division des tâches familiales et professionnelles entre hommes et femmes reste très marquée dans les groupes à risque de décès, avec une tendance toujours nette à une réduction de l'activité professionnelle et donc du revenu individuel en présence d'enfants ; d'autre part, le marché du travail semble moins exposer les femmes que les hommes à des conséquences négatives sur la santé, conséquences pouvant conduire au décès prématuré : en d'autres termes, il est probable qu'une activité professionnelle faiblement qualifiée chez la femme n'a en moyenne pas la même nature létale que chez l'homme (chez qui l'exposition à des substances dangereuses, par exemple les poussières de chantiers, etc. est plus fréquente).

Le rôle ambigu des causes de décès

L'analyse par causes de décès réalisée ici est relativement simple et compte tenu du nombre de décès, l'approche reste limitée à de grands groupes de causes. D'une manière générale, cette analyse conduit à l'observation selon laquelle l'ensemble des causes de décès est susceptible de contribuer aux écarts de mortalité générale entre groupes. Lorsque le revenu est pris en compte, le gradient de risque est très marqué pour l'ensemble des causes de décès, qui donc contribuent communément aux différentiels de mortalité. Un résultat différent est observé pour l'analyse de la mortalité différentielle en fonction du niveau de formation, avec plusieurs causes de décès qui concernent plus souvent les personnes hautement qualifiées, comparativement à celles de niveau de qualification intermédiaire.

Finalement, la question centrale dans l'analyse de la mortalité différentielle est de savoir si les écarts observés sont dus à des facteurs évitables (par exemple par une diminution de l'exposition aux risques professionnels à travers des outils de prévention des risques) ou à des facteurs individuels ou comportementaux, sur lesquels les moyens d'action sont plus limités. Quant à une inégalité devant la prise en charge, l'analyse des risques de décès dits évitables ne permet pas de la vérifier.

Compte tenu des limites des données relevées précédemment et de la complexité du domaine, il n'est pas possible de formuler ici des propositions de politiques sanitaires permettant de réduire les risques entre Suisse-sse-s et étranger-e-s, entre les personnes de formation secondaire I et celles de formation tertiaire, ou en fonction du niveau de revenu. Cependant, la persistance d'un niveau élevé

de différentiels de mortalité pour plusieurs variables démographiques et socioprofessionnelles suggère qu'il est nécessaire d'accentuer les efforts visant à réduire la mortalité différentielle.

3. Le rôle des différentiels de mortalité sur l'équité en termes de durées d'activité et de retraite

L'existence de différentiels de mortalité interroge sur la durée de retraite des différents groupes formant la société, dans un système où l'âge de référence est égal à 65 ans pour les hommes et sera progressivement relevé à 65 ans pour les femmes²³. Cette partie du rapport s'intéresse au rapport, inégal en fonction du statut socioprofessionnel entre années d'activité et années de retraite. Dans une première étape, le nombre d'années d'activité professionnelle jusqu'à l'âge de référence est estimé. A cette fin, l'âge au début de l'activité professionnelle est calculé selon différentes approches, tandis que dans une deuxième étape, le rapport chiffré entre années d'activité et de retraite est commenté.

Dans ce chapitre, nous estimons l'âge à l'entrée sur le marché du travail en fonction du niveau de formation achevé, qui est une des rares variables à partir de laquelle il est possible d'estimer des espérances de vie à 25 ou 65 ans. Le niveau de formation est également étroitement associé à l'âge d'entrée sur le marché du travail, et représente pour cette raison une variable intéressante à analyser.

Il convient de noter, en introduction à cette partie, que l'approche adoptée est théorique et simplifiée à son maximum. L'objectif n'est pas de recommander une flexibilité de l'âge de référence, mais d'identifier, à partir des données disponibles et en tenant compte de différentes hypothèses, dans quelle mesure il faudrait flexibiliser cet âge pour atteindre une situation égale (en termes d'années d'activité et de retraite) entre les différents niveaux de formation.

3.1. Estimation de l'âge au début de l'activité professionnelle

Il n'existe pas de registre en Suisse permettant de connaître précisément l'âge à l'entrée dans la vie active. L'approche qui nous a paru la plus pertinente est d'utiliser les comptes individuels (CI) de la CdC/de l'OFAS appariés avec le relevé structurel (lequel informe sur le niveau de formation) et de considérer rétrospectivement l'évolution du revenu des différents niveaux de formation. Les données des comptes individuels ne sont disponibles qu'à partir de 1982 sous une forme électronique, et pour cette raison une estimation de l'âge d'entrée à la vie active – définie par l'obtention d'un revenu professionnel – ne peut être effectuée que pour les générations atteignant les âges adultes en 1982 et après (c'est-à-dire générations 1965 – âgées de 17 ans en 1982 – et suivantes).

L'âge médian d'entrée sur le marché du travail, c'est-à-dire l'âge auquel la moitié au moins des membres d'un groupe (défini par la profession ou le niveau de formation) exerce une activité professionnelle, est l'un des indicateurs utilisés ici. Une distinction doit être faite entre hommes et femmes, la situation professionnelle de ces dernières au cours des premières années après la fin de la formation professionnelle pouvant être influencée par des événements en lien avec la fondation ou l'agrandissement de la famille.

L'entrée dans la vie active est un concept flou, dans la mesure où le passage du système de formation au marché du travail peut prendre des formes variées (par exemple en cas d'activité professionnelle pendant les études), tandis que les premières expériences professionnelles peuvent ne pas être rémunérées (stages) ou l'être partiellement (apprentissage). Dans cette étude, nous

²³ Avec la réforme sur la stabilisation de l'AVS (AVS 21), en vigueur depuis le 1er janvier 2024, l'âge de référence est fixé à 65 ans pour les femmes comme pour les hommes. Ça implique une hausse de l'âge de référence des femmes de 64 à 65 ans. Cette augmentation se fait à partir de 2025 par étapes et concerne les femmes nées après 1960.

nous intéressons à une intégration complète dans le marché du travail (en d'autres termes une activité principale) sans tenir compte des activités accessoires, par exemple effectuées pendant les études. Cependant, en l'absence d'informations dans les CI sur le nombre hebdomadaire d'heures d'activités et sur la manière dont l'entrée dans l'activité professionnelle se déroule, nous sommes contraints d'estimer l'entrée dans une activité professionnelle principale en tenant compte de la variable « revenu soumis à cotisations » qui figure dans les CI (ci-dessous revenu professionnel).

La rémunération liée à une activité professionnelle dépend de nombreux paramètres tels que le niveau de formation achevé et le type d'activité exercée. Pour cette raison, estimer l'âge à l'entrée dans une activité principale à partir du revenu professionnel doit tenir compte du revenu potentiel par niveau de formation. Il convient également de tenir compte de la progression des salaires au cours de la carrière. Pour donner un exemple, le revenu annuel d'un médecin spécialiste peut être de plusieurs centaines de milliers de francs au terme de sa carrière, mais son revenu au moment de son entrée sur le marché du travail sera largement inférieur. Il convient donc d'estimer au mieux quel est le revenu qui, au sortir de la formation, correspond à une intégration complète dans le marché du travail.

Dans ce contexte d'imprécisions, nous avons testé différentes approches soit individuelles (en considérant l'évolution du revenu de chaque individu selon l'âge) soit collectives (en analysant l'évolution du revenu d'un groupe). Suite à ces tests, dont certains sont présentés à la section qui suit, nous avons estimé l'âge auquel un individu atteint un revenu de référence, qui peut être considéré comme résultant d'une activité principale. Ce revenu de référence dépend de la période durant laquelle l'activité a débuté (les revenus évoluant avec le temps), du niveau de formation, du type d'activité professionnelle et du niveau de rémunération dans le secteur d'activité. Pour des raisons de données, nous devons cependant nous restreindre à prendre en compte les seuls critères de la période et du niveau de formation.

3.1.1. Evolution des revenus selon l'âge, la période et le niveau de formation

Dans une première étape, les revenus soumis à cotisations à l'AVS issus des comptes individuels sont présentés en tenant compte de l'année, du niveau de formation et de l'âge des personnes (30, 40, 50 ans). Considérer trois âges distincts permet de connaître le revenu médian de personnes à différents stades de la vie active et d'appréhender la progression des salaires en fonction de l'ancienneté. L'analyse porte sur les hommes, car ceux-ci sont moins concernés par des charges familiales interférant avec les revenus. N'ont été retenus que les hommes nés en Suisse, afin de ne pas prendre en compte des personnes arrivées en Suisse en cours de carrière.

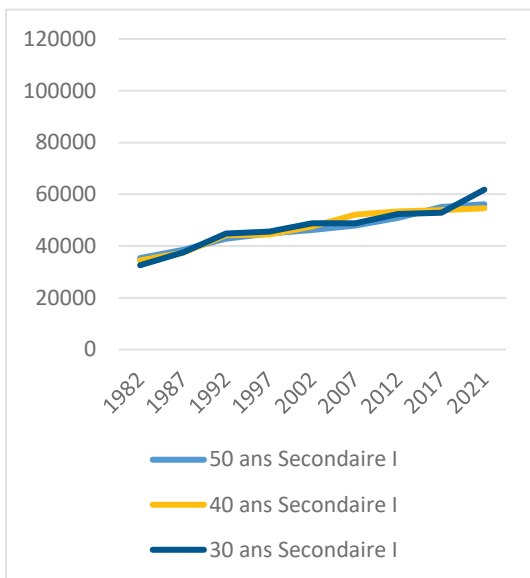
La Figure 9 montre l'évolution du revenu médian des trois niveaux de formation, en fonction de l'année, pour les trois âges retenus. Elle met en évidence la progression générale du revenu avec le temps, pour une personne d'un âge et d'un niveau de formation donné. Un élément à prendre en compte, issu de ce graphique, est le fait que l'âge, qui traduit l'expérience professionnelle, n'agit pas sur le revenu des personnes de niveau secondaire I. En d'autres termes, pour ces personnes, le revenu professionnel n'évolue pas beaucoup avec l'âge, même s'il tend à augmenter progressivement d'une année à l'autre. Pour le niveau secondaire II, l'impact de l'expérience professionnelle diminue progressivement : jusqu'à l'an 2000 environ, on observait un écart de revenu entre personnes de 30, 40, et 50 ans respectivement. Par la suite, cet écart est minime²⁴. En

²⁴ Ce résultat ne peut pas être interprété plus en avant. Il est possible que l'expérience professionnelle acquise dans le passé ne soit plus valorisée pour les personnes arrivant à 40 ou 50 ans, comparativement à celles âgées de 30 ans. Il est cependant aussi possible que le type de professions exercées par les nouvelles générations soit différent de celui des générations plus anciennes. Ici, nous faisons simplement le constat d'un niveau salarial médian identique, après 2000, pour les personnes de niveau de formation secondaire II, quel que soit leur âge.

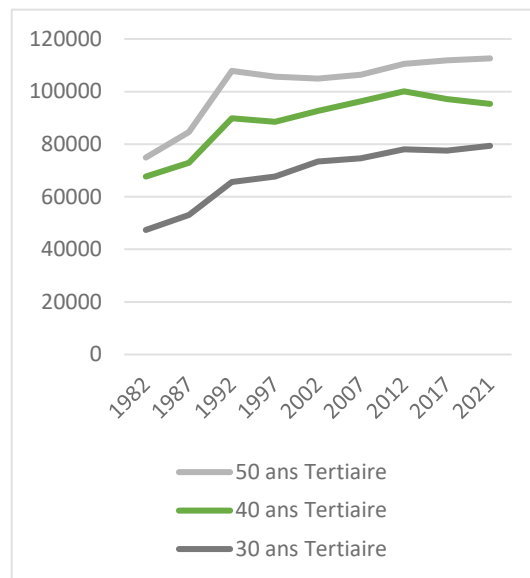
revanche, pour le tertiaire, l'âge est un facteur essentiel d'accroissement du revenu. Quelle que soit l'année considérée, le revenu des personnes de 50 ans est supérieur au revenu de celles de 40 ans, et plus encore de celles de 30 ans.

Figure 9 : Revenu professionnel médian des hommes en fonction de l'année et de l'âge, pour les trois niveaux de formation, 1982-2021

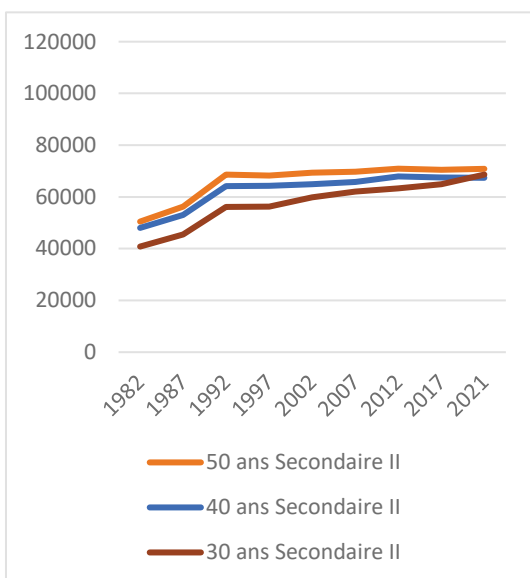
Secondaire I



Tertiaire



Secondaire II



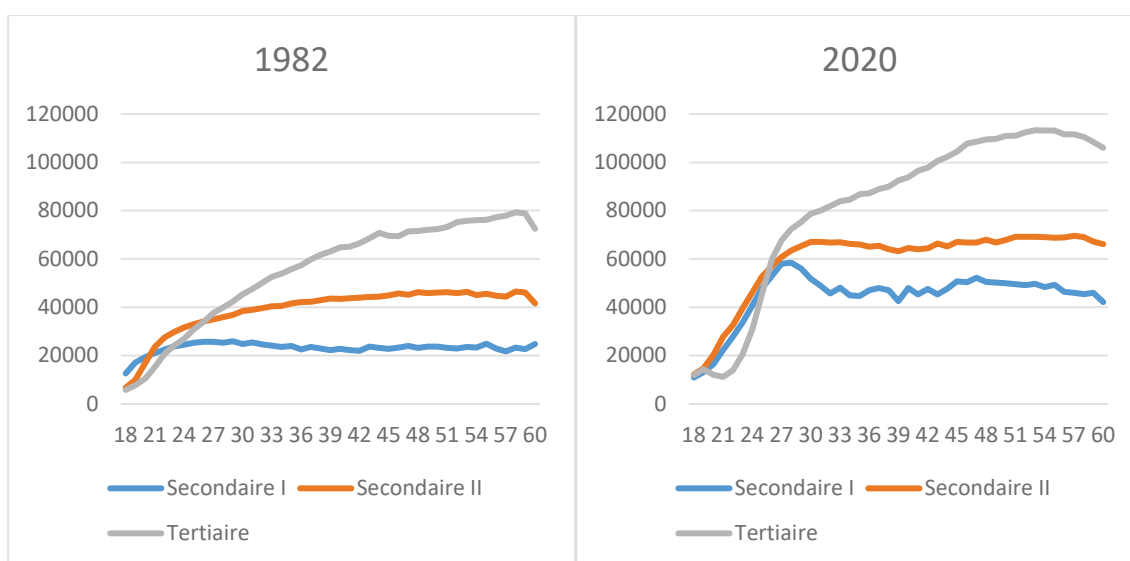
Source : CI (CdC/OFAS) et Relevés structurels (OFS).

La Figure 10 présente pour sa part à deux dates différentes (1982 et 2020) le niveau du revenu médian en fonction de l'âge et du niveau de formation achevé. Cette figure permet de mieux comprendre comment évolue le revenu médian dans la période de vie caractérisée par l'entrée dans la vie professionnelle, c'est-à-dire avant 30 ans. Avant cet âge, l'évolution est contrastée, tandis qu'après l'âge de 30 ans, la hiérarchie sociale s'établit et les écarts de revenus professionnels entre

niveau de formation sont significatifs. Ils augmentent même puisque l'âge est associé à un accroissement significatif du revenu professionnel des personnes de formation tertiaire.

Avant l'âge de 30 ans, l'évolution du revenu médian des différents groupes est influencée par l'entrée progressive dans le marché du travail. La figure montre tant en 1982 et 2020 une progression tardive du revenu professionnel des personnes de formation tertiaire, expliquée par la durée de la formation. Ce n'est qu'après 25 ans que le revenu de ces personnes décolle. Pour le secondaire II, l'augmentation du revenu s'observe à partir de 20 ans environ, tandis que les personnes de niveau primaire âgées de 18 et 19 ans en 1982 le revenu professionnel médian le plus élevé des trois niveaux de formation (mais pas en 2020). En 1982, le revenu médian de ce groupe stagne dès l'âge de 20 ans, tandis qu'en 2020, il progresse jusqu'à 25 ans.

Figure 10 : Revenu professionnel médian en 1982 et 2020 selon le niveau de formation et l'âge pour les hommes



Source : CI (CdC/OFAS) et Relevés structurels (OFS).

3.1.2. Estimation de l'âge médian à l'entrée sur le marché du travail

Partant de ces observations, un revenu médian à atteindre pour être considéré comme actif-ve peut être estimé, mais cette estimation dépend étroitement des hypothèses posées. Nous identifions deux approches qui montrent des résultats différents.

Approche reposant sur le niveau théorique du revenu professionnel

Cette approche vise à identifier l'âge auquel la moitié de la population d'un groupe donné atteint un niveau de revenu qui est assimilable à une activité principale. Pragmatiquement, comme le revenu médian est peu lié à l'âge pour le niveau secondaire I, on peut supposer que celui qui est observé à l'âge de 30 ans représente un seuil d'entrée sur le marché du travail. Pour le niveau secondaire II, ce seuil devrait être légèrement inférieur au revenu médian à 30 ans, puisqu'une légère progression du revenu avec l'âge s'observe. Pour les personnes de niveau tertiaire, le revenu marquant l'entrée sur le marché du travail devrait être significativement plus faible que le revenu médian à l'âge de 30 ans, puisque la progression selon l'âge est importante.

Cette approche nécessite cependant d'identifier la progression salariale « normale » (liée à l'expérience professionnelle) au début de la période de vie active, soit entre 20 et 30 ans, de manière à écarter le « bruit » provoqué par des activités à temps partiel ayant lieu avant le début de l'activité principale (par exemple en cours d'études) ou par des stages peu rémunérés. Les revenus médians

considérés comme des seuils ont été donc adaptés légèrement en tenant compte de cette progression. Cette adaptation a été effectuée en tenant compte de la progression des revenus au cours de trois périodes bi-décennales.

Cette approche conduit aux résultats présentés au Tableau 31. Celui-ci montre une stabilité dans l'âge auquel les personnes sont entrées au marché du travail, avec 22 ans pour le niveau secondaire I, 24 ans pour le niveau secondaire II (23 ans en 2002-2020) et 26 ans pour le niveau tertiaire.

Tableau 31 : Seuils d'entrée au marché du travail en francs, et entre parenthèses âge médian à l'entrée sur le marché du travail, selon le niveau de formation et la période décennale pour les hommes

Période	Secondaire I	Secondaire II	Tertiaire
1982-1999	31000 (22 ans)	44000 (24 ans)	51000 (26 ans)
1992-2009	34000 (22 ans)	50000 (24 ans)	59000 (26 ans)
2002-2020	37000 (22 ans)	53000 (23 ans)	62000 (26 ans)

Source : Propres calculs

Approche reposant sur la pente maximale (croissance maximale) entre deux âges

La Figure 10 identifie par ailleurs la croissance du revenu médian en fonction de l'âge. A partir de cette identification, une autre approche est de considérer l'âge qui observe un taux de croissance maximal par rapport à l'âge précédent. Selon les données de 1982, il s'agit de 18 ans pour les personnes de niveau secondaire I, 20 ans pour celles de niveau secondaire II, et approximativement entre 24 et 26 ans pour le niveau tertiaire. Pour l'année 2020, c'est entre 18 et 22 ans que l'augmentation du revenu est le plus fort pour le secondaire 1 et 2, tandis que la plus forte progression s'observe entre 24 et 26 ans pour le niveau tertiaire.

Les valeurs proches de 18, 20 et 25 ans sont légèrement supérieurs à ceux utilisés dans le Rapport 2012 (17, 19 et 23 ans). Notons par ailleurs que le Rapport 2012 mentionne une analyse tirée de l'ESPA indiquant respectivement de 19,1 ans (fin de la scolarité obligatoire), 20,5 ans (fin du diplôme de type secondaire II) et 26,2 ans (fin de l'université).

Âges retenus

Toutes les analyses effectuées pour identifier un âge d'entrée sur le marché du travail ont été faites en sélectionnant les hommes uniquement. Comme dit précédemment, la raison est que l'entrée sur le marché du travail des femmes peut dans certains cas être influencée par la naissance d'enfants, qui conduit souvent à un retrait total ou partiel du marché du travail. Pour cette raison, le revenu professionnel est influencé par un événement familial et il est difficile d'identifier des seuils de revenus (variante 1) ou des pentes (variante 2). Faute de données pour les femmes, nous devons supposer qu'en l'absence d'interaction entre vie professionnelle et famille, les calendriers d'entrée sur le marché du travail sont identiques quel que soit le sexe.

D'une manière comparative, nous utilisons dans la section suivante trois séries d'âges d'entrée au marché du travail (indiqués par la suite sous le terme de variantes, Tableau 32) : d'une part 22, 24 et 26 ans respectivement pour les trois niveaux de formation, qui résultent de l'analyse des revenus atteints. D'autre part 18, 20 et 25 ans, qui sont des valeurs qui résultent de l'observation de la croissance des revenus. Enfin, les calculs seront également effectués avec les âges utilisés dans le Rapport 2012 (17, 19 et 23 ans).

Tableau 32 : Age médian à l'entrée sur le marché du travail, selon le niveau de formation et la période, selon différentes hypothèses

Niveau de formation	Revenu atteint (variante 1)	Pente (variante II)	Rapport 2012 (variante III)
Secondaire I	22	18	17
Secondaire II	24	20	19
Tertiaire	26	25	23

Sources : Propres calculs.

3.2. Conséquences des différentiels de mortalité en termes de durée de vie active et de retraite

Nous évoquons ici les conséquences des entrées aux âges d'activité sur les rapports entre durée d'activité et durée de retraite. Nous cherchons ici un âge à la retraite théorique (âge de référence) qui permet à chaque niveau de formation d'avoir soit la même durée d'activité, soit la même durée de vie en retraite, soit le même rapport entre années d'activité et années de retraite. Nous posons ici l'hypothèse simplificatrice que l'âge de référence du niveau secondaire II est de 65 ans pour les hommes et les femmes et adaptons les âges des personnes du niveau secondaire I et tertiaire.

Pour estimer la durée de retraite, les espérances de vie à l'âge de départ à la retraite doivent être connues. Ainsi qu'il a été indiqué précédemment, cet indicateur est disponible par sexe, état civil, nationalité, et niveau de formation. En raison des limites mentionnées précédemment, il n'a pas été possible de calculer des espérances de vie en fonction d'autres variables en lien avec la profession exercée. Ici, nous nous intéressons à la durée d'activité et de retraite par niveau de formation, et nous cherchons un âge de départ à la retraite selon trois scénarios :

- 1) Durée d'activité égale pour les trois niveaux de formation : le nombre d'années d'activité est égal, quel que soit le niveau de formation, à celui estimé pour le niveau intermédiaire (Secondaire II).
- 2) Durée de retraite égale pour les trois niveaux de formation : le nombre estimé d'années restant à vivre est égal, quel que soit le niveau de formation, à celui estimé pour le niveau intermédiaire (Secondaire II).
- 3) Ratio années d'activité / années de retraite identique pour les trois niveaux de formation : l'âge au départ à la retraite permet d'obtenir un ratio constant entre années d'activité et années de retraite. Le ratio de référence est celui obtenu pour le niveau de formation intermédiaire (Secondaire II).

A noter que les hommes et les femmes sont traités séparément en raison de leurs espérances de vie différentes. Cela conduit à des valeurs de référence différentes en fonction du sexe pour chacun des trois scénarios.

3.2.1. Le calage des données sur l'espérance de vie

Comme mentionné précédemment et comme explicité dans le chapitre méthodologique, l'échantillonnage et la non-réponse dans le relevé structurel conduisent à une surestimation des valeurs de l'espérance de vie, comparativement aux valeurs mesurées à partir de données exhaustives. Afin de tenir compte de cette situation, les espérances de vie à 65 ans obtenues pour les différents niveaux de formation ont été redressées de manière à refléter les espérances de vie réellement mesurées en Suisse (Tableau 33). La correction est obtenue en multipliant chaque valeur

par un facteur calculé en faisant le rapport entre l'espérance de vie selon le Relevé structurel et l'espérance de vie selon STATPOP²⁵.

3.2.2. Résultats

Les résultats sont présentés pour les trois variantes concernant l'âge d'entrée au marché du travail, mais afin de ne pas complexifier la présentation des résultats, seule la variante où l'âge d'entrée est estimé en fonction de la pente des revenus est discutée (variante II du Tableau 32, résultats en gris dans les tableaux qui suivent). Le Tableau 33 présente les espérances de vie calculées et corrigées, ainsi que les ratios durée d'activité/durée de retraite calculés selon le niveau de formation et le sexe. Chez les hommes, une personne de niveau tertiaire qui quitterait le marché du travail à l'âge de 65 ans passe 1,9 années en activité contre 1 année en retraite. Ce ratio est de 2,3 pour un homme de niveau secondaire II et de 2,6 pour un homme de niveau secondaire I. Pour une femme, le ratio varie entre 1,7 et 2,1 du niveau tertiaire au niveau secondaire.

Tableau 33 : Espérance de vie, espérance de vie corrigée, et rapport entre durée d'activité et de retraite, selon le sexe, le niveau de formation et le scénario d'âge à l'entrée au marché du travail, selon le sexe

			Variante I (Revenu atteint)		Variante II (Pente)		Variante III (Rapport 2012)	
	E. Vie	E. Vie Corrigée	Durée activité	Rapport	Durée activité	Rapport	Durée activité	Rapport
Hommes								
Secondaire I	20.9	18.3	43	2.3	47	2.6	48	2.6
Secondaire II	22.6	19.8	41	+2.1	45	2.3	46	2.3
Tertiaire	24.4	21.4	39	1.8	40	1.9	42	2.0
Femmes								
Secondaire I	26.7	22.3	43	1.9	47	2.1	48	2.2
Secondaire II	27.6	23.1	41	1.8	45	2.0	46	2.0
Tertiaire	27.9	23.3	39	1.7	40	1.7	42	1.8

Sources : STATPOP et Relevés structurels.

Durée d'activité égale pour les trois niveaux de formation

Le Tableau 34 présente l'âge de référence pour le passage à la retraite qu'il conviendrait d'imposer sous l'hypothèse où la durée d'activité des personnes du niveau secondaire I et du niveau tertiaire est égale à celle estimée pour le niveau secondaire II.

Cette hypothèse ne dépend pas de l'espérance de vie à l'âge de 65 ans, mais uniquement de l'âge d'entrée au marché du travail. Puisque les personnes du niveau secondaire II entrent au marché du travail à l'âge de 20 ans (scénario II), la durée d'activité jusqu'à 65 ans est de 45 ans. Si l'on imposait cette durée d'activité aux autres niveaux de formation, les résultats seraient les suivants : pour les personnes de niveau secondaire I, le départ à la retraite serait alors fixé à 63 ans, contre 70 ans pour les personnes de niveau tertiaire.

²⁵ Une telle correction avait été déjà effectuée dans le rapport 2012, mais le biais observé alors était beaucoup plus modeste.

Tableau 34 : Age de départ à la retraite sous l'hypothèse où chaque catégorie de niveau de formation exerce une durée d'activité professionnelle égale à celle du niveau secondaire II, selon le sexe

	Variante I (Revenu atteint)			Variante II (Pente)			Variante III (Rapport 2012)		
	Durée activité	Rapport	Age retraite	Durée activité	Rapport	Age retraite	Durée activité	Rapport	Age retraite
Hommes									
Secondaire I	41.0	2.2	63.0	45.0	2.5	63.0	46.0	2.5	63.0
Secondaire II	41.0	2.1	65.0	45.0	2.3	65.0	46.0	2.3	65.0
Tertiaire	41.0	1.9	67.0	45.0	2.1	70.0	46.0	2.1	69.0
Ecart entre groupes			4.0			7.0			6.0
Femmes									
Secondaire I	41.0	1.8	63.0	45.0	2.0	63.0	46.0	2.1	63.0
Secondaire II	41.0	1.8	65.0	45.0	2.0	65.0	46.0	2.0	65.0
Tertiaire	41.0	1.8	67.0	45.0	1.9	70.0	46.0	2.0	69.0
Ecart entre groupes			4.0			7.0			6.0

Sources : STATPOP et Relevés structurels.

Imposer une durée d'activité égale pour chaque niveau de formation ne permet pas d'atteindre un rapport entre la durée d'activité et la durée de retraite identique. Celui-ci varie entre 2,1 (années d'activités pour une année de retraite) et 2,5 suivant le niveau de formation chez les hommes. En revanche, chez les femmes, le ratio est relativement similaire (de 1,9 à 2,0), ceci en raison d'écarts d'espérance de vie moindres en fonction du niveau de formation.

Durée de retraite égale pour les trois niveaux de formation

Dans cette hypothèse selon laquelle la durée de retraite devrait être égale quel que soit le niveau de formation, la durée d'activité et de l'âge à l'entrée sur le marché du travail n'entrent pas dans les calculs.

Chez les hommes, 3,1 années d'écart s'observent en termes d'espérance de vie à 65 ans, ce qui conduit si l'on veut imposer une durée de retraite similaire à une flexibilité de l'âge au départ à la retraite allant de 63,5 ans pour les hommes de formation secondaire I à 66,6 ans pour ceux de formation tertiaire. Chez les femmes, les écarts étant moindres, l'âge de départ à la retraite évolue également moins, passant de 64,2 à 65,3 ans. Les ratios entre années d'activité et années de retraite varient cependant notamment entre la variante I et II. Pour la variante II que nous commentons, les ratios conduisent à une plus grande différence que dans la variante I, puisqu'ils varient entre 1,9 et 2,5 chez les hommes et entre 1,7 et 2,1 chez les femmes.

Les résultats pour l'année 2000, issus du Rapport 2012, figurent en dernière colonne du Tableau 35. Comparativement à l'année 2000, les écarts d'espérance de vie à 65 ans se sont légèrement accrus chez les hommes, ce qui conduit également à une plus grande variation de l'âge théorique de référence. L'inverse s'observe chez les femmes.

Tableau 35: Age de départ à la retraite sous l'hypothèse d'une durée de retraite pour chaque catégorie de niveau de formation égale à celle du niveau secondaire II, selon le sexe

	E. Vie corrigée	Variante I (Revenu atteint)			Variante II (Pente)			Variante III (Rapport 2012)			Résultat pour 2000
		Durée activité	Rapport	Age retraite	Durée activité	Rapport	Age retraite	Durée activité	Rapport	Age retraite	
Hommes											
Secondaire I	18.3	41.5	2.3	63.5	45.5	2.5	63.5	46.5	2.5	63.5	63.9
Secondaire II	19.8	41.0	2.1	65.0	45.0	2.3	65.0	46.0	2.3	65.0	65.0
Tertiaire	21.4	40.6	1.9	66.6	41.6	1.9	66.6	43.6	2.0	66.6	66.4
Ecart entre groupes				3.1			3.1			3.1	2.5
Femmes											
Secondaire I	22.3	41.5	1.9	64.2	46.2	2.1	64.2	47.2	2.1	64.2	64.1
Secondaire II	23.1	41.0	1.8	65.0	45.0	2.0	65.0	46.0	2.0	65.0	65.0
Tertiaire	23.3	40.6	1.7	65.3	40.3	1.7	65.3	42.3	1.8	65.3	66.2
Ecart entre groupes				1.1			1.1			1.1	2.1

Sources : STATPOP et Relevés structurels. Wanner et Lerch (2012) pour l'année 2000.

Tableau 36 : Age de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée d'activité et durée de retraite égale pour chaque catégorie de niveau de formation, selon le sexe

	E. Vie corrigée	Variante I (Revenu atteint)			Variante II (Pente)			Variante III (Rapport 2012)		
		Durée activité	Rapport	Age retraite	Durée activité	Rapport	Age retraite	Durée activité	Rapport	Age retraite
Hommes										
Secondaire I	18.3	37.9	2.1	59.9	41.6	2.3	59.6	42.5	2.3	59.5
Secondaire II	19.8	41.0	2.1	65.0	45.0	2.3	65.0	46.0	2.3	65.0
Tertiaire	21.4	44.3	2.1	70.3	48.6	2.3	73.6	49.7	2.3	72.7
Ecart entre groupes				10.4			14.0			13.2
Femmes										
Secondaire I	22.3	39.7	1.8	61.7	43.5	2.0	61.5	44.5	2.0	61.5
Secondaire II	23.1	41.0	1.8	65.0	45.0	2.0	65.0	46.0	2.0	65.0
Tertiaire	23.3	41.4	1.8	67.4	45.5	2.0	70.5	46.5	2.0	69.5
Ecart entre groupes				5.7			9.0			8.0

Sources : STATPOP et Relevés structurels.

Ratio années d'activité / années de retraite identique pour les 3 niveaux de formation

Cette troisième hypothèse a le plus grand impact sur l'âge de référence des différents groupes, puisque les écarts en termes d'espérances de vie et en termes de durée de vie active interagissent (Tableau 36). Pour garantir un ratio identique, quel que soit le niveau de formation (ratio qui serait égal à une année de retraite pour 2,3 années d'activité pour les hommes, et à 2,0 pour les femmes selon la variante II), il faudrait diminuer de plus de 5 ans l'âge de départ à la retraite des hommes de niveau secondaire I et de 3,5 ans celui des femmes, et par contre augmenter de 8,6 ans l'âge à la retraite des hommes de niveau tertiaire et de 5,5 ans pour les femmes. L'importance de ces corrections s'explique à la fois par les différences d'espérance de vie, et par les écarts observés en termes de durée d'activité. Pour compenser les différences d'espérance de vie à 65 ans, il faudrait que les hommes du niveau tertiaire exercent une activité de 48,6 ans – soit beaucoup plus que la durée de 44 ans donnant droit au maximum de l'échelle des rentes – tandis que les hommes de niveau secondaire I ne devraient travailler que 41,6 ans.

3.3. Discussion

Dans cette partie, nous avons testé différentes conditions concernant l'âge de référence, afin de répondre à trois hypothèses portant sur la durée de retraite ou d'activité, selon les niveaux de formation. L'utilisation du niveau de formation est imposée par les données disponibles, mais répond aussi à la considération selon laquelle ce niveau ne se modifie que très peu après 25 ans. C'est aussi une variable qui traduit d'importantes différences en termes de durée de vie, différences qui ont trait à la pénibilité du travail voire à l'exposition aux risques professionnels, mais aussi aux comportements individuels, lesquels peuvent être liés aux connaissances en matière de prévention de la santé et aux capacités financières.

En outre, le niveau de formation peut également être utilisé comme variable pour calculer le nombre potentiel d'années d'activité et le comparer au nombre potentiel d'années de vie.

Une limite doit être cependant mentionnée en préambule à la discussion des résultats. L'âge d'entrée sur le marché du travail est difficile à estimer précisément à partir des données disponibles. Nous disposons d'une information sur le revenu professionnel soumis à cotisations et avons retenu uniquement les hommes nés en Suisse, afin d'estimer l'âge d'entrée en nous reposant sur une population dont l'entrée sur le marché du travail suisse est relativement peu influencée par des événements familiaux ou par la mobilité internationale. Malgré cette sélection, les données sur les revenus soumis à cotisations entre 17 et 30 ans sont difficiles à interpréter. Cela vient du fait que l'entrée sur le marché du travail est une transition qui peut prendre des formes diverses, notamment avec des stages non ou peu rémunérés, avec des entrées partielles en cours d'études, avec des formations en cours d'emploi peu rémunérées (apprentissage) et avec des périodes d'activité de courte durée, entrecoupées de périodes sans emploi. En raison de ces différentes formes, un même revenu (par exemple 1000 francs mensuels) versé à un jeune de 20 ans peut soit se référer à un apprentissage, soit à un stage faiblement rémunéré, c'est-à-dire deux activités à temps complet. Mais un tel revenu peut aussi résulter d'une activité accessoire en cours d'études.

Aujourd'hui, les entrées « brusques » sur le marché du travail, c'est-à-dire le fait d'entrer dans une activité professionnelle pleinement rémunérée une fois la formation achevée sont certainement moins nombreuses que dans le passé, et la flexibilité observée à l'entrée sur le marché du travail complique l'estimation d'un âge d'entrée par niveau de formation. Nous nous trouvons finalement avec plusieurs estimations différentes, suivant l'approche adoptée, et même si ces estimations confirment les écarts de calendrier en fonction du niveau de formation, les incohérences observées

sont perturbantes : concrètement, en Suisse, il n'est pas possible de connaître directement et précisément l'âge médian d'entrée sur le marché du travail des jeunes générations.

Malgré cette limite, les résultats obtenus interrogent sur un modèle de retraite qui fixe à 65 ans (pour les femmes, ceci dès la génération 1964) l'âge de référence pour le départ à la retraite. La durée restant à vivre au moment de partir à la retraite varie selon le niveau de formation, conduisant à un nombre de rentes perçues qui varie également. Pour que chaque groupe ait une durée de vie après la retraite égale, il faudrait diminuer l'âge de référence d'une année et demie pour les hommes et de 0,8 an pour les femmes de niveau secondaire I, et augmenter l'âge de référence de 1,6 an pour les hommes et de 1,2 an pour les femmes de niveau tertiaire, sous l'hypothèse d'un âge de référence de 65 ans pour les hommes et femmes de niveau secondaire II.

Cette adaptation de l'âge de référence reste relativement modeste comparativement à celle qui résulterait d'une volonté de fixer l'âge de référence en fonction du nombre d'années d'activités principales. Compte tenu des écarts concernant l'âge d'entrée sur le marché du travail, une telle contrainte nécessiterait de réduire d'environ 2 années l'âge de référence des personnes du niveau secondaire I et d'augmenter de 2 à 5 ans (suivant les hypothèses concernant l'entrée sur le marché du travail) l'âge de référence de celles du niveau tertiaire, tout en maintenant à 65 ans l'âge de référence des personnes titulaires d'un niveau secondaire II.

Le scénario d'un ratio identique entre durée d'activité professionnelle et de retraite nécessiterait pour sa part une plus importante flexibilité de l'âge de référence. Pour respecter cette contrainte, il faudrait faire varier l'âge de référence jusqu'à 14 ans chez les hommes et 9 ans chez les femmes, en d'autres termes relever fortement l'âge de référence des personnes de niveau tertiaire.

Bien que l'exercice effectué dans ce chapitre soit théorique, il illustre la difficulté, voire l'impossibilité, de prendre en compte les deux critères (durée d'activité et durée de retraite) dans l'établissement d'un âge de référence. Ceci d'autant plus que l'utilisation de la variable « niveau de formation » cache des différences fondamentales entre individus. Une personne de niveau tertiaire peut débiter une activité professionnelle avant ou après les études. Une personne de niveau secondaire I peut débiter tôt dans sa vie une activité, mais aussi plus tardivement. Ainsi, la situation médiane, considérée ici, ne correspond pas toujours aux situations individuelles.

L'exercice théorique effectué dans ce chapitre ne tient pas non plus compte d'éventuelles interruptions de carrière ayant eu lieu après l'entrée dans la vie active, ni de séjours professionnels à l'étranger. Nous avons considéré ici l'âge d'entrée dans la vie active comme l'indicateur permettant de calculer la durée de l'activité professionnelle, mais cette durée est influencée par différents événements de nature familiale (arrivée d'un enfant, tâches ménagères), ou en lien avec la trajectoire professionnelle (séjour professionnel à l'étranger, période de chômage, arrêt maladie). Ces événements biographiques ne sont malheureusement pas documentés dans les données utilisées.

4. Conclusions

Cette étude mesure le niveau de mortalité différentielle en Suisse et remet à jour des données calculées pour la période 1990-2005 et publiées en 2012 (Wanner et Lerch 2012). Son objectif est de documenter les différentiels de mortalité selon différentes caractéristiques individuelles, et de montrer comment ces différentiels influencent sur la durée de retraite et donc sur la durée de perception des rentes.

Dans une première partie, nous mettons donc en évidence les différences existant de niveaux de mortalité, en tenant compte de plusieurs dimensions (état civil, situation familiale, origine, statut sur le marché du travail, position socioprofessionnelle). Un constat important est le maintien du niveau de la mortalité différentielle pour les variables pour lesquelles il est possible de faire une comparaison entre les années 1990-2005 et la décennie 2010. Relativement peu d'évolutions sont observées entre les deux périodes. Comme dans d'autres pays, la Suisse n'a pas réussi à diminuer le niveau de la mortalité différentielle. Ceci est notamment dû au Covid-19, qui a touché les différentes catégories socioprofessionnelles de manière très inégale, et qui a eu des répercussions sur les niveaux de mortalité. D'une manière indirecte, les difficultés socioéconomiques associées à l'épidémie ont pu aussi jouer un rôle dans le maintien des inégalités, puisque ces difficultés ont été les plus marquées dans les populations moins bien qualifiées. Au final, le Covid-19 a sensiblement impacté le profil de la mortalité de différents groupes, notamment des groupes d'étrangers et étrangères. Il est trop tôt pour dire si cet impact est temporaire ou perdurera à plus long terme.

Parmi les principaux résultats de cette étude figure en premier lieu l'observation selon laquelle le statut familial joue un rôle important sur le risque de décès. A ce propos, un résultat étonnant est le lien qui reste étroit entre le statut d'état civil et la mortalité, alors même que, depuis plusieurs décennies, l'état civil exprime d'une manière de moins en moins précise la situation familiale de la personne. Malgré le fait que la vie en cohabitation hors mariage soit fréquente, des écarts restent significatifs entre mortalité des personnes mariées et célibataires, même après prise en compte de la présence ou non d'un conjoint ou d'une conjointe. Généralement, la protection des personnes mariées s'explique par un comportement de santé plus responsable, une moindre prise de risques, les soins apportés par le conjoint ou la conjointe et un effet de sélection du mariage. Les résultats obtenus peuvent être expliqués par différentes hypothèses : en premier lieu, ils suggèrent qu'au-delà de la vie en couple, le fait d'être marié-e est une protection, peut-être en raison de la responsabilité qu'implique une vie de couple « légalisée » par le mariage. Celui-ci modifie peut-être les comportements dans le sens d'une moindre prise de risques, comparativement à une union hors mariage. Une deuxième hypothèse est que le mariage « sélectionne », dans le sens où il serait plus fréquent parmi des personnes « assagies », ayant les comportements les moins à risques. En outre, pour les personnes qui arrivent aux âges où les décès deviennent fréquents, la durée de l'union est certainement plus importante en cas de mariage qu'en cas de vie en couple non marié-e, d'où une plus longue durée de protection.

Il est intéressant de relever que les écarts de risques entre marié-e-s, célibataires et ex-marié-e-s concernent l'ensemble des groupes de causes de décès. La question de la prise de risques fait référence en premier lieu aux morts violentes – trois fois plus fréquentes chez un homme célibataire comparativement à un homme marié. Mais elle s'exprime aussi par des différentiels de risques pour d'autres causes de décès, par exemple les maladies cardiovasculaires et les cancers, des maladies du comportement, mais aussi les maladies infectieuses.

Le deuxième résultat important de cette étude se réfère au maintien des différentiels de mortalité en fonction du niveau de formation, une variable qui reflète la position sociale des personnes. Les

écarts dans les niveaux de mortalités peuvent être imputés à différents facteurs évoqués précédemment (pénibilité du travail, accès aux soins différenciés, comportements, etc.). S'il n'est pas possible d'imputer les différentiels mesurés à l'un ou l'autre facteur de risque, nous pouvons cependant noter que l'écart entre groupes provient essentiellement des cancers et des maladies de l'appareil circulatoire, soit des causes de décès liées aux comportements alimentaires et plus largement aux comportements de vie (tabagisme, consommation d'alcool, sédentarité, etc.).

La littérature internationale suggère un risque de mortalité différent pour les migrant-e-s comparativement aux natifs et natives, principalement en raison d'effets de sélection. Reposant sur la nationalité, les résultats obtenus ici suggèrent de légères modifications dans les niveaux d'espérance de vie, mais avec des résultats qui varient d'une période à l'autre. Notamment, la période caractérisée par le Covid-19 a modifié le profil de mortalité des étrangers et étrangères, accroissant le niveau de mortalité de certains groupes (Africain-e-s, ressortissants et ressortissantes de l'Europe non communautaire) particulièrement frappés par à la fois la pandémie et ses conséquences économiques et sociales. Il conviendra dans le futur de vérifier si cette augmentation du risque s'est atténuée après le retour à une situation sanitaire normale.

L'analyse de la mortalité par nationalité illustre également le rôle que peuvent avoir les changements dans la composition des populations sur l'espérance de vie ou sur d'autres indicateurs de mortalité. Pour donner un exemple, certains groupes nationaux se modifient dans leur composition sociale, ce qui impacte également le niveau de mortalité de l'ensemble du groupe. Notamment la population d'une nationalité africaine ou asiatique, connaissant une croissance forte de requérant-e-s d'asile issu-e-s de pays en crise, présentent une augmentation du niveau de mortalité pendant la dernière période. Le même constat peut être fait pour d'autres variables utilisées ici, tel le niveau de formation : les personnes de niveau secondaire I sont moins nombreuses qu'il y a quelques décennies, mais beaucoup plus sélectionnées parmi des personnes présentant le moins de capital humain. Cette modification du profil des groupes étudiés peut rendre difficile la comparaison des différentiels sur une longue période.

Cette étude a aussi analysé dans le détail les causes de décès associés à la sur- ou sous-mortalité de groupes classés selon des variables de vie familiale, de nationalité ou socioéconomiques. La méthode utilisée a dû être adaptée aux données et repose sur des modèles de régression logistique – convenant aux faibles nombres de décès – avec l'âge comme variable de contrôle. Les causes de décès ont été regroupées en fonction des grands chapitres de la classification internationale des maladies (CIM-10). L'approche ainsi adoptée met en évidence le rôle des principales causes de décès – cancers, maladies de l'appareil circulatoire et maladies de l'appareil respiratoire principalement – sur les différentiels de mortalité. Elle n'autorise par contre pas l'identification plus précise des facteurs socio-sanitaires à l'origine des écarts de mortalité.

En ce qui concerne la mortalité par cancers, les écarts entre groupes – définis par l'état civil, la profession, le niveau de formation ou le revenu – sont significatifs. Cependant, les différences dans les risques relatifs restent d'une amplitude relativement faible : il est rare que le risque soit doublé pour un groupe comparativement à un autre. Cette situation s'explique par le fait que les cancers concernent l'ensemble des groupes formant la société. Cette remarque est aussi pertinente pour les décès par maladies cardiovasculaires. En revanche, les risques relatifs peuvent varier d'une manière beaucoup plus importante pour des causes de décès survenant moins fréquemment, telles les maladies infectieuses, les troubles mentaux et du comportement ou les maladies digestives. Pour ces causes de décès, un très fort niveau de risque s'observe pour certains groupes : c'est le cas par

exemple de la mortalité par maladies infectieuses chez les bas revenus ou par troubles mentaux et comportementaux, ainsi que par mort violente parmi les personnes célibataires.

La mortalité par Covid-19 a été importante en Suisse comme dans toute l'Europe occidentale, non seulement pendant la pandémie (2020-2021), mais aussi en 2022. Malgré le fait que cette mortalité ait surtout concerné des personnes retraitées, et spécifiquement des personnes âgées de 80 ans et plus, les analyses par régressions logistiques indiquent clairement pour les moins de 64 ans une association négative entre le revenu professionnel et le risque de décès : le risque est ainsi particulièrement élevé pour les personnes d'âge actif sans revenu professionnel ou présentant un très faible revenu. Ce risque est également plus élevé pour les personnes faiblement qualifiées, celles ayant une activité professionnelle d'exécution ou élémentaire et les personnes non-mariées. Trois groupes de nationalités ont été les plus concernées : les ressortissant-e-s d'Europe non communautaire, les Africain-e-s et les Asiatiques. Ainsi, la mortalité par Covid-19 a été la plus forte pour les groupes considérés comme les plus vulnérables, ce qui pourrait résulter à la fois d'une forte exposition au virus (de par l'exercice d'activités dites essentielles ou la promiscuité des lieux de vie) et d'un recours aux soins plus tardif. Les résultats obtenus conduisent ainsi au constat selon lequel l'épidémie de Covid-19 a accru les écarts de mortalité entre groupes socioéconomiques et contribué de ce fait à réduire les écarts de mortalité entre les Suisses et les autres groupes nationaux.

La deuxième partie de l'étude porte sur les conséquences des écarts de mortalité en termes de durée d'activité et de durée de retraite. Elle repose sur différentes hypothèses visant à modifier l'âge de référence afin d'obtenir des durées d'activité et/ou de retraite égales pour les différents groupes formant la population. L'objectif de cette partie est d'illustrer la diversité des durées d'activité en fonction des groupes, sans pour autant viser à formuler des propositions à la prévoyance vieillesse.

Nous nous sommes focalisés sur la variable « niveau de formation », qui se prête bien à cette analyse, en raison de la stabilité du niveau de formation au cours de la vie professionnelle. Malgré des difficultés à estimer l'âge d'entrée dans la vie active, dues à la fois à l'absence de données précises sur cette entrée et à la diversité des modes d'entrée, les résultats obtenus montrent le fort impact de l'appartenance à un niveau de formation sur la durée d'activité et de retraite. Imposer la même durée de vie à la retraite ou la même durée d'activité pour chaque groupe conduirait à une forte augmentation de l'âge de référence pour les personnes du niveau tertiaire et une diminution conséquente pour celles du niveau secondaire I. Imposer un ratio année d'activités/année de retraite identique pour chaque niveau de formation conduirait pour sa part à des âges de référence qui varieraient de 14 ans chez les hommes et de 9 ans chez les femmes.

Ces résultats ne tiennent cependant pas compte de différents éléments susceptibles de modifier les calculs. Notamment, comment intégrer les années d'activités à temps partiel en parallèle à la formation ? Comment tenir compte des années de pause professionnelle ou de chômage, qui n'ont pas été incluses dans nos calculs ? La recherche d'un rapport plus équilibré entre durée d'activité et durée de retraite ne devrait-elle pas également tenir compte de critères tels que le niveau salarial, qui influence sur le rapport entre cotisations prélevées et rentes vieillesse reçues ? Et finalement, comment imputer un modèle théorique de flexibilisation de l'âge de la retraite à des individus plutôt qu'à des groupes définis par les niveaux de formation ? Ces questions restent ouvertes.

Finalement, un enseignement de cette étude est la faiblesse de l'appareil statistique actuel pour mesurer les écarts de mortalité entre groupes sociaux. Les études sur la mortalité différentielle en Suisse ont débuté à la fin du 20^e siècle, et ont été autorisées par le recours à des techniques d'appariement des données (voir notamment Minder, 1993). Cependant, avec le remplacement du

recensement fédéral par les registres et en l'absence d'un registre socioprofessionnel pour la Suisse, le potentiel de mesure des différentiels de mortalité a fortement diminué. A l'exception du revenu professionnel, la quasi-totalité des variables socioprofessionnelles sont disponibles grâce au relevé structurel, qui non seulement se limite à un échantillon, mais en outre présente des biais de non-réponse importants. Cette situation limite considérablement l'application d'approches populationnelles pour la mesure des différentiels de mortalité.

5. Bibliographie

Arnold, M., Razum, O., & Coebergh, J. W. (2010). Cancer risk diversity in non-western migrants to Europe: an overview of the literature. *European journal of cancer*, 46(14), 2647-2659.

Berkson J., & Evelback L. (1960), Competing exponential risk. *Journal of the American Statistical Association*, 55(291), 415-428.

Bleich, S. N., Jarlenski, M. P., Bell, C. N., & LaVeist, T. A. (2012). Health inequalities: trends, progress, and policy. *Annual review of public health*, 33(1), 7-40.

Bosworth, B. (2018). Increasing disparities in mortality by socioeconomic status. *Annual review of public health*, 39(1), 237-251.

Brønnum-Hansen, H., Östergren, O., Tarkiainen, L., Hermansen, Å., Martikainen, P., van der Wel, K. A., & Lundberg, O. (2021). Changes in life expectancy and lifespan variability by income quartiles in four Nordic countries: a study based on nationwide register data. *BMJ open*, 11(6), e048192.

Cox, D. R., & Snell, E.J. (1989), *Analysis of Binary Data*. Second Edition. Chapman.

d'Errico, A., Piccinelli, C., Sebastiani, G., Ricceri, F., Sciannameo, V., Demaria, M., et al. (2021). Unemployment and mortality in a large Italian cohort. *Journal of Public Health*, 43(2), 361-369.

Dior, U. P., Hochner, H., Friedlander, Y., Calderon-Margalit, R., Jaffe, D., Burger, A., et al. (2013). Association between number of children and mortality of mothers: results of a 37-year follow-up study. *Annals of epidemiology*, 23(1), 13-18.

Fiske, A., Galasso, I., Eichinger, J., McLennan, S., Radhuber, I., Zimmermann, B., & Prainsack, B. (2022). The second pandemic: Examining structural inequality through reverberations of COVID-19 in Europe. *Social Science & Medicine*, 292, 114634.

Franke, S., & Kulu, H. (2018). Mortality differences by partnership status in England and Wales: the effect of living arrangements or health selection?. *European Journal of Population*, 34, 87-118.

Gass, R. (1982). Cancer mortality in Switzerland according to social indicators. *Sozial-und Präventivmedizin*, 27, 161-164.

Gass, R. (1987). Cancer mortality in occupational groups. *Sozial-und Präventivmedizin*, 32, 221-227.

Heggebø, K. (2022). Gendered health consequences of unemployment in Norway 2000–2017: a register-based study of hospital admissions, health-related benefit utilisation, and mortality. *BMC Public Health*, 22(1), 2447.

Johnson, N. J., Backlund, E., Sorlie, P. D., & Loveless, C. A. (2000). Marital status and mortality: the national longitudinal mortality study. *Annals of epidemiology*, 10(4), 224-238.

- Junna, L., Moustgaard, H., Huttunen, K., & Martikainen, P. (2020). The association between unemployment and mortality: a cohort study of workplace downsizing and closure. *American journal of epidemiology*, 189(7), 698-707.
- Khyatti, M., Trimbitas, R. D., Zouheir, Y., Benani, A., El Messaoudi, M. D., & Hemminki, K. (2014). Infectious diseases in North Africa and north African immigrants to Europe. *The European Journal of Public Health*, 24(suppl_1), 47-56.
- Lallo, C., & Raitano, M. (2018). Life expectancy inequalities in the elderly by socioeconomic status: evidence from Italy. *Population Health Metrics*, 16, 1-21.
- Lehmann, P., Mamboury, C., & Minder, C. E. (1990). Health and social inequities in Switzerland. *Social Science & Medicine*, 31(3), 369-386.
- Mackenbach, J. P., Hu, Y., Artnik, B., Bopp, M., Costa, G., Kalediene, R. et al. (2017). Trends in inequalities in mortality amenable to health care in 17 European countries. *Health Affairs*, 36(6), 1110-1118.
- Manzoli, L., Villari, P., Pirone, G. M., & Boccia, A. (2007). Marital status and mortality in the elderly: a systematic review and meta-analysis. *Social science & medicine*, 64(1), 77-94.
- McCartney, G., Popham, F., McMaster, R., & Cumbers, A. (2019). Defining health and health inequalities. *Public health*, 172, 22-30.
- Minder, C. E. (1993). Sozio-ökonomische Sterblichkeitsunterschiede in der Schweiz. *Sozial- und Präventivmedizin*, 38, 313-328.
- Moon, J. R., Kondo, N., Glymour, M. M., & Subramanian, S. V. (2011). Widowhood and mortality: a meta-analysis. *PLoS one*, 6(8), e23465.
- Moser, A., Panczak, R., Zwahlen, M., Clough-Gorr, K. M., Spoerri, A., Stuck, A. E., & Egger, M. (2014). What does your neighbourhood say about you? A study of life expectancy in 1.3 million Swiss neighbourhoods. *J Epidemiol Community Health*, 68(12), 1125-1132.
- Myrskylä, M. (2010). The relative effects of shocks in early-and later-life conditions on mortality. *Population and Development Review*, 36(4), 803-829.
- OCDE (2018). Avoidable mortality (preventable and amenable). In *Health Glance in Europe*. Paris, OCDE.
- Office for national statistics (2012). [Definition of avoidable mortality](#). Newport: ONS, 2012.
- Remund, A., & Cullati, S. (2022). Les inégalités d'espérance de vie en bonne santé en Suisse depuis 1990. *Social Change in Switzerland*, (31).
- Rogers, R. G., Everett, B. G., Onge, J. M. S., & Krueger, P. M. (2010). Social, behavioral, and biological factors, and sex differences in mortality. *Demography*, 47, 555-578.
- Sanzenbacher, G. T., Webb, A., Cosgrove, C. M., & Orlova, N. (2021). Rising inequality in life expectancy by socioeconomic status. *North American Actuarial Journal*, 25(sup1), S566-S581.

- Schofield, L., Walsh, D., Bendel, N., & Piroddi, R. (2021). Excess mortality in Glasgow: further evidence of 'political effects' on population health. *Public health*, 201, 61-68.
- Schumacher, A. E., Kyu, H. H., Aali, A., Abbafati, C., Abbas, J., Abbasgholizadeh, R. et al. (2024). Global age-sex-specific mortality, life expectancy, and population estimates in 204 countries and territories and 811 subnational locations, 1950–2021, and the impact of the COVID-19 pandemic: a comprehensive demographic analysis for the Global Burden of Disease Study 2021. *The Lancet*, 403(10440), 1989-2056.
- Shor, E., Roelfs, D. J., Curreli, M., Clemow, L., Burg, M. M., & Schwartz, J. E. (2012). Widowhood and mortality: a meta-analysis and meta-regression. *Demography*, 49, 575-606.
- Shor, E., & Roelfs, D. (2021). A global meta-analysis of the immigrant mortality advantage. *International Migration Review*, 55(4), 999-1028.
- Tamakoshi, A., Tamakoshi, K., Lin, Y., Mikami, H., Inaba, Y., Yagyu, K., & Kikuchi, S. (2011). Number of children and all-cause mortality risk: results from the Japan Collaborative Cohort Study. *The European Journal of Public Health*, 21(6), 732-737.
- Wanner, P., Gerber, R (2022). Situation économique des personnes en âge d'activité et à l'âge de la retraite. Berne : Office fédéral des assurances sociales.
- Wanner, P., & Lerch, M. (2012). Mortalité différentielle en Suisse 1900-2005. Berne : Office fédéral des assurances sociales.
- Weber, A., & Clerc, M. (2017). Deaths amenable to health care: Converging trends in the EU?. *Health Policy*, 121(6), 644-652.
- Wouterse, B., Geisler, J., Bär, M., & van Doorslaer, E. (2023). Has COVID-19 increased inequality in mortality by income in the Netherlands?. *J Epidemiol Community Health*, 77(4), 244-251.
- Zarulli, V., Kashnitsky, I., & Vaupel, J. W. (2021). Death rates at specific life stages mold the sex gap in life expectancy. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(20), e2010588118.
- Zufferey, J. (2016). Investigating the migrant mortality advantage at the intersections of social stratification in Switzerland: The role of vulnerability. *Demographic Research*, 34, 899-926.

6. Liste des tableaux et figures

Tableaux

Tableau 1 : Espérance de vie à l'âge de 25 ans et de 65 ans chez les hommes et les femmes, selon la période, calculée à partir du relevé structurel, et écart par rapport à l'espérance de vie calculée selon STATPOP	8
Tableau 2 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et l'état civil en 2011-2015 et 2018-2022.....	15
Tableau 3 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, célibataires en 2012 et classées selon le sexe et le statut matrimonial en 2017	16
Tableau 4 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, mariées en 2012 et classées selon le sexe et le statut matrimonial en 2017	17
Tableau 5 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe, le type de ménage en 2017	18
Tableau 6 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe, l'état civil et le type de ménage en 2018-2022	19
Tableau 7 : Espérances de vie à la naissance, à 25 et 65 ans, selon la période, le sexe et la nationalité. 2011-2022	22
Tableau 8 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la nationalité en 2011-2015 et 2018-2022	24
Tableau 9 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le lieu de naissance en 2011-2015 et en 2018-2022	25
Tableau 10 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le niveau de formation en 2011-2015 et en 2018-2022.....	28
Tableau 11 : Espérance de vie à 25 et 65 ans selon le sexe et le niveau de formation et la période	29
Tableau 12 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le statut d'emploi en 2011-2015 et 2018-2022.....	30
Tableau 13 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le type d'activité exercée il y a cinq ans, en 2011-2015 et en 2018-2022	32
Tableau 14 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le statut par rapport au chômage les deux années qui précèdent la période d'observation, en 2011-2015 et 2018-2022.....	33
Tableau 15 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la profession exercée (regroupement) en 2011-2015 et 2018-2022	35
Tableau 16 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la profession apprise (regroupement) en 2011-2015 et 2018-2022.....	36
Tableau 17 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le secteur d'activité (regroupement) en 2011-2015 et 2018-2022.....	38
Tableau 18 : Indicateurs des revenus soumis à cotisations, 2010-2021	40
Tableau 19 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le revenu en t-5, en 2011-2015 et 2018-2022.....	41

Tableau 20 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et l'évolution du revenu entre t-10 et t-5, en 2011-2015 et 2018-2022.....	44
Tableau 21 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et la présence ou non d'une rente AI en 2011-2015 et 2018-2022	46
Tableau 22 : Probabilité de décès sur cinq années pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le statut de rente AI et le fait d'être devenu rentier/rentière au cours des cinq dernières années, en 2018-2022.....	47
Tableau 23 : Groupes de causes de décès retenus dans l'analyse.....	52
Tableau 24 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et l'état civil, 20 ans et plus, 2018-2022	54
Tableau 25 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et la nationalité, 20 ans et plus, 2018-2022.....	56
Tableau 26 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le niveau de formation, 25 ans et plus, 2018-2022	58
Tableau 27 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le type d'activité pratiquée, 25 à 64 ans, 2018-2022	59
Tableau 28 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le type de profession apprise, 25 ans et plus, 2018-2022	61
Tableau 29 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et le niveau du revenu, 25 à 64 ans, 2018-2022	62
Tableau 30 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par causes dites évitables et causes dites prévenables, selon le sexe et l'état civil respectivement la nationalité, 20 ans et plus, 2018-2022	65
Tableau 31 : Seuils d'entrée au marché du travail en francs, et entre parenthèses âge médian à l'entrée sur le marché du travail, selon le niveau de formation et la période décennale pour les hommes.....	73
Tableau 32 : Age médian à l'entrée sur le marché du travail, selon le niveau de formation et la période, selon différentes hypothèses	74
Tableau 33 : Espérance de vie, espérance de vie corrigée, et rapport entre durée d'activité et de retraite, selon le sexe, le niveau de formation et le scénario d'âge à l'entrée au marché du travail, selon le sexe	75
Tableau 34 : Age de départ à la retraite sous l'hypothèse où chaque catégorie de niveau de formation exerce une durée d'activité professionnelle égale à celle du niveau secondaire II, selon le sexe ...	76
Tableau 35: Age de départ à la retraite sous l'hypothèse d'une durée de retraite pour chaque catégorie de niveau de formation égale à celle du niveau secondaire II, selon le sexe	77
Tableau 36 : Age de départ à la retraite sous l'hypothèse d'un ratio entre durée d'activité et durée de retraite égale pour chaque catégorie de niveau de formation, selon le sexe	77
Tableau 37 : Espérances de vie à 25 et 65 ans, selon la période, le sexe et l'état civil. 2011-2022 .	93
Tableau 38 : Evolution des probabilités de décès sur cinq années, selon le sexe, l'âge et l'état civil, en 1990 (décès entre 1991 et 1995) et 2017 (décès entre 2018 et 2022).....	93
Tableau 39 : Evolution des probabilités de décès sur cinq années, selon le sexe, l'âge et le niveau de formation, entre 1990 (décès entre 1991 et 1995) et 2017 (décès entre 2018 et 2022).....	94

Tableau 40 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et l'état civil, 20-64 ans uniquement, 2018-2022	95
--	----

Figures

Figure 1 : Représentation du calcul des probabilités de décès sur cinq années.....	6
Figure 2 : Estimation des quotients de mortalité à partir d'une enquête	8
Figure 3 : Espérance de vie à la naissance des hommes et des femmes, entre 1970 et 2022 (axe de gauche) et écart entre hommes et femmes (axe de droite)	12
Figure 4 : Déficit d'espérance de vie à l'âge de 25 ans et 65 ans des hommes et des femmes célibataires et ex-marié-e-s, comparativement aux personnes mariées, par période. 2011-2022..	13
Figure 5 : Probabilité de décès sur cinq années (2018-2022) pour des personnes de différents âges, classées selon le sexe et le nombre d'enfants vivant dans le ménage en 2017	21
Figure 6 : Taux standardisé de mortalité par sexe, âge et nationalité, selon le pays de résidence en 2019-2021	48
Figure 7 : Résultats d'une régression logistique portant sur le risque de décès pour les 5 années à venir, selon le sexe et l'âge, 58, et 63 ans, en 2018-2022.....	50
Figure 8 : Résultats d'une régression logistique portant sur le risque de décès pour les 5 années à venir, selon le sexe, 65 ans, en 2018-2022	51
Figure 9 : Revenu professionnel médian des hommes en fonction de l'année et de l'âge, pour les trois niveaux de formation, 1982-2021.....	71
Figure 10 : Revenu professionnel médian en 1982 et 2020 selon le niveau de formation et l'âge pour les hommes	72

7. Annexes

7.1. Annexe 1

Tableau 37 : Espérances de vie à 25 et 65 ans, selon la période, le sexe et l'état civil. 2011-2022

	Espérance de vie à 25 ans			Espérance de vie à 65 ans		
	2011-2014	2015-2019	2020-2022	2011-2014	2015-2019	2020-2022
Hommes						
Célibataire	51.9	52.7	52.9	16.3	16.7	16.7
Mariée	58.0	58.7	58.8	20.1	20.6	20.5
Ex-marié	52.3	53.4	52.6	17.3	18.1	18.0
Ensemble	56.3	57.1	57.1	19.2	19.7	19.6
Femmes						
Célibataire	58.1	58.2	58.3	20.8	21.0	20.7
Mariée	61.8	62.1	62.3	23.2	23.4	23.6
Ex-mariée	58.8	59.6	59.4	21.6	21.9	21.8
Ensemble	60.4	60.8	60.8	22.3	22.5	22.5

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs.

7.2. Annexe 2

Tableau 38 : Evolution des probabilités de décès sur cinq années, selon le sexe, l'âge et l'état civil, en 1990 (décès entre 1991 et 1995) et 2017 (décès entre 2018 et 2022).

	58 ans				65 ans				67 ans			
	1990	2000	2010	2017	1990	2000	2010	2017	1990	2000	2010	2017
Homme												
Célibataire	8.8	7.2	5.8	5.0	16.0	13.3	10.1	9.5	16.4	15.8	13.6	11.7
Marié	5.3	3.4	2.5	2.0	10.5	7.2	5.1	4.4	12.6	8.7	6.1	5.2
Veuf	8.6	5.8	5.0	3.0	13.6	9.9	7.7	6.4	18.1	13.9	8.3	8.0
Divorcé	8.6	5.5	5.0	4.0	18.0	10.3	8.8	7.8	18.0	13.2	10.1	8.7
Femme												
Célibataire	3.7	3.9	2.7	2.8	6.8	4.8	5.2	4.9	7.2	6.5	5.8	6.1
Mariée	2.4	1.8	1.4	1.2	4.9	3.4	2.8	2.5	5.8	4.3	3.2	3.0
Veuve	2.5	2.5	3.0	2.3	5.5	5.0	3.9	4.5	7.4	5.6	5.3	4.7
Divorcée	3.0	3.1	2.3	1.9	6.4	4.9	4.6	4.4	8.3	6.3	5.4	5.0

Sources : pour 1990 et 2000, Wanner et Lerch (2012). Les décès incluent les mois de décembre 1990 et 2000. Pour 2010 et 2017, calculs reposant sur la statistique STATPOP. Les personnes en partenariat enregistrées sont regroupées avec les personnes mariées, celles dont le partenariat a été dissous sont regroupées avec les personnes divorcées.

7.3. Annexe 3

Tableau 39 : Evolution des probabilités de décès sur cinq années, selon le sexe, l'âge et le niveau de formation, entre 1990 (décès entre 1991 et 1995) et 2017 (décès entre 2018 et 2022).

	58 ans				65 ans				67 ans			
	1990	2000	2010	2017	1990	2000	2010	2017	1990	2000	2010	2017
Homme												
Secondaire I	7.6	4.9	2.9	2.1	13.9	9.4	6.2	5.5	15.2	11.5	9.1	7.8
Secondaire II	5.5	4.0	3.0	2.4	10.7	7.7	5.9	6.2	13.0	9.0	5.7	6.3
Tertiaire	4.2	2.8	1.7	1.7	8.9	5.9	4.4	3.5	10.8	7.1	4.4	5.1
Femme												
Secondaire I	2.6	2.3	1.6	1.3	5.8	4.0	2.9	3.3	7.1	5.2	3.2	4.1
Secondaire II	2.3	2.1	1.5	1.2	4.6	3.5	2.4	3.3	5.5	4.5	3.5	3.0
Tertiaire	2.3	1.7	3.8	3.6	2.4	...	6.1	4.0

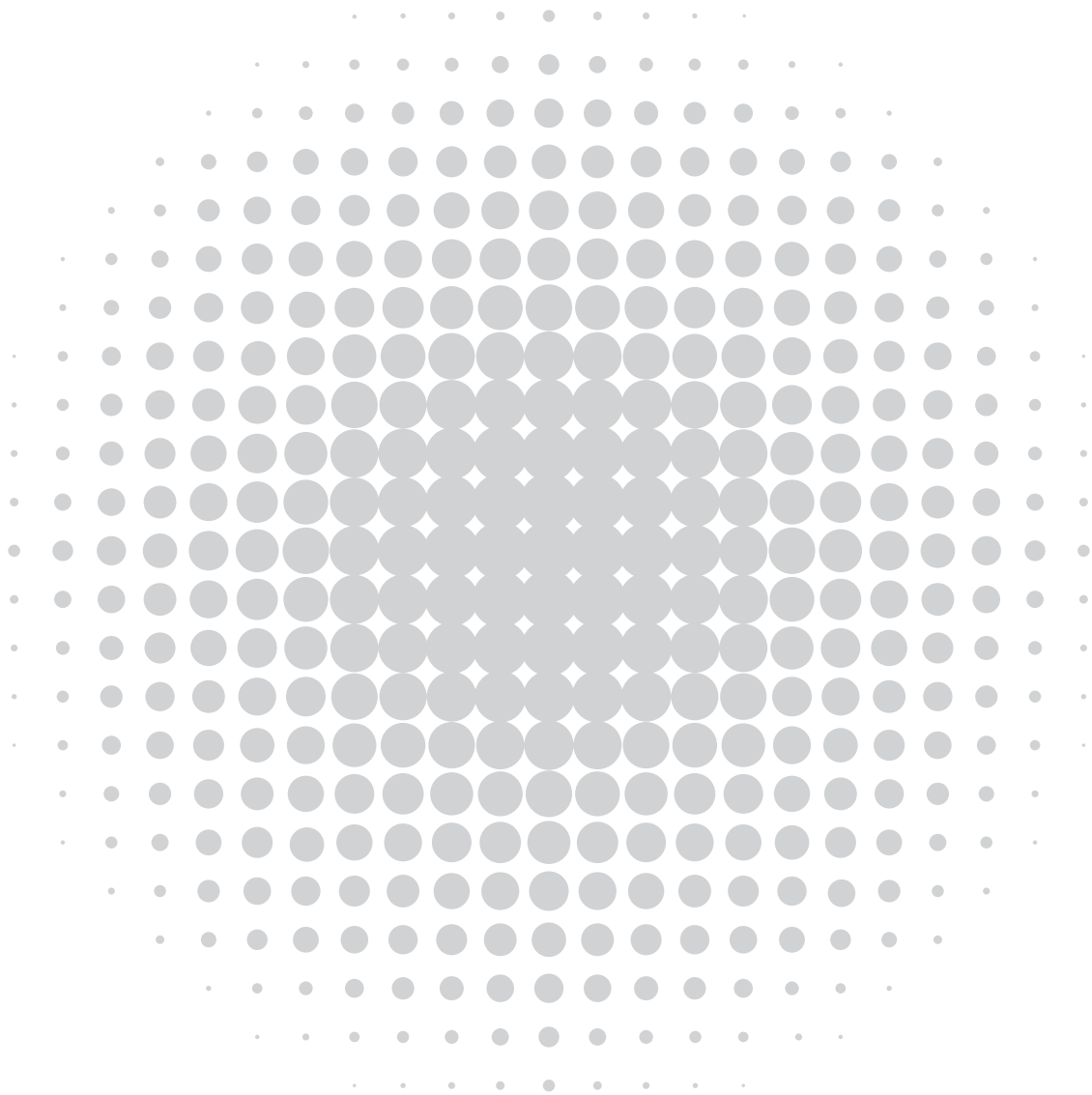
Sources : pour 1990 et 2000, Wanner et Lerch (2012). Les décès incluent les mois de décembre 1990 et 2000. Pour 2010 et 2017, calculs reposant sur le relevé structurel apparié à STATPOP. L'échantillon n'est pas pondéré.

7.4. Annexe 4

Tableau 40 : Résultats d'une régression logistique sur le risque de décès par différents groupes de causes, selon le sexe et l'état civil, 20-64 ans uniquement, 2018-2022

	Maladies infectieuses			Cancers			Troubles mentaux et du comportement		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Célibataire	4.8	{3.8 - 6.2}	***	1.7	{1.6 - 1.7}	***	9.6	{8.1 - 11.4}	***
Marié	1.0			1.0			1.0		
Veuf	1.5	{0.5 - 4.8}		1.3	{1.1 - 1.6}	**	4.7	{2.7 - 8.2}	***
Divorcé	3.0	{2.3 - 4.0}	***	1.5	{1.4 - 1.6}	***	5.9	{4.9 - 7.2}	***
Femmes									
Célibataire	3.5	{2.4 - 5.1}	***	1.5	{1.4 - 1.6}	***	8.9	{6.8 - 11.5}	***
Mariée	1.0			1.0			1.0		
Veuve	2.4	{1.2 - 4.7}	*	1.3	{1.2 - 1.4}	***	4.9	{3.1 - 7.6}	***
Divorcée	2.2	{1.5 - 3.2}	**	1.4	{1.3 - 1.5}	***	5.8	{4.5 - 7.7}	***
	Maladies du système nerveux			Maladies circulatoires			Maladies respiratoires		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Célibataire	3.3	{2.8 - 3.8}	***	2.3	{2.2 - 2.5}	***	4.8	{4.2 - 5.6}	***
Marié	1.0			1.0			1.0		
Veuve	1.5	{0.8 - 2.9}		1.9	{1.5 - 2.3}	***	2.2	{1.3 - 3.7}	***
Divorcé	1.6	{1.3 - 1.9}	***	2.1	{1.9 - 2.2}	***	3.2	{2.7 - 3.7}	***
Femmes									
Célibataire	3.2	{2.7 - 3.8}	***	2.5	{2.2 - 2.9}	***	3.1	{2.5 - 3.8}	***
Mariée	1.0			1.0			1.0		
Veuf	1.3	{0.9 - 1.9}		2.1	{1.7 - 2.5}	***	2.8	{2.1 - 3.8}	***
Divorcée	1.5	{1.2 - 1.8}	***	1.9	{1.7 - 2.2}	***	2.7	{2.3 - 3.3}	***
	Maladies digestives			Morts violentes			Covid- 19		
	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p	OR	IC 95%	p
Hommes									
Célibataire	3.2	{2.7 - 3.9}	***	2.8	{2.5 - 3.1}	***	2.2	{1.7 - 2.7}	***
Marié	1.0			1.0			1.0		
Veuf	3.2	{2.2 - 4.7}	***	2.4	{1.7 - 3.3}	***	1.1	{0.6 - 2.1}	
Divorcé	3.3	{2.9 - 3.8}	***	2.1	{2.0 - 2.4}	***	1.2	{1.0 - 1.4}	
Femmes									
Célibataire	2.0	{1.9 - 2.2}	***	3.1	{2.9 - 3.3}	***	1.8	{1.6 - 1.9}	***
Mariée	1.0			1.0			1.0		
Veuve	2.8	{2.0 - 3.7}	***	1.7	{1.2 - 2.3}	***	1.5	{1.0 - 2.3}	*
Divorcée	2.9	{2.5 - 3.5}	***	2.2	{1.9 - 2.5}	***	1.1	{0.8 - 1.4}	

Source : OFS, STATPOP. Propres calculs. Modèles contrôlés de l'âge. Les personnes âgées de 20-64 ans, l'état civil au début de la période d'observation (31 décembre 2017) et la mortalité entre 2018 et 2022 sont prises en compte. * p < 0.05 ** p < 0.01 *** p < 0.001.



ofas.admin.ch

