



Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Département fédéral de l'intérieur DFI
Office fédéral de la statistique OFS

Estimation des durées de vie par génération

Evolution 1900-2150 et tables de mortalité par génération 1900-2030 pour la Suisse

Jacques Menthonnex

RAPPORT TECHNIQUE
Mai 2015

Reproduction avec mention de la source

Préambule

Ce rapport est une version réactualisée des travaux effectués il y a cinq ans ; en collaboration avec l'Office fédéral de la statistique (OFS), il est apparu opportun de refaire le tour de la question au moment où l'OFS rediffuse de nouvelles projections démographiques pour la Suisse et où certaines bases techniques utilisées par de nombreuses caisses de retraites suisses allaient être réajustées. Ainsi ces nouvelles tables de mortalité par génération prennent en compte les dernières tables de mortalité de l'OFS et sont cohérentes avec l'évolution postulée de l'espérance de vie à la naissance dans les projections de la population diffusée par l'OFS en 2015 (scénario de référence).

Par rapport aux tables préparées en 2009, les ajustements effectués sont peu importants, ce qui montre une robustesse rassurante des résultats. On constate néanmoins que sur le court terme, l'espérance de vie des femmes a évolué de manière un peu moins favorable qu'envisagée ; sur le long terme, le scénario principal de l'OFS ne montre guère de changements notables. Ces nouvelles tables « par génération » comportent aussi quelques ajustements sur le profil selon l'âge des quotients de mortalité.

Nous soulignons encore que ce rapport technique fait plus que de présenter les grandes lignes de la méthode utilisée et de présenter les principaux résultats :

- Une analyse mathématique décrit les similitudes et les différences entre notre modèle et celui de Makeham-Gompertz (pages 7 et 49). Concernant les personnes très âgées, nous avons supposé que le vieillissement se ralentit avec l'âge ; cette proposition originale justifie la formulation du modèle pour la mortalité des super-centenaires. A noter que pour les centenaires, la mortalité observée en Suisse garde une dimension aléatoire au vu de sa petite taille. L'information de référence a alors été consolidée par la prise en compte de données relatives à d'autres pays à faibles mortalité (p. 15-18).
- En annexe, quelques graphiques et deux tableaux illustrent l'impact de la mortalité (selon l'âge de la retraite, le sexe, l'année) sur le taux de conversion pour un taux d'intérêt technique donné (p. 51-54).
- Pour une lecture rapide, il est intéressant de consulter le nouveau graphique sur la probabilité de vivre jusqu'à un âge donnée (p. 35-37) ainsi qu'à la fin du rapport, quelques chiffres-clé qui illustrent de manière parlante les résultats et l'intérêt de décrire la mortalité par génération (p. 61).

JM, Pully mai 2015

Estimation de la durée de vie par génération

Evolution 1900-2150 et tables de mortalité par génération 1900-2030 pour la Suisse

Jacques Menthonnex

menthomain@msn.com

Pully, mai 2015

Rapport technique

Introduction	3
Formulation du modèle de base	5
Le choix du modèle de base	6
Comparaison avec la loi de Makeham	7
La rectangularisation des courbes de survie	8
Evolution des paramètres principaux 1900-2013	10
Critique du modèle de base	12
Améliorations du modèle à certains âges	13
Mortalité des centenaires	15
Extrapolation des paramètres principaux	19
Résultats selon une vision transversale	21
Résultats selon une vision longitudinale	25
La durée qui reste à vivre	28
Comparaisons entre trois générations	30
Probabilité de devenir centenaire	33
L'âge moyen atteint selon son âge	34
Probabilité de vivre jusqu'à un âge donné	35
<i>Age atteint pour une probabilité donnée selon l'âge en 2015</i>	36
Âges homologues	40
Conclusion	41
Bibliographie	43
Annexes : (détail au verso)	49-61

Annexes

Comparaison du modèle proposé avec celui de Makeham	49
Recherche théorique du mode des décès	50
Les taux de conversion théoriques (G38-G40, T3-T6)	51
Risques de décès entre deux âges selon la génération, graph. G41	55
Durée de vie qui reste selon l'âge exact et l'année en cours :	
Hommes, tableau T7	56
Femmes, tableau T8	57
Age au décès selon l'âge exact et l'année en cours	
Hommes, tableau T9	58
Femmes, tableau T10	59
Tables de mortalité transversales et longitudinales, synthèse (T11)	60
Synthèse des principaux résultats	61

Fichiers Excel disponibles :

Les tables de mortalité par année qui présentent une description de la mortalité par âge exact, selon le sexe et pour une année donnée (comprise entre 1900 et 2150), des survivants, des quotients de mortalité et des durées qui restent à vivre.

Les tables de mortalité par génération présentent une description de la mortalité par âge exact, selon le sexe et pour une année de naissance donnée (entre 1900 et 2030), des survivants, des quotients de mortalité et des durées qui restent à vivre.

Introduction

Habituellement, les indicateurs de mortalité sont établis sur la base des tables de mortalité calculées à partir des observations d'une année donnée. Ces indicateurs synthétiques, comme l'espérance de vie, restent intéressants mais ne sont guère intuitifs ; dans bien des cas, il est plus utile de décrire la mortalité pour une génération donnée (les personnes nées la même année). Ainsi, par exemple, les dernières tables suisses de mortalité, qui reflètent la mortalité observée en 2013, indiquent une espérance de vie à la naissance de 80.5 ans pour les hommes et de 84.8 ans pour les femmes¹. Cette mortalité est basée à la fois sur les risques encourus par les enfants et par les vieillards vivant actuellement en Suisse. On verra à la fin de cette étude qu'en prolongeant les tendances observées, les nouveau-nés d'aujourd'hui vont probablement vivre 88 ou 92 ans, selon leur sexe, soit 9 ans de plus (8 pour les filles) que l'espérance de vie à la naissance calculée sur la situation 2013. La description par génération, autrement dit selon l'année de naissance des personnes, est particulièrement utile pour la détermination de projections financières par les caisses de retraites ; à noter que les aspects démographiques ne constituent qu'une des composantes des calculs.

Finalement, nous soulignons que c'est cette approche dite « longitudinale » qui décrit la mortalité de la manière la plus compréhensible; en effet, en tant qu'individu, nous nous situons naturellement dans une optique « par génération ». A la fin du rapport, nous avons pu décrire le nombre d'années qui restent à vivre compte tenu de l'âge et du sexe. Toutefois il ne faut pas perdre de vue qu'il ne s'agit que d'un exercice prospectif sur le comportement moyen et qu'il existe une grande variabilité de la mortalité entre les individus nés la même année.

Comme pour établir une table longitudinale, il est nécessaire de disposer d'une centaine d'années d'observations ou alors d'extrapoler les quotients de mortalité sur une longue période, les travaux sur ce type de tables sont rares. Pour la Suisse, la liste exhaustive des études longitudinales est courte : Il existe un premier bref article², datant de 1970 et publié par le Bureau fédéral de la statistique, avec les quotients de mortalité pour les générations nées entre 1946 et 1966. En 1998, l'Office fédéral de la statistique (OFS) publie les premiers travaux complets (Menthonnex, Wanner, 1998) sur ce sujet. Cette dernière étude a pu montrer que la « transition » de mortalité paraît être davantage un phénomène de génération que d'époque. Le passage entre un modèle de forte mortalité à celui de faible mortalité a concerné principalement les générations nées entre 1890 et 1930. En 2005, suite à la publication de la table détaillée de l'OFS 1998/2003, les travaux précédant ont été complétés et actualisés (Menthonnex 2006), puis encore une fois en 2009, toujours en collaboration avec l'OFS. Le présent travail reste dans cette lignée. Dans la mesure où l'on extrapole les tendances observées de la mortalité sur des périodes relativement longues, il est prudent d'utiliser un modèle qui prend en compte une analyse soignée du passé. Les travaux comparables réalisés à l'étranger ne mettent pas en évidence de modèle « prédictif » particulièrement convaincant (Caselli, 2004); il faut dire que seuls quelques pays ont effectué et publié ce type de table³, et depuis peu d'années, ont l'opportunité d'observer la mortalité aux âges très élevés avec un nombre suffisant d'informations. Nous avons donc

¹ Tables influencées par l'usage de la nouvelle statistique de la population (STATPOP au lieu de ESPOP dès 2010).

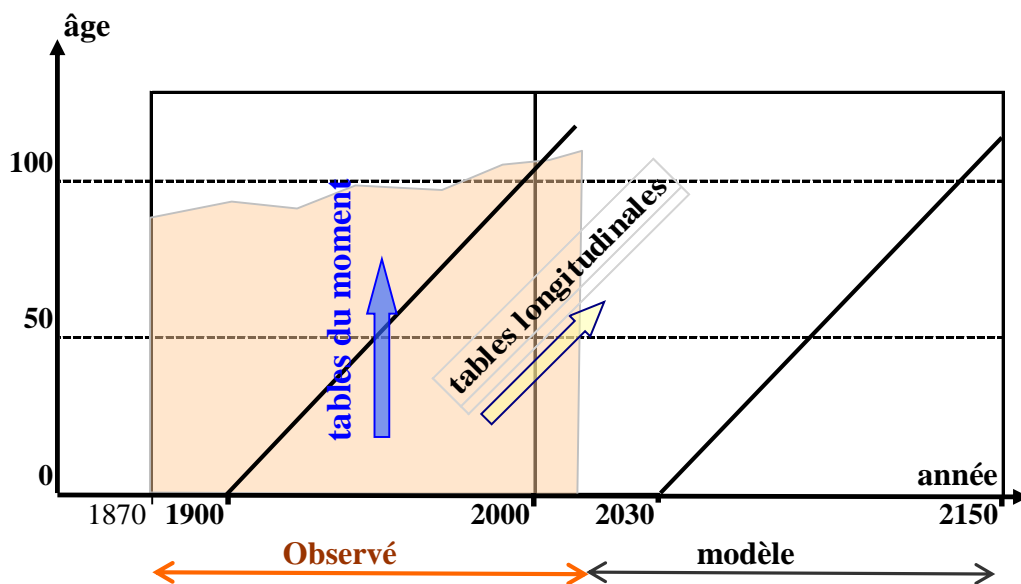
² « La vie économique » de janvier 1970.

³ Par exemples : Bongaarts 2004, Lambrecht et Paul 2004, Paquette, Martel et Bourbeau 2005.

repris l'architecture du modèle que nous avons imaginé précédemment, qui est proche sans être identique des travaux très anciens de Makeham, mais avec des particularités⁴ qui tiennent compte de l'analyse de l'évolution des tables suisses au cours du XXe siècle. Par exemple, en formalisant un modèle qui décrit les risques encourus jusqu'à un âge x donné ($-\ln S_x$) et non pas les quotients de mortalité -comme cela ce fait plus généralement⁵- cela permet de retenir une formulation plus opérationnelle et plus logique aux âges élevés, que celle de Makeham-Gompertz. Pour certains âges, il a cependant été nécessaire d'introduire certains ajustements pour que le modèle devienne pleinement satisfaisant en regard des observations récentes.

Ce rapport présente le modèle qui décrit la mortalité ainsi que les principaux résultats. La détermination des paramètres du modèle permet de disposer d'une synthèse de l'information contenue dans les tables de mortalité suisses durant près d'un siècle. C'est sur cette base que l'évolution vraisemblable de la mortalité générale est déduite. L'évaluation des tables à venir est non seulement dépendante de la formalisation du modèle, mais aussi de la manière dont certains paramètres ont été projetés. Pour cela, nous avons tenu compte des derniers travaux en cours effectués par les experts de l'OFS dans le cadre de la réactualisation des projections démographiques pour la Suisse.

Pour ce rapport, nous avons finalement juxtaposé les tables annuelles de mortalité calculées pour la Suisse sur la période 1900-2013 aux résultats obtenus sur la base du modèle avec certains paramètres extrapolés pour les années 2014-2150. Cette série de tables, exceptionnellement longue, est présentée dans un premier temps dans une optique transversale, puis d'un point de vue longitudinal, pour les générations 1900-2030.



⁴ Compte tenu de l'expérience accumulée et d'une meilleure connaissance de la mortalité aux grands âges, plusieurs éléments du modèle 2005 ont été adaptés.

⁵ A noter les travaux de Byung Mook Weon (Weon 2004) qui propose un modèle pour décrire la fonction des survivants par âge sur la base des données suisses 1871-2001.

Formulation du modèle de base

Introduction

La recherche d'une loi décrivant la mortalité en fonction de l'âge est loin d'être nouvelle puisque Abraham de Moivre proposait en 1718 une loi sur l'évolution du nombre de survivants. Depuis, de nombreux auteurs ont proposé « leur loi »⁶. La multiplicité des fonctions présentées montre que les tentatives de justification d'un modèle explicatif universel de la mortalité sont vouées à l'échec. Cela résulte du fait que la mortalité dépend des interactions entre deux phénomènes complexes (Zimmermann et Weiss, 2005), variables dans le temps et l'espace :

- les caractéristiques physiologiques des générations en présence qui dépendent tant du patrimoine héréditaire que des conditions de vie spécifiques à chaque individu (nutrition, hygiène, activité économique, niveau de formation, etc.);
- les conditions propres à l'époque de calcul de la table (niveau sanitaire et médical, situation économique, climat, etc.).

Nous nous contenterons donc de trouver une formulation empiriquement opérationnelle.

Choix de la caractéristique à décrire

Une table de mortalité peut se décrire de différentes façons; il est en effet équivalent, d'un point de vue théorique, d'utiliser des quotients de mortalité, des survivants par âge ou des nombres de décès par âge, puisqu'une formule permet de passer d'un concept à l'autre. En réalité, il nous a fallu choisir la manière de faire décrire les tables par le modèle, compte tenu que, pour le modélisateur, le choix n'est pas neutre : la signification des écarts entre le modèle et la valeur correspondante observée ne sera pas identique et aura ainsi un impact sur l'ajustement du modèle.

Deux considérations nous ont guidés :

- la forme de la fonction doit être telle que le processus d'estimation des paramètres du modèle ne privilégie pas excessivement un ajustement pour certains âges;
- la seule fonction de la table de mortalité dont la forme continue coïncide avec sa forme discrète, est la fonction de survie S_x . Cette fonction permet donc de prendre en compte facilement tant une table exacte (âge par âge) qu'une table abrégée.

Cela nous a amené à choisir de décrire la mortalité sous la forme, au signe près, du logarithme des survivants en fonction de l'âge x . On a pour l'année t et pour un sexe donné :

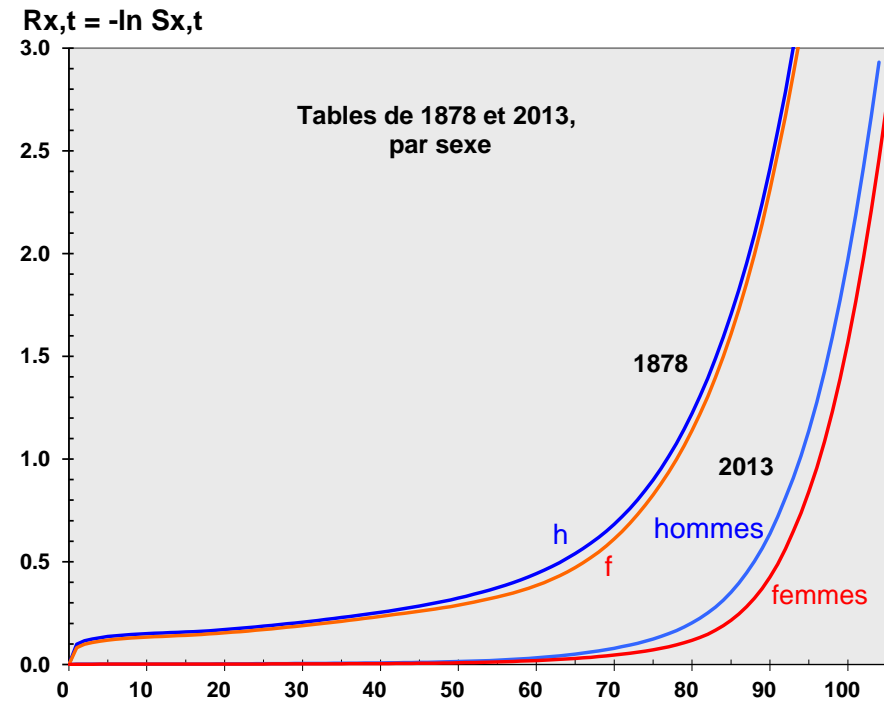
$$R_{x,t} = - \ln S_{x,t}$$

Cette fonction représente un indicateur de risque encouru depuis la naissance. En effet, on peut montrer que

$$R_{x,t} = - \ln S_{x,t} = \int_0^x \frac{S'_{a,t}}{S_{a,t}} \cdot da = \int_0^x q_{a,t} \cdot da$$

où $q_{a,t}$ représente la probabilité de décès instantané à l'âge a pour l'année t .

⁶ Pour une description générale des fonctions proposées, voir p. 7 à 32, Duchêne 1980.



Les propriétés d'additivité de la fonction logarithmique ont retenu notre attention puisque, à un segment de droite, R_{x1} à R_{x2} , correspond une probabilité de survie S_{x1}/S_{x2} . L'indicateur de risque encouru R remplit ainsi la première condition énoncée plus haut : à une valeur identique entre deux écarts résiduels (entre la fonction observée, tirée des tables, et la fonction estimée) correspond une même signification en termes de probabilité de survie quelle que soit la position des points sur l'ordonnée.

Le choix du modèle de base

Trois critères ont été pris en compte lors du choix de la forme analytique du modèle :

- 1) la fonction retenue doit être définie par un nombre minimum de paramètres,
- 2) elle ne doit ne pas comporter de discontinuité,
- 3) enfin, les paramètres de la fonction doivent être interprétables, dans la mesure du possible, afin d'augmenter l'intérêt du modèle.

Cela nous a amené à opter pour la loi suivante (dans un premier temps) :

$$R_{x,t} = b_{0,t} + b_{1,t} \cdot x + b_{2,t} \cdot (b_{3,t})^x$$

où x représente l'âge et t l'année d'observation.

Cette loi possède quatre paramètres qui évoluent avec le temps :

b_0 est directement lié à la mortalité infantile;

b_1 est un coefficient de proportionnalité qui cumule le risque auquel sont également soumis jeunes et vieux; ce paramètre est particulièrement influencé par le nombre d'accidents et de suicides;

b_2 est un effet d'intensité du risque de mortalité lié au vieillissement;

b_3 est un effet d'accélération du risque avec l'avancement en âge puisque b_3 est directement lié à la courbure de la fonction R.

Il faut néanmoins rappeler que la nature transversale de cette description rend l'interprétation de ces paramètres délicate. Afin de déterminer les fonctions qui permettent de décrire l'évolution au cours du temps, nous avons estimé leur valeur pour chaque table de mortalité ou, autrement dit, tous les 10 ans.

Dans une étape ultérieure, une fonction décrivant l'évolution de chaque paramètre au cours du temps sera déterminée. La prolongation de la trajectoire à venir déterminera les tables calculées pour les années futures.

Comme la comparaison entre les tables observées et le modèle montre certaines divergences, plusieurs adaptations du modèle seront effectuées dans une étape ultérieure.

Comparaison avec la loi de Makeham

Avec une formulation continue, le modèle proposé correspond pratiquement⁷ à celui déjà proposé par Makeham en 1860 sous la forme

$$Q(x) = B + A \cdot e^{Kx}$$

Cette dernière formulation, qui est en fait une amélioration de la loi proposée par Gompertz, n'a de sens qu'en temps continu, ou que si le quotient de mortalité reste à un niveau faible. A noter que, dans la littérature, on observe que ce modèle est souvent considéré à tort comme valable en temps discret. Hervé Le Bras (1976, p 685) a démontré que la liaison entre les quotients instantanés $q(y)$ et les quotients annuels ${}_nq_x$ est la suivante :

$$q(y) = -\frac{1}{n} \ln(1 - {}_nq_x) \quad \text{où } x < y < x+n$$

et n étant la valeur de l'intervalle entre deux âges (souvent $n=1$)

Ainsi $q(y)$ peut dépasser un alors que q_x reste toujours inférieur à un.

En formulation discrète, le quotient de mortalité correspondant à notre modèle (p 6) devient, sachant que $R_x = -\ln S_x$:

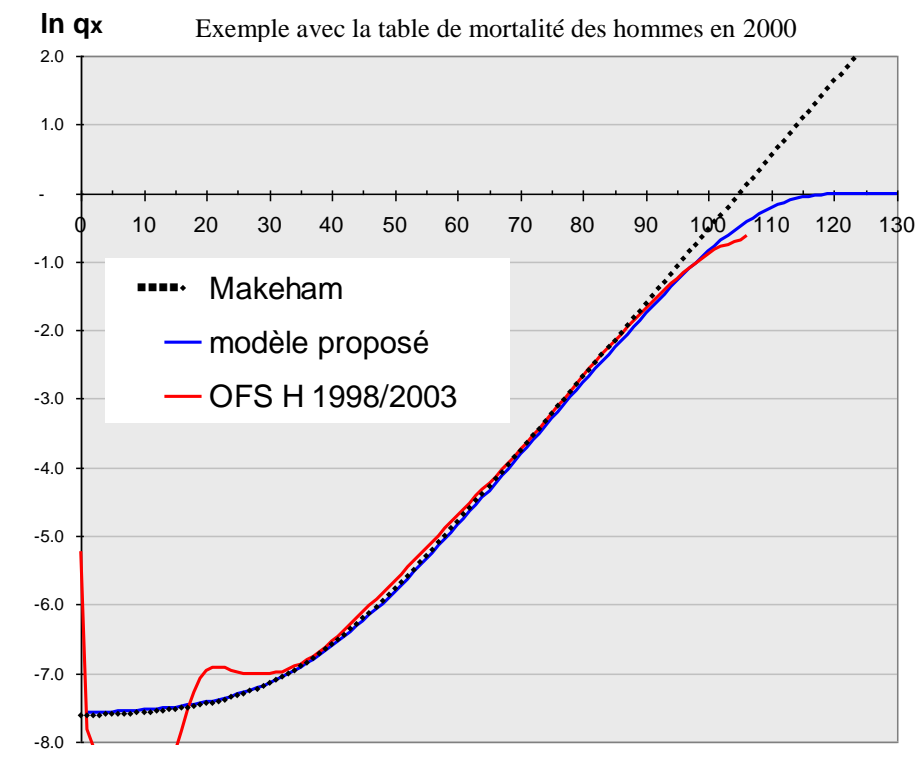
$$q_x = 1 - \exp(-b_1 + b_2 \cdot (1 - b_3) \cdot b_3^x)$$

⁷ Démonstration en annexe, page 49

Un graphique (G2) représentant le niveau de la mortalité des hommes en Suisse vers 2000 permet d'illustrer l'écart entre la loi de Makeham et notre modèle. Jusqu'à 85 ans, environ, les quotients de mortalité annuels calculés avec le modèle sont pratiquement confondus avec les taux instantanés de Makeham. On remarque que bien que notre formulation soit plus satisfaisante aux âges élevés, la mortalité observée pour les centenaires est en réalité inférieure aux valeurs du modèle. Ce point sera traité plus particulièrement dans un deuxième temps.

Quotient de mortalité en fonction de l'âge, comparaison entre les deux modèles

G2



© JM-OFS

La rectangularisation des courbes de survie

Autrefois, le nombre de survivants décroissait régulièrement en fonction de l'âge, et ceci dès les premières années ; ainsi seuls 33% des femmes et 25% des hommes étaient encore en vie à 70 ans dans les conditions observées en 1900. Avec l'évolution favorable de la mortalité, la fonction des survivants change d'allure au cours du temps pour s'approcher de plus en plus d'un rectangle : le nombre de survivants ne s'amenuise que faiblement au début de la vie pour ensuite diminuer très rapidement aux âges avancés. Actuellement, on constate⁸

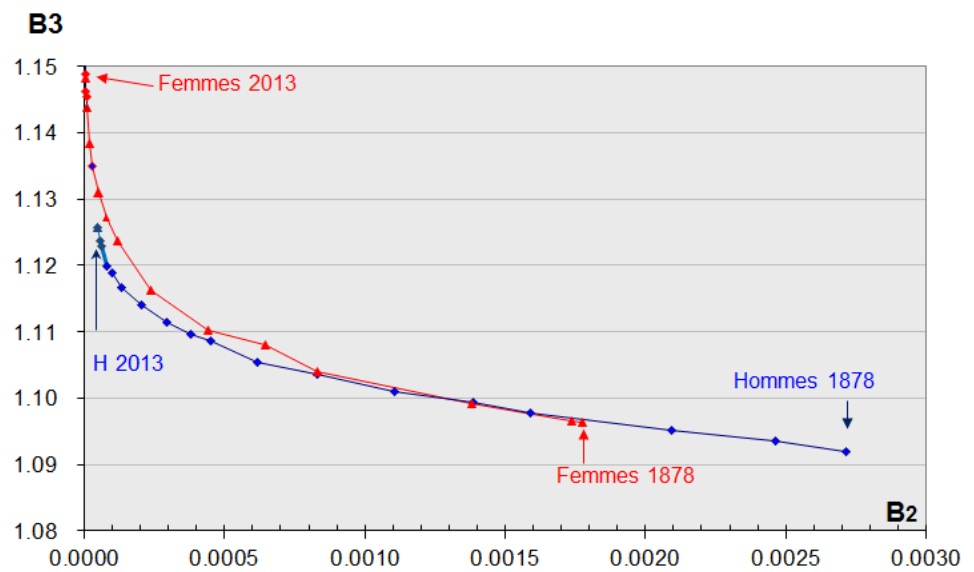
⁸ Dans les conditions décrites par la table du moment.

que 83% des hommes, et 90% des femmes, sont encore en vie à 70 ans ; parmi les survivants à 70 ans, seuls 26% des hommes et 41% des femmes sont encore en vie à 90 ans.

Ce phénomène bien connu se traduit, dans notre contexte, par une liaison entre les paramètres B2 et B3 : au fur et à mesure que l'intensité de la mortalité diminue (B2), l'accélération du processus de vieillissement (décrit par les survivants selon l'âge S_x) s'accroît (B3). Cette interdépendance est illustrée par le graphique G3 basé sur l'estimation des paramètres relatifs à 15 tables de mortalité suisses. On remarque qu'avant 1950, les trajectoires $B3=f(B2)$ sont presque identiques selon le sexe ; à ceci près que les femmes se situent « en avance ».

Liaison entre l'accélération du vieillissement B3 et l'intensité B2

G3



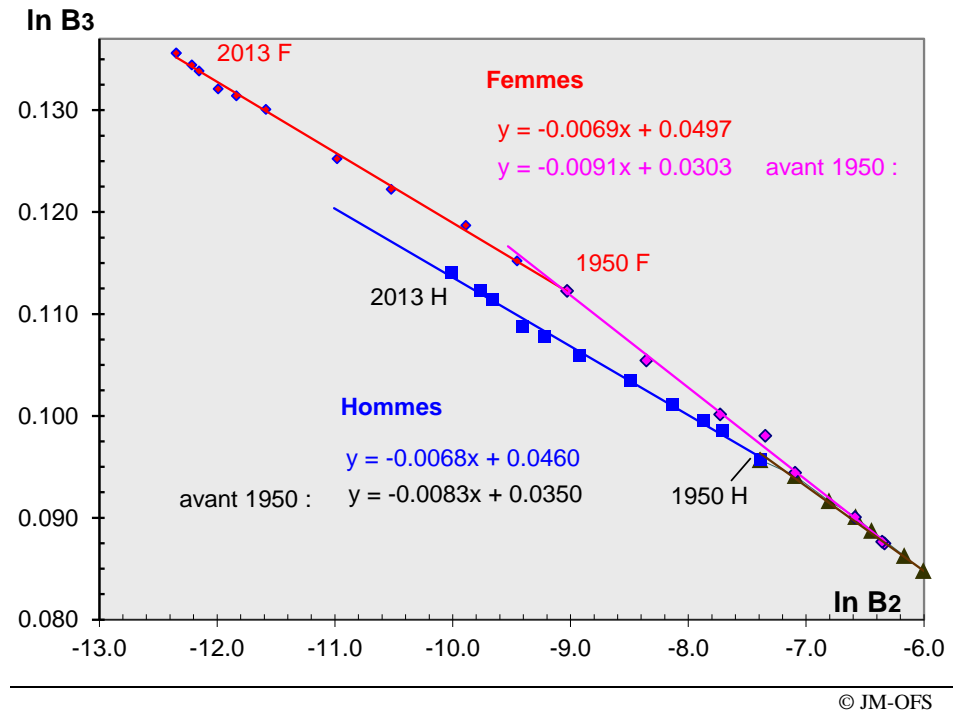
© JM-OFS

A noter que, pour estimer les paramètres (B2, B3) propres à chaque table, seule l'information relative aux âges compris entre 60 ans et 85 ans a été prise en compte. L'information correspondant aux âges élevés a été « éliminée » dans la mesure où les quotients de mortalité ne suivaient plus une loi de Makeham (cf. partie « analyse des centenaires »).

La liaison entre les paramètres A et K de la loi de Makeham a déjà été décrite⁹ ; Hervé Le Bras (Le Bras 1976) rappelait les travaux de Midwan et Strehler qui avaient montré en 1960, sur la base de 64 tables de mortalité, qu'il y avait une liaison stable entre les deux paramètres. Dans notre formulation, la relation entre le logarithme de B3 et celui de B2 est clairement linéaire (G4). Les paramètres sont dépendants du sexe ; Etant donné la « cassure » observée vers 1950, deux périodes ont été distinguées pour décrire la liaison entre B3 et B2 :

⁹ $K = \ln B3$ et $A = \ln B3 \times B2$

Formalisation de la liaison entre l'accélération du vieillissement B3 et de l'intensité B2 **G4**



$$R_{x,t} = b_{0,t} + b_{1,t,x} \cdot x + b_{2,t} \cdot (b_{3,t})^x$$

avec $\ln b_{3,t} = a + b \cdot \ln b_{2,t}$

A noter que si l'on néglige le rôle de b_1 , l'âge correspondant au maximum des décès peut se calculer simplement¹⁰; il vaut :

$$x_t = \frac{-\ln b_{2,t}}{\ln b_{3,t}}$$

Compte tenu de la pente des tendances observées (figure G5), l'âge du mode des décès augmente au fur et à mesure que b_2 diminue ($-\ln b_2$ augmente plus que $\ln b_3$) ; autrement dit, au fil du temps l'intensité de la mortalité diminue (B_2) et la courbure de la courbe (B_3) augmente en se déplaçant à droite : la rectangularisation se poursuit. Cette caractéristique du modèle en constitue la spécificité et l'intérêt par rapport à d'autres classiquement utilisés (Lee-Carter, Nolfi). Cet argument est développé en annexe (p. 50).

Valeurs des paramètres estimés sur la base des tables officielles

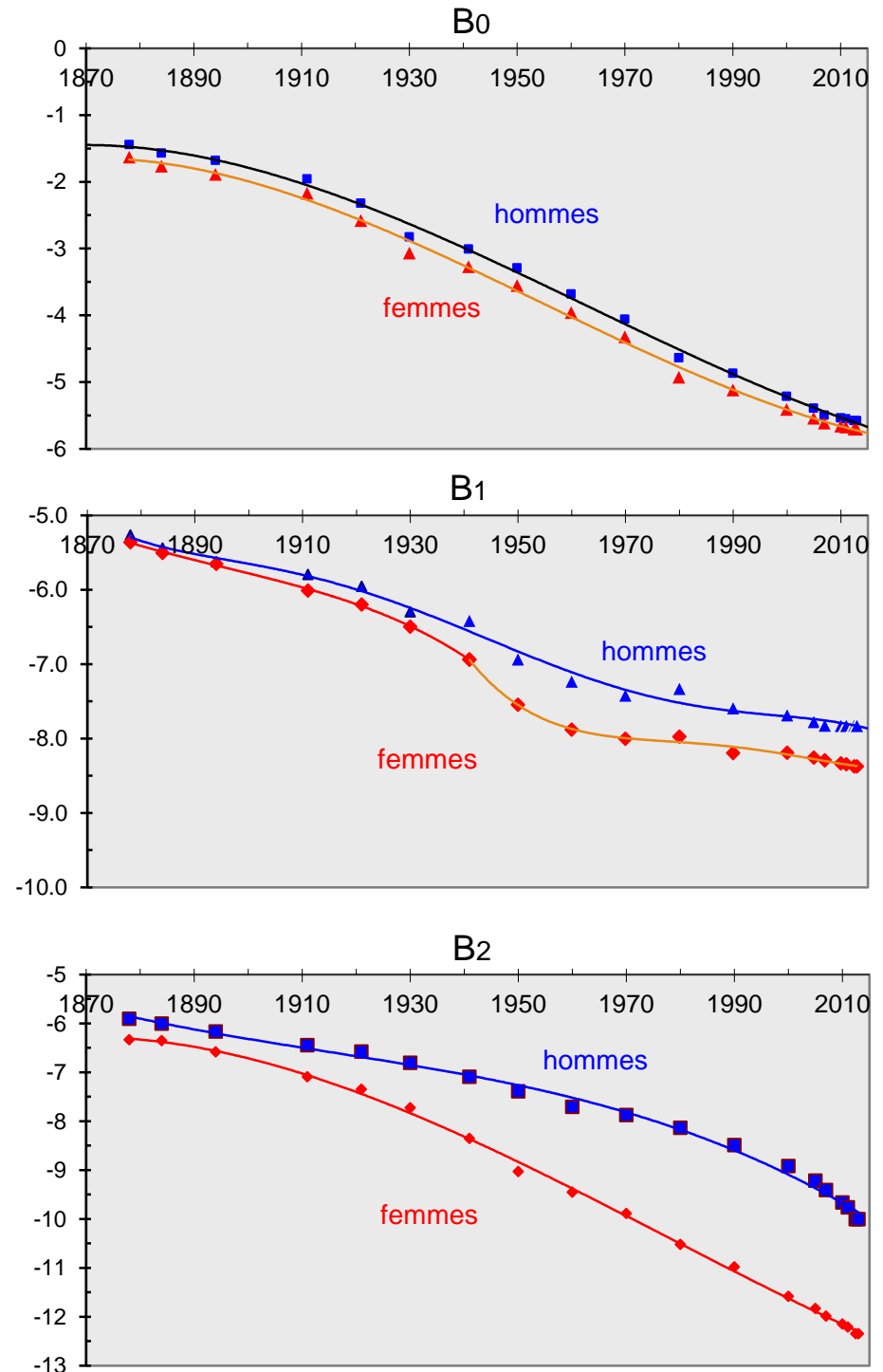
Les paramètres principaux du modèle (B_0 , B_1 et B_2) ont été estimés pour ajuster le modèle à chaque table de mortalité. Dans un deuxième temps, nous avons défini le polynôme qui décrivait « au mieux » l'évolution du logarithme de chaque paramètre B_i au cours du temps. Les résultats obtenus, décrits dans les prochaines figures, sont plutôt rassurants : les fonctions $B_i(t)$ sont

¹⁰ En réalité, les ajustements du modèle introduits par la suite pour les personnes très âgées compliquent ce calcul.

relativement aisées à décrire. Seuls quelques points sont un peu à côté de la tendance (1911, 1930 et 1980 pour B0).

**Estimation des paramètres principaux du modèle pour
chaque table de mortalité suisse**

G5



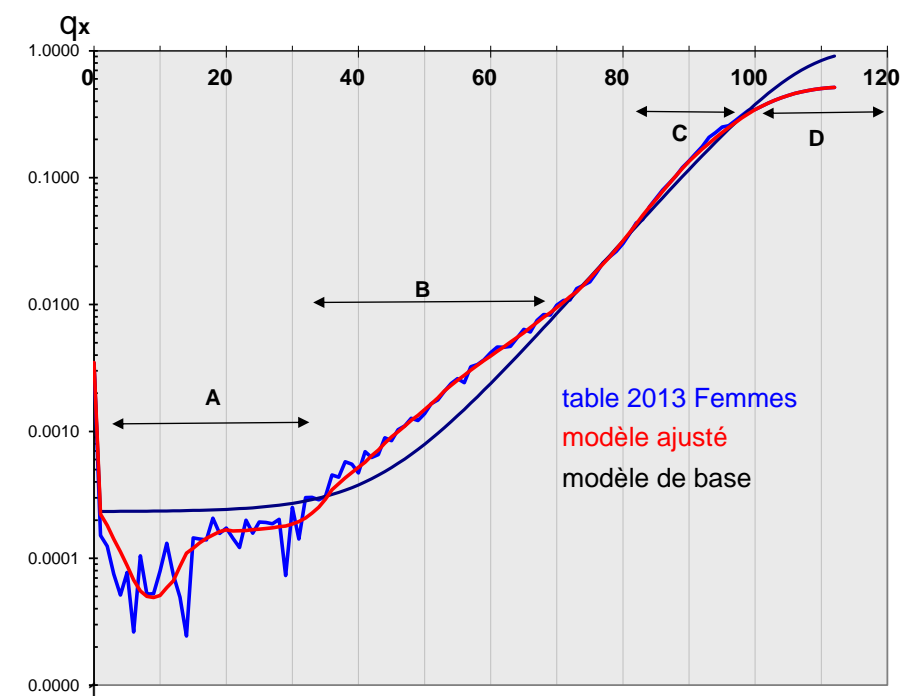
La description mathématique de B1 gagne à être établie en deux segments : avant et après 1950.

Critique du modèle de base :

La comparaison détaillée entre les quotients de mortalité par âge déterminés par le modèle et ceux des tables officielles montre clairement certaines lacunes du modèle de base et a nécessité des ajustements. Le graphique suivant permet d'illustrer ce propos :

Visualisation des lacunes du modèle de base : Quotients de mortalité des femmes en 2013

G6



© JM-OFS

La situation observée récemment pour les femmes est particulièrement révélatrice, alors que le modèle prend correctement en compte l'allure générale de la courbe, des écarts importants apparaissent à certains âges et nécessitent un aménagement de la formulation du modèle :

A : la mortalité des enfants est particulièrement faible entre 1 et 15 ans ; vers 18 à 25 ans, on observe par contre une surmortalité visible surtout chez les hommes (accidents, suicides).

B : chez les femmes (seulement), on constate, depuis les années huitante, une moindre diminution de la mortalité vers 40 à 65 ans.

C : Depuis quelques années, on remarque aussi une moindre diminution des quotients de mortalité chez les octogénaires. Ce phénomène est aussi visible dans d'autres pays à faible mortalité.

D : A partir de 90 ans, les quotients de mortalités progressent moins rapidement avec l'âge que le modèle de Gompertz-Makeham.

A noter que bien que sur le graphique (avec l'axe des ordonnées avec une échelle logarithmique) les écarts semblent importants en A et en B, ils restent relativement faibles en valeurs absolues. Par contre l'écart C mérite une attention particulière compte tenu de son impact sur la durée de vie.

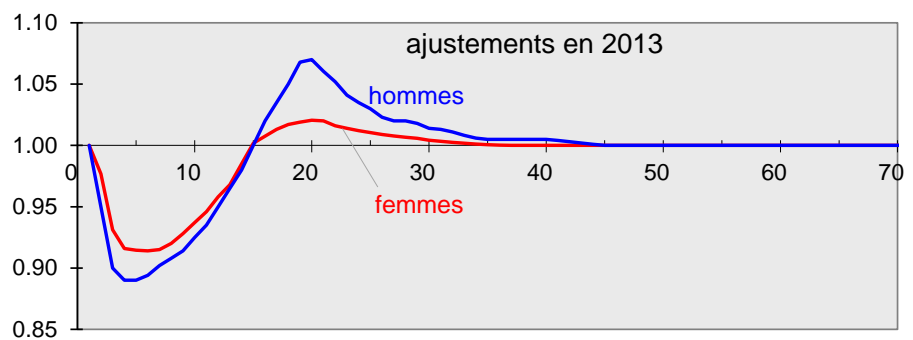
Améliorations du modèle à certains âges

Il est logique de « caler » le modèle sur la base de la dernière table connue. L'analyse des divergences nous a conduit ainsi à ajuster le modèle¹¹ pour les quatre groupes d'âge (A, B, C et D sur le graphique G6) :

- A. La mortalité des enfants et des jeunes adultes est mal décrite par le modèle. Bien que cela ne constitue pas notre objectif prioritaire¹², il a semblé utile d'adapter le paramètre B1 afin que le niveau de mortalité, particulièrement faible vers 3 à 14 ans, suivi d'une augmentation nette pour les adolescents, soit relativement conforme à la réalité ; ainsi, en corrigeant B1 afin d'obtenir les quotients conformes à l'observation, on obtient empiriquement l'ajustement à effectuer (G7).

Ajustement de B1 pour tenir compte des particularités de la mortalité aux âges jeunes

G7



© JM-OFS

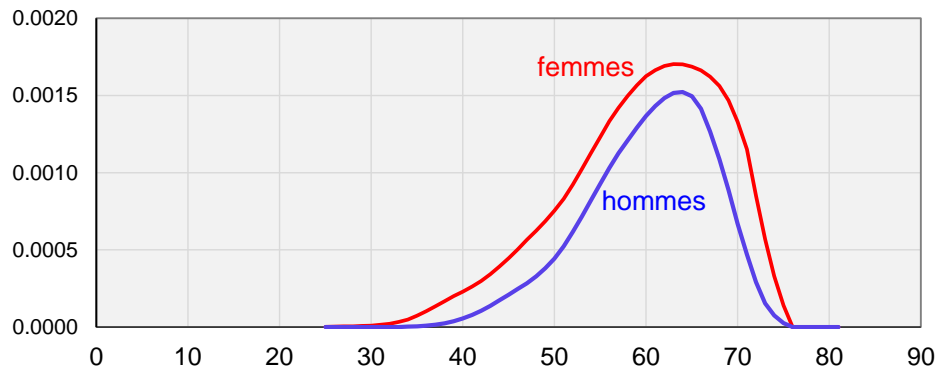
- B. Alors que la mortalité diminue (B1 et B2 décroissent), les progrès sont moindres à certains âges (G8) ; dit autrement, il y a une résistance à la diminution des quotients de mortalité. Bien que ce phénomène ne soit pas très important, il est bien visible (lettre B sur le graphique G6). Cette « irrégularité » s'observe depuis une vingtaine d'années pour les femmes et depuis cinq ans chez les hommes. Cette évolution est vraisemblablement liée au fait que la mortalité induite par des tumeurs malignes diminue moins vite que les autres causes principales.
- C. Pour les années à venir, la correction relative aux jeunes enfants a été maintenue alors que, pour les autres ajustements, une atténuation a été introduite au fil du temps car on peut imaginer comme vraisemblable que les causes de décès spécifiques à ces groupes d'âge puissent être traitées plus efficacement.

¹¹ Pour simplifier ce rapport, la description formelle détaillée de ces ajustements n'est pas présentée.

¹² Dans le cadre de l'élaboration de perspectives démographiques ou dans celui des problématiques de financement de caisses de pensions, le niveau de la mortalité des enfants a peu d'impacts.

"Sur-risque" observé chez les adultes en 2013

G8

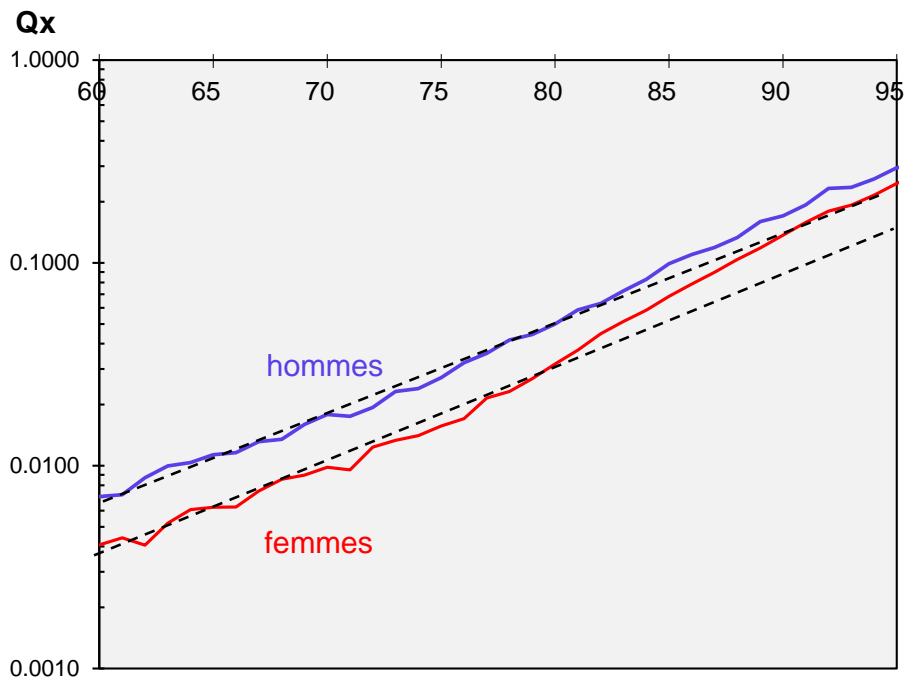


© JM-OFS

D. Si les quotients de mortalité évoluaient avec l'âge de manière exponentielle (Makeham), le graphique (G9) comportant une échelle logarithmique devrait montrer une évolution linéaire. En prolongeant linéairement les quotients observés de 65 à 80 ans (l'axe étant logarithmique), on remarque, avec les tables 2013, que dès 80 ans le niveau des quotients se situe en-dessus de la tendance linéaire :

"Sur-risque" observé chez les octogénaires en 2013

G9



© JM-OFS

Il est intéressant de constater que ce phénomène, plus marqué pour les femmes, peut aussi s'observer sur d'autres tables étrangères (Belgique, France, Espagne, Japon...)¹³. Nous avons donc pris le parti d'ajuster le modèle de base afin de prendre en compte cette observation.

¹³ Mais l'Italie, le Canada, l'Allemagne, les USA et le Royaume Uni se présentent différemment.

La mortalité des centenaires¹⁴

Dans la mesure où nous souhaitons extrapoler les tables de mortalité sur une longue période, le comportement du modèle aux âges élevés prend un rôle important sur les résultats. L'analyse des tables de mortalité des pays qui possèdent des données relativement fiables -et d'une certaine taille- montrent (Vallin J. et Berlinguer G., 2002, p 169-204) que les quotients de mortalité cessent de croître à partir d'un certain âge (aux alentours de 107 ans) ; pour les âges plus élevés notre connaissance est encore plus floue¹⁵ : assez souvent une stabilité voir même, dans quelques cas, une diminution des quotients de mortalité sont évoquées. Bien que la réalité soit difficile à observer correctement, ce constat a déjà été effectué par de nombreux auteurs, à commencer par Makeham en 1867¹⁶.

Aucune explication totalement convaincante n'a été proposée ; certains évoquent la situation hyper protégée des centenaires, d'autres, plus fréquemment, imaginent qu'il s'agit de l'effet résultant de la sélection à ces âges des individus particulièrement résistants (pour une présentation générale : Bourbeau 2004, Désesquelles 2000). Ainsi à mesure que l'on avance en âge, les individus les plus fragiles décèdent, laissant derrière eux les individus les plus robustes. En testant cette dernière hypothèse par simulation, en supposant qu'une table de mortalité résulte de l'observation fusionnée de plusieurs groupes d'individus ayant chacun des tables type spécifiques, j'ai constaté que la reconstitution de la situation observée est possible dans certaines conditions mais est particulièrement délicate à effectuer. En effet, aux âges très élevés, il suffit que le sous-groupe des survivants ait un profil de mortalité un peu particulier pour que l'évolution des quotients de mortalité de l'entité complète présente des à-coups étonnants en fonction de l'âge.

Suite à ce constat, je suggère une autre explication qui s'inspire de deux points de vue déjà publiés : D'une part celui d'Arking (1991) qui attribue cette décélération de la mortalité aux grands âges à l'existence d'une sous-population qui vieillit plus lentement que la normale et qui, rendue à ces âges, se retrouverait en « surnombre », et d'autre part celui du gérontologue Arthur Everitt qui avait supposé en 1973 que certaines cellules « rythmiques », situées notamment dans l'hypothalamus, auraient une fonction sur le vieillissement (Everitt 1980). Je propose de formaliser le modèle en supposant qu'à partir d'un certain âge, pour tous les survivants, « l'horloge », qui transmet des informations au niveau des tissus par l'intermédiaire du système endocrinien hypophysaire se dérègle et ralentit. Ainsi le vieillissement (dont certains effets continueraient à croître) ne devrait plus augmenter au rythme d'une année par année de vie, mais aller en ralentissant. Dit autrement, si on visualise sur un graphique les quotients de mortalité déduit du modèle, pour les plus âgés en même temps que les effets du vieillissement se poursuivent (b2 et b3 continuent à évoluer avec l'âge), l'axe des abscisses (des âges) doit être dilaté de manière adéquate à son extrémité pour simuler le ralentissement de « l'horloge » qui contrôle notamment la reproduction des cellules.

¹⁴ Description de l'ajustement du modèle en D sur le graphique G6.

¹⁵ Modèles proposés par Coale-Kister, Denuit et Goderniaux, Kannistö, etc...

¹⁶ Voir aussi la thèse de Mélissa Beaudry-Godin (2010) sur les centenaires.

Cette manière de complexifier le modèle de base permet de rendre cohérent l'évolution des quotients par âge calculés avec les observations aux grands âges effectuées dans les pays à faible mortalité.

Concrètement dans notre modèle l'âge x (la durée depuis la naissance, en années, qui décrit l'importance du vieillissement au vu du calendrier) doit être remplacé par v , la valeur du vieillissement qu'il faut comprendre comme le vieillissement physiologique à l'âge x . Au début $v(x) = x$ mais lorsque x correspond aux « grands âges », $v(x)$ augmente moins vite que x .

Les effets du vieillissement, décrit par les paramètres b_2 et b_3 , représentent l'impact sur les risques de décès induits notamment par la dégradation au niveau des cellules des capacités de réparation, ainsi que par les mécanismes de défenses ou de reproductions des cellules qui s'affaiblissent de plus en plus avec le vieillissement. Ces effets augmentent avec $v(x)$.

Pour déterminer la fonction $v(x)$, les informations existantes sont encore lacunaires. Les tables suisses fournissent des indications utilisables jusque vers 99 ans vu la taille du pays. La base de données internationales HMD¹⁷ diffuse des tables détaillées jusqu'à 109 ans. En ce qui concerne la mortalité des supercentenaires, quelques travaux spécifiques améliorent notre connaissance qui reste cependant incomplète. Dans ces conditions, nous avons décrit la fonction $v(x)$ en supposant que l'accroissement annuel (dans notre notation : $va(x)$ comme variation du vieillissement $v(x)$) évolue selon une fonction logistique avec l'âge.

Ainsi dans le modèle, les observations de la mortalité aux grands âges sont prises en compte par une adaptation de la formulation :

$$R_{x,t} = b_{0,t} + b_{1,t,x} \cdot x + b_{2,t} \cdot (b_{3,t})^{V_x}$$

avec $\ln b_{3,t} = a + b \cdot \ln b_{2,t}$

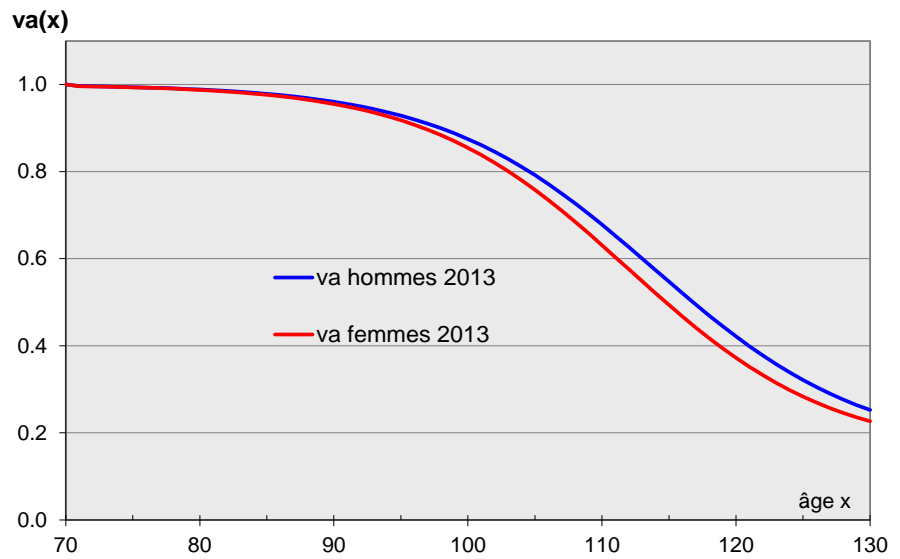
et $v_x = \sum_{i=0}^x va_i$

Les paramètres de va_i choisi empiriquement ne dépendent que faiblement du temps dans la mesure où notre connaissance de la mortalité aux très grands âges sur la longue période est insuffisante pour formuler un modèle détaillé. Un léger décalage à droite semble cependant plausible.

¹⁷ Human Mortality Database sur www.mortality.org où la population aux âges élevés est estimée avec la méthode des générations éteintes.

Vieillesse par année vécue selon l'âge

G10



© JM-OFS

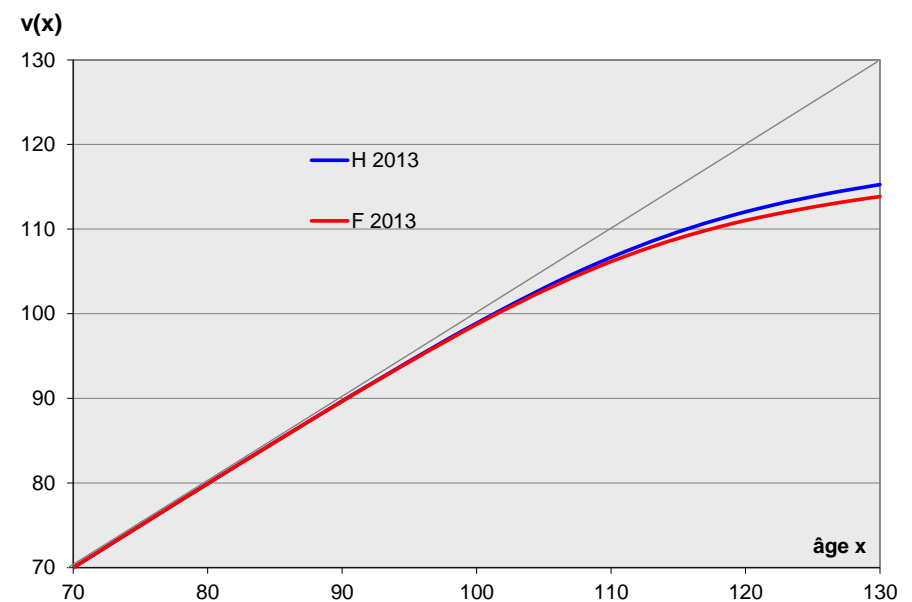
Nous avons supposé, faute d'informations suffisantes, que la vitesse du vieillissement décroît après un certain âge selon une loi logistique :

$$va_x = \frac{c + \exp(z(x))}{1 + \exp(z(x))} \quad \text{avec} \quad z(x) = d_0 + d_1(x - x_0)$$

Les paramètres d_0 , d_1 et x_0 ont été fixés empiriquement afin que l'ajustement du modèle aux tables de mortalité suisses récentes semble satisfaisant jusque vers 100 ans et que, pour les âges plus élevés, la mortalité se situe dans les ordres de grandeurs estimés par les spécialistes des « supercentenaires ».

Vieillesse en fonction des années vécues

G11



© JM-OFS

Extrapolation des paramètres principaux

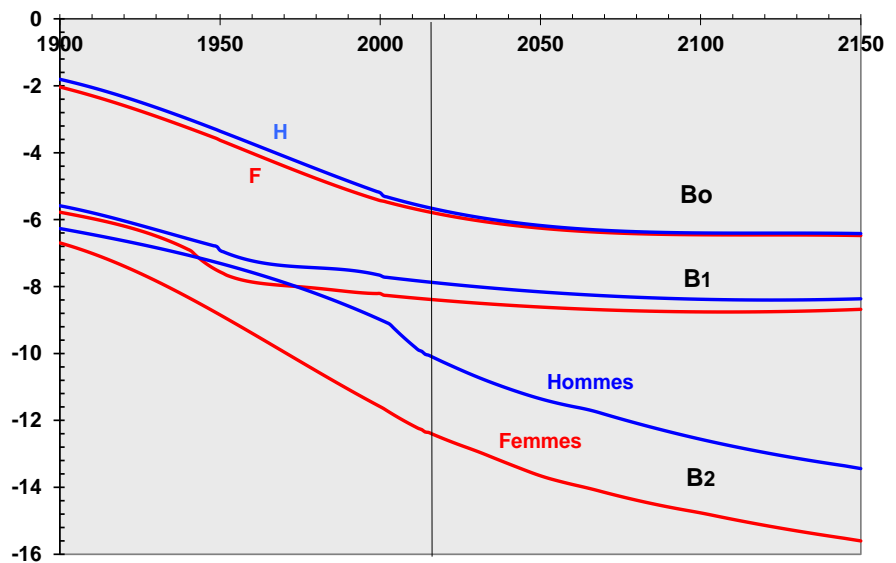
La détermination des tables de mortalité transversales à venir va dépendre principalement du choix des trajectoires choisies pour déterminer b_0 , b_1 et b_2 en fonction du temps pour chaque sexe. L'observation des valeurs passées (page 11) montre que la valeur de chacun de ces paramètres diminue de manière ininterrompue. Exprimée en termes logarithmiques, la tendance est presque linéaire (approximativement depuis 1930 pour $\ln b_0$, depuis 1970 pour $\ln b_1$, et depuis 1940 pour $\ln b_2$).

Les trajectoires qui ont été retenues sont celles qui permettent d'ajuster les caractéristiques principales des tables à celles proposées¹⁹ par les experts de l'OFS. A noter que les caractéristiques exactes de la mortalité décrite par le modèle restent légèrement différentes des tables utilisées par l'OFS pour le calcul des projections démographiques, dans la mesure où les démarches utilisées sont distinctes. La manière d'extrapoler les tendances a aussi été choisie de manière à ce que les tables calculées n'aient pas de caractéristiques surprenantes (par rapport à notre connaissance du passé) ; ainsi de nombreux contrôles avec la visualisation des quotients de mortalité, des décès par âge et de la surmortalité masculine selon l'âge ont été effectués.

Concrètement, pour chaque paramètre, la trajectoire a été décrite à l'aide d'un polynôme (de degré trois ou quatre). Pour B2, il a été supposé qu'il existait un certain « rattrapage » de l'écart entre hommes et femmes ; une fonction, additive au polynôme, formalise cet effet plus marqué de 2000 à 2030.

Evolution des principaux paramètres du modèle

G13



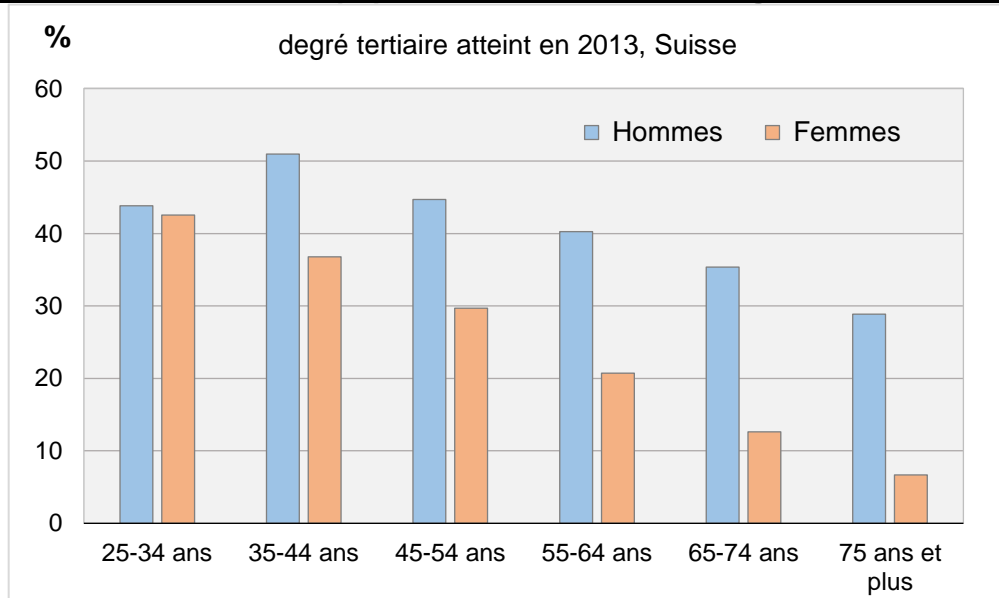
© JM-OFS

La poursuite de la diminution de la mortalité s'appuie ainsi sur la prolongation des observations du passé, mais est tempérée quelque peu. La justification est essentiellement empirique, il serait possible d'explicitier tant des facteurs qui pourraient péjorer la situation que d'autres qui, au contraire, pourraient accélérer les tendances favorables ; cependant la quantification de ces effets resterait difficile à effectuer. Pour montrer qu'il existe encore un potentiel

¹⁹ Scénario de mortalité de référence de l'OFS, publié en 2015, que l'on pourrait qualifier de « optimiste modéré ».

important de diminution de la mortalité générale, on évoquera certains résultats des travaux de Bopp et Minder (2003). Ils ont calculé les écarts de mortalité, pour la partie germanophone de la Suisse, selon le niveau de formation. Ils arrivent au constat que l'écart de mortalité entre ceux qui ont juste effectué la scolarité obligatoire et ceux qui ont un niveau universitaire, exprimé en terme d'espérance de vie à 30 ans, est de 7,1 ans pour les hommes et de 3,6 ans pour les femmes, à 65 ans, l'écart est de 3,5 ou 1,5 selon le sexe. Ces résultats sont cohérents avec d'autres effectuées à l'étranger (par exemple, Brown et al, 2009). Pour la Suisse, un rapport récent, rédigé pour l'Office fédéral des assurances sociales (Wanner et Lerch, 2012), fait le point de la situation sur la mortalité différentielle ; outre une synthèse sur l'état de la littérature, des exploitations originales de la Swiss National Cohort ainsi que des registres de la population rentière du 1er pilier sont riches en enseignements. Cette étude confirme largement les liens entre le niveau de la formation et la durée de vie. D'autre part, on peut constater que la part de la population ayant un niveau de formation tertiaire est encore fortement dépendante de l'âge et du sexe :

Niveau de formation de la population résidante selon l'âge et le sexe G14



© OFS - Encyclopédie statistique de la Suisse, T 15.8.2.1

Logiquement le niveau de formation des personnes âgées de demain devrait se rapprocher de celle des jeunes adultes actuels. Ainsi dans une vingtaine d'années, tant les hommes retraités que -surtout- les femmes auront un profil plus favorable à un niveau de mortalité faible.

Nous ne rappellerons pas ici les nombreuses recherches médicales en cours, souvent médiatisées, parfois présentées probablement de manière un peu trop optimiste. Il est vraisemblable que certaines engendreront des progrès très intéressants (utilisations de cellules souches, vaccins thérapeutiques contre le cancer, etc.). A plus court terme, il faut souligner que la Suisse a probablement un potentiel d'amélioration de la durée de vie moyenne : en effet bien que située dans le peloton de tête, notre situation n'est pas si bonne que cela pour un pays riche si nous nous comparons à certaines régions Nuts2 européennes (Iles-de-France, Rhône-Alpes, Castille, Madrid, Venise), ou si on analyse le niveau de mortalité pour certaines causes pour les pays de l'OCDE (Choinière et al, 2008).

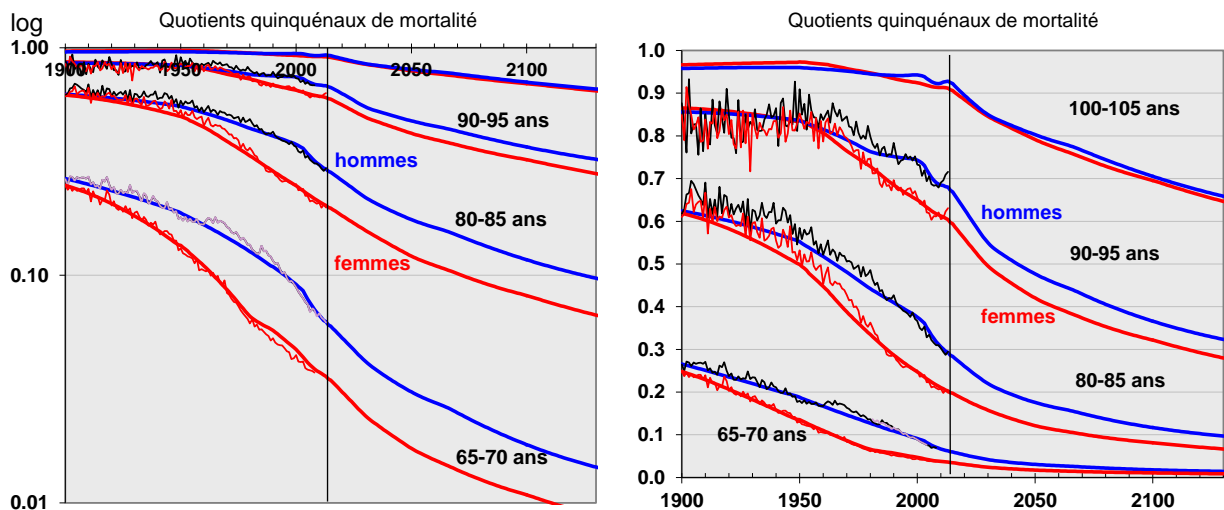
Résultats selon une vision transversale

La figure suivante illustre l'évolution de quelques quotients de mortalité quinquennaux $q_x^5 = (1 - S_{x+5}/S_x)$. Avant 2014, l'information des tables annuelles (non lissées) et celle issue du modèle sont superposées. Cela permet de constater que le modèle donne une assez bonne description de la mortalité ; la seule divergence visible se situe au niveau de la mortalité des personnes âgées au début du XXe siècle : les tables indiquent des quotients de mortalité inférieurs au modèle pour les octogénaires, et supérieurs pour les nonagénaires ; cependant il ne faut pas perdre de vue que le modèle est utilisé que pour estimer les tables postérieures à 2013. A souligner encore que notre connaissance de la mortalité des centenaires reste lacunaire : en effet il n'y a que 1495 centenaires en Suisse en 2013 (82% de femmes) et seuls 64 ont atteint ou dépassé 105 ans (83% de femmes).

Mortalité pour quatre groupes d'âge, 1900-2130

G15

Graphique de gauche identique, mais avec l'axe des ordonnées logarithmique



© JM-OFS

L'évolution à venir des quotients, tels que décrits dans le graphique, montre une diminution marquée de la mortalité ; par exemple, le quotient²⁰ quinquennal q_{90}^5 atteint, en 2130, une valeur proche de celle déjà atteinte en 2000 pour les hommes de 80 ans (q_{80}^5), et en 1980 pour les femmes. D'un autre point de vue, un frein dans les tendances est clairement introduit puisqu'à l'avenir les courbes deviennent systématiquement convexes.

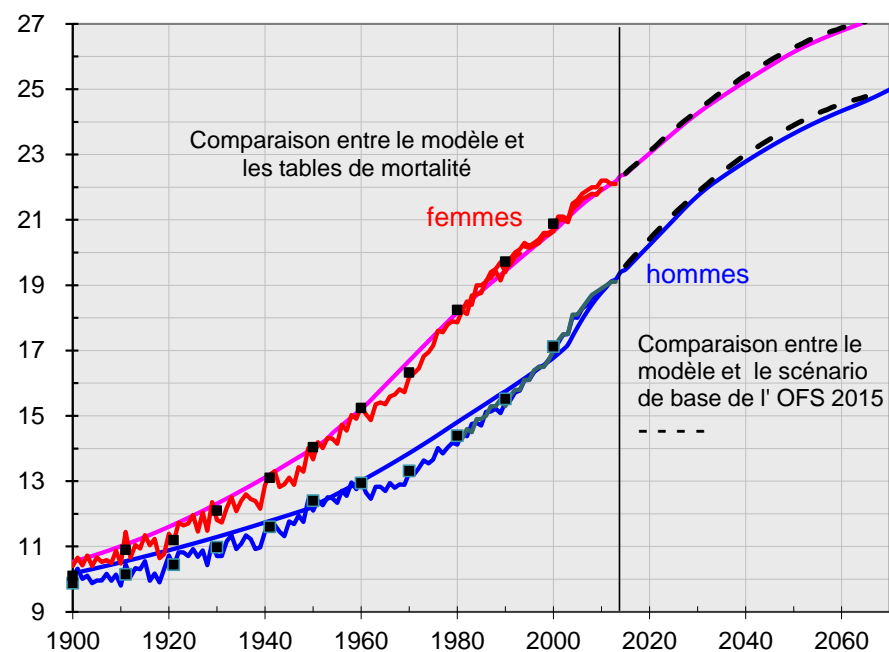
L'espérance de vie à 65 ans est un repère fréquemment mis en évidence. La figure suivante (G16) montre qu'avant 2010 le modèle « suit » relativement bien les tables annuelles (non lissées) ; on remarque aussi que les écarts avec les tables décennales de l'OFS (représentées par les carrés) sont faibles. On soulignera juste que le modèle est un peu trop optimiste durant les années soixante, période où l'on a pu observer une légère cassure sur les évolutions.

²⁰ q_{90}^5 = probabilité de décéder dans les 5 ans pour les personnes de 90 ans (90-95 sur le graphique).

L'espérance de vie à 65 ans est actuellement de 19,2 ans pour les hommes et de 22,2 ans pour les femmes (tables de 2013) alors qu'au début du siècle, cet indicateur était proche de 10 ans (quel que soit le sexe). Dans les conditions décrites par ces tables 2013, 89% des hommes et 93% des femmes atteignent l'âge de 65 ans. Pour 2065, l'espérance de vie à 65 ans calculée vaut 24,6 ans pour les hommes et 27,1 ans pour les femmes. Le gain depuis 2013 est ainsi légèrement plus élevé pour les hommes (+5,4 ans, soit +28%) que pour les femmes (+4,9 ans, soit +22%). A noter encore que dans les conditions de mortalité de 2065, la proportion de survivants à 65 ans est de 95% et respectivement 97% selon le sexe, ce qui correspond aux risques, dans les conditions 2013, des 54 premières années de vie tant pour les hommes que pour les femmes. L'évolution de la mortalité ainsi décrite est proche²¹ du nouveau scénario de base choisi par l'OFS.

Espérance de vie à 65 ans

G16



© JM-OFS

La rectangularisation des courbes de survie

Une des manières, devenue classique (Kannisto, 2000), pour mesurer la rectangularisation des courbes de survie est de déterminer l'intervalle d'âge qui contient la moitié des décès (C50 de Kannisto) ; plus les décès théoriques de la table sont concentrés sur un intervalle d'âge étroit, plus la courbe de survie est rectangulaire. La visualisation des décès en fonction de l'âge (G17) montre aussi qu'à mesure que l'on observe une concentration des décès, l'âge du mode²² de la distribution augmente et se situe à une valeur de plus en plus élevée. Alors qu'il était de l'ordre de 72 ans au début du XIXe siècle pour la Suisse, les tables récentes montrent qu'il dépasse 86 ans pour les hommes et 90 ans pour les femmes. Le modèle indique que pour 2050 les âges modaux devraient s'approcher de 92 ans pour les hommes et 94 ans pour les femmes.

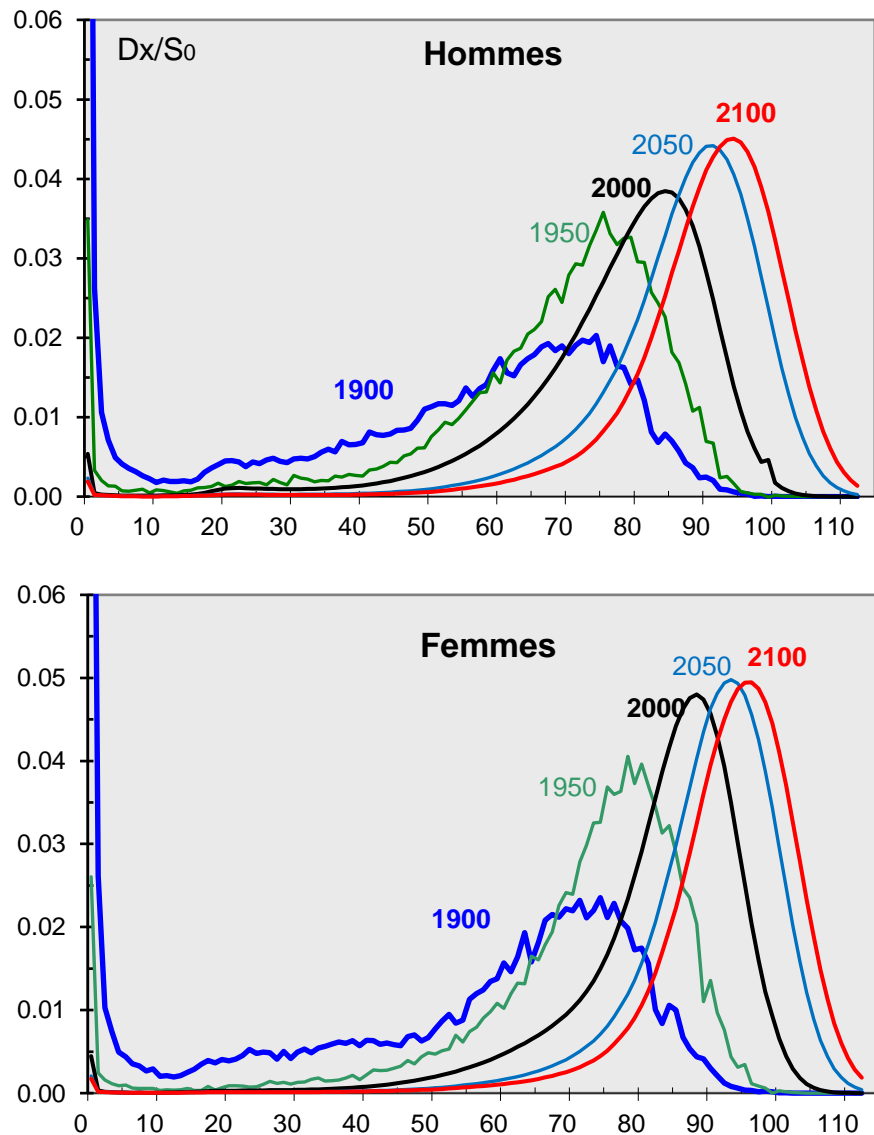
²¹ En comparaison pour 2065, le modèle montre bien être identique à l'hypothèse de l'OFS (87,8 et 90,8 ans). L'espérance de vie à 65 ans (24,7 et 27,1 ans) est proche à celle du scénario de base de l'OFS (24,8 et 27,1).

²² Age avec le nombre de décès le plus élevé.

L'ajustement de l'extrapolation explique pour 2100 un âge modal de 94,5 et respectivement 96,5 ans.

Décès par âge des tables du moment

G17

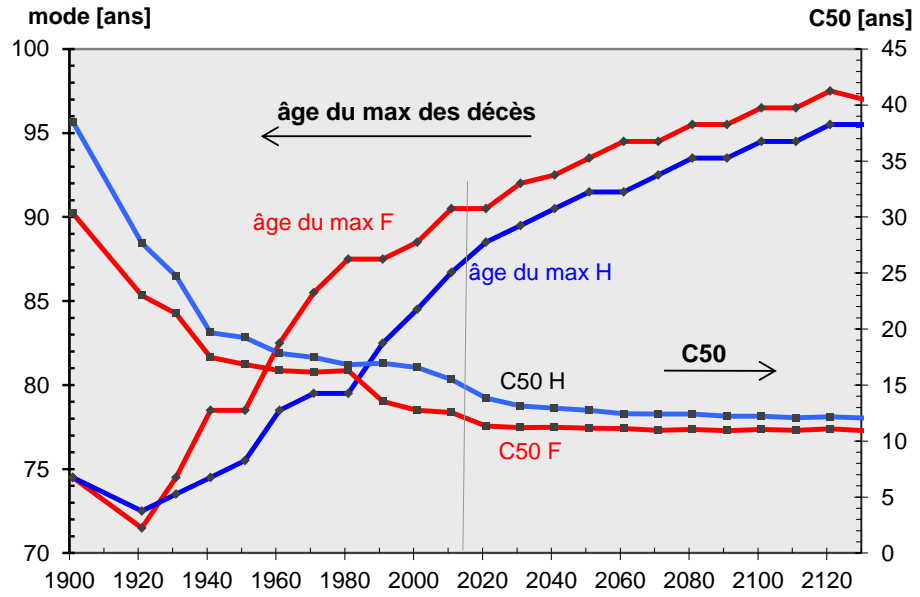


© JM-OFS

En 1900, l'indicateur C50 est proche de 35 ans pour les hommes et de 30 pour les femmes alors qu'il vaut 15, et respectivement 12, au vu des tables actuelles. La comparaison (Meslé et Vallin, 2002) des indices C50 calculés annuellement pour l'Italie, le Japon et la Suisse témoigne d'« une extraordinaire convergence à partir des années 1960 ». Le graphique suivant montre que pour ce qui est de l'avenir, notre modèle, tel qu'il est spécifié, poursuit la tendance observée mais à un rythme nettement moindre. Les informations récentes²³ sur le Japon montrent d'ailleurs que la répartition par âge des décès présente une variance qui s'est stabilisée depuis quelques années tout en continuant son déplacement à droite.

²³ Cheung et Robine (2007), ainsi que Cheung, Robine, Paccaud, Marazzi (2009).

Indicateurs de la rectangularisation des courbes de survie G18

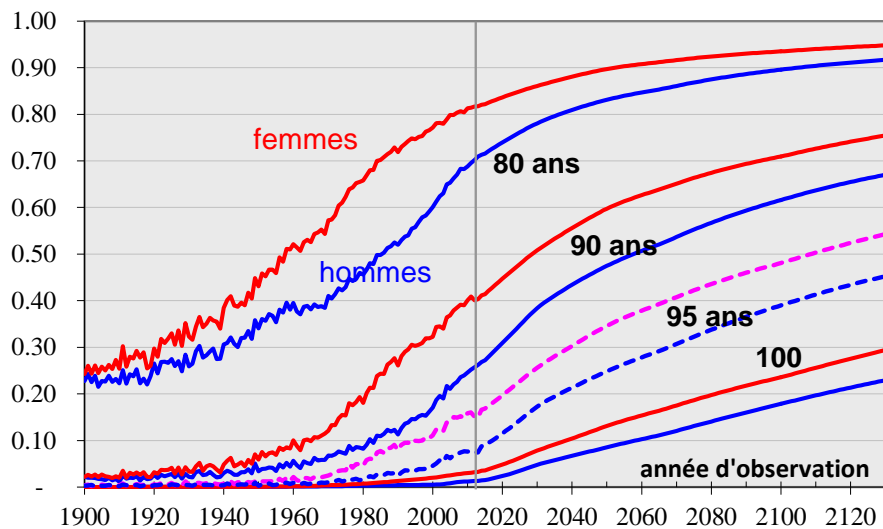


© JM-OFS

Les personnes âgées

La figure suivante, G19, illustre la proportion de survivants, atteinte à différents âges, pour les personnes encore en vie à 65 ans «dans les conditions du moment ». L'observation de l'information issue des tables annuelles permet de constater que seul le rapport S_{80}/S_{65} des femmes montre une inflexion, les autres rapports continuent toujours de croître. Après 2013, les courbes sont prolongées par l'information issue du modèle ; malgré la concavité des courbes, la proportion des survivants augmente de manière d'autant plus marquée que l'âge de référence est élevé. Dans les conditions de mortalité « observées » en 2010, un quart des hommes de 65 ans atteignent 90 ans, et 40% pour les femmes de 65 ans. La table de 2040 montre que parmi les femmes de 65 ans, une sur dix atteint 100 ans (une sur cinq dans les conditions de 2080).

Survivants à différents âges des personnes en vie à 65 ans G19



© JM-OFS

Résultats selon une vision longitudinale

Le passage d'une description transversale à une description « par génération » est relativement aisé puisque la mortalité est décrite de manière détaillée en fonction de l'âge et de l'année. Un calcul reste néanmoins nécessaire pour établir une description longitudinale complète : il s'agit de lire les tables du moment en passant par les quotients de mortalité en diagonale (ou par les probabilités de survie).

La proportion de survivants à l'âge x d'une génération née en t correspond à la part de ceux qui ont survécu à leur première année durant l'année t , et à leur deuxième année durant l'année $t+1$, et ainsi de suite; ce qui correspond à la formulation familière :

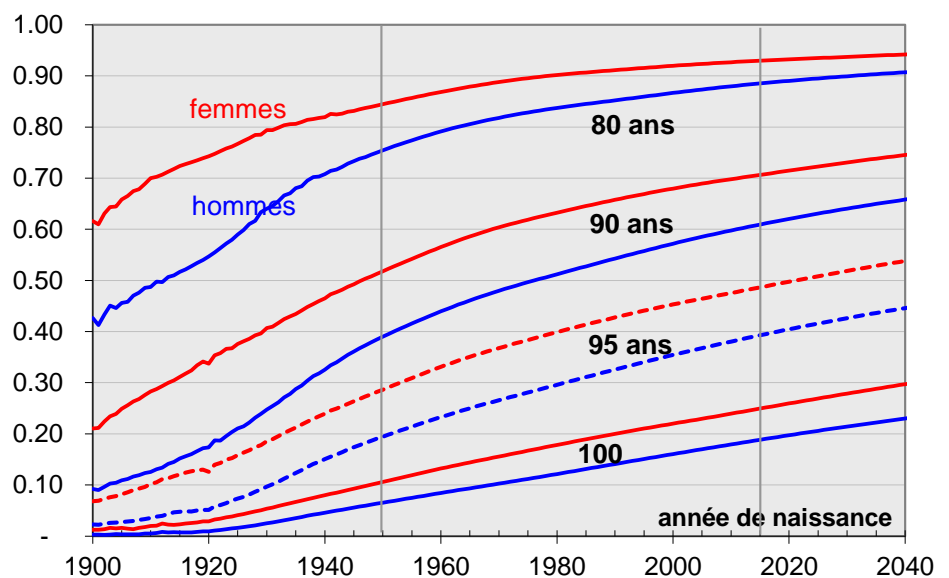
$$S_x(\text{gen } t) = S_{0,t} \prod_{k=0}^{x-1} \left[\frac{S_{k+1,t+k}}{S_{k,t+k}} \right] \quad \text{pour } x > 0,$$

et où $S_0 = 1$ par définition.

Les tables par génération permettent d'obtenir une description plus simple à comprendre, plus intuitive. Ainsi le graphique G20, le pendant du G19, montre que, parmi les survivants de 65 ans en 2015 (donc nés en $2015-65=1950$), 40% des hommes et un peu plus de la moitié des femmes devraient encore être en vie à 90 ans - si les tendances prises en compte avec le modèle se confirmaient. On lit aussi sur le graphique que pour cette génération, 6,5 % des hommes et plus de 10% des femmes pourraient atteindre 100 ans. Quant aux enfants nés en 2015, les tables par génération indiquent que, parmi ceux qui seront encore en vie à 65 ans, 60% et, respectivement, 70% atteindront 90 ans et, 19 % des hommes et 25% des femmes pourraient atteindre 100 ans.

Survivants à différents âges des personnes en vie à 65 ans **G20**

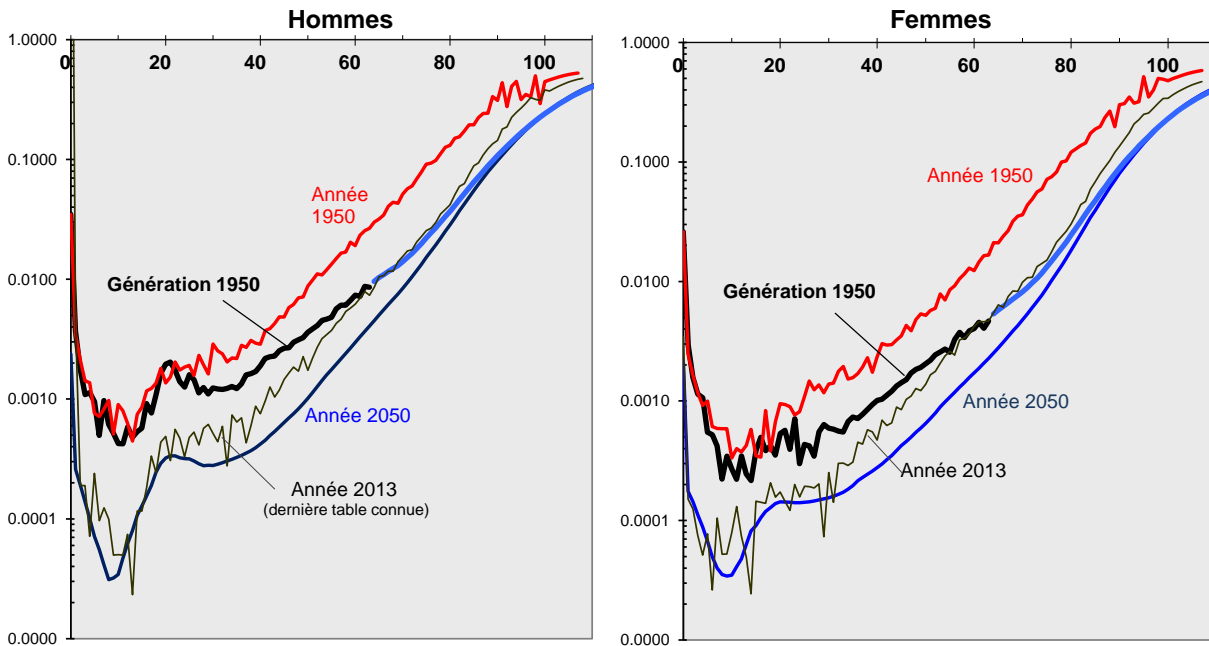
Tables par génération



Le graphique suivant illustre, pour la génération née en 1950, la construction de la table de mortalité. Jusqu'en 2013 (63 ans) les quotients de mortalité ont pu être déterminés sur la base des tables annuelles (q_0 en 1950, q_1 en 1951, ...); ensuite, dès 64 ans, les quotients déterminés à l'aide du modèle ont été pris en compte. La fonction résultante est donc en quelque sorte insérée entre celle de la table de 1950 et celle de la table de l'année du dernier survivant. La progression des quotients de mortalité des tables longitudinales avec l'âge est donc moins rapide que celle observée dans les tables du moment :

Comparaison des courbes de mortalité de la génération 1950 avec celles de leur première et centième années de vie

G21



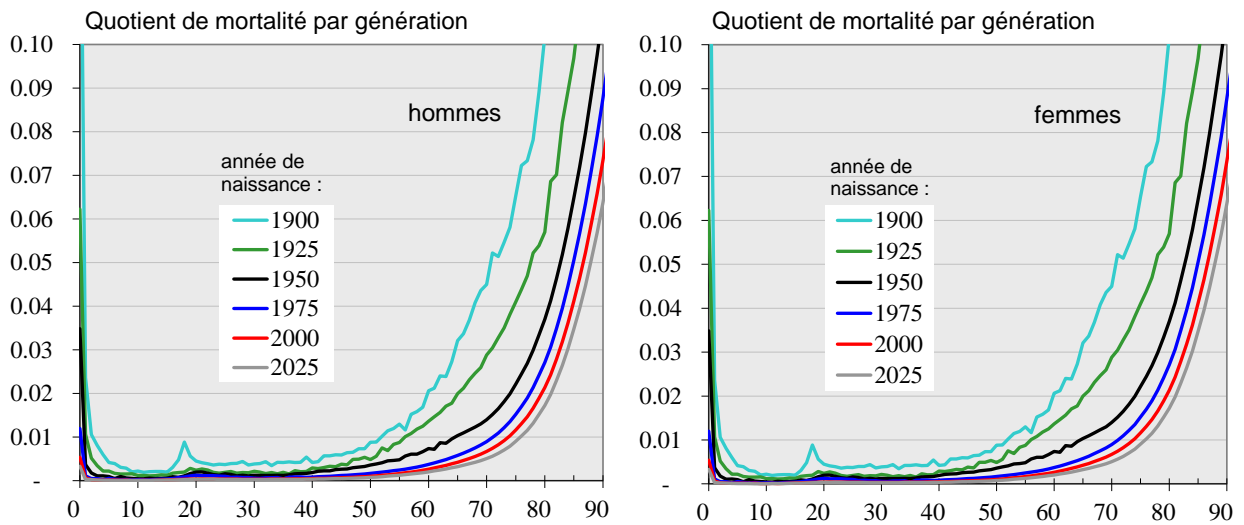
© JM-OFS

Il n'est pas aisé d'illustrer l'évolution de la mortalité par âge compte tenu des variations importantes des quotients de mortalité, soit dans le temps, soit d'un âge à l'autre : la génération née au début du XXe siècle a connu une très forte mortalité infantile (15% chez les garçons, 12% chez les filles) ; ces taux diminuent très rapidement pour atteindre 0,2% à l'âge de 10 ans. Un siècle plus tard, tant la mortalité infantile que la mortalité des enfants est trente fois plus faible. Aux âges élevés, la diminution est moins marquée dans le sens qu'en un siècle, les quotients de mortalité ont diminué d'un facteur trois à sept (mais comme la mortalité est importante, l'effet est important). On remarque sur la figure G22, qui comporte en ordonnée une échelle linéaire, l'effet de la grippe espagnole qui touche la génération 1900 à l'âge de 18 ans environ (vers 1918).

Visuellement, on observe un « tassement » : chacune des courbes, correspondant à des générations éloignées les unes des autres de 25 ans, sont de plus en plus serrées. Les premières courbes sont fondées sur des données observées alors que les courbes suivantes sont établies en partie sur des observations et en partie sur la base du modèle. A partir de la génération 2014, tous les quotients sont établis par le modèle :

Evolution des courbes de mortalité pour les générations 1900 à 2025

G22

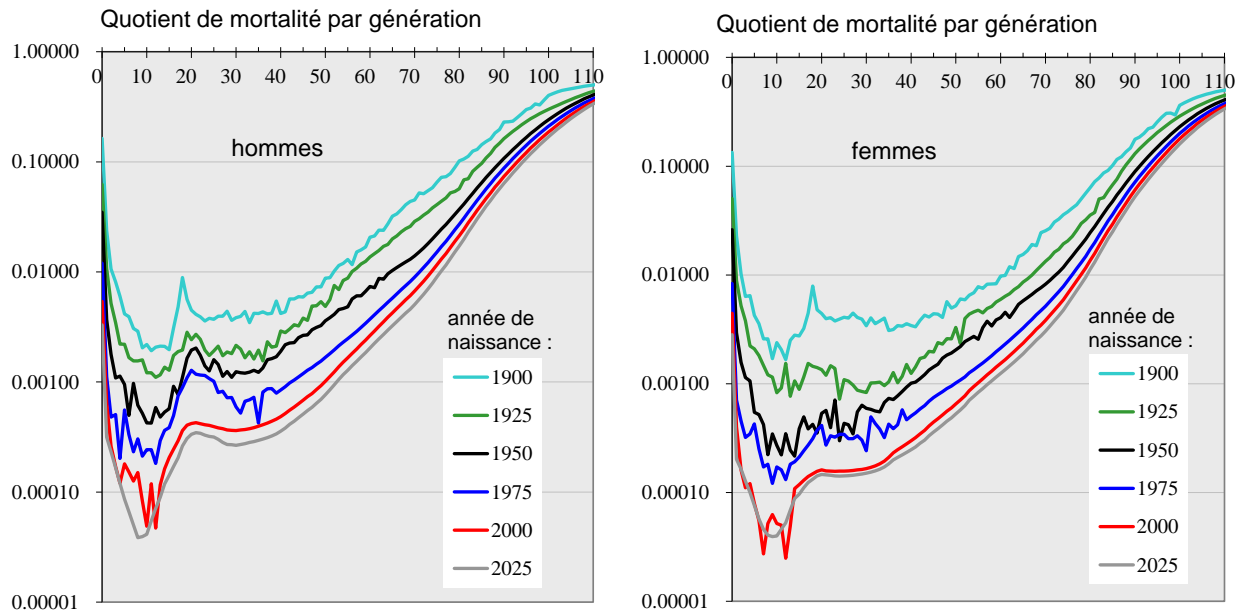


© JM-OFS

En situant les quotients de mortalité sur un axe logarithmique, en fonction de l'âge (figure G23), l'attention est attirée par la diminution de la mortalité aux âges jeunes. En réalité, l'impact de cette évolution sur la durée de vie moyenne n'était sensible qu'autrefois, lorsque le niveau de la mortalité était encore important. Actuellement c'est essentiellement la mortalité aux âges élevés qui explique l'évolution de la durée moyenne de vie des différentes générations.

Evolution des courbes de mortalité pour les générations 1900 à 2025

G23



© JM-OFS

Durée qui reste à vivre et espérance de vie, une question de point de vue

De même que, pour décrire la fécondité, on distingue la « descendance finale » de « l'indicateur conjoncturel de fécondité » (ou somme des naissances réduites) selon que l'on se situe en longitudinal ou en transversal, il serait logique d'utiliser, pour décrire la mortalité, la formulation « durée de vie moyenne », ou « durée qui reste à vivre » pour les générations afin de ne pas confondre avec le concept « d'espérance de vie » habituellement utilisé²⁴ dans les tables du moment (concept intuitif mais incorrect dans un contexte transversal). La figure suivante (G26) permet de comparer le niveau de l'espérance de vie observé une année civile donnée avec celui de la durée de vie atteint par la génération née cette année-là.

Alors qu'en données du moment, l'espérance de vie à la naissance est passée de 48 ans pour les hommes et 51 ans pour les femmes au début du XXe siècle, à respectivement 80 ans et 84 ans vers 2015, elle pourrait atteindre, d'après la projection, près de 84,1 ans et 87,6 ans en 2030 selon le sexe. Ensuite, les projections indiquent (hors graphique) 86,6 et 89,75 ans pour 2050, et s'approche de 92,5 et 94,7 ans pour 2150.

L'écart selon le sexe entre les espérances de vie à la naissance est passé de 3 ans en 1900 à 4 ans aujourd'hui, le maximum ayant été atteint en 1991 avec 7 ans. A l'avenir, les résultats du modèle indiquent une poursuite de la diminution : un écart de 3 ans serait atteint en 2050, de 2 ans vers 2150.

Ainsi, alors que, depuis 1990, l'espérance de vie a progressé durant une vingtaine d'année de l'ordre de 0,33 an par année pour les hommes et de 0,21 an par année pour les femmes ; cependant la tendance est en train de s'essouffler. Dans un proche avenir, il faut envisager +0,22 an par année pour les hommes et +0,17 an par année pour les femmes. Après 2050, l'accroissement envisagé, choisi avec l'OFS, devient inférieur à un dixième d'année par année. Sur la même figure, G26, sont indiqués le niveau de la durée de vie moyenne selon l'année de naissance et celui de l'espérance de vie à la naissance calculée avec la table du moment.

La génération née en 1900 a vécu clairement plus longtemps que ne l'indiquent les tables de mortalité de l'époque : 53,2 ans pour les hommes et 59,4 ans pour les femmes, soit 6,2 ans de plus que les hommes. La plupart des personnes nées en 1950 sont encore en vie²⁵ ; elles vivront vraisemblablement plus de 20 ans de plus que leurs aînées du début du siècle : 77,5 ans pour les hommes et 83,4 ans pour les femmes²⁶. Quant à la génération née en 2015, nos calculs montrent qu'il pourrait être vraisemblable que la durée de vie moyenne des garçons sera proche de 89,6 ans et que celle des filles sera proche de 92,4 ans.

Le graphique suivant (G24) met en évidence (à droite) l'écart entre la durée de vie par génération et l'espérance de vie à la naissance des tables du moment. Par rapport à l'information des tables de mortalité du début du XXe siècle, les générations nées vers 1900 ont vécu 12 ans de plus pour les

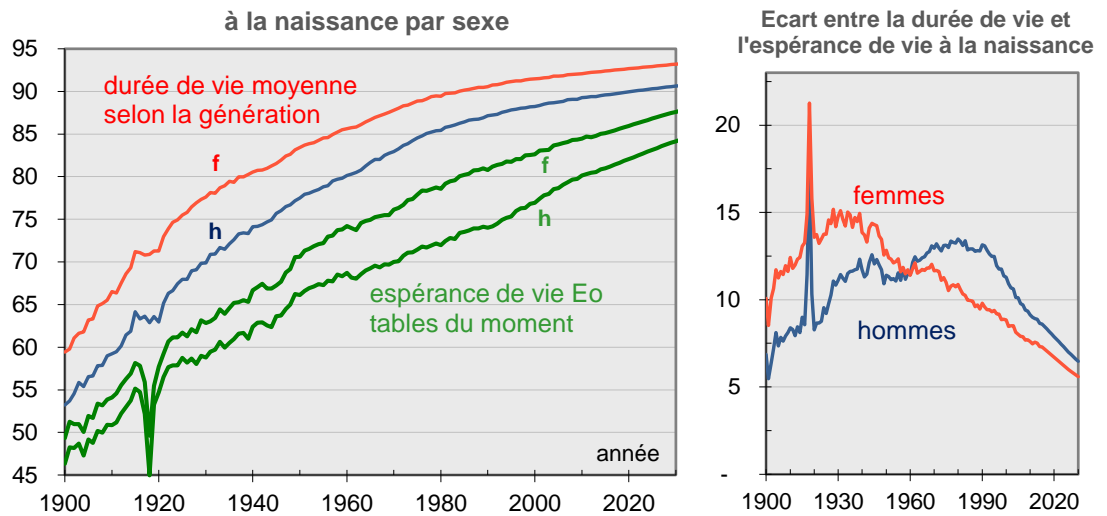
²⁴ A noter la proposition d'utiliser aussi la « somme des décès réduits » : Jean-Paul Sardon (1993)

²⁵ Le 82% des hommes et le 89% des femmes seront en vie en 2015 (tableau T2, p31).

²⁶ Pour les générations 1910-1935, l'écart de durée de vie entre hommes et femmes est supérieur à 7 ans.

Durée de vie moyenne et espérance de vie à la naissance

G24



© JM-OFS

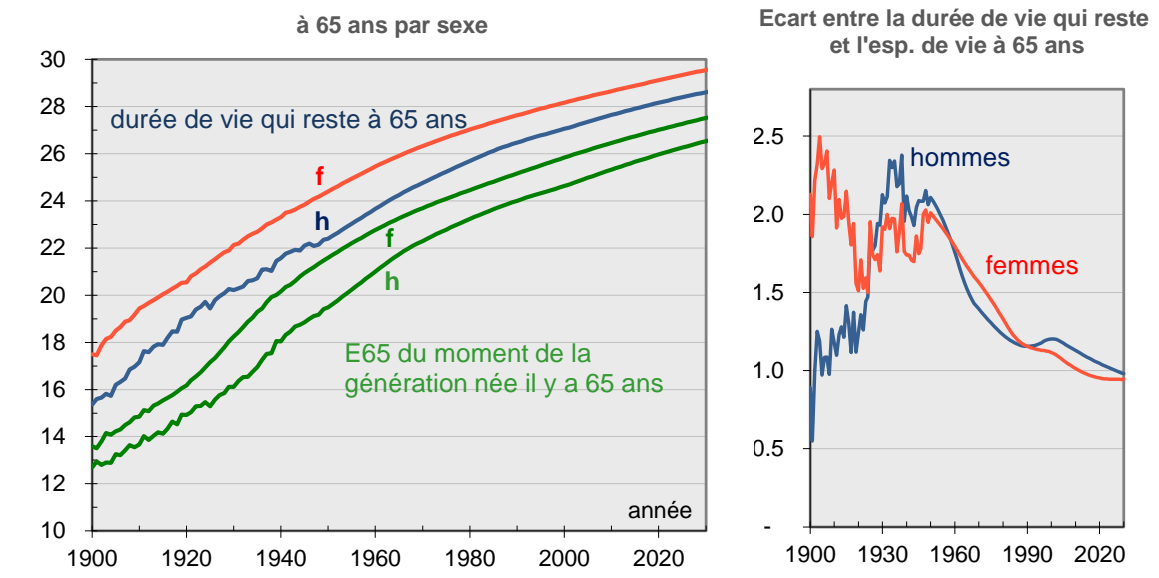
femmes, un peu moins pour les hommes, de l'ordre de 7 ans. Pour les femmes, c'est durant les années trente que l'écart entre les points de vue longitudinal et transversal est le plus élevé (entre 14 et 15 ans) ; pour les filles nées en 2015, on peut supposer qu'elles vivront 7,3 ans de plus que n'indiquera la table de mortalité du moment calculée pour 2015. Pour les hommes, l'écart entre les deux points de vue a un profil un peu différent puisqu'il a été relativement stable de 1930 à 1995 ; durant cette période, les tables par génération sont de 11 à 12 ans en dessus des tables du moment. Pour les garçons nés en 2015, on peut supposer qu'ils vivront 8,6 ans de plus que ne l'indiquera la table de mortalité du moment calculée pour 2015. A noter encore qu'à partir de la génération 1970, l'écart entre durée de vie et espérance de vie est un peu plus important pour les hommes, contrairement aux générations précédentes ; cela s'explique par le fait qu'il a été postulé que les progrès seraient légèrement plus importants pour les hommes que pour les femmes à l'avenir.

La comparaison entre durée de vie et espérance de vie peut aussi se faire pour un âge donné ; plus précisément, on compare la durée de vie qui reste des personnes ayant atteint un âge donné (vision longitudinale) et l'espérance de vie calculée pour cet âge dans la table du moment. Formellement : l'espérance de vie à l'âge x de la génération t avec l'espérance de vie à l'âge x de la table du moment ($t+x$).

La figure G25 présente les résultats obtenus à 65 ans. Ainsi, on compare (début des courbes à gauche) la durée qui reste à vivre pour les personnes nées en 1900 et encore en vie à 65 ans (donc en 1965), c'est-à-dire 15,7 ans pour les hommes et 17,5 ans pour les femmes, avec l'espérance de vie à 65 ans de la table du moment de 1965 (environ 9 ans et 14 ans selon le sexe).

En 2015, les personnes de 65 ans sont nées en 1950. La durée qui reste à vivre théorique est de 21,6 ans pour les hommes et 24,4 ans pour les femmes, alors que l'espérance de vie à 65 ans de la table du moment²⁷ est de 19,5 ans et 22,4

²⁷ Les points suivants sont alors exclusivement calculés à l'aide du modèle.



© JM-OFS

ans selon le sexe. Les calculs ont été effectués jusqu'à la génération 2030 ; pour cette génération, les survivants à 65 ans (en 2095) pourraient vivre encore 27,5 ans pour les hommes et 29,5 ans pour les femmes ... si les tendances postulées se confirment !

Comparaison de la mortalité entre trois générations

Pour illustrer la diminution de la mortalité passée ainsi que les tendances à venir jugées plausibles, la comparaison entre la situation de trois générations nées à 50 ans d'intervalle est parlante.

Les personnes de la génération née en 1900 (Gén 1900) ont pu être observées tout au long de leur vie. La description est donc pratiquement exacte. Les personnes nées un demi-siècle plus tard (Gén 1950) ont actuellement 65 ans. Alors que leur mortalité jusqu'en 2013 est correctement prise en compte par le modèle, leur mortalité à venir résulte d'une estimation (extrapolation des tendances à l'aide du modèle). Bien qu'à court terme les tendances soient vraisemblablement assez justes, une incertitude sur les estimations présentées subsiste.

Quant à la génération 2000 (Gén 2000), elle correspond aux enfants qui ont aujourd'hui 15 ans. La description de la mortalité de cette génération est pratiquement entièrement dépendante du modèle et des hypothèses choisies. Cependant le modèle a été déterminé en tentant de tenir compte de plus d'un siècle d'observation de la mortalité en Suisse.

Outre la durée moyenne de vie espérée à la naissance et à 65 ans, le tableau suivant présente l'âge modal des décès, c'est-à-dire l'âge qui présente le nombre maximum de décès. La dernière ligne (Gén 2015), qui correspond la situation estimée pour la génération née en 2015, permet de décrire l'évolution récente pressentie déterminée sur la base du modèle.

Durée de vie à la naissance et à 65 ans. Age modal des décès pour trois générations T1

en années	Durée moy. de vie à 0 ans		Durée de vie après 65 ans		Age modal des décès	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Gén 1900	53.2	59.4	13.6	17.5	78	83
Gén 1950	77.5	83.4	21.6	24.4	89	92
Gén 2000	88.3	91.5	25.8	28.2	93	95
Gén 2015	89.6	92.4	26.7	28.9	93.7	95.5

© JM-OFS

Comme la génération 1900 est caractérisée par une mortalité élevée aux âges jeunes, les décès ne sont guère concentrés vers les âges élevés. Cela explique le fait que la durée de vie moyenne (ou l'espérance de vie à la naissance calculée pour la génération) est nettement inférieure à l'âge modal des décès.

On constate que la génération 1950 va vivre en moyenne 24 années de plus que celle née au début du siècle quel que soit le sexe. Par contre entre les générations 1950 et 2000, les progrès sont moindres : +11 ans pour la durée de vie à la naissance des hommes et +8 ans pour les femmes. La durée de vie espérée à 65 ans progresse aussi moins vite : pour les survivants à 65 ans, la durée de vie a augmenté de l'ordre de 7 années entre Gén 1900 et Gén 1950, et près de la moitié (+4 ans environ) entre Gén 1950 et Gén 2000.

A noter encore que la dernière table « du moment » connue, celle de 2013, présente des espérances de vie à la naissance comparables à celle de la génération 1960 pour les hommes et celle de la génération 1957 pour les femmes. La description des caractéristiques de ces générations peut encore être complétée par les probabilités de survivre entre deux âges (T2) :

Probabilité de survivre entre deux âges pour trois générations T2

	S65 / S0		S80 / S65		S90 / S80	
	Prob. de surv. à 65 ans depuis la naissance		Prob. de surv. à 80 ans pour les surv. à 65 ans		Prob. de surv. à 90 ans pour les surv. à 80 ans	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Gén 1900	52%	61%	43%	62%	22%	34%
Gén 1950	82%	89%	75%	84%	52%	61%
Gén 2000	94%	97%	87%	92%	66%	74%
Gén 2015	95%	97%	89%	93%	69%	76%

© JM-OFS

Ce tableau permet aussi de déduire la proportion de survivants à 90 ans pour 100 naissances ; en effet pour être survivant à 90 ans, il faut être survivant à 65, à 80 et à 90. Ainsi les survivants à 90 ans représentent,

pour la génération 1900 : 5% pour les hommes²⁸, et 13% pour les femmes
 pour la génération 1950 : 32% pour les hommes, et 46% pour les femmes
 pour la génération 2000 : 54% pour les hommes, et 66% pour les femmes.

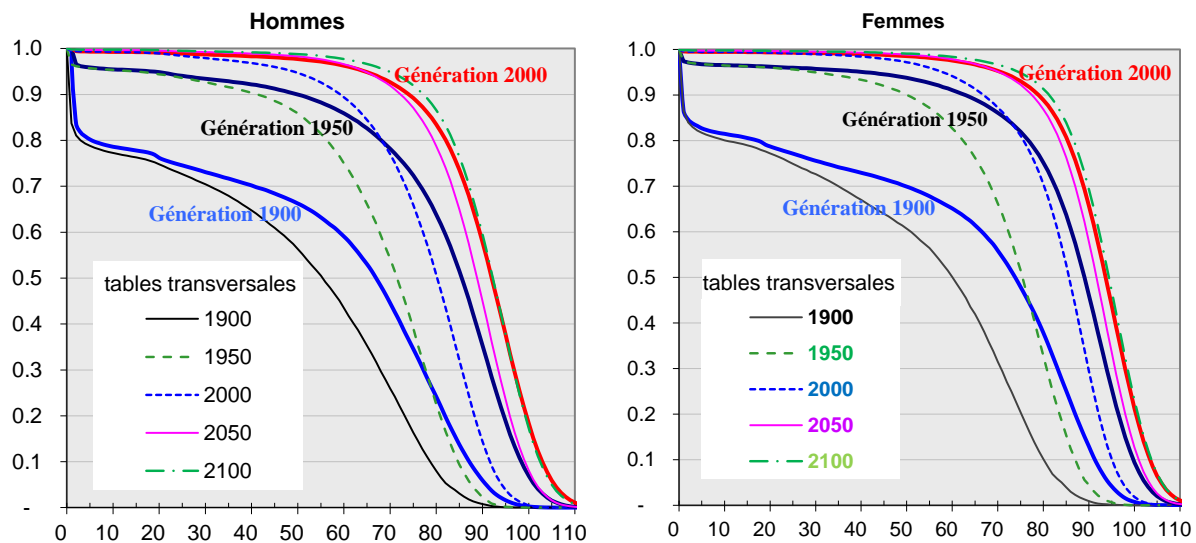
On constate que la mortalité calculée pour les hommes nés en 2000 est du même ordre de grandeur que celle des femmes nées vers 1970. Autrement dit le niveau de la mortalité de la génération des garçons nés en 2000 est comparable à celui des contemporaines à leurs mères (approximativement car le profil selon l'âge n'est pas identique). Les progrès considérables peuvent aussi être illustrés par

²⁸ 52% x 43% x 22% = 5%

le fait que la proportion de survivants à 90 ans estimée pour la génération 2000 est proche de la proportion des survivants à 63 ans pour les hommes nés un siècle plus tôt. Pour les femmes, la proportion de survivantes à 90 ans pour la génération 2000 est comparable la proportion de survivantes à 59 ans nées en 1900 ! La proportion de personnes atteignant 65 ans est un autre repère intéressant : pour la génération 1900, 52% des hommes et 61% des femmes ont atteint cet âge ; pour la génération 1950, ce sont 82% et, respectivement 89% qui atteindront cet âge en 2015 ; pour la génération 2000, les tables calculées indiquent 94% et 97%.

Exprimés ainsi, les progrès sont impressionnants. Mais on peut aussi situer ces proportions par rapport aux survivants indiqués par la table transversale de 2013 : 89% pour les hommes et 93% pour les femmes. Graphiquement, la juxtaposition sur un même graphique des courbes de survie pour des générations données avec les courbes de survie issues de tables annuelles²⁹ montre (G26) que la rectangularisation est moins marquée dans les tables longitudinales. La courbe des survivants de la génération 1950, par exemple, est très proche de celle de la table du moment de 1950 aux premiers âges et finira, pour les centenaires nés en 1950 vers la courbe de la table du moment de 2050. La courbure est dépendante à la fois de la courbure des tables du moment concernées et du décalage à droite observé au fil du temps. La pente maximale des courbes de survie correspond au nombre de décès maximum.

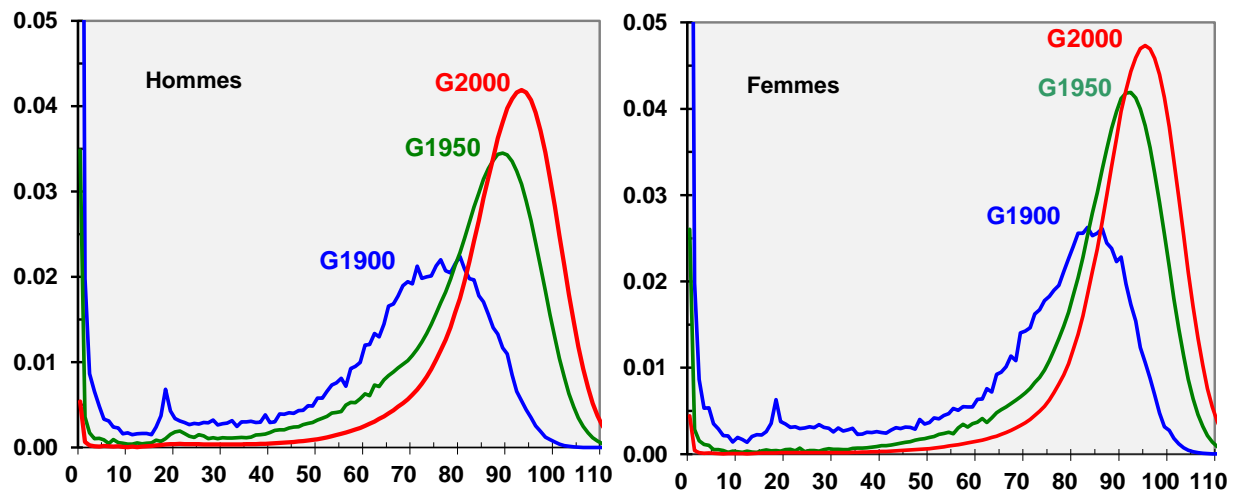
Comparaison des courbes de survie des générations 1900,1950 et 2000 avec celles des tables du moment de 1900,1950, 2000, 2050 et 2100 G26



© JM-OFS

Pour les générations 1900, 1950 et 2000, le mode des décès (G27 et T1) passe de 78 ans, à 89 ans et à 93 ans pour les hommes ; pour les femmes, on trouve, respectivement, 83 ans, 92 ans et 95 ans. Si la distribution des décès par âge pour les femmes nées en 1950 semble proche de celle des hommes nés en 2000, en fait l'âge moyen au décès est de 83,4 ans pour les femmes de 1950 contre 88,3 ans pour les hommes de 2000. Pour la génération 1950, la moitié des décès se situe à l'intérieur d'une fourchette de 16 ans pour les hommes et de 13 ans pour les femmes. Pour la génération 2000, la concentration des décès augmente un peu : l'intervalle d'âge au décès valant 13 ans pour les hommes et 11 ans pour les femmes (pour la moitié des décès).

²⁹ Après 2013, les tables étant construites avec le modèle mais calées sur les dernières tables connues.



© JM-OFS

L'âge médian des décès est aussi un paramètre intéressant à souligner ; il s'agit de l'âge où, pour la génération, la moitié est décédée (ou la moitié est encore en vie) ; Louis Henri (1972) proposait le terme de « vie probable » pour cet indicateur. Pour les générations 1900, 1950 et 2000, l'âge médian des hommes passe, respectivement, de 65 ans, à 85 ans et à 91 ans ; pour les femmes, on obtient, respectivement, 73 ans, 89 ans et 93 ans. On constate donc que l'espérance de vie à la naissance (ou âge moyen au décès) < l'âge médian des décès < le mode des décès.

Probabilité de devenir centenaire

Les distributions des décès selon l'âge mettent encore en évidence que pour la génération née en 1900, seules quelques personnes ont atteint le XXI^e siècle (0,2% chez les hommes et 0,9% chez les femmes). Pour la génération 1950, les proportions de centenaires seront plutôt de 5,6% et de 9,7%. Quant à la génération 2000 qui atteindra 100 ans au début du XXI^e siècle, les tables calculées indiquent 17% et 21%. Cependant, sans découverte fondamentale, rares seront ceux qui dépasseront 110 ans. Selon nos tables, parmi les enfants nés en 2015, seuls 1% des hommes et 1,4% des femmes deviendront des supercentenaires en dépassant 110 ans. Mais il ne faut pas perdre de vue que la probabilité que ces tables reflètent fidèlement la réalité est d'autant plus faible que l'horizon s'éloigne.

Plus de 20'000 centenaires en 2050 ?

Aux âges élevés, les projections de population ne peuvent guère être fiables ; cependant elles permettent d'illustrer l'impact de nos hypothèses en termes de nombre de personnes. Alors que l'on comptera plus de 1'600 centenaires en Suisse à la fin de l'année 2015, nos calculs prospectifs³⁰, établis notamment avec les tables de mortalités présentées ici, indiquent que l'on peut s'attendre à ce que le nombre de centenaires encore en vie en 2050 soit de l'ordre de 22'000. Ce nombre représenterait 2‰ de la population totale en 2050 contre 0,2‰ actuellement. Alors qu'aujourd'hui les supercentenaires (110 ans et plus) sont extrêmement rares, ils seraient un peu plus d'une centaine en 2050. Pour 2100,

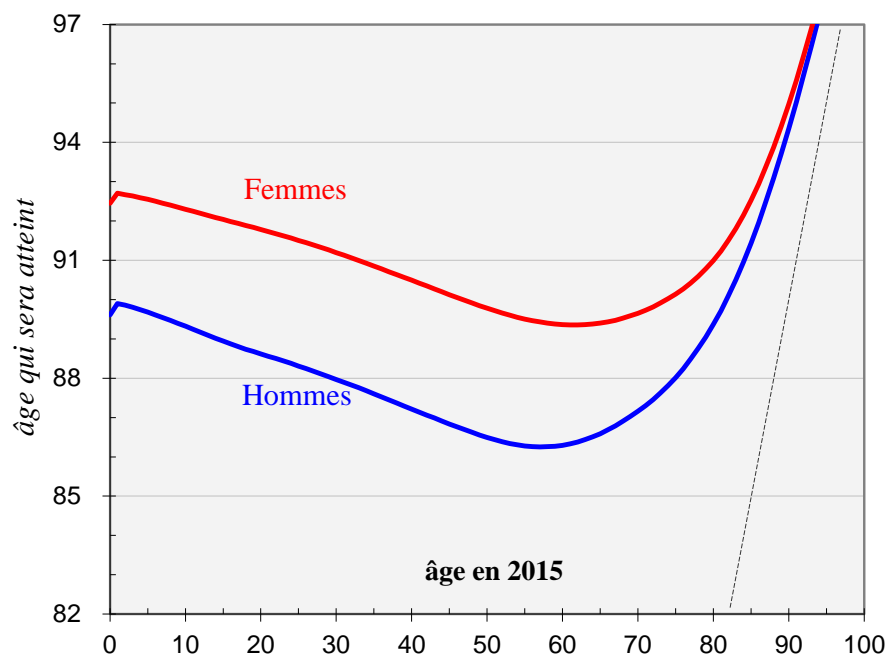
³⁰ Bien que les hypothèses sur l'évolution générale de la mortalité soient pratiquement identiques à celles de l'OFS (projections 2015), aux âges élevés, il y a des différences induites par une modélisation différente et des choix différents relatifs aux migrations.

les calculs indiquent un nombre de centenaires de 92'000 soit près de 7‰ de la population ; le nombre de supercentenaires pourraient dépasser le millier (1'800) et c'est à cette époque que pour la première fois un Suisse atteindrait 120 ans selon les hypothèses et les calculs ...

L'âge moyen atteint selon son âge

A partir des tables par génération, il est possible d'en déduire l'âge moyen au décès selon l'âge atteint pour une année donnée. Pour présenter la situation en 2015, il suffit de chercher la durée de vie moyenne à 0 an (dvie0) de la génération 2015, puis la durée de vie qui reste à un an (dvie1) de la génération 2015 à laquelle on rajoute la durée déjà vécue (un), et ainsi de suite jusqu'à dvie95 +95 de la génération née il y a 95 ans. On obtient la figure G28 :

Age moyen au décès selon l'âge exact atteint en 2015 **G28**

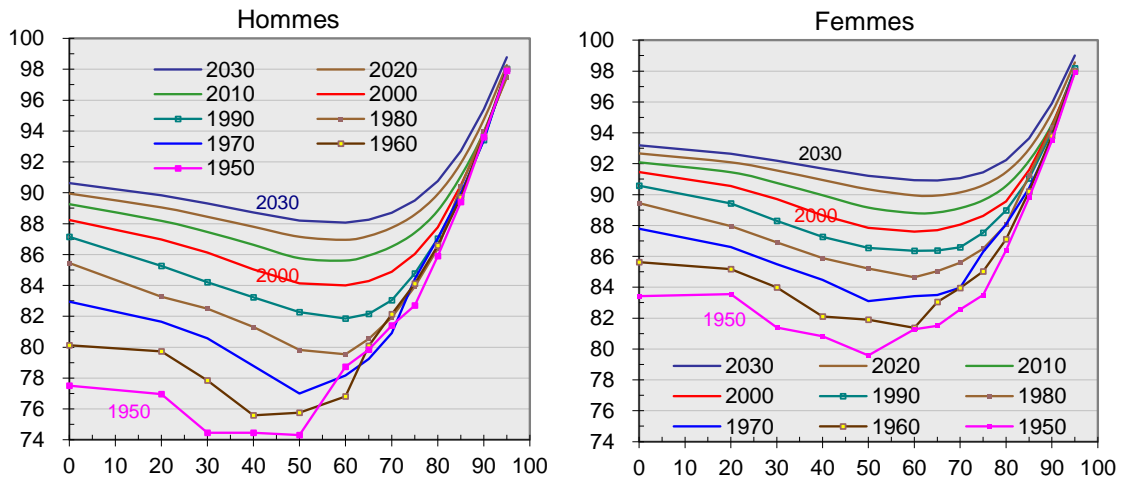


© JM-OFS

Les plus jeunes ont « l'avantage » de pouvoir potentiellement bénéficier des progrès à venir ; compte tenu des tendances observées, ils devraient vivre dans une époque où la mortalité sera clairement plus faible qu'aujourd'hui. Par contre, les vieillards vivant actuellement ont pour eux l'avantage d'avoir franchi avec succès les risques encourus pendant de nombreuses années. En fait, ce sont les hommes de 50 à 65 ans et les femmes de 55 à 70 ans qui sont les moins bien situés dans ce graphique.

Les calculs ont été refaits pour d'autres années, ce qui permet de connaître comment ces courbes évoluent au cours du temps. On constate qu'en 1950, le creux aux âges intermédiaires était encore plus marqué entre 30 et 50 ans: en 1950, une femme de 50 ans allait vivre, en moyenne, jusqu'à 80 ans (90 actuellement), alors qu'une fillette de 10 ans, ou une femme de 75 ans, pouvaient escompter vivre jusqu'à 83 ans (en 2015, respectivement 92 ans et 90 ans). Les chiffres complets sont présentés dans les tableaux T7 et T8.

Age moyen au décès selon l'âge exact atteint pour une année donnée G29

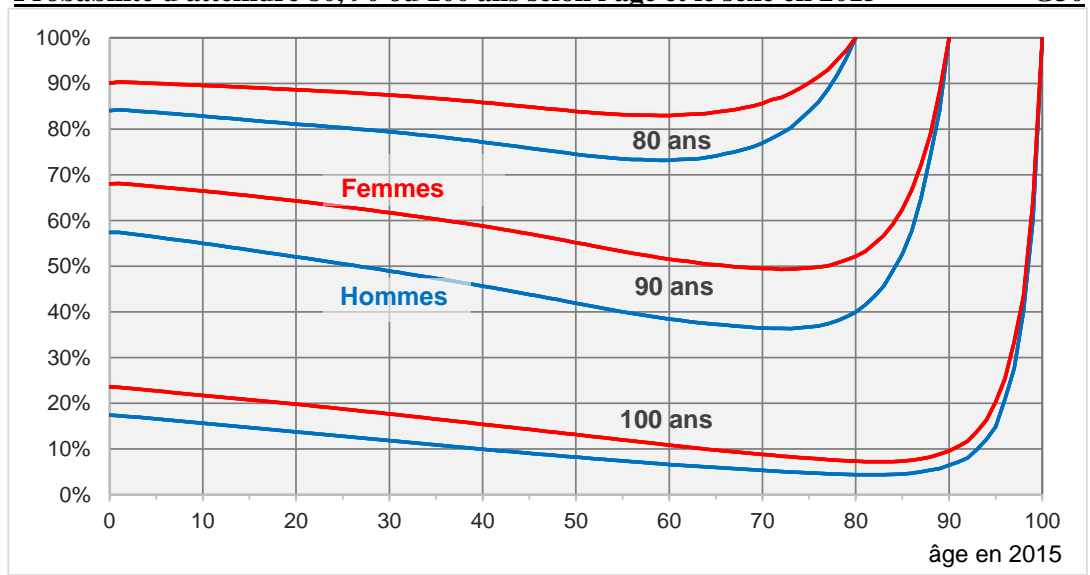


© JM-OFS

Probabilité de vivre jusqu'à un âge donné

Les tables de mortalité par génération permettent aussi de situer avec quelle probabilité les personnes en vie à une année donnée atteindront 80, 90 ou 100 ans. Le graphique G30 décrit la situation calculée pour 2015 :

Probabilité d'atteindre 80, 90 ou 100 ans selon l'âge et le sexe en 2015 G30



© JM-OFS

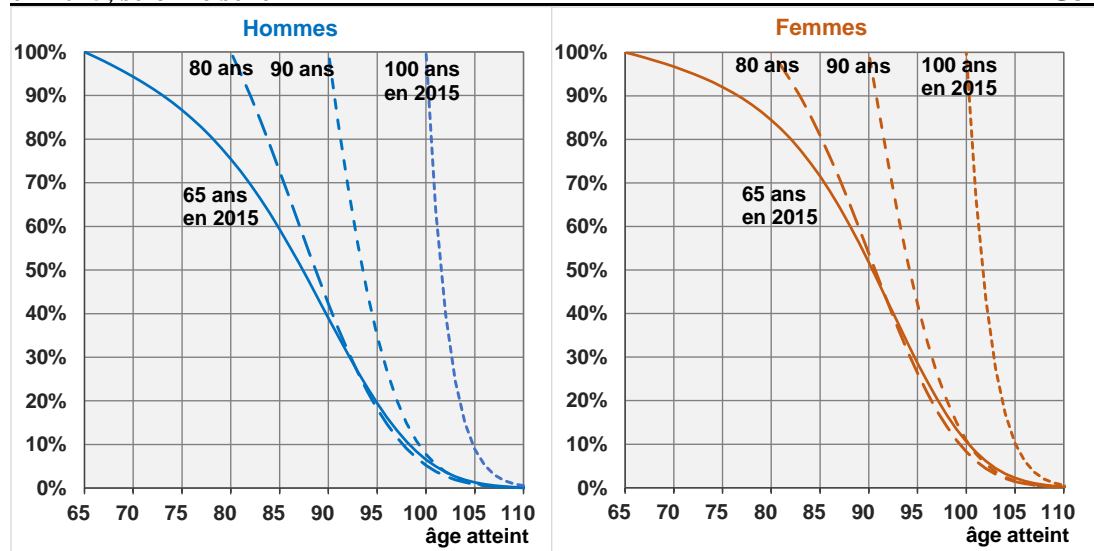
Ainsi on peut lire, par exemple, que les personnes âgés de 50 ans en 2015 (génération 1965) devraient vivre au moins jusqu'à 80 ans pour le 76% des hommes de cette génération et pour le 85 % des femmes (dans la mesure où les tendances en matière de mortalité ont été correctement prises en compte).

On constate aussi, toujours pour cette génération, que la probabilité d'atteindre 90 ans est logiquement plus basse : elle atteint 43% pour les hommes et 57% pour les femmes. Et pour devenir centenaire en 2065, la probabilité (le risque ou la chance ?) descend à 9% et 14%. On peut constater que pour les nouveau-nés de 2015 (0 ans, tout à gauche du graphique), la probabilité de devenir centenaire (en 2115) est de 18 ou 24 %, selon le sexe, et est comparable à celle des vieillards de 95 ans encore en vie en 2015. Bien que la description de la

mortalité aux âges élevés pour les jeunes d'aujourd'hui est soumise à de nombreuses incertitudes, on peut constater que les estimations correspondantes pour le Canada et le Royaume-Uni ne sont pas très différentes des nôtres pour la Suisse et les encadrent ; la mortalité envisagée pour les Canadiens se situant en dessus et celle du R.-U. en dessous (Canada, Etude actuarielle no 12, 2014).

Il est possible de présenter d'une manière différente ces mêmes informations en visualisant, pour certaines générations, la probabilité d'être encore en vie à un âge donné. Pour les nouveau-nés de 2015, la courbe de la probabilité en fonction de l'âge correspond à celle des survivants selon l'âge de cette génération (normalisée pour un nouveau-né à la naissance). Pour la génération en vie à l'âge x l'année t (qui est donc celle née en $t-x$), la probabilité d'être encore en vie à l'âge z découle directement de la table de mortalité de cette génération en calculant le rapport entre survivants de la génération S_z / S_x . Les graphiques G31 et G32 décrivent la situation en 2015 et, respectivement, en 2045, pour quatre groupes de personnes :

Probabilité d'atteindre un certain âge pour les personnes âgées de 65, 80, 90 ou 100 ans en 2015, selon le sexe **G31**



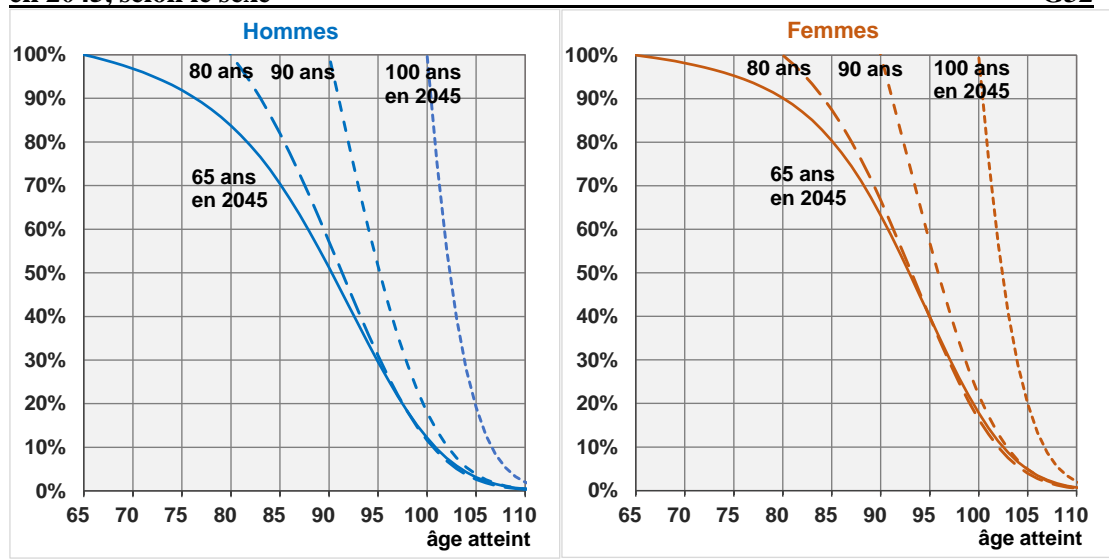
© JM-OFS

On peut lire, par exemple, que les hommes de 65 ans (en 2015) ont une probabilité de 60% d'atteindre 85 ans (88 ans pour les femmes, sur le graphique de droite) et de 20 % d'atteindre 94 ans. Les survivants de 80 ans (en traitillé) ont aussi une probabilité de 20 % d'atteindre 94 ans (97 ans pour les femmes). Pour les femmes de 65 ans, tant pour celles de 80 ans ou de 90 ans en 2015, leurs probabilités de devenir centenaire est d'environ 10% ; cette conjonction s'explique par le fait que par rapport aux nonagénaires, les sexagénaires profitent de l'évolution favorable de la mortalité. Cependant il faut garder à l'esprit qu'aux âges élevés il existe une incertitude sur la précision des relevés et sur l'évolution des quotients de mortalité.

Le graphique G32 décrit la situation dans trente années, pratiquement une génération plus tard (au sens de la filiation). Bien que le contenu « prédictif » soit moins solide puisque nous nous situons dans un horizon temporel assez éloigné, l'information est néanmoins intéressante car elle montre les résultats découlant du modèle et de nos hypothèses. Les hommes de 65 ans en vie en 2045 auront une chance sur deux de vivre jusqu'à 90 ans (2,5 ans de plus que ceux de 2015).

Probabilité d'atteindre un certain âge pour les personnes âgées de 65, 80, 90 ou 100 ans en 2045, selon le sexe

G32



© JM-OFS

Pour les femmes de 65 ans en 2045, on obtient 93 ans, toujours avec une probabilité de 50% (3 ans de plus que celles de 2015).

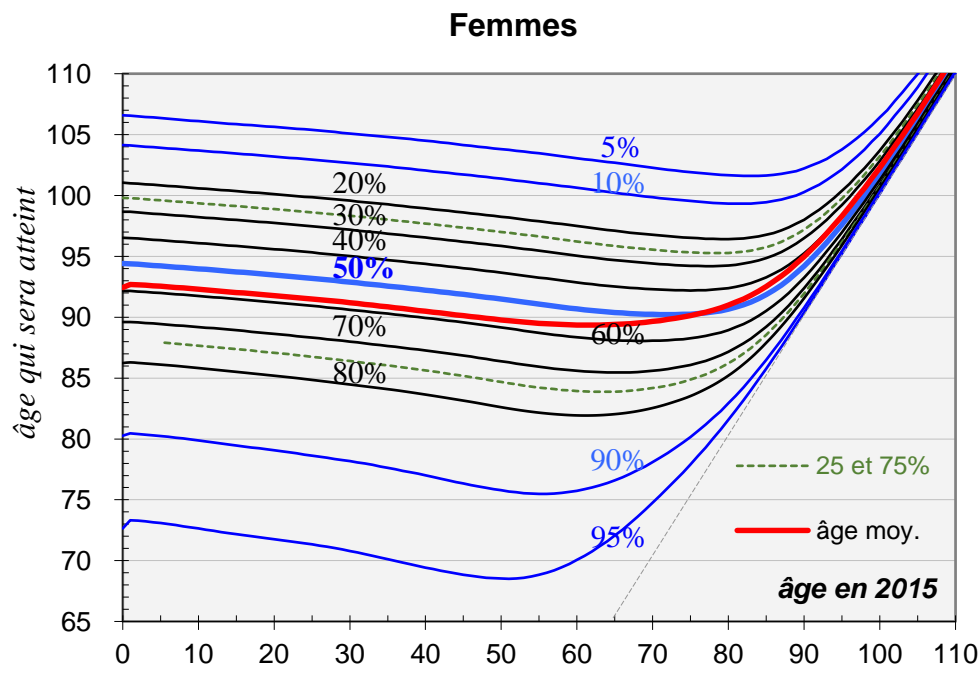
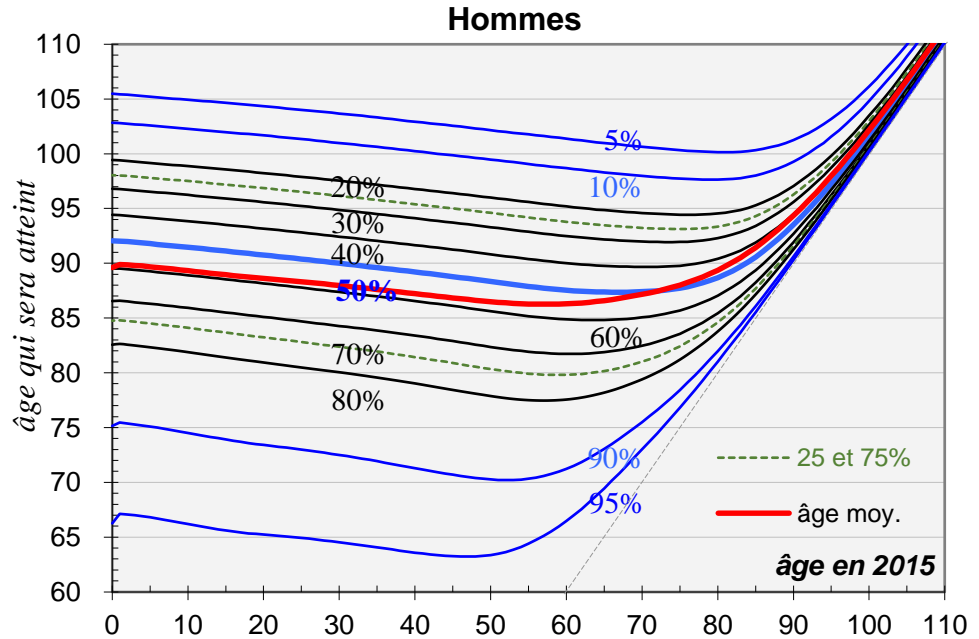
En guise de synthèse des résultats obtenus, il a été tenu compte de la distribution des décès par âge de chaque génération afin de déterminer l'âge atteint pour une probabilité donnée. Ainsi, par exemple, pour calculer l'âge qui sera atteint avec une probabilité de 80% pour les hommes de 30 ans en 2015, il est nécessaire de chercher, dans la table qui décrit la mortalité de la génération 1985 (1985 = 2015-30), à quel âge x (S_x/S_{30}) vaut 0,8 (on trouve $x = 80$ ans). Cette recherche effectuée pour tous les âges et pour treize probabilités particulières a permis de construire le graphique G33 qui suit. Ainsi, on peut lire qu'en 2015 un homme âgé de 40 ans a une probabilité de 95% d'atteindre 64 ans (69 ans pour une femme du même âge), de 80% d'atteindre 79 ans (84 ans), de 30% d'atteindre 94 ans (97 ans) et de 5% d'atteindre 102 ans (104 ans). On peut aussi dire qu'il y a une chance sur deux que l'âge au décès se situe³¹ entre 81 et 96 ans (entre 86 et 98 ans pour une femme qui a 40 ans aujourd'hui). On remarque aussi que, pour les jeunes, la probabilité d'atteindre l'âge moyen au décès est de 60% ; le fait que l'âge moyen et l'âge médian au décès ne coïncident pas provient de l'asymétrie de la distribution des décès par âge. Sur le graphique, la médiane croise l'âge moyen à 71 ans pour les hommes et, pour les femmes, à 76 ans.

Le même graphique a été réalisé pour décrire la situation des survivants selon l'âge atteint en 1950 (G34). Comme une soixantaine d'années d'observations a été prise en compte, certaines courbes présentent des fluctuations. En comparant avec le graphique de 2015, on remarque clairement que pour les survivants en 1950, la dispersion de l'âge au décès est plus importante : par exemple, pour les hommes de 20 ans, le 1^{er} et 9^{ème} déciles (10% et 90%) se situent à 55 ans et 94 ans en 1950, contre 73 et 101 ans en 2015. La comparaison entre les courbes supérieures (90 et 95%) est éloquent : pour les personnes en vie en 1950, seule une très petite minorité devient centenaire ; par contre, pour les survivants de 2015, la proportion d'entre eux qui deviendront centenaires devient non négligeable. Alors que pour la génération 1950, seul 6% des

³¹ Sur le graphique, le 1^{er} et le 3^{ème} quartiles sont en traitillé.

hommes et 10% des femmes atteindront 100 ans en 2050 (selon les tendances présumées), pour la génération 2015, ce sont 18% et respectivement 24% des nouveau-nés qui pourraient atteindre 100 ans (en 2115, autres informations en page 33).

Age atteint pour une probabilité donnée selon l'âge exact en 2015 G33

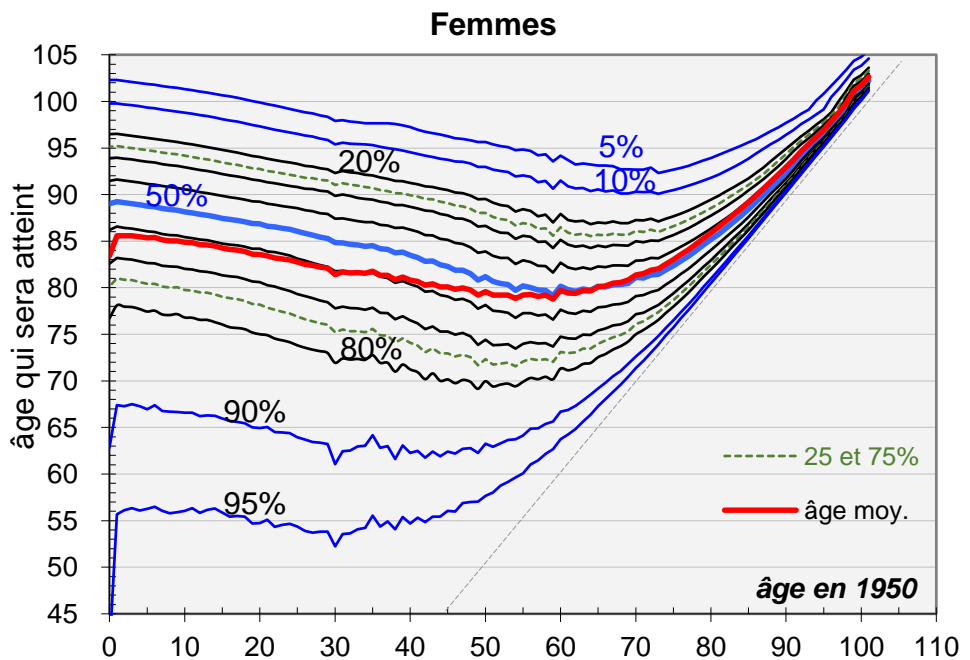
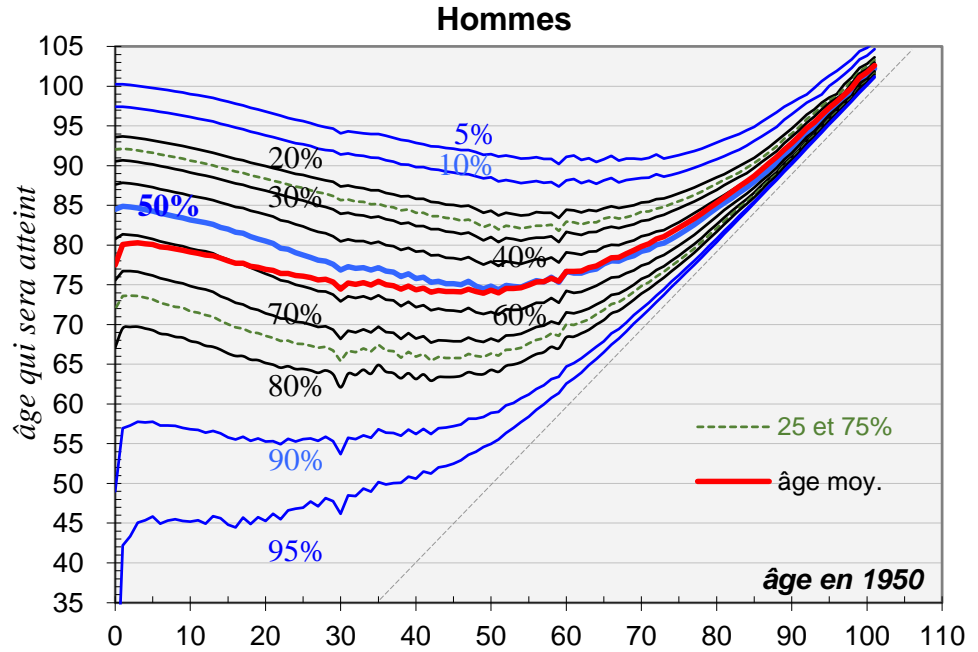


© JM-OFS

Comment lire :

Une femme âgée de 60 ans en 2015 a une probabilité de 95% d'atteindre 70 ans, de 80% d'atteindre 82 ans, de 30% d'atteindre 95 ans et de 5% d'atteindre 103 ans. On peut aussi dire qu'elle a une chance sur deux d'atteindre 91 ans et que son âge moyen au décès (en rouge) est de 89 ans.

Age atteint pour une probabilité donnée selon l'âge exact en 1950 G34



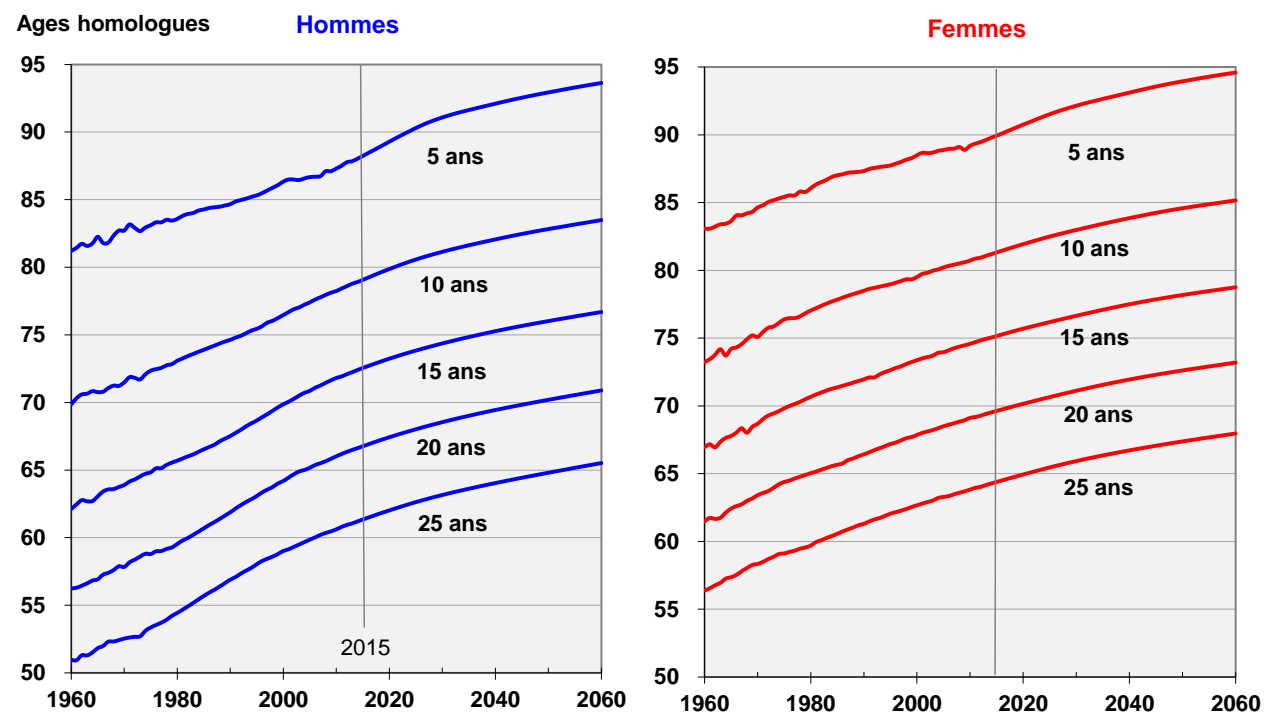
Comment lire :

En 1950, les hommes de 20 ans avaient une probabilité de 95% d'atteindre 45 ans, de 80% d'atteindre 65 ans, de 30% d'atteindre 87 ans et de 5% d'atteindre 97 ans. On peut aussi dire qu'ils avaient une chance sur deux d'atteindre 80 ans et que son âge moyen au décès (en rouge) est de 78 ans.

Âges homologues

L'âge est une variable couramment utilisée pour décrire les caractéristiques principales des individus. En fait, l'âge mesure la durée de temps vécue depuis la naissance. On pourrait aussi conceptuellement situer les individus par rapport à la durée de vie restante (jusqu'au décès) : on appelle « âges homologues³² » les âges respectifs de deux groupes de personnes, nées à des époques différentes, qui correspondent à la même durée qui reste à vivre pour chacun des groupes. Ainsi, nous avons déterminé (figure G35) les évolutions des âges homologues auxquels la durée de vie restante est de 5, 10, 15, 20 et 25 ans. Cette idée avait déjà été illustrée pour la Suisse par Gérard Calot (Calot, 1998), mais il s'était basé sur les tables de mortalité du moment (observées, puis prolongées par celles utilisées à l'époque pour les projections démographiques).

Evolution de l'âge auquel la durée qui reste à vivre atteint une valeur donnée G35



© JM-OFS

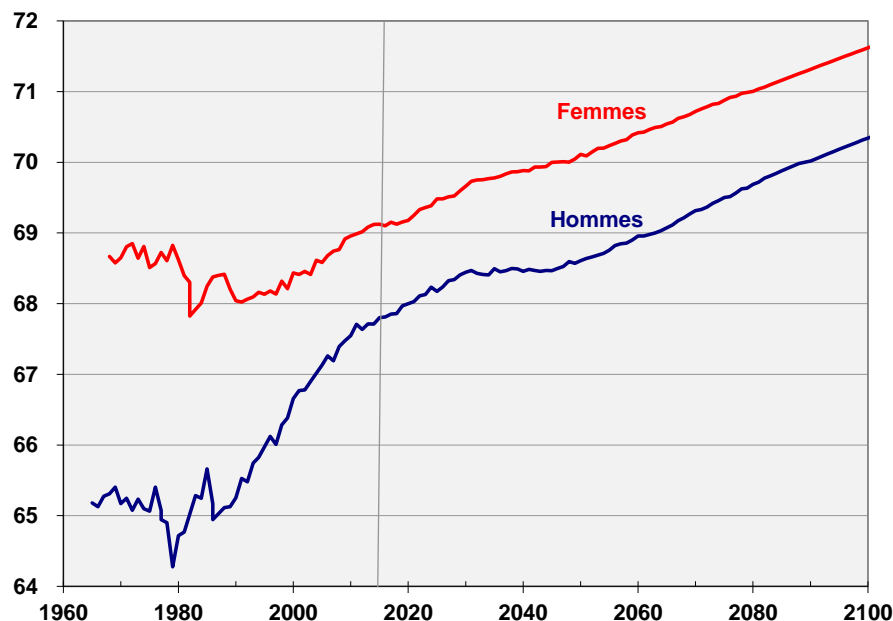
On constate, par exemple, qu'en 1960, les hommes de 51 ans ont encore à vivre 25 ans en moyenne (courbe bleue inférieure), comme ceux de 61,5 ans vers 2015, ou comme ceux de 65,5 ans en 2060. Pour les femmes, les chiffres correspondants sont respectivement de 56 ans en 1960, de 64 ans en 2015 et de 68 ans en 2060. Autrement dit, l'âge homologue, calculé pour 25 ans de vie restante, sera de 4 ans plus élevé dans 45 ans tant pour les hommes que pour les femmes.

Il faut cependant prendre conscience que le concept d'âge à utiliser varie de cas en cas. L'âge, dans l'usage habituel, garde bien sûr tout son sens; mais on pourrait aussi, par exemple, calculer à quel âge les individus ont vécu les trois quarts de leur existence, en moyenne pour leur génération. On obtient les résultats illustrés par le graphique G36. Avec ce critère, le fait de se situer aux

³² Ou âges « équivalents » : Bourdelais, 1997.

trois quarts de la durée de vie moyenne de leur génération, est partagé en 2015 par les hommes qui ont 68 ans et les femmes qui ont 69 ans ; en 2050, les hommes correspondant à ce critère auront 69 ans et les femmes 70 ans. On constate, pour les femmes, que durant la période 1970-2000, cet âge n'a guère évolué³³ car des progrès importants ont aussi été réalisés aux âges inférieurs à 68 ans. Notre attention est aussi portée sur des irrégularités vers 1979 pour les hommes et vers 1983 pour les femmes induites par l'impact de la grippe espagnole de 1918.

Evolution de l'âge auquel la durée vécue atteint les trois quarts de la durée de vie moyenne de la génération **G36**



Conclusion

Ce rapport montre que les tables de mortalité par génération, qui décrivent la mortalité du groupe de personnes nées une année donnée, présentent des écarts assez importants avec la description classique (les tables « du moment », ou pour une année donnée) : Alors que l'espérance de vie à la naissance de la table 2015 est d'environ 83 ans³⁴, nos travaux montrent que, pour la génération née en 2015, les personnes de ce groupe vivront en moyenne 91 ans. Cet écart de 8 années correspond pratiquement à une durée de vie supérieure de 10 % à l'espérance de vie à la naissance déterminée par la table 2015.

On peut faire la même comparaison pour 65 ans, autre âge-repère intéressant. Alors que la table 2015 montre que l'espérance de vie à 65 ans (E65) est légèrement inférieure à 21 ans, les personnes nées en 1950, qui ont eu 65 ans en 2015, vivront en fait probablement 23 ans en moyenne, autrement dit deux ans de plus que ce qu'indique la table de 2015 : la durée de vie de la table par

³³ La durée de vie totale est pourtant passée de 67,5 ans pour les femmes de la génération 1912 (qui ont eu 68 ans en 1980) à 78,9 ans pour la génération 1934 (qui ont eu 68 ans en 2002).

³⁴ Hommes et femmes réunis ; pour 2015, il s'agit ici d'une estimation relativement précise.

génération indique aussi, pour cet âge, une valeur supérieure de 10% à E65 de la table du moment³⁵.

On soulignera encore que, comme l'écart entre les niveaux de la mortalité selon le sexe diminue depuis 1990, la comparaison des durées de vie par génération selon le genre montre des différences plus faibles que ce qui ressort des tables du moment : au vu de l'espérance de vie à la naissance des tables du moment, l'écart en faveur des femmes passe de 7 ans en 1990 à 4 ans en 2015. Avec les tables par génération l'écart selon le sexe est de 3,5 ans pour la génération 1990 et il se réduit à 2 ans pour la génération 2015 compte tenu des évolutions postulées.

Alors que la dernière table du moment publiée correspond aux dernières observations mesurables, les tables par génération sont le reflet d'une sorte d'indicateur avancé de la mortalité que l'on réajuste régulièrement pour prendre en compte les informations nouvelles ainsi que notre perception de l'évolution à venir de la mortalité. Comme lors des exercices précédents, les résultats des tables par génération ont été rendu cohérents avec le scénario sur l'évolution de la mortalité postulée par l'OFS pour ses dernières projections de la population. On peut constater que par rapport à nos travaux précédents, il y a cinq ans, les nouvelles tables par génération présentent des résultats assez proches, ce qui démontre une robustesse rassurante des résultats. On constate cependant que d'un exercice à l'autre, l'ajustement a toujours dû être effectué dans le même sens : par exemple, pour l'espérance de vie à 65 ans de la génération 1950, en 1998, nous l'avions estimée à 21,6 ans, en 2005 à 22,5 ans, en 2010 à 22,8 ans, et en 2015 à 23 ans. Autrement dit on constate que l'évolution postulée par l'OFS a toujours été assez juste mais chaque fois légèrement trop faible par rapport à l'estimation réajustée cinq ans plus tard. Comme cet exercice correspond au scénario de référence de l'OFS, il paraît peu vraisemblable que la mortalité des générations présentée dans ce rapport soit sous-estimée ; par contre, en cas de découvertes médicales importantes et applicables à grande échelle, encore une fois, il sera nécessaire de réviser à la hausse les durées de vie calculées.

Alors que les tables de mortalité habituellement publiées restent la meilleure description du niveau de la mortalité observée à un moment donné, les tables par génération sont plus proches de notre entendement. De plus ces dernières sont indispensables pour les calculs des assurances vie comme pour ceux des rentes de la prévoyance professionnelle (2e pilier). Elles sont toutefois rarement calculées puisqu'il faut attendre une centaine d'années pour connaître l'évolution du nombre de survivants d'une génération donnée, à moins d'estimer l'évolution future de la mortalité sur la base de l'observation des tendances passées et d'hypothèses sur l'avenir. Cet exercice reste très utile et devra être renouvelé.

³⁵ Cet écart dépend du sexe, de l'âge et de l'année.

Bibliographie

- Barbi Elisabetta, Caselli Graziella, Vallin Jacques (2003), « Hétérogénéité des générations et âge extrême de la vie », *Population*, 1-2003, Paris.
- Beaudry-Godin MéliSSa (2010), *La démographie des centenaires québécois : validation des âges au décès, mesure de la mortalité et composante familiale de la longévité*, thèse, Université de Montréal, juin 2010, 156 p.
- Blanpain Nathalie, Chardon Olivier (2010), *Projections de population 2007-2060: amélioration de la mesure des quotients de mortalité au-delà de 90 ans et projections du nombre de centenaires*, INSEE, Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, Document de travail no F1009, 44 p.
- Bongaarts John (2004), « Long-Range trends in Adult Mortality : Models and Projection Methods », *Working Papers no 192*, Population concil.
- Bopp Matthias, Minder Christoph E. (2003), « Mortality by education in German speaking Switzerland, 1990-1997: result from the Swiss National Cohort », *International Journal of Epidemiological* 2003, no 32, p. 346-354.
- Bourbeau Robert, Lebel André (2000), « Mortality Statistics for the Oldest-Old: An Evaluation of Canadian Data », *Demographic research*, Vol 2, art.2, mars 2000.
- Bourbeau Robert (2004), « Mortalité aux grands âges et longévité », *Cahier québécois de démographie*, Vol. 33, No 1, printemps 2004, p. 1-7.
- Booth Header, Hyndman Rob J., Tickle Leonie, de Jong Piet (2006), « Lee-Carter mortality forecasting: a multi-country comparison of variants and extension », *Demographic Research*, Vol 15-art 9, Max Planck Institute, Rostock.
- Bourdelaïs Patrice (1997), *L'âge de la vieillesse, histoire du vieillissement de la population*, OPUS, Paris, 503 p.
- Calot Gérard (1998), *Deux siècles d'histoire démographique suisse*, OFS, Berne, 235 p + CD.
- Canada (2014), Bureau du surintendant des institutions financières, *Projections de mortalité pour les programmes de sécurité sociale au Canada*, Étude actuarielle no 12, 84 p., Bureau de l'Actuaire en chef, Ottawa, www.osfi-bsif.gc.ca
- Caselli Graziella (2008), « La mortalité entre âge, période, cohorte et ses déterminants », *Hommage à Gérard Calot, Profession : démographe*, INED, Paris, p.123-140.
- Caselli Graziella (2004), « Projections de mortalité : hypothèses et méthodes », *Histoire du peuplement et prévisions*, INED, Paris, p.301-322.
- Cheung S.L.K., Robine J-M., Paccaud F., Marazzi A. (2009), « Dissecting the compression of mortality in Switzerland, 1876-2005 », *Demographic research*, Vol 21,art. 19, octobre 2009 (p 569-598).
- Cheung Siu Lan K., Robine Jean-Marie (2007), « Increase in common longevity and the compression of mortality : The case of Japon », *Population Studies*, Vol.61, No 1, 2007, p. 85-97.
- Choinière R., Alix C., Garneau K. (2008), « Estimation de l'espérance de vie optimale au tournant du XXIe siècle », *Cahier québécois de démographie*, Vol. 37, No 2, automne 2008, p. 351-363.

- Coelho E., Magalhaes M. G., Bravo J. M. (2007), « Mortality and longevity projections for the oldest-old in Portugal », Work session on demographic projections, Bucharest, Eurostat.
- Cordazzo Valérie (2006), *La mortalité au sein des générations suisses 1900 à 2030*, DEMOS, 3/2006, OFS, Neuchâtel.
- Désquelles Aline (2000), « La longévité vue sous l'angle du démographe : un état des lieux », *Gérontologie et société*, no 94, septembre 2000, p. 35-52.
- Despoid Françoise (1973), « La mortalité des grands vieillards », *Population*, 4-5, 1973, INED, Paris.
- Duchêne Josianne (1980), *Un essai de modélisation de la répartition des décès selon l'âge et la cause dans les pays industrialisés*, Louvain-la-Neuve, Cabay.
- Duchêne Josianne, Wunsch Guillaume (1986), « Les tables de mortalité limite : quand la biologie vient au secours du démographe », Chaire Quetelet 1986, Louvain-La-Neuve.
- Dustin C. Brown et al. « Are the educational differentials in the rectangularisation of the human survival curve? », Congrès de l'UIESP, Marrakech 2009.
- Everitt Arthur V. (1980), « The neuroendocrine System and Aging », *Gerontology*, 26, p. 108-119.
- Feldmeier Frédéric (2014), *Generationensterblichkeit in Deutschland: Eine Analyse nach einem Modell von J. Menthonnex*, Masterarbeit in Wirtschaftsmathematik, Université de ULM. 116 p.
- Prioux France, Barbieri Magali (2012), « L'évolution démographique récente en France : une mortalité relativement faible aux grands âges », *Population-F*, 67(4), p. 597-656.
http://www.ined.fr/fr/ressources_documentation/publications/population/bdd/publication/1640/
- Gubéran Etienne, Massimo Usel (2000), *Mortalité prématurée et invalidité selon la profession et la classe sociale à Genève*, OCIRT, Genève.
- Guilley Edith (2005), « Longévité et santé », *Âges et générations, la vie après 50 ans*, Recensement fédéral de la population 2000, OFS, Neuchâtel, p. 57-67.
- Japon, National Institute of Population and Social Security Research (2012), *Population Projections for Japan (january 2012) : 2011 to 2060*.
www.ipss.go.jp/site-ad/index_english/esuikai/gh2401e.asp
- Kannisto Väinö (2000), « Measuring the compression of Mortality », *Demographic Research*, Vol 3-art 6, Max Planck Institute, Rostock.
- Lambrecht M., Paul J.-M. (2004), « Quotients de mortalité prospectifs », Working Papers 20-04, Bureau fédéral du plan, Bruxelles.
- Le Bras Hervé (1976), « Lois de mortalité et âge limite », *Population*, 3-1976, p. 655-691.
- Lundkvist Lena (2012), *The future population of Sweden 2012–2060*, Demographic reports, Official Statistics of Sweden, Stockholm.
- Meslé France, Vallin Jacques (2011), « Historical trends in mortality ». In: Rogers Richard G., Crimmins Eileen M. (ed.), *International Handbook of Adult Mortality*. Dordrecht Heidelberg London New York, Springer, p. 9-47.
- Meslé France, Vallin Jacques, Robine Jean-Marie (2000), « Vivre plus de 110 ans en France », *Gérontologie et société*, no 94, septembre 2000, p. 101-120.
- Meslé France, Vallin Jacques (2002), « Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès », *Documents de travail no 108*, INED

- Menthonnex Jacques (2009), « La mortalité par génération », *Prévoyance Professionnelle Suisse*, N° 6, juin 2009, EPAS Editions, Genève.
- Menthonnex Jacques (2006), *Tables de mortalité longitudinales pour la Suisse, Générations 1900-2030*, Rapport technique, avril 2006, 45 p., SCRIS et OFS, Lausanne et Neuchâtel.
- Menthonnex Jacques, Wanner Philippe (1998), *Tables de mortalité longitudinales pour la Suisse, Générations 1880-1980*, 63 p., OFS, Berne.
- Michel J.P., Hermann F., Robine J.-M. (2004), « Vieillir : à propos de certains mécanismes intimes », *La Santé, cycle de vie, société et environnement*, Lausanne, Réalités Sociales, p. 76-86.
- Mills Julie, Knipe Emily (2013), *Historic and Projected Mortality 1981-2062*, Office for National Statistics UK, 11.12.2013.
- OFS (1970), « Tables de mortalité de la population suisse par génération et par sexe, de 1946 à 1966 », *La vie économique*, janvier 1970, Bureau fédéral de la statistique.
- OFS (2005), *Tables de mortalité pour la Suisse 1998/2003*, Statistique de la Suisse, OFS, Neuchâtel.
- Ouellette Nadine, Bourbeau Robert (2009), « Changes in the age-at-death distribution in low mortality countries: A nonparametric approach », Université de Montréal, Congrès de l'UIESP, Marrakech 2009.
- Paquette Laurie, Martel Laurent, Bourbeau Robert (2005), « Projections de mortalité pour le Canada, les provinces et les territoires : comparaison de deux méthodes, 2001-2031 », Congrès de l'Acfas 2005, Université de Montréal et Statistique Canada.
- Poulain Michel (2000), « La survie des personnes très âgées en Belgique », *Gérontologie et société*, no 94, septembre 2000, p. 77-88.
- Pressat Roland (1995), *Eléments de démographie mathématique*, AIDELF, Paris.
- Quashie Aki & Denuit Michel (2005), « Modèles d'extrapolation de la mortalité aux grands âges », Université Catholique de Louvain, Institut des Sciences Actuarielles & Institut de Statistique, Louvain-la-Neuve, Belgique, p..p 20.
- Rau R., Vaupel J. W., Muszynska M.M., Baudisch A. (2008), « New Way to Look at Mortality Deceleration », *Congrès de l'UIESP*, Marrakech 2009.
- Robine Jean-Marie, Vaupel James (2000), « Les super-centenaires », *Gérontologie et société*, no 94, septembre 2000, p 121-134.
- Robine Jean-Marie, Paccaud Fred (2004), « La démographie des nonagénaires et des centenaires en Suisse », *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 33, no 1, p. 51-81.
- Robine Jean-Marie, Cheung Siu Lan Karen (2008) ; « Nouvelles observations sur la longévité humaine », *Revue économique*, Vol. 59, no 5, septembre 2008, p. 941-954.
- Sardon Jean-Paul (1993), « Un indicateur conjoncturel de mortalité », *Population*, 2-1993, INED, p. 347-348.
- Vallin Jacques, Caselli Graziella (2001), « La table de mortalité d'une génération », *La dynamique des populations I*, INED, Paris, p.165-212.
- Vallin Jacques et Meslé France (2001), *Tables de mortalité pour le XIXe et XXe siècle et projections pour le XXIe siècle*, Données statistiques no 4-2001, INED.

- Vallin Jacques et Meslé France (2009), « The segmented Trend Line of Highest Life Expectancies », *Population and Development Review*, p. 159-187, mars 2009.
- Vallin J. et Berlinguer G. (2002), « La loi de Gompertz s'applique-t-elle aux plus grands âges ? », *Démographie : analyse et synthèse Vol III, Les déterminants de la mortalité*, INED, Paris, p. 194-204.
- Vallin J. et Berlinguer G. (2002), « De la mortalité endogène aux limites de la vie humaine », *Démographie : analyse et synthèse Vol III, Les déterminants de la mortalité*, INED, Paris, p. 169-204.
- Vaupel James W. (1993), « La longévité vue sous l'angle de la démographie », *Population*, 1-2 2001, INED, p. 277-293.
- Vincent Paul (1951), « La mortalité des vieillards », *Population*, INED, 2-1951.
- Zimmermann E., Weiss W. (2005), « Santé, maladie et inégalités sociales », *Rapport social 2004*, Zurich, Seismo, p. 42-65.
- Wanner Philippe (2014), *Une Suisse de 10 millions d'habitants, enjeux et débats*, Presses polytechniques et universitaires romandes, collection Le savoir suisse, no 103, Lausanne, 121 p.
- Wanner Philippe, Lerch Mathias (2012), *Mortalité différentielle en Suisse, 1990-2005*, Office fédéral des assurances sociales, Berne, 125 p.
- Wanner Philippe (2002), « Mortalité des générations 1880-1980 en Suisse ; une relecture de l'évolution de la mortalité à partir de données longitudinales », *Soz.-Präventivmed.* 47 (2002), p. 399-407.
- Weon Byung Mook, 2004, « Analysis of trend in human longevity by new model ». Soumis à la revue *Demographic Research*. Un document provisoire est disponible sur <http://arxiv.org>.

=====

Données utilisées :

Tables de mortalités pour la Suisse: Office fédéral de la statistique, Neuchâtel.

Pour les comparaisons internationales³⁶ :

« Human Mortality Database » : Institut Max Planck pour la recherche démographique, Allemagne, Université de Californie, Berkeley.
www.mortality.org

« Kannisto-Thatcher Database on Old Age Mortality » : Institut Max Planck pour la recherche démographique, Allemagne.

³⁶ A noter que ces deux bases de données proposent leurs estimations pour décrire la mortalité aux grands âges.

Annexes

Comparaison du modèle proposé avec celui de Makeham	49
Recherche du mode des décès théorique	50
Les taux de conversion théoriques (G38-G40, T3-T6)	51
Risques de décès entre deux âges selon la génération, graph. G41	55
Durée de vie qui reste selon l'âge exact et l'année en cours :	
Hommes, tableau T7	56
Femmes, tableau T8	57
Age au décès selon l'âge exact et l'année en cours	
Hommes, tableau T9	58
Femmes, tableau T10	59
Tables de mortalité transversales et longitudinales, synthèse (T11)	60
Synthèse des principaux résultats	61

Fichiers Excel disponibles :

Les tables de mortalité par année qui présentent une description de la mortalité par âge exact, selon le sexe et pour une année donnée (comprise entre 1900 et 2150), des survivants, des quotients de mortalité et des durées qui restent à vivre.

Les tables de mortalité par génération présentent une description de la mortalité par âge exact, selon le sexe et pour une année de naissance donnée (entre 1900 et 2030), des survivants, des quotients de mortalité et des durées qui restent à vivre.

Comparaison du modèle proposé avec celui de Makeham

Dans la formulation de Makeham (en fait de Gompertz enrichie par Makeham en 1860), le quotient de mortalité à l'âge x pour une année donnée vaut :

$$q_x = B + A \cdot e^{Kx}$$

a) Avec une formulation continue

Avec la formule de Makeham, l'expression du risque encouru jusqu'à l'âge x s'écrit :

$$\begin{aligned} R_x = -\ln S_x &= \int_0^x \frac{S'_a}{S_a} \cdot da = \int_0^x q_a \cdot da = \\ &= B \cdot a \Big|_0^x + \frac{A}{K} \cdot e^{Ka} \Big|_0^x = -\frac{A}{K} + Bx + \frac{A}{K} \cdot e^{Kx} \end{aligned}$$

En comparaison avec notre formulation :

$$R_x = b_0 + b_1 \cdot x + b_2 \cdot (b_3)^x$$

on retrouve le même modèle, si $b_3 = e^K$, $b_2 = \frac{A}{K}$, $b_1 = B$

$$\text{et si } b_0 = -b_2$$

A noter que cette dernière correspondance n'est pas imposée dans le modèle.

Autrement dit $B = b_1$, $K = \ln b_3$ et $A = b_2 \cdot \ln b_3$

b) Avec une formulation discrète (discontinue)

Comme $S_x = \exp(-R_x)$, la valeur du quotient de mortalité correspondant au modèle à l'âge x vaut :

$$\begin{aligned} q_x &= \frac{\exp(-Rx) - \exp(-R(x+1))}{\exp(-Rx)} = 1 - \exp(Rx - R(x+1)) = \\ &= 1 - \exp(-b_1 + b_2 \cdot (1 - b_3) \cdot b_3^x) \end{aligned}$$

On obtient une expression de la famille du modèle de Gompertz (au sens mathématique).

Avec $b_1 > 0$, $b_2 > 0$ et $b_3 > 1$, on constate que $q_x \rightarrow 1$ pour x élevé.

Recherche théorique du mode des décès

Sur la base du modèle de base (décrit en page 10), et en considérant que l'effet de b_1 est négligeable aux âges élevés (empiriquement on peut constater que la position du mode ne change pas avec b_1 par contre le niveau des décès augmente légèrement si b_1 est mis à zéro).

$D_{x,t} = S_{x,t} - S_{x+1,t}$ En substituant le modèle $S_{x,t} = \ln(R_{x,t})$

$$D_{x,t} = \exp(-b_1 x - b_2 \cdot b_3^x) - \exp(-b_1(x+1) - b_2 \cdot b_3^{x+1})$$

En partant de l'expression $S_x = \exp(-R_x) = \exp(-b_0 - b_1 x - b_2(b_3)^x)$

On peut rechercher le point d'inflexion de la courbe des survivants qui correspond à l'âge modal des décès (la dérivée seconde de S_x doit être nulle à l'âge où les décès sont au maximum).

On obtient que $a^2 - a(2b_1 + \ln b_3) + b_1^2 = 0$ avec $a = b_2(b_3)^x \ln b_3$

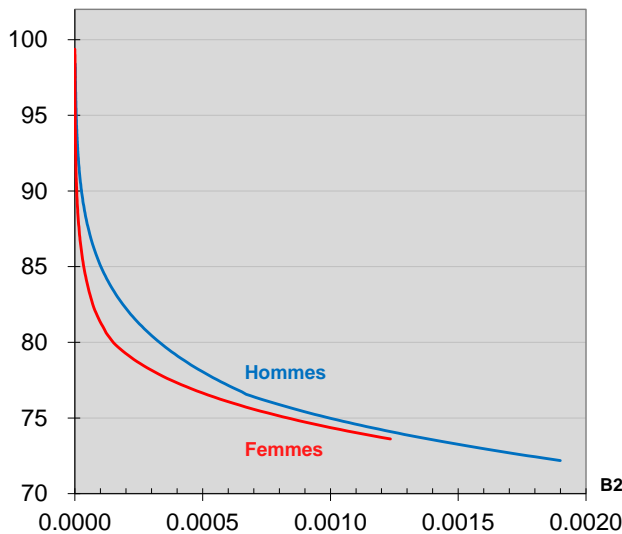
Pour simplifier l'expression, on peut ignorer b_1 sans que l'effet soit visible, avec $b_2 b_3^x = 1$, l'équation est alors satisfaite.

Le mode des décès se situe à l'âge $x = -\ln b_2 / \ln b_3$

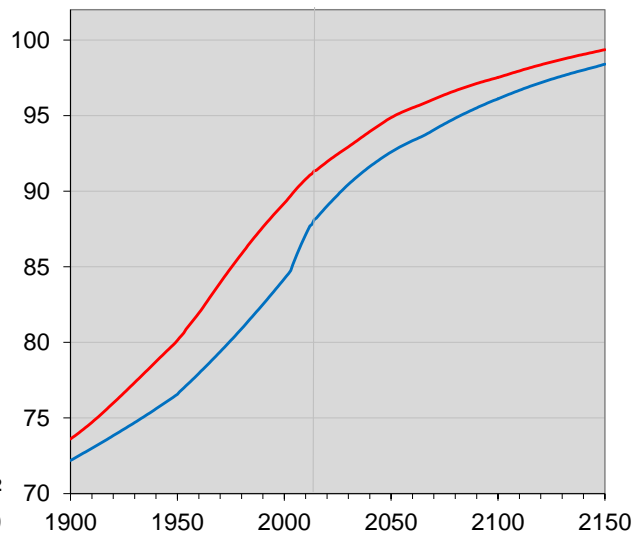
Evolution du point d'inflexion de la courbe des survivants $S(x)$

G37

mode des décès (théorique) en fonction de B2



mode des décès en fonction du temps



© JM-OFS

Le graphique de gauche décrit l'évolution des décès en fonction de B2 (avec un axe logarithmique) ; cela correspond à la situation théorique sans ajustements du modèle (p. 13-18). En tenant compte de l'évolution de B2 en fonction du temps, estimée avant 2014 puis choisie par hypothèse ensuite (graphique G13, p 19), on obtient le graphique de droite. On constate ainsi que la courbe des survivants S_x se déplace à droite avec le temps, son point d'inflexion se rapprochant de 100 ans sans toutefois atteindre ce nombre emblématique avant 2150. Comme $b_2 b_3^x = 1$ lorsque x se trouve au mode des décès, la formule du haut de la page devient :

$$D_{x,t} = \exp(-b_1 x - 1) - \exp(-b_1(x+1) - b_3) = \exp(-b_1 x - 1) \cdot (1 - \exp(1 - b_1 - b_3))$$

Au cours du temps, b_1 diminue légèrement, b_3 et x augmentent; pratiquement on observe qu'au mode, le niveau des décès croît avec t . Autrement dit, il y a concentration des décès et rectangularisation de la courbe des survivants $S_x(t)$.

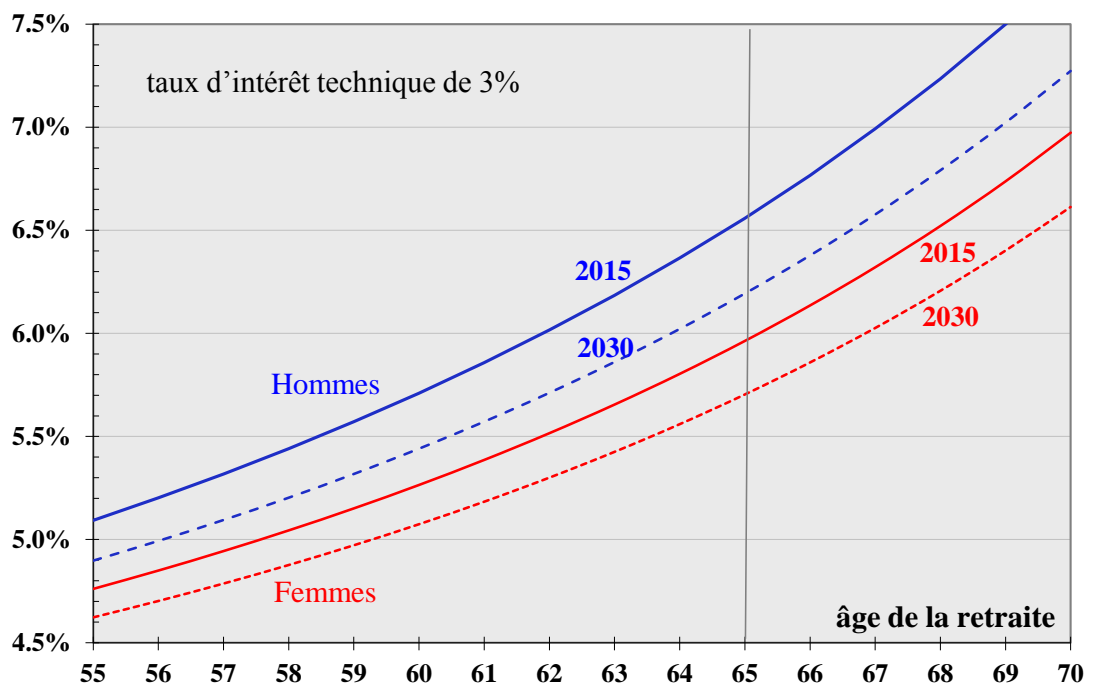
Les taux de conversion théoriques

Le taux de conversion permet de calculer la rente de vieillesse³⁷ sur la base de l'avoir de vieillesse acquis par l'assuré au moment où celui-ci atteint l'âge ouvrant le droit à la rente³⁸. Le taux de conversion dépend essentiellement de la mortalité des rentiers et du taux d'intérêt technique³⁹. Les résultats des calculs effectués sur la base des tables de mortalité par génération présentés ici restent théoriques dans la mesure où ils ne tiennent pas compte d'une marge liée à des frais administratifs ou à des « risques d'échecs ». A noter que, dans la pratique des assureurs, des paramètres biométriques (état-civil, écart d'âge au mariage, enfants...) sont généralement encore pris en compte⁴⁰ ; la structure socioprofessionnelle de certains portefeuilles d'assurés peut aussi impliquer que les risques de mortalité soient supérieures ou inférieures à la moyenne nationale. L'intérêt des résultats ci-joint réside dans le fait que la population de référence utilisée pour établir les tables de mortalité est importante (toute la population de la Suisse) et que le modèle qui estime l'évolution à venir de la mortalité est nettement plus sophistiqué que celui utilisé habituellement par les assureurs⁴¹.

Taux de conversion théorique selon l'âge et le sexe en 2015 et 2030 G38

Situation selon l'âge de la retraite en 2015 ou en 2030

taux de conversion



© JM-OFS

Dans 15 ans, le taux de conversion devra diminuer de 0,4% pour les hommes et de 0,3% pour les femmes pour tenir compte de l'évolution de la mortalité supposée (calcul pour la retraite à 65 ans, taux d'intérêt technique de 3%).

³⁷ Dans un contexte de primauté des cotisations.

³⁸ Cf l'article 14 alinéa 1 de la LPP

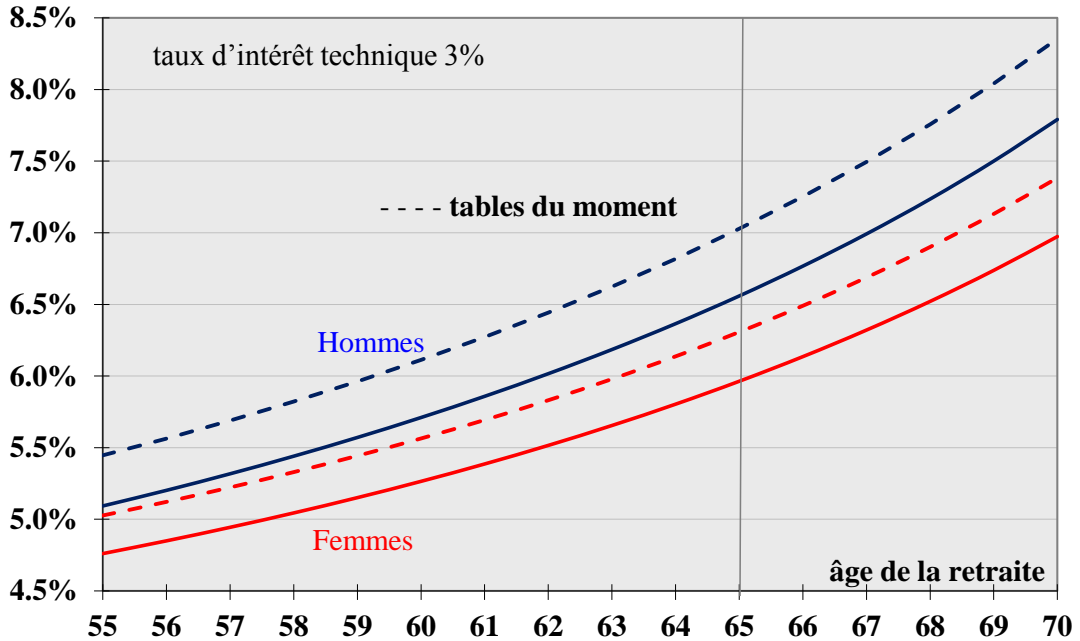
³⁹ Taux d'intérêt escomptés pour les engagements futurs de l'institution de prévoyance

⁴⁰ Afin de considérer la possibilité d'une rente de veuve ou d'orphelin

⁴¹ Le modèle de Nolfi extrapole les quotients de mortalité selon une loi exponentielle négative

Taux de conversion théorique en 2015, selon le type de tables utilisées **G39**

taux de conversion



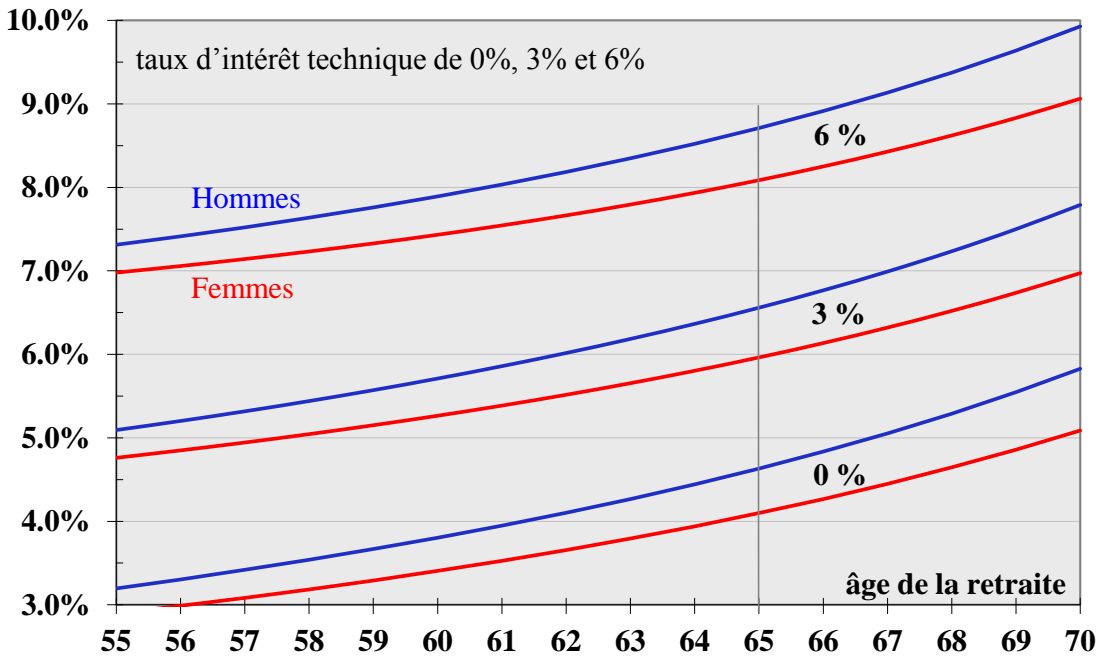
© JM-OFS

Le fait d'utiliser des tables par génération qui prennent en compte une évolution favorable de la mortalité induit un taux de conversion plus faible de 0,47% pour les hommes et de 0,34% pour les femmes (calcul pour la retraite à 65 ans, taux d'intérêt technique de 3%).

Taux de conversion théorique selon le taux d'intérêt technique **G40**

Situation selon l'âge de la retraite en 2015

taux de conversion



JM-OFS

Une variation du taux technique de 1% induit une variation du taux de conversion de près de 0,7% ce qui correspond à plus de 10% du niveau du taux de conversion.

T3 Taux de conversion théoriques : Hommes, 2015

Gén.	âge	taux d'intérêt technique [%]												
		0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5	6.0
1960	55	3.20%	3.48%	3.78%	4.10%	4.42%	4.75%	5.09%	5.44%	5.80%	6.17%	6.55%	6.93%	7.31%
1959	56	3.30%	3.59%	3.89%	4.21%	4.53%	4.86%	5.20%	5.55%	5.91%	6.28%	6.65%	7.03%	7.41%
1958	57	3.42%	3.71%	4.01%	4.32%	4.64%	4.98%	5.32%	5.67%	6.03%	6.39%	6.76%	7.14%	7.52%
1957	58	3.54%	3.83%	4.13%	4.44%	4.77%	5.10%	5.44%	5.79%	6.15%	6.51%	6.88%	7.26%	7.64%
1956	59	3.67%	3.96%	4.26%	4.58%	4.90%	5.23%	5.57%	5.92%	6.28%	6.64%	7.01%	7.38%	7.76%
1955	60	3.80%	4.10%	4.40%	4.71%	5.04%	5.37%	5.71%	6.06%	6.41%	6.77%	7.14%	7.52%	7.89%
1954	61	3.95%	4.24%	4.55%	4.86%	5.19%	5.52%	5.86%	6.21%	6.56%	6.92%	7.29%	7.66%	8.03%
1953	62	4.10%	4.40%	4.71%	5.02%	5.34%	5.68%	6.02%	6.36%	6.72%	7.08%	7.44%	7.81%	8.19%
1952	63	4.27%	4.57%	4.87%	5.19%	5.51%	5.85%	6.18%	6.53%	6.88%	7.24%	7.61%	7.98%	8.35%
1951	64	4.44%	4.74%	5.05%	5.37%	5.69%	6.03%	6.37%	6.71%	7.06%	7.42%	7.78%	8.15%	8.52%
1950	65	4.63%	4.93%	5.24%	5.56%	5.89%	6.22%	6.56%	6.90%	7.26%	7.61%	7.97%	8.34%	8.71%
1949	66	4.83%	5.14%	5.45%	5.77%	6.09%	6.43%	6.77%	7.11%	7.46%	7.82%	8.18%	8.55%	8.92%
1948	67	5.05%	5.36%	5.67%	5.99%	6.32%	6.65%	6.99%	7.34%	7.69%	8.04%	8.40%	8.77%	9.14%
1947	68	5.29%	5.60%	5.91%	6.23%	6.56%	6.90%	7.24%	7.58%	7.93%	8.29%	8.65%	9.01%	9.38%
1946	69	5.55%	5.86%	6.17%	6.50%	6.83%	7.16%	7.50%	7.85%	8.20%	8.55%	8.91%	9.27%	9.64%
1945	70	5.83%	6.14%	6.46%	6.78%	7.11%	7.45%	7.79%	8.14%	8.49%	8.84%	9.20%	9.56%	9.93%

© JM-OFS

T4 Taux de conversion théoriques : Hommes, 2030

Gén.	âge	taux d'intérêt technique [%]												
		0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5	6.0
1975	55	3.03%	3.31%	3.60%	3.91%	4.23%	4.56%	4.90%	5.25%	5.61%	5.97%	6.34%	6.72%	7.11%
1974	56	3.12%	3.40%	3.70%	4.01%	4.33%	4.65%	4.99%	5.34%	5.70%	6.06%	6.43%	6.81%	7.20%
1973	57	3.22%	3.51%	3.80%	4.11%	4.43%	4.76%	5.10%	5.44%	5.80%	6.16%	6.53%	6.91%	7.29%
1972	58	3.33%	3.61%	3.91%	4.22%	4.54%	4.87%	5.20%	5.55%	5.90%	6.27%	6.63%	7.01%	7.39%
1971	59	3.44%	3.73%	4.03%	4.33%	4.65%	4.98%	5.32%	5.66%	6.02%	6.38%	6.74%	7.12%	7.50%
1970	60	3.56%	3.85%	4.15%	4.46%	4.78%	5.10%	5.44%	5.79%	6.14%	6.50%	6.86%	7.23%	7.61%
1969	61	3.69%	3.98%	4.28%	4.59%	4.91%	5.24%	5.57%	5.92%	6.27%	6.62%	6.99%	7.36%	7.73%
1968	62	3.83%	4.12%	4.42%	4.73%	5.05%	5.38%	5.71%	6.05%	6.41%	6.76%	7.12%	7.49%	7.87%
1967	63	3.98%	4.27%	4.57%	4.88%	5.20%	5.53%	5.86%	6.20%	6.55%	6.91%	7.27%	7.64%	8.01%
1966	64	4.13%	4.43%	4.73%	5.04%	5.36%	5.69%	6.02%	6.36%	6.71%	7.07%	7.43%	7.79%	8.16%
1965	65	4.30%	4.59%	4.90%	5.21%	5.53%	5.86%	6.19%	6.53%	6.88%	7.24%	7.60%	7.96%	8.33%
1964	66	4.48%	4.78%	5.08%	5.39%	5.71%	6.04%	6.38%	6.72%	7.07%	7.42%	7.78%	8.14%	8.51%
1963	67	4.67%	4.97%	5.28%	5.59%	5.91%	6.24%	6.58%	6.92%	7.26%	7.62%	7.97%	8.34%	8.70%
1962	68	4.88%	5.18%	5.49%	5.80%	6.13%	6.46%	6.79%	7.13%	7.48%	7.83%	8.19%	8.55%	8.91%
1961	69	5.10%	5.41%	5.72%	6.03%	6.36%	6.69%	7.02%	7.36%	7.71%	8.06%	8.42%	8.78%	9.14%
1960	70	5.35%	5.65%	5.96%	6.28%	6.61%	6.94%	7.27%	7.61%	7.96%	8.31%	8.67%	9.03%	9.39%

© JM-OFS

Comment lire :

Avec un taux d'intérêt technique de 3%, le taux de conversion pour les hommes ayant atteint 65 ans en 2015 est de 6,56% compte tenu de l'évolution de la mortalité à venir estimée pour leur génération (1950). En 2030, le taux de conversion pour les hommes de 65 ans sera vraisemblablement un peu plus faible (6,2% avec le même taux d'intérêt technique).

T5 Taux de conversion théoriques : Femmes, 2015

Gén.	âge	taux d'intérêt technique [%]												
		0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5	6.0
1960	55	2.90%	3.18%	3.47%	3.77%	4.09%	4.42%	4.76%	5.11%	5.47%	5.84%	6.21%	6.59%	6.98%
1959	56	2.99%	3.27%	3.56%	3.87%	4.18%	4.51%	4.85%	5.20%	5.55%	5.92%	6.29%	6.67%	7.06%
1958	57	3.08%	3.36%	3.66%	3.96%	4.28%	4.61%	4.94%	5.29%	5.65%	6.01%	6.38%	6.76%	7.14%
1957	58	3.18%	3.47%	3.76%	4.06%	4.38%	4.71%	5.04%	5.39%	5.74%	6.11%	6.48%	6.85%	7.23%
1956	59	3.29%	3.57%	3.87%	4.17%	4.49%	4.82%	5.15%	5.50%	5.85%	6.21%	6.58%	6.95%	7.33%
1955	60	3.41%	3.69%	3.98%	4.29%	4.60%	4.93%	5.26%	5.61%	5.96%	6.32%	6.68%	7.06%	7.43%
1954	61	3.53%	3.81%	4.11%	4.41%	4.73%	5.05%	5.39%	5.73%	6.08%	6.44%	6.80%	7.17%	7.54%
1953	62	3.66%	3.94%	4.24%	4.54%	4.86%	5.18%	5.52%	5.86%	6.21%	6.56%	6.92%	7.29%	7.66%
1952	63	3.79%	4.08%	4.38%	4.68%	5.00%	5.32%	5.65%	6.00%	6.34%	6.70%	7.06%	7.42%	7.79%
1951	64	3.94%	4.23%	4.53%	4.83%	5.15%	5.47%	5.80%	6.14%	6.49%	6.84%	7.20%	7.57%	7.93%
1950	65	4.10%	4.39%	4.69%	4.99%	5.31%	5.63%	5.96%	6.30%	6.65%	7.00%	7.36%	7.72%	8.09%
1949	66	4.27%	4.56%	4.86%	5.16%	5.48%	5.80%	6.14%	6.47%	6.82%	7.17%	7.52%	7.88%	8.25%
1948	67	4.45%	4.74%	5.04%	5.35%	5.67%	5.99%	6.32%	6.66%	7.00%	7.35%	7.71%	8.06%	8.43%
1947	68	4.65%	4.94%	5.24%	5.55%	5.87%	6.19%	6.52%	6.86%	7.20%	7.55%	7.90%	8.26%	8.62%
1946	69	4.86%	5.15%	5.46%	5.77%	6.08%	6.41%	6.74%	7.07%	7.42%	7.76%	8.12%	8.47%	8.83%
1945	70	5.09%	5.39%	5.69%	6.00%	6.32%	6.64%	6.97%	7.31%	7.65%	8.00%	8.35%	8.70%	9.06%

© JM-OFS

T6 Taux de conversion théoriques : Femmes, 2030

Gén.	âge	taux d'intérêt technique [%]												
		0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5	6.0
1975	55	2.77%	3.05%	3.34%	3.64%	3.96%	4.28%	4.62%	4.97%	5.33%	5.70%	6.07%	6.45%	6.84%
1974	56	2.86%	3.13%	3.42%	3.72%	4.04%	4.37%	4.70%	5.05%	5.41%	5.77%	6.14%	6.52%	6.91%
1973	57	2.94%	3.22%	3.51%	3.81%	4.13%	4.45%	4.79%	5.13%	5.49%	5.85%	6.22%	6.60%	6.98%
1972	58	3.03%	3.31%	3.60%	3.90%	4.22%	4.54%	4.88%	5.22%	5.57%	5.94%	6.31%	6.68%	7.06%
1971	59	3.13%	3.41%	3.70%	4.00%	4.31%	4.64%	4.97%	5.32%	5.67%	6.03%	6.39%	6.77%	7.15%
1970	60	3.23%	3.51%	3.80%	4.11%	4.42%	4.74%	5.08%	5.42%	5.77%	6.13%	6.49%	6.86%	7.24%
1969	61	3.34%	3.62%	3.91%	4.22%	4.53%	4.85%	5.18%	5.52%	5.87%	6.23%	6.59%	6.96%	7.34%
1968	62	3.46%	3.74%	4.03%	4.33%	4.65%	4.97%	5.30%	5.64%	5.99%	6.34%	6.70%	7.07%	7.45%
1967	63	3.58%	3.87%	4.16%	4.46%	4.77%	5.10%	5.43%	5.76%	6.11%	6.46%	6.82%	7.19%	7.56%
1966	64	3.72%	4.00%	4.29%	4.60%	4.91%	5.23%	5.56%	5.90%	6.24%	6.59%	6.95%	7.32%	7.69%
1965	65	3.86%	4.14%	4.44%	4.74%	5.05%	5.37%	5.70%	6.04%	6.39%	6.74%	7.09%	7.45%	7.82%
1964	66	4.01%	4.30%	4.59%	4.90%	5.21%	5.53%	5.86%	6.20%	6.54%	6.89%	7.24%	7.60%	7.97%
1963	67	4.18%	4.46%	4.76%	5.06%	5.38%	5.70%	6.03%	6.36%	6.70%	7.05%	7.41%	7.77%	8.13%
1962	68	4.35%	4.64%	4.94%	5.24%	5.56%	5.88%	6.21%	6.54%	6.88%	7.23%	7.58%	7.94%	8.30%
1961	69	4.54%	4.83%	5.13%	5.44%	5.75%	6.07%	6.40%	6.74%	7.08%	7.42%	7.77%	8.13%	8.49%
1960	70	4.75%	5.04%	5.34%	5.65%	5.96%	6.29%	6.61%	6.95%	7.29%	7.63%	7.98%	8.34%	8.70%

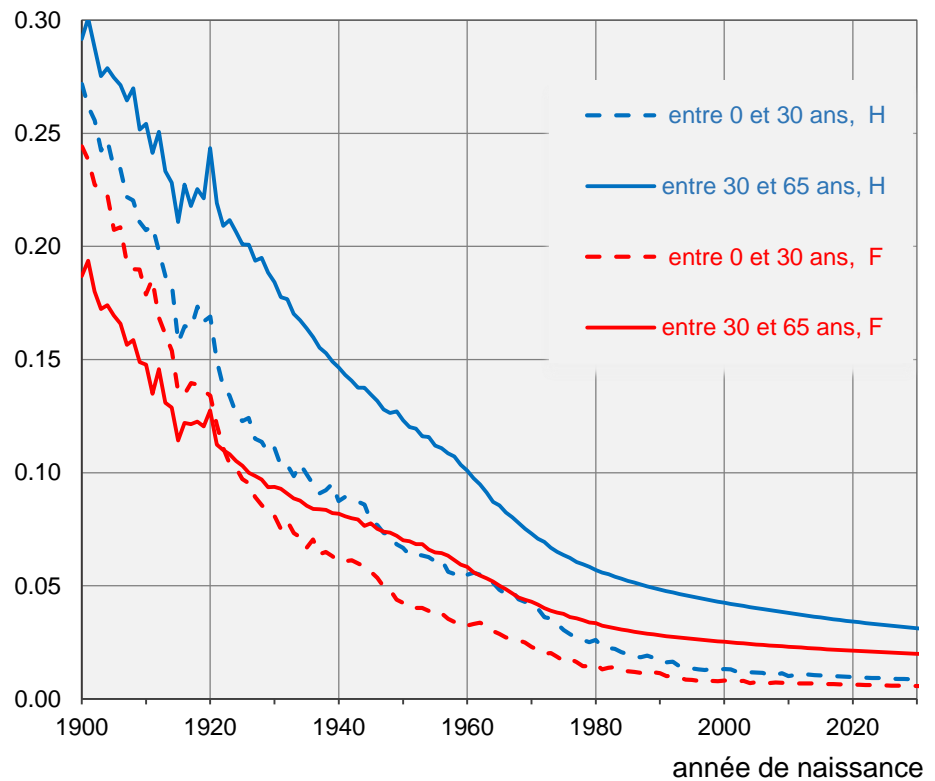
© JM-OFS

Risques de décès entre deux âges selon la génération

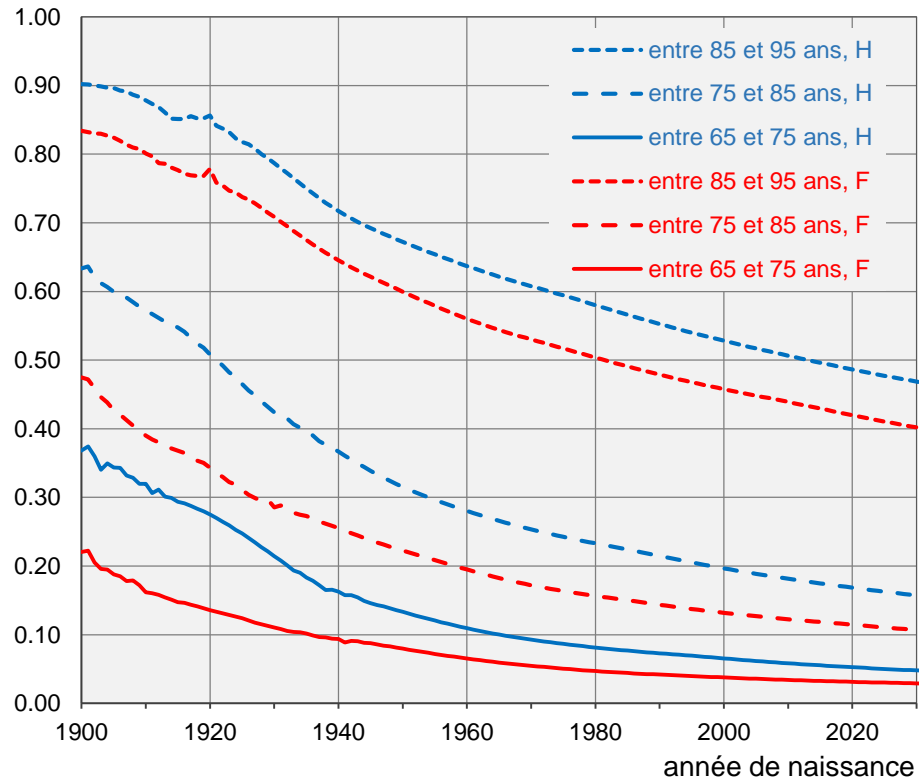
G41

Les générations non éteintes sont complétées par le modèle

probabilité de décès selon le sexe (H, F)



probabilité de décès



T7 **Durée de vie qui reste selon l'âge exact et l'année en cours - hommes**
ou espérance de vie déterminée avec la table de la génération concernée

	dvie0	dvie20	dvie30	dvie40	dvie50	dvie60	dvie65	dvie70	dvie75	dvie80	dvie85	dvie90	dvie95
1950	77.5	57.0	44.5	34.5	24.3	18.7	14.8	11.4	7.7	5.9	4.4	3.6	2.9
1960	80.1	59.7	47.8	35.6	25.8	16.8	15.1	12.1	9.1	6.6	4.7	3.7	3.0
1970	82.9	61.6	50.6	38.8	27.0	18.2	14.2	10.9	9.4	7.0	4.9	3.4	3.0
1980	85.4	63.3	52.5	41.3	29.8	19.5	15.5	11.9	8.9	6.4	5.4	4.0	2.5
1990	87.1	65.3	54.2	43.2	32.3	21.8	17.2	13.0	9.8	7.0	4.9	3.4	3.0
2000	88.2	67.0	56.1	45.0	34.1	24.0	19.3	14.9	11.0	7.8	5.5	3.7	2.6
2001	88.3	67.1	56.3	45.2	34.3	24.2	19.4	15.0	11.1	8.0	5.5	3.9	2.6
2002	88.5	67.2	56.4	45.4	34.5	24.3	19.7	15.2	11.3	8.0	5.5	4.0	2.6
2003	88.6	67.3	56.6	45.6	34.7	24.5	19.9	15.4	11.4	8.1	5.6	3.9	2.6
2004	88.7	67.5	56.7	45.8	34.8	24.7	20.0	15.5	11.6	8.2	5.7	4.0	2.8
2005	88.8	67.6	56.9	45.9	35.0	24.9	20.1	15.8	11.8	8.4	5.6	3.9	2.8
2006	88.8	67.7	57.0	46.0	35.1	25.0	20.3	15.9	11.9	8.4	5.8	3.9	3.0
2007	89.0	67.8	57.1	46.2	35.3	25.2	20.4	16.1	12.0	8.5	5.8	3.9	3.1
2008	89.1	67.9	57.2	46.3	35.4	25.3	20.6	16.3	12.1	8.7	5.9	3.9	2.9
2009	89.1	68.0	57.3	46.5	35.6	25.4	20.8	16.3	12.2	8.7	6.0	4.0	2.9
2010	89.2	68.2	57.5	46.6	35.8	25.6	20.9	16.5	12.4	8.8	6.1	3.9	2.7
2011	89.3	68.2	57.6	46.8	35.9	25.8	21.1	16.6	12.5	9.0	6.1	4.0	2.7
2012	89.4	68.3	57.7	46.9	36.0	25.9	21.2	16.8	12.7	9.0	6.1	4.1	2.6
2013	89.4	68.4	57.8	47.0	36.2	26.0	21.3	16.9	12.8	9.1	6.3	4.2	2.8
2014	89.5	68.5	57.9	47.1	36.3	26.2	21.5	17.0	12.9	9.3	6.3	4.3	2.9
2015	89.6	68.6	58.0	47.3	36.5	26.3	21.6	17.2	13.0	9.4	6.4	4.3	3.0
2016	89.6	68.7	58.1	47.4	36.6	26.4	21.7	17.3	13.1	9.5	6.5	4.4	3.0
2017	89.7	68.8	58.2	47.5	36.8	26.6	21.8	17.4	13.2	9.6	6.6	4.5	3.1
2018	89.8	68.9	58.2	47.6	36.9	26.7	22.0	17.5	13.4	9.7	6.7	4.6	3.1
2019	89.9	69.0	58.3	47.7	37.0	26.8	22.1	17.6	13.5	9.8	6.8	4.6	3.2
2020	89.9	69.0	58.4	47.8	37.1	27.0	22.2	17.7	13.6	9.9	6.9	4.7	3.3
2021	90.0	69.1	58.5	47.9	37.3	27.1	22.3	17.8	13.7	10.0	7.0	4.8	3.3
2022	90.1	69.2	58.6	48.0	37.4	27.2	22.4	17.9	13.8	10.1	7.1	4.9	3.4
2023	90.1	69.3	58.7	48.1	37.5	27.3	22.5	18.0	13.9	10.2	7.2	5.0	3.4
2024	90.2	69.4	58.8	48.2	37.6	27.4	22.6	18.1	14.0	10.3	7.3	5.0	3.5
2025	90.3	69.4	58.9	48.3	37.7	27.5	22.8	18.2	14.1	10.4	7.3	5.1	3.5
2026	90.3	69.5	59.0	48.4	37.8	27.7	22.9	18.3	14.1	10.5	7.4	5.2	3.6
2027	90.4	69.6	59.0	48.5	37.9	27.8	23.0	18.4	14.2	10.5	7.5	5.2	3.6
2028	90.5	69.7	59.1	48.5	38.0	27.9	23.1	18.5	14.3	10.6	7.6	5.3	3.7
2029	90.5	69.8	59.2	48.6	38.1	28.0	23.2	18.6	14.4	10.7	7.6	5.3	3.7
2030	90.6	69.8	59.3	48.7	38.2	28.1	23.3	18.7	14.5	10.8	7.7	5.4	3.8

© JM-OFS

Comment lire:

Dvie20 = durée de vie qui reste à vivre moyenne pour les personnes en vie à 20 ans l'année indiquée sur la première colonne.

En 2015, un nouveau-né vivra vraisemblablement 89,6 ans si c'est un garçon, alors qu'un homme qui vient de fêter ses 70 ans vivra vraisemblablement encore 17,2 ans (jusqu'à 70 + 17,2 = 87,2 ans).

En 2030, un nouveau-né vivra vraisemblablement 90,6 ans si c'est un garçon, alors qu'un homme qui vient de fêter ses 70 ans vivra vraisemblablement encore 18,7 ans (jusqu'à 70 + 18,7 = 88,7 ans).

T8 **Durée de vie qui reste selon l'âge exact et l'année en cours - femmes**
ou espérance de vie déterminée avec la table de la génération concernée

	dvie0	dvie20	dvie30	dvie40	dvie50	dvie60	dvie65	dvie70	dvie75	dvie80	dvie85	dvie90	dvie95
1950	83.4	63.6	51.4	40.8	29.6	21.3	16.5	12.6	8.5	6.4	4.8	3.5	2.9
1960	85.6	65.2	54.0	42.1	31.9	21.4	18.0	13.9	10.0	7.1	5.2	3.8	3.0
1970	87.8	66.6	55.5	44.5	33.1	23.4	18.5	14.0	11.3	8.1	5.4	3.5	3.1
1980	89.5	68.0	56.9	45.9	35.2	24.6	20.0	15.6	11.5	8.0	6.2	4.3	2.9
1990	90.6	69.4	58.3	47.3	36.6	26.4	21.4	16.6	12.5	9.0	6.1	4.0	3.2
2000	91.5	70.6	59.7	48.7	37.9	27.6	22.7	18.1	13.6	9.6	6.6	4.4	3.0
2001	91.5	70.7	59.8	48.8	38.0	27.8	22.8	18.1	13.7	9.8	6.7	4.5	3.0
2002	91.6	70.8	60.0	49.0	38.1	27.9	23.0	18.2	13.8	9.9	6.7	4.6	2.9
2003	91.7	70.9	60.1	49.1	38.2	27.9	23.1	18.4	13.9	10.0	6.8	4.5	3.0
2004	91.8	71.0	60.2	49.2	38.4	28.1	23.2	18.5	14.0	10.0	6.8	4.5	3.1
2005	91.8	71.1	60.3	49.4	38.5	28.2	23.3	18.6	14.2	10.2	6.7	4.6	3.2
2006	91.8	71.1	60.4	49.5	38.6	28.3	23.5	18.7	14.2	10.2	7.0	4.6	3.2
2007	92.0	71.2	60.5	49.6	38.8	28.4	23.5	18.8	14.3	10.3	7.0	4.6	3.3
2008	92.0	71.3	60.6	49.8	38.9	28.5	23.6	18.9	14.5	10.4	7.1	4.6	3.2
2009	92.1	71.4	60.7	49.9	39.0	28.7	23.8	19.0	14.6	10.4	7.1	4.6	3.1
2010	92.1	71.5	60.8	50.0	39.2	28.8	23.9	19.1	14.6	10.6	7.2	4.6	3.1
2011	92.2	71.5	60.9	50.1	39.3	28.9	24.0	19.3	14.7	10.6	7.2	4.7	3.1
2012	92.2	71.6	61.0	50.2	39.4	29.0	24.1	19.3	14.9	10.7	7.3	4.8	3.1
2013	92.3	71.7	61.0	50.3	39.6	29.1	24.2	19.5	15.0	10.8	7.4	4.8	3.1
2014	92.3	71.7	61.1	50.4	39.7	29.3	24.3	19.6	15.0	10.9	7.5	4.9	3.3
2015	92.4	71.8	61.2	50.5	39.8	29.4	24.4	19.7	15.1	11.0	7.5	5.0	3.3
2016	92.5	71.9	61.3	50.6	39.9	29.5	24.5	19.8	15.2	11.1	7.6	5.0	3.4
2017	92.5	71.9	61.4	50.7	40.0	29.6	24.6	19.9	15.3	11.2	7.7	5.1	3.4
2018	92.6	72.0	61.4	50.8	40.1	29.7	24.7	20.0	15.4	11.3	7.8	5.2	3.5
2019	92.6	72.0	61.5	50.9	40.2	29.8	24.8	20.1	15.5	11.4	7.9	5.2	3.5
2020	92.7	72.1	61.6	51.0	40.4	30.0	25.0	20.2	15.6	11.5	8.0	5.3	3.6
2021	92.7	72.2	61.6	51.0	40.5	30.1	25.1	20.2	15.7	11.5	8.0	5.4	3.6
2022	92.8	72.2	61.7	51.1	40.6	30.2	25.2	20.3	15.8	11.6	8.1	5.4	3.7
2023	92.8	72.3	61.8	51.2	40.6	30.3	25.3	20.4	15.9	11.7	8.2	5.5	3.7
2024	92.9	72.3	61.8	51.3	40.7	30.4	25.4	20.5	16.0	11.8	8.3	5.6	3.8
2025	92.9	72.4	61.9	51.4	40.8	30.5	25.5	20.6	16.0	11.9	8.3	5.6	3.8
2026	93.0	72.4	62.0	51.4	40.9	30.6	25.6	20.7	16.1	11.9	8.4	5.7	3.9
2027	93.1	72.5	62.0	51.5	41.0	30.7	25.7	20.8	16.2	12.0	8.5	5.8	3.9
2028	93.1	72.6	62.1	51.6	41.1	30.8	25.8	20.9	16.3	12.1	8.5	5.8	3.9
2029	93.2	72.6	62.2	51.6	41.2	30.9	25.8	21.0	16.4	12.2	8.6	5.9	4.0
2030	93.2	72.7	62.2	51.7	41.2	30.9	25.9	21.1	16.5	12.2	8.7	5.9	4.0

© JM-OFS

Comment lire:

En 2015, un nouveau-né vivra vraisemblablement 92,4 ans (en moyenne) si c'est une fille, alors qu'une femme qui vient de fêter ses 70 ans vivra vraisemblablement encore 19,7 ans (jusqu'à 70 + 19,7 = 89,7 ans).

En 2030, un nouveau-né vivra vraisemblablement 93,2 ans (en moyenne) si c'est une fille alors qu'une femme qui vient de fêter ses 70 ans vivra vraisemblablement encore 21,1 ans (jusqu'à 70 + 21,1 = 91,1 ans).

T9

Age au décès selon l'âge exact et l'année en cours - hommes

	0	20	30	40	50	60	65	70	75	80	85	90	95
1950	77.5	77.0	74.5	74.5	74.3	78.7	79.8	81.4	82.7	85.9	89.4	93.6	97.9
1960	80.1	79.7	77.8	75.6	75.8	76.8	80.1	82.1	84.1	86.6	89.7	93.7	98.0
1970	82.9	81.6	80.6	78.8	77.0	78.2	79.2	80.9	84.4	87.0	89.9	93.4	98.0
1980	85.4	83.3	82.5	81.3	79.8	79.5	80.5	81.9	83.9	86.4	90.4	94.0	97.5
1990	87.1	85.3	84.2	83.2	82.3	81.8	82.2	83.0	84.8	87.0	89.9	93.4	98.0
2000	88.2	87.0	86.1	85.0	84.1	84.0	84.3	84.9	86.0	87.8	90.5	93.7	97.6
2001	88.3	87.1	86.3	85.2	84.3	84.2	84.4	85.0	86.1	88.0	90.5	93.9	97.6
2002	88.5	87.2	86.4	85.4	84.5	84.3	84.7	85.2	86.3	88.0	90.5	94.0	97.6
2003	88.6	87.3	86.6	85.6	84.7	84.5	84.9	85.4	86.4	88.1	90.6	93.9	97.6
2004	88.7	87.5	86.7	85.8	84.8	84.7	85.0	85.5	86.6	88.2	90.7	94.0	97.8
2005	88.8	87.6	86.9	85.9	85.0	84.9	85.1	85.8	86.8	88.4	90.6	93.9	97.8
2006	88.8	87.7	87.0	86.0	85.1	85.0	85.3	85.9	86.9	88.4	90.8	93.9	98.0
2007	89.0	87.8	87.1	86.2	85.3	85.2	85.4	86.1	87.0	88.5	90.8	93.9	98.1
2008	89.1	87.9	87.2	86.3	85.4	85.3	85.6	86.3	87.1	88.7	90.9	93.9	97.9
2009	89.1	88.0	87.3	86.5	85.6	85.4	85.8	86.3	87.2	88.7	91.0	94.0	97.9
2010	89.2	88.2	87.5	86.6	85.8	85.6	85.9	86.5	87.4	88.8	91.1	93.9	97.7
2011	89.3	88.2	87.6	86.8	85.9	85.8	86.1	86.6	87.5	89.0	91.1	94.0	97.7
2012	89.4	88.3	87.7	86.9	86.0	85.9	86.2	86.8	87.7	89.0	91.1	94.1	97.6
2013	89.4	88.4	87.8	87.0	86.2	86.0	86.3	86.9	87.8	89.1	91.3	94.2	97.8
2014	89.5	88.5	87.9	87.1	86.3	86.2	86.5	87.0	87.9	89.3	91.3	94.3	97.9
2015	89.6	88.6	88.0	87.3	86.5	86.3	86.6	87.2	88.0	89.4	91.4	94.3	98.0
2016	89.6	88.7	88.1	87.4	86.6	86.4	86.7	87.3	88.1	89.5	91.5	94.4	98.0
2017	89.7	88.8	88.2	87.5	86.8	86.6	86.8	87.4	88.2	89.6	91.6	94.5	98.1
2018	89.8	88.9	88.2	87.6	86.9	86.7	87.0	87.5	88.4	89.7	91.7	94.6	98.1
2019	89.9	89.0	88.3	87.7	87.0	86.8	87.1	87.6	88.5	89.8	91.8	94.6	98.2
2020	89.9	89.0	88.4	87.8	87.1	87.0	87.2	87.7	88.6	89.9	91.9	94.7	98.3
2021	90.0	89.1	88.5	87.9	87.3	87.1	87.3	87.8	88.7	90.0	92.0	94.8	98.3
2022	90.1	89.2	88.6	88.0	87.4	87.2	87.4	87.9	88.8	90.1	92.1	94.9	98.4
2023	90.1	89.3	88.7	88.1	87.5	87.3	87.5	88.0	88.9	90.2	92.2	95.0	98.4
2024	90.2	89.4	88.8	88.2	87.6	87.4	87.6	88.1	89.0	90.3	92.3	95.0	98.5
2025	90.3	89.4	88.9	88.3	87.7	87.5	87.8	88.2	89.1	90.4	92.3	95.1	98.5
2026	90.3	89.5	89.0	88.4	87.8	87.7	87.9	88.3	89.1	90.5	92.4	95.2	98.6
2027	90.4	89.6	89.0	88.5	87.9	87.8	88.0	88.4	89.2	90.5	92.5	95.2	98.6
2028	90.5	89.7	89.1	88.5	88.0	87.9	88.1	88.5	89.3	90.6	92.6	95.3	98.7
2029	90.5	89.8	89.2	88.6	88.1	88.0	88.2	88.6	89.4	90.7	92.6	95.3	98.7
2030	90.6	89.8	89.3	88.7	88.2	88.1	88.3	88.7	89.5	90.8	92.7	95.4	98.8

© JM-OFS

Comment lire :

Selon les tables de générations, alors que les hommes âgés de 70 ans en 1950 (1^{ère} ligne) sont décédés, en moyenne, à l'âge de 81,4 ans, les hommes encore en vie à 70 ans en 2015 décéderont, en moyenne, à 87,2 ans.

T10 **Age au décès selon l'âge exact et l'année en cours - femmes**

	0	20	30	40	50	60	65	70	75	80	85	90	95
1950	83.4	83.6	81.4	80.8	79.6	81.3	81.5	82.6	83.5	86.4	89.8	93.5	97.9
1960	85.6	85.2	84.0	82.1	81.9	81.4	83.0	83.9	85.0	87.1	90.2	93.8	98.0
1970	87.8	86.6	85.5	84.5	83.1	83.4	83.5	84.0	86.3	88.1	90.4	93.5	98.1
1980	89.5	88.0	86.9	85.9	85.2	84.6	85.0	85.6	86.5	88.0	91.2	94.3	97.9
1990	90.6	89.4	88.3	87.3	86.6	86.4	86.4	86.6	87.5	89.0	91.1	94.0	98.2
2000	91.5	90.6	89.7	88.7	87.9	87.6	87.7	88.1	88.6	89.6	91.6	94.4	98.0
2001	91.5	90.7	89.8	88.8	88.0	87.8	87.8	88.1	88.7	89.8	91.7	94.5	98.0
2002	91.6	90.8	90.0	89.0	88.1	87.9	88.0	88.2	88.8	89.9	91.7	94.6	97.9
2003	91.7	90.9	90.1	89.1	88.2	87.9	88.1	88.4	88.9	90.0	91.8	94.5	98.0
2004	91.8	91.0	90.2	89.2	88.4	88.1	88.2	88.5	89.0	90.0	91.8	94.5	98.1
2005	91.8	91.1	90.3	89.4	88.5	88.2	88.3	88.6	89.2	90.2	91.7	94.6	98.2
2006	91.8	91.1	90.4	89.5	88.6	88.3	88.5	88.7	89.2	90.2	92.0	94.6	98.2
2007	92.0	91.2	90.5	89.6	88.8	88.4	88.5	88.8	89.3	90.3	92.0	94.6	98.3
2008	92.0	91.3	90.6	89.8	88.9	88.5	88.6	88.9	89.5	90.4	92.1	94.6	98.2
2009	92.1	91.4	90.7	89.9	89.0	88.7	88.8	89.0	89.6	90.4	92.1	94.6	98.1
2010	92.1	91.5	90.8	90.0	89.2	88.8	88.9	89.1	89.6	90.6	92.2	94.6	98.1
2011	92.2	91.5	90.9	90.1	89.3	88.9	89.0	89.3	89.7	90.6	92.2	94.7	98.1
2012	92.2	91.6	91.0	90.2	89.4	89.0	89.1	89.3	89.9	90.7	92.3	94.8	98.1
2013	92.3	91.7	91.0	90.3	89.6	89.1	89.2	89.5	90.0	90.8	92.4	94.8	98.1
2014	92.3	91.7	91.1	90.4	89.7	89.3	89.3	89.6	90.0	90.9	92.5	94.9	98.3
2015	92.4	91.8	91.2	90.5	89.8	89.4	89.4	89.7	90.1	91.0	92.5	95.0	98.3
2016	92.5	91.9	91.3	90.6	89.9	89.5	89.5	89.8	90.2	91.1	92.6	95.0	98.4
2017	92.5	91.9	91.4	90.7	90.0	89.6	89.6	89.9	90.3	91.2	92.7	95.1	98.4
2018	92.6	92.0	91.4	90.8	90.1	89.7	89.7	90.0	90.4	91.3	92.8	95.2	98.5
2019	92.6	92.0	91.5	90.9	90.2	89.8	89.8	90.1	90.5	91.4	92.9	95.2	98.5
2020	92.7	92.1	91.6	91.0	90.4	90.0	90.0	90.2	90.6	91.5	93.0	95.3	98.6
2021	92.7	92.2	91.6	91.0	90.5	90.1	90.1	90.2	90.7	91.5	93.0	95.4	98.6
2022	92.8	92.2	91.7	91.1	90.6	90.2	90.2	90.3	90.8	91.6	93.1	95.4	98.7
2023	92.8	92.3	91.8	91.2	90.6	90.3	90.3	90.4	90.9	91.7	93.2	95.5	98.7
2024	92.9	92.3	91.8	91.3	90.7	90.4	90.4	90.5	91.0	91.8	93.3	95.6	98.8
2025	92.9	92.4	91.9	91.4	90.8	90.5	90.5	90.6	91.0	91.9	93.3	95.6	98.8
2026	93.0	92.4	92.0	91.4	90.9	90.6	90.6	90.7	91.1	91.9	93.4	95.7	98.9
2027	93.1	92.5	92.0	91.5	91.0	90.7	90.7	90.8	91.2	92.0	93.5	95.8	98.9
2028	93.1	92.6	92.1	91.6	91.1	90.8	90.8	90.9	91.3	92.1	93.5	95.8	98.9
2029	93.2	92.6	92.2	91.6	91.2	90.9	90.8	91.0	91.4	92.2	93.6	95.9	99.0
2030	93.2	92.7	92.2	91.7	91.2	90.9	90.9	91.1	91.5	92.2	93.7	95.9	99.0

Comment lire :

Alors que les femmes âgées de 30 ans en 1950 (1^{ère} ligne) sont décédées, en moyenne, à l'âge de 81,4 ans, les femmes encore en vie à 30 ans en 2015 décéderont, en moyenne, à 91,2 ans.

T11 Tables de mortalité transversales et longitudinales, synthèse pour la Suisse

Tables transversales	Hommes							Femmes						
	Année de calendrier							Année de calendrier						
	2000	2010	2020	2030	2040	2050	2060	2000	2010	2020	2030	2040	2050	2060
Espérance de vie selon l'âge	a)							a)						
0	77.2	80.1	82.1	84.1	85.5	86.6	87.4	82.8	84.5	86.0	87.6	88.8	89.8	90.5
30	48.5	50.9	52.8	54.8	56.1	57.2	58.0	53.6	55.1	56.5	58.1	59.2	60.2	60.9
60	13.5	22.9	24.5	26.1	27.3	28.2	28.9	16.7	26.5	27.5	28.9	29.9	30.8	31.5
65	10.3	18.8	20.2	21.7	22.8	23.6	24.3	12.8	22.1	23.0	24.3	25.2	26.1	26.8
70	7.5	15.0	16.2	17.6	18.5	19.3	19.9	9.3	17.8	18.7	19.8	20.7	21.5	22.2
75	5.3	11.4	12.5	13.7	14.5	15.2	15.8	6.4	15.3	16.2	17.2	18.1	18.9	19.4
80	3.7	8.3	9.2	10.2	11.0	11.5	12.0	4.3	11.5	12.2	13.1	13.9	14.6	15.1
85	2.5	5.8	6.5	7.4	8.0	8.4	8.8	3.0	8.1	8.7	9.5	10.2	10.8	11.2
90	1.8	4.0	4.5	5.2	5.7	6.0	6.3	2.2	5.5	5.9	6.6	7.1	7.6	8.0
95	1.3	2.9	3.1	3.7	4.0	4.2	4.4	1.5	3.7	4.0	4.5	4.9	5.2	5.5
100	0.0	2.0	2.3	2.6	2.8	3.0	3.1	0.5	2.2	2.4	2.7	2.9	3.1	3.3
Nombre de survivants selon l'âge														
0	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
30	9 947	9 886	9 890	9 904	9 914	9 922	9 927	9 947	9 918	9 934	9 941	9 946	9 949	9 952
60	9 893	9 243	9 398	9 538	9 608	9 656	9 690	9 928	9 525	9 639	9 729	9 762	9 785	9 803
65	6 670	8 852	9 078	9 295	9 404	9 478	9 531	8 140	9 290	9 452	9 589	9 644	9 683	9 712
70	5 150	8 251	8 596	8 905	9 072	9 187	9 270	7 086	8 961	9 162	9 357	9 449	9 515	9 562
75	3 282	7 411	7 871	8 280	8 528	8 705	8 834	5 358	8 431	8 702	8 963	9 113	9 226	9 304
80	1 523	6 092	6 714	7 255	7 611	7 876	8 071	3 048	7 554	7 905	8 254	8 495	8 688	8 816
85	426	4 244	4 964	5 659	6 130	6 493	6 769	1 069	5 982	6 462	6 953	7 325	7 633	7 841
90	54	2 175	2 807	3 566	4 081	4 497	4 831	201	3 722	4 225	4 871	5 361	5 785	6 084
95	3	2 175	2 807	3 566	4 081	4 497	4 831	18	3 722	4 225	4 871	5 361	5 785	6 084
100	0	108	214	444	629	809	979	0	279	456	750	1 005	1 270	1 493

Tables longitudinales b)	Hommes							Femmes						
	Année de naissance							Année de naissance						
	G 1900	G 1925	G 1950	G 1975	G 2000	G 2015	G 2025	G 1900	G 1925	G 1950	G 1975	G 2000	G 2015	G 2025
Durée qui reste à vivre selon l'âge														
0	53.2	68.0	77.5	84.5	88.2	89.6	90.3	59.4	75.5	83.4	88.9	91.5	92.4	92.9
30	41.1	46.5	52.5	56.9	59.3	60.4	61.0	46.7	53.0	56.9	60.3	62.2	63.0	63.5
60	16.8	20.7	25.6	28.5	30.4	31.3	31.9	21.4	25.6	28.8	31.3	32.9	33.6	34.1
65	13.6	17.2	21.6	24.1	25.8	26.7	27.3	17.5	21.4	24.4	26.7	28.2	28.9	29.3
70	10.9	13.9	17.7	19.8	21.4	22.3	22.8	14.0	17.4	20.1	22.2	23.5	24.2	24.6
75	8.5	11.0	14.1	15.8	17.2	18.0	18.4	10.9	13.6	16.0	17.8	19.0	19.7	20.1
80	6.4	8.4	10.8	12.2	13.4	14.0	14.4	8.0	10.2	12.2	13.7	14.8	15.4	15.7
85	4.7	6.1	8.0	9.1	10.0	10.5	10.8	5.8	7.2	8.9	10.1	11.0	11.5	11.8
90	3.4	4.4	5.8	6.6	7.3	7.7	8.0	4.0	5.0	6.4	7.2	7.9	8.3	8.6
95	2.6	3.3	4.2	4.8	5.3	5.6	5.7	2.9	3.6	4.5	5.1	5.6	5.9	6.1
100	1.9	2.6	3.1	3.5	3.8	4.0	4.1	2.1	2.6	3.2	3.6	3.9	4.1	4.3
Nombre de survivants selon l'âge														
0	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000	10 000
30	7 282	8 772	9 332	9 696	9 868	9 897	9 909	7 558	9 028	9 575	9 833	9 919	9 933	9 941
60	5 807	7 589	8 531	9 286	9 603	9 673	9 707	6 512	8 381	9 109	9 584	9 758	9 791	9 808
65	5 158	7 010	8 184	9 080	9 449	9 541	9 587	6 145	8 098	8 904	9 463	9 669	9 714	9 736
70	4 263	6 240	7 718	8 769	9 208	9 337	9 401	5 587	7 694	8 611	9 278	9 531	9 593	9 625
75	3 259	5 276	7 093	8 293	8 829	9 012	9 105	4 790	7 094	8 195	8 984	9 304	9 396	9 442
80	2 199	4 134	6 173	7 521	8 187	8 445	8 579	3 784	6 213	7 520	8 474	8 893	9 030	9 100
85	1 194	2 823	4 856	6 281	7 092	7 437	7 623	2 517	4 890	6 371	7 515	8 077	8 282	8 396
90	477	1 475	3 190	4 507	5 402	5 813	6 046	1 294	3 044	4 612	5 856	6 572	6 861	7 038
95	117	515	1 591	2 549	3 347	3 747	3 985	418	1 283	2 550	3 630	4 380	4 726	4 948
100	16	114	534	1 015	1 515	1 797	1 974	76	332	942	1 580	2 126	2 422	2 620

© JM-OFS

a) 2000 : table OFS 1998/2003, 2010 : table OFS avec la population de STATPOP

b) Tables par génération sur la base des tables de mortalité annuelles, complétées par le modèle dès 2014

Synthèse des principaux résultats

cohérents avec les hypothèses sur la mortalité de l'OFS (projections démographiques 2015 pour la Suisse, scénario A-00-2015)

- 1) La mortalité décrite pour une génération (personnes nées la même année) donne une description assez différente de celle basée sur les tables de mortalité conventionnelles (qui décrivent la mortalité observée âge par âge à un moment donné, approche « transversale » pour toutes les générations présentes). Les dernières tables « du moment » pour la Suisse indiquent qu'en 2013 l'espérance de vie à la naissance est de 82,7 ans (avec un écart de 4,3 ans entre hommes et femmes) ; cet indicateur est clairement différent de l'information issue des tables de mortalité par génération. Les personnes nées en 2013 vivront vraisemblablement 90,9 ans, avec un écart entre garçons et filles de 3 ans.
- 2) On peut comparer les enfants nés en 2010, qui vivront 88,8 ans, avec la génération de leurs parents, nés vers 1980, qui vivront 86,9 ans en moyenne, ainsi qu'avec la génération de leurs grands-parents, nés vers 1950, qui vivront 80,4 ans.

Leurs enfants, qui naîtront vers 2040, vivront près de 92 ans alors que leurs arrière-grands-parents (nés en 1925) auront vécu 72 ans en moyenne.
- 3) Pour les générations nées au début du XXe siècle, la durée de vie de chaque génération a progressé en moyenne de 0,7 année par rapport à la génération de l'année précédente, un peu plus pour les femmes que pour les hommes. Après une stabilisation de la durée de vie pour les générations 1916 à 1920, la croissance a repris mais à un niveau de moins en moins élevé. Cette croissance s'est réduite à +0,07 an par année pour les générations nées au début du XXIe siècle. Sur le long terme, l'écart entre hommes et femmes a aussi diminué : de 6,2 ans pour la génération 1900, il est passé par un maximum de 8 ans pour la génération 1920 et vaudra probablement un peu moins de 3 ans pour la génération 2015.
- 4) La proportion de personnes encore en vie à 65 ans évolue comme suit :
 - pour la génération 1900, 52% pour les hommes et 61% pour les femmes,
 - pour la génération 1925, 70% pour les hommes et 81% pour les femmes,
 - pour la génération 1950, 82% pour les hommes et 89% pour les femmes,
 - pour la génération 1975, 91% pour les hommes et 95% pour les femmes,
 - pour la génération 2000, 94% pour les hommes et 97% pour les femmes,
 - pour la génération 2025, 96% pour les hommes et 97% pour les femmes.
- 5) La durée restant à vivre à 65 ans évolue comme suit :
 - pour la génération 1900, 13,6 ans et 17,5 ans selon le sexe,
 - pour la génération 1925, 17,2 ans et 21,4 ans selon le sexe,
 - pour la génération 1950, 21,6 ans et 24,4 ans selon le sexe,
 - pour la génération 1975, 24,1 ans et 26,7 ans selon le sexe,
 - pour la génération 2000, 25,8 ans et 28,2 ans selon le sexe,
 - pour la génération 2025, 27,3 ans et 29,3 ans selon le sexe.
- 6) Alors que pour la génération 1900, seuls 0,5% ont atteint leur centième anniversaire (0,2% ou 0,8% selon le sexe), il paraît plausible d'imaginer que cette proportion augmentera à 7,4% (5% ou 9%) pour la génération 1950 et même à 18,2% (15% ou 21%) pour la génération née en 2000 (page 33).
- 7) L'âge au décès des personnes en vie en 2015, ou la probabilité de vivre jusqu'à en certain âge sont présentés sur les figures G27 à G33.
- 8) Le calcul des taux de conversion pour le deuxième pilier montre que le fait d'effectuer les calculs avec des tables de mortalité par génération présente des différences sensibles avec un calcul sur la base des tables du moment (pages 51 et 52).

