

MESLE France et VALLIN Jacques, sous presse. – Comment améliorer la précision des tables de mortalité aux grands âges ? Le cas de la France, *Population*, 27 p.

Comment améliorer la précision des tables de mortalité aux grands âges ? Le cas de la France

France Meslé et Jacques Vallin

INED, Paris

Introduction

Les tables de mortalité calculées de manière classique sur la base des statistiques de décès publiées annuellement et des estimations de population par âge aux 1^{er} janvier de chaque année, souffrent d'incohérences aux grands âges. Le problème est d'autant plus marqué que l'on se réfère à des données anciennes. Par ailleurs ces données ne permettent pas de calculer les risques de décès au-delà de 100 ans. Cet état de fait n'était pas très alarmant tant que l'on ne ressentait pas le besoin d'étudier précisément la mortalité aux grands âges. Jusqu'à une époque très récente, celle-ci n'avait en effet aucune influence sur l'espérance de vie à la naissance ni même aux âges adultes. Aujourd'hui, non seulement les proportions d'individus survivant à 75, 80 ou 85 ans sont de plus en plus fortes et la mortalité au-delà de ces âges pèse de plus en plus sur l'espérance de vie aux âges plus jeunes mais la mortalité aux grands âges elle-même a amorcé depuis quelques décennies un repli, qui se confirme d'année en année et finalement, la connaissance de la mortalité aux grands âges et de son évolution devient de plus en plus un enjeu de société.

Que peut-on faire pour améliorer cette connaissance ?

Une approche possible serait évidemment de modéliser les courbes de mortalité existantes et de les extrapoler aux âges auxquels les résultats empiriques deviennent déficients. Plusieurs modèles ont été proposés par divers auteurs (voir par exemple London, 1988), dont le plus connu a été établi par Benjamin Gompertz (1825) dès le début du XIX^e siècle. Le choix du modèle est cependant difficile. La « loi de Gompertz », qui jusqu'à une époque récente était assez universellement reconnue comme représentative du phénomène de vieillissement biologique, est aujourd'hui contestée par un certain nombre d'auteurs (Wilmoth et Horiuchi 1998, Thatcher *et al.* 1998) qui pensent, par exemple qu'un ajustement logistique serait plus adéquat qu'un ajustement exponentiel (Kannistö *et al.*, 1994).

Il est de toute manière préférable, dans un premier temps de tenter d'améliorer

les conditions de la construction empirique de la table de mortalité aux grands âges en tirant un meilleur parti des données existantes. C'est ce que nous tentons de faire ici pour la France depuis 1899. Après un bref rappel de l'existant, nous verrons qu'en complétant les données au-delà de 100 ans et en utilisant la méthode des générations éteintes (Vincent 1951), il est possible d'améliorer sensiblement le calcul de la mortalité aux très grands âges.

1. Rappel de l'existant

Un travail de reconstitution de la mortalité par année d'âge depuis le début du siècle entrepris à la fin des années 1960 avait donné lieu à la publication de tables annuelles de mortalité du moment et de génération (Vallin 1973). Depuis, ces tables ont été plusieurs fois révisées et mises à jour. Une extension a même été faite pour tout le XIX^e siècle (Meslé et Vallin 1989), ainsi que des extrapolations pour le XXI^e siècle (Vallin et Meslé 1989). Toutes ces tables sont disponibles, sous forme de fichiers informatiques (Meslé et Vallin, 2000). Les tables du XIX^e siècle ont été construites selon des modalités particulières exigées par l'incomplétude des données. De même, celles du XXI^e siècle, qui reposent sur une procédure d'extrapolation, ne nous intéressent pas directement ici. Rappelons donc seulement comment ont été calculées les tables de la période 1899-1997.

a) Élaboration des données

Du côté des décès, la SGF¹, puis l'INSEE² publient régulièrement pour chaque sexe une statistique annuelle par âge et année de naissance depuis 1907. De 1899 à 1906, on dispose aussi d'une répartition par âge des décès de chaque année, mais non du double classement par âge et année de naissance. Une reconstitution de ce double classement a cependant été effectuée sur la base des observations faites au cours des années 1907 à 1913 (Vallin 1973). On dispose ainsi de la répartition des décès des années 1899 à 1997 dans tous les triangles du diagramme de Lexis entre 0 et 100 ans³.

Deux aménagements majeurs ont été apportés au fichier de base ainsi constitué pour les décès, afin de tenir compte de deux problèmes d'observation concernant d'une part les décès de guerre et de l'autre les faux morts-nés. Pour les décès de guerre, essentiellement les pertes militaires en ce qui concerne la première guerre mondiale, mais aussi les décès liés aux actes de résistance et aux déportations pour la seconde, des estimations globales de pertes ont été faites à partir de sources diverses⁴,

¹ Statistique générale de la France.

² Institut national de la statistique et des études économiques.

³ Bien que pour certaines années anciennes la statistique publiée aille au-delà de 100 ans, celle-ci s'arrête systématiquement à 100 ans depuis 1946. Le principe retenu était donc de ne calculer les tables que jusqu'à 100 ans. Noter que de 1899 à 1902, la statistique des décès s'arrête à 85 ans. Les décès de 85 ans et plus ont été répartis au prorata des observations faites au cours des années suivantes.

⁴ Notamment, pour la première guerre mondiale, Huber 1931, et, pour la seconde, Documentation française 1949, Vincent 1946, Henry 1953.

ainsi que les répartitions nécessaires par âge et année de naissance.

En France, ce n'est que depuis mars 1993 que tout enfant ayant manifesté un signe de vie est enregistré comme naissance à l'état civil même s'il est décédé avant la déclaration de la naissance. Auparavant, un enfant né vivant mais décédé avant sa déclaration était enregistré comme mort-né. Cependant, depuis 1920, une question spéciale permettait de savoir s'il avait ou non respiré et d'estimer ainsi le nombre des « faux mort-nés ». De plus depuis 1975, ces faux mort-nés étaient automatiquement réintégrés dans les statistiques de naissances et de décès par l'INSEE. Il faut donc, pour mesurer correctement la mortalité infantile, intégrer les faux mort-nés d'avant 1975. De 1953 à 1974, l'INSEE a produit les tableaux nécessaires. De 1920 à 1952, les nombres de faux mort-nés ont été publiés sans distinction du sexe. Une répartition par sexe a donc été faite sur la base des proportions observées en 1953-1957. Quant aux années 1899 à 1919, une estimation des faux mort-nés a été obtenue par rétropolation de l'évolution, après 1920, de la proportion des mort-nés ayant respiré dans l'ensemble des mort-nés (Vallin 1973).

Par ailleurs, des estimations de population par année d'âge à chaque premier janvier sont régulièrement publiées par l'INSEE depuis 1946. Toutefois ce n'est que depuis 1962 que ces estimations sont données jusqu'à 100 ans : de 1946 à 1953, elles s'arrêtent à 90 ans et de 1954 à 1961, à 95 ans. Ces groupes d'âges finaux ont été répartis au prorata des observations faites durant les années voisines.

Avant 1946, aucune estimation intercensitaire n'a été effectuée ni par la SGF ni par l'INSEE. De telles reconstitutions ont toutefois été faites dans le cadre de la première reconstruction de tables annuelles de mortalité, selon le principe classique de l'estimation des soldes migratoires par déduction du solde naturel (Vallin 1973).

À ces estimations de population « civile » ont été ajoutées, pour les années de guerre, des estimations de mobilisés ou de déportés, tirées des sources évoquées plus haut pour les décès et réparties par âge.

Qu'il s'agisse des décès ou de la population, les données ainsi recueillies ou reconstruites portent, selon l'époque, sur un territoire variable, en raison, d'une part de l'occupation de l'Alsace-Lorraine avant la première guerre mondiale et, d'autre part, des perturbations administratives engendrées par les guerres elles-mêmes. Ainsi, de 1899 à 1914, le territoire français ne comprenait que 87 départements⁵. De 1914 à 1920, la statistique n'a pu être établie que sur 77 départements⁶. De 1920 à 1939, la France recouvre presque exactement son territoire actuel, alors divisé en 90 départements. Durant la seconde guerre mondiale la couverture statistique a changé plusieurs fois : 87 départements de 1939 à 1942 puis en 1945 et 86 en 1943-1944⁷. Depuis 1946 toutes les statistiques couvrent le territoire métropolitain actuel.

Pour construire les tables de mortalité, les années où le territoire change, il a fallu estimer les populations par âge au 1^{er} janvier tant sur l'ancien que sur le nouveau

⁵ Manquaient alors la Moselle, le Bas-Rhin et le Haut-Rhin.

⁶ Manquaient alors, outre l'Alsace-Lorraine : Aisne, Ardennes, Marne, Meurthe-et-Moselle, Meuse, Nord, Oise, Pas-de-Calais, Somme et Vosges.

⁷ Durant toute la période 1939-1945 il manquait l'Alsace-Lorraine et, en 1943-1944, il manquait en plus la Corse.

territoire. Cela a été fait au prorata des estimations de population totale publiées par la SGF puis l'INSEE.

b) Construction des tables de mortalité

De façon à pouvoir en déduire aussi bien des tables de mortalité du moment que des tables de génération, les risques de mortalité ont été calculés dans les triangles du diagramme de Lexis (figure 1).

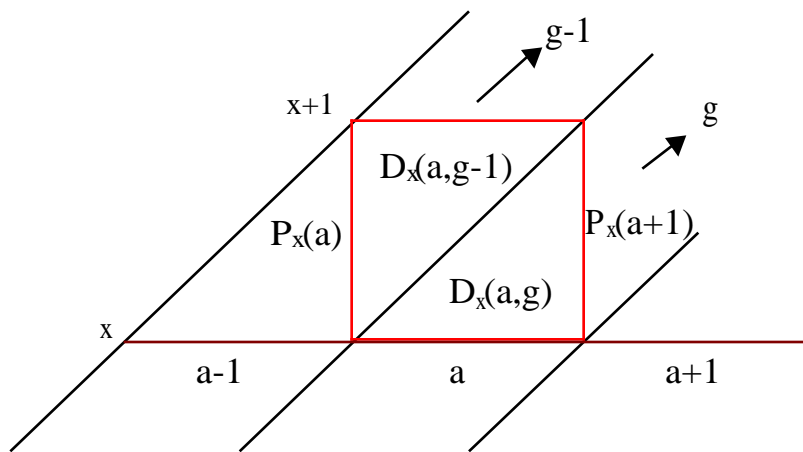


Figure 1. Représentation sur un diagramme de Lexis des éléments de calcul des quotients partiels

En l'absence de migration, pour une année a , les décès d'âge révolu x de la génération g , rapportés à l'effectif de population fêtant son $x^{\text{ième}}$ anniversaire au cours de la même année, donnent le quotient de mortalité « partiel » q_x^1 de la manière suivante :

$$q_x^1 = \frac{D_x(a, g)}{P_x(a+1) + D_x(a, g)}$$

De même, le second quotient partiel q_x^2 est égal à

$$q_x^2 = \frac{D_x(a, g-1)}{P_x(a)}$$

Pour tenir compte des migrations on fait tout simplement l'hypothèse qu'elles se répartissent uniformément sur un intervalle d'un an. Dès lors, dans le premier triangle de Lexis, l'immigration nette est estimée à

$$\frac{1}{2}[P_x(a+1) - P_{x-1}(a) + D_x(a, g) + D_{x-1}(a, g)]$$

et pour obtenir l'effectif d'individus fêtant leur $x^{\text{ième}}$ anniversaire au cours de l'année a , il faut déduire ce solde de l'estimation précédente. Mais, pour calculer le quotient il faut porter au dénominateur cette nouvelle estimation diminuée de la moitié du solde migratoire. On a alors :

$$q_x^1 = \frac{D_x(a, g)}{\frac{3}{4}[P_x(a+1) + D_x(a, g)] + \frac{1}{4}[P_{x-1}(a) - D_{x-1}(a, g)]}$$

De même, pour le deuxième triangle de Lexis, on a :

$$q_x^2 = \frac{D_x(a, g-1)}{\frac{3}{4}P_x(a) + \frac{1}{4}[P_{x+1}(a+1) + D_x(a, g) + D_x(a, g-1)]}$$

Une fois ces quotients partiels obtenus, on peut les recombinaisonner pour obtenir soit le quotient classique par génération $q_x(g)$:

$$q_x(g) = 1 - (1 - q_x^1(g))(1 - q_x^2(g)),$$

soit un quotient du moment prenant en compte les deux triangles d'un même carré de Lexis $q_x(a)$:

$$q_x(a) = 1 - (1 - q_x^1(a))(1 - q_x^2(a)),$$

ce qui permet de calculer une table du moment à partir de quotients entre anniversaires mais portant strictement sur les données de l'année⁸.

On peut dès lors construire les tables de mortalité du moment et de génération. C'est ce qui a été fait pour la période 1899 à 1997. De plus, comme nous le rappelions plus haut, une reconstitution particulière a été faite pour le XIX^e siècle, tandis qu'une extrapolation des tendances récentes a permis de projeter les quotients par âge sur les cent prochaines années. On peut ainsi comparer l'évolution de l'espérance de vie à la naissance du moment et par génération sur deux siècles (figure 2).

Cependant, ce qui nous intéresse ici est d'affiner cette base de données aux grands âges. En effet, comme le montre la figure 3, les quotients de mortalité de ces tables sont très erratiques à partir d'un certain âge. Pour les tables les plus anciennes les résultats apparaissent difficilement acceptables peu après 85 ans, tant chez les femmes que chez les hommes. Dans les tables les plus récentes, ces fluctuations anormales ont presque disparu, même si l'on note encore quelques irrégularités après 95 ans. De plus, comme on l'a déjà dit, toutes ces tables s'arrêtent à 100 ans.

⁸ Généralement on construit les tables du moment, soit à partir des quotients entre anniversaire à cheval sur deux années consécutives, soit à partir des quotients perspectifs (par âge atteint dans l'année).

Espérance de vie à la naissance

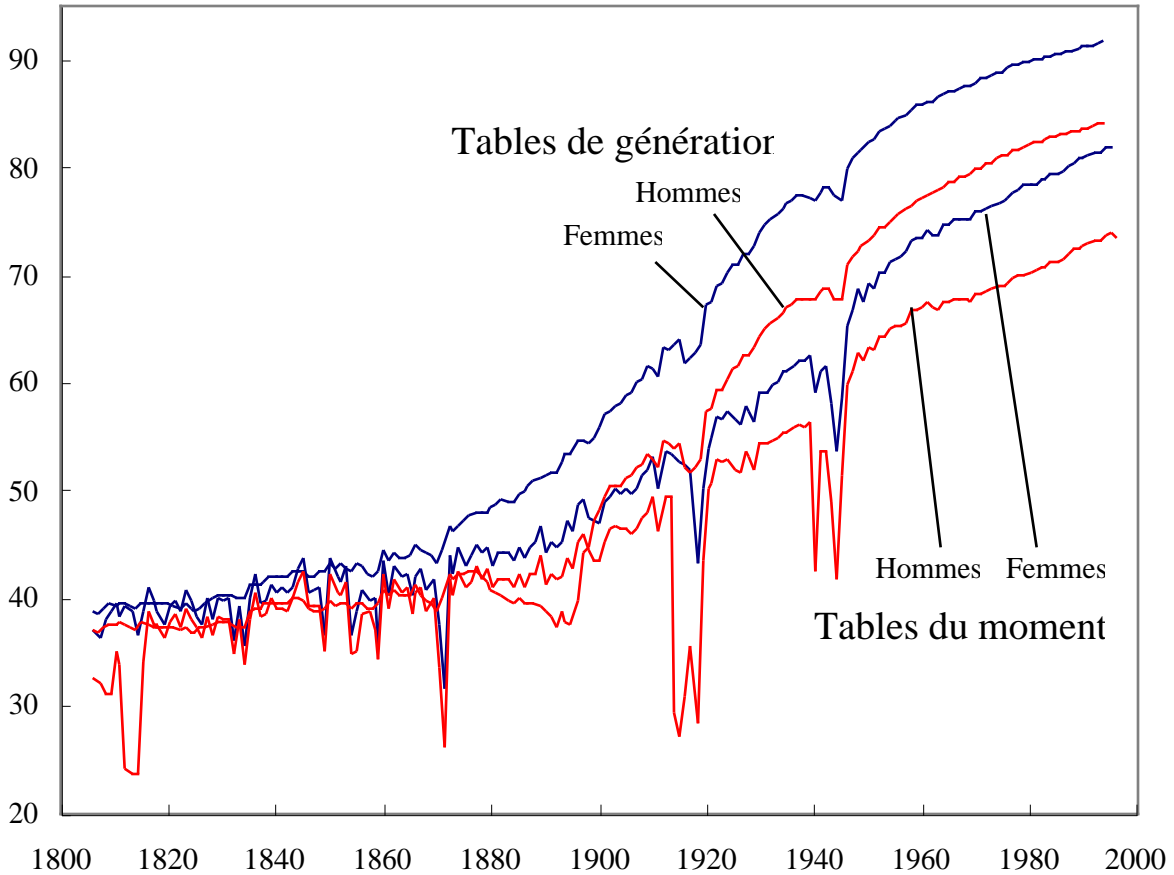
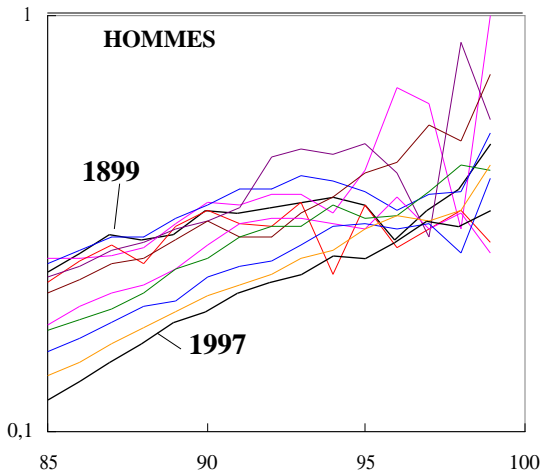


Figure 2. Évolution depuis 1806 de l'espérance de vie à la naissance des femmes françaises, par année de calendrier et par génération (pour les générations les valeurs sont affectées à l'année de naissance)
 (Source : Vallin 1973, Meslé et Vallin 1989 et 2000)

Quotient de mortalité



Quotient de mortalité

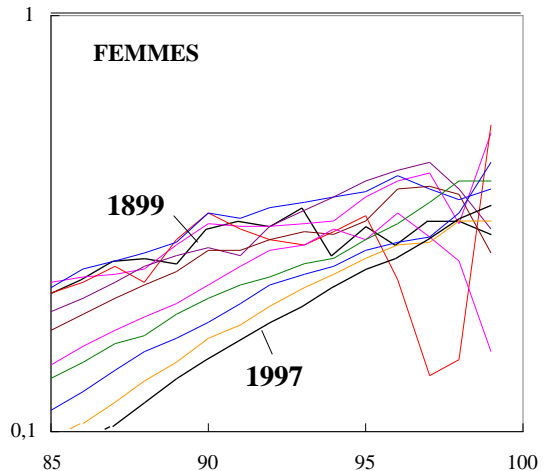


Figure 3. Quotients de mortalité aux grands âges dans les tables initiales de mortalité du moment

2. Collecte de données au-delà de 100 ans et calcul de la mortalité aux grands âges

Pour améliorer cette situation, il faut à la fois compléter les données de base pour les décès au-dessus de 100 ans et recalculer tous les risques de décès aux grands âges en ré-estimant les populations à mettre aux dénominateurs grâce à la méthode des générations éteintes.

a) Décès au-dessus de 100 ans

En puisant dans trois sources différentes, nous avons pu retrouver ou reconstruire des répartitions de décès par âge et année de naissance au-dessus de 100 ans pour toutes les années 1907 à 1997 :

- de 1907 à 1945, l'information a été publiée par la SGF, puis par le SNS et l'INSEE, dans le *Mouvement de la population*, à l'exception, toutefois des années 1934 et 1935 ;
- pour les années 1946 à 1967 (sauf 1947), nous avons eu accès à des tableaux spécialement commandés à l'INSEE par Paul Vincent, puis par Françoise Depoid, dans le cadre de leurs travaux sur la mortalité des grands vieillards (Vincent, 1951, Depoid 1973) ; cependant, ces tableaux ne donnent pas la répartition par âge et année de naissance mais seulement par année de naissance (parallélogrammes perspectifs du diagramme de Lexis) et nous avons réparti par âge les décès de chaque parallélogramme en considérant que la moitié avaient eu lieu avant l'anniversaire et l'autre moitié après ;
- pour les années 1968 à 1997, dans le cadre d'une convention avec l'INED, l'INSEE a mis à notre disposition un extrait des enregistrements individuels de décès de plus de 90 ans du fichier de l'état civil, comportant les dates complètes de naissance et de décès, ce qui nous a permis de refaire le classement manquant au-dessus de 100 ans.

Restaient à traiter les années pour lesquelles aucune répartition par âge au-delà de 100 ans n'est accessible : 1899 à 1902, 1934-1935 et 1947. On observe en fait que la répartition par âge au-delà de 100 ans ne varie que très peu dans toute la période d'avant la seconde guerre mondiale. En revanche, cette répartition change notablement après la guerre. Il est assez probable que cela tienne davantage à l'évolution de la qualité des déclarations d'âge qu'à celle de la mortalité aux grands âges. Quoi qu'il en soit, il nous a paru raisonnable, pour obtenir des séries cohérentes, de répartir par âge et année de naissance les décès des années 1899-1902 et 1934-1935 au prorata de la répartition moyenne des années d'avant guerre et ceux de 1947 au prorata de la répartition moyenne des années d'après guerre.

b) Ré-estimation des dénominateurs

Ainsi munis de répartitions complètes de décès annuels par âge et année de naissance pour toute la période 1899-1997⁹, on peut ré-estimer les populations par âge à chaque 1^{er} janvier ainsi que les nombre de personnes de chaque génération au moment où elles fêtent, une année donnée, leur anniversaire, par la méthode des générations éteintes.

Cette méthode proposée par Paul Vincent (1951) consiste tout simplement à reconstituer les effectifs de survivants de chaque génération (à tous les anniversaires et à tous les 1^{er} janvier) en cumulant progressivement les décès de la génération à partir de l'âge auquel survient le dernier décès. Ainsi, pour la génération g , la population d'âge révolu x à un 1^{er} janvier ou d'âge exact x à un anniversaire est égale à :

$$P_x(g) = \sum_x^{\omega} D_x(g)$$

Cela suppose évidemment qu'il n'y ait aucune migration au delà de l'âge x . Cette hypothèse devient d'autant plus invraisemblable à mesure que l'on descend vers les âges jeunes. Cependant, aux très grands âges, la mobilité internationale peut être considérée comme quasi nulle (Kannisto, 1988) et l'on peut, par cette méthode, reconstituer des dénominateurs pour le calcul de quotients plus réalistes que ceux fournis jusqu'à cent ans par les évaluations courantes de population fondées sur les recensements. De plus cela permet d'estimer les effectifs par âge au-delà de 100 ans.

Cependant, si l'on s'en tenait à l'application stricte de la méthode, on ne pourrait ré-estimer les dénominateurs que pour les générations totalement éteintes. Si l'on considérait l'âge au décès de Jeanne Calment (122 ans) comme la limite extrême de la vie, on ne devrait reconstituer ainsi que les générations ayant atteint ou dépassé 122 ans en 1997, autrement dit les générations nées en 1875 ou avant, ce qui limite sérieusement le champ des résultats et nous prive notamment de résultats sur l'évolution la plus récente de la mortalité au grands âges.

On peut sans grande perte d'information suivre une règle moins contraignante en considérant que Jeanne Calment est un phénomène tout à fait exceptionnel et peu susceptible de se reproduire en nombre dans les prochaines années. En effet, en dehors de Jeanne Calment, on n'observe sur l'ensemble de la période 1899-1997, que 3 décès de femme à 115 ans ou plus et aucun décès d'homme. Contrairement au cas de Jeanne Calment, l'âge au décès n'a pas pu être authentifié pour aucun de ces trois cas (Meslé *et al.*, sous presse). On peut donc sans problème soumettre à la méthode des générations éteintes les générations nées entre 1875 et 1882. Cela nous a néanmoins paru insuffisant et nous avons tenté d'aller un peu plus loin.

On pourrait imaginer qu'en s'appuyant sur le recensement de 1990, pour lequel on sait que l'INSEE avait fait un effort particulier de vérification des âges déclarés par

⁹ Rappelons, pour être complet, que pour les années anciennes d'une part et certaines années de guerre de l'autre, la statistique donne aussi un certain nombre de décès d'âge inconnu. Ces nombres sont en général très petits, dépassant rarement la centaine, sauf pour quelques années de guerre ou de lendemain de guerre (2 034 hommes et 27 femmes en 1919 ; 9 324 hommes et 2 083 femmes en 1944 ; 1 000 hommes et 455 femmes en 1945). Nous avons réparti tous ces décès au prorata des décès d'âge déclaré.

les grands vieillards, il serait possible de démarrer le cumul des décès de générations non encore tout à fait éteintes à partir de l'effectif recensé. C'est ce qui avait été fait dans un essai antérieur (Allard *et al.* 1996), sur la base d'un tableau fourni par l'INSEE, donnant les effectifs recensés en 1990 par sexe et année de naissance des générations antérieures à 1896. Cependant, plus on s'éloigne du recensement plus cette approche perd de son intérêt dans la mesure où elle laisse pour compte les décès enregistrés après le recensement. Malheureusement les résultats du recensement de 1999 (dont la qualité aux grands âges est d'ailleurs moins assurée) ne sont pas encore disponibles. On peut néanmoins utiliser la même idée en travaillant pour chaque génération, dans les deux sens : descente vers les âges plus jeunes en ajoutant progressivement à la population recensée les décès antérieurs de chaque génération et remontée vers les âges plus élevés en retranchant les décès récents de l'effectif recensé.

C'est ce que nous avons fait, dans un premier temps, pour les générations nées de 1875 à 1895. Les plus anciennes de ces générations (1875-1882) sont quasi éteintes (plus de 115 ans) en 1997 et l'on a aujourd'hui un moyen d'apprécier la qualité des déclarations d'âge au recensement et donc la pertinence de la méthode. On doit en effet obtenir pour ces générations une quasi égalité entre l'effectif recensé et le nombre cumulé de décès survenus après le recensement. Le tableau 1 montre qu'il n'en est rien. Alors qu'on recensait, par exemple, 32 hommes nés en 1880, aucun décès n'a eu lieu depuis le recensement dans cette génération masculine. On peut certes arguer du fait que cette génération avait 110 ans en 1990 et qu'elle a donc pu faire l'objet d'une forte attraction pour les âges ronds lors du recensement. Mais l'erreur est tout aussi grande pour les générations immédiatement postérieures (31 contre 0 pour la génération 1881, 19 et 1 pour la génération 1882). Le même phénomène s'observe chez les femmes (46 recensées pour 3 décès dans la génération 1880, 45 pour 12 pour la génération 1881, 44 pour 19 pour la génération 1882).

Certes, si l'on étend la comparaison aux générations suivantes, la discordance s'amenuise, du moins dans un premier temps. Par exemple, chez les femmes, notamment chez les femmes nées en 1885, on a observé 137 décès depuis 1990 pour 160 recensées et l'écart absolu entre ces deux nombres (23) n'est pas plus grand que celui qu'on observe pour les 44 recensées de la génération 1882. Cet écart reste cependant, à notre avis, encore exagéré, car il suppose que 23 femmes de cette génération ont pu dépasser l'âge de 112 ans, ce qui n'est arrivé, loin de là, dans aucune génération éteinte. Et c'est d'autant plus vrai que, le recensement ayant eu lieu le 5 mars 1990 et non pas le 1^{er} janvier, le cumul des décès porte sur deux mois de trop. Toutefois, si l'on avance encore vers des générations plus jeunes l'écart finit par s'inverser, le nombre de décès cumulés depuis le recensement devenant supérieur à l'effectif recensé en 1990. Ainsi, par exemple, alors que le recensement n'avait décompté que 3 419 femmes nées en 1891, 3594 de cette génération sont décédées depuis le 1^{er} janvier 1990. Ce déficit apparent tient en fait à la date du recensement : à raison d'un risque annuel de mortalité de 40 % à 99 ans, sur 3 500 femmes, 1400 meurent dans l'année soit environ 250 en deux mois. Resteraient donc finalement 80 survivantes de la génération à 106 ans, au 31 décembre 1997, ce qui devient de plus en plus raisonnable. Finalement, pour la génération 1895, on retrouve un solde positif, mais cela peut se concevoir, car à raison d'un risque annuel de mortalité de 25 % à 95

ans, pour 15 500 femmes recensées en 1990, on peut imaginer que 700 soient décédées dans les 2 premiers mois de 1990 et que le nombre de décès réellement survenus depuis le recensement soit de $15348 - 700 = 14648$, ce qui permettrait d'estimer les survivantes à 102 ans au 31 décembre 1997 à 877 (au lieu des 177 observées au tableau 1). Cet ordre de grandeur est tout à fait compatible avec l'observation de 863 femmes recensées au même âge en 1990.

Tableau 1. Population recensée en 1990 et décès enregistrés de 1990 à 1997 dans les générations 1875 à 1895

Génération	Hommes			Femmes		
	Population recensée en 1990	Décès enregistrés de 1990 à 1997	Différence	Population recensée en 1990	Décès enregistrés de 1990 à 1997	Différence
1875	0	0	0	1	3	-2
1876	0	0	0	0	0	0
1877	0	0	0	0	0	0
1878	0	0	0	0	2	-2
1879	0	2	-2	0	6	-6
1880	32	0	32	46	3	43
1881	31	0	31	45	12	33
1882	19	1	18	44	19	25
1883	18	5	13	53	40	13
1884	20	10	10	95	77	18
1885	38	21	17	160	137	23
1886	40	26	14	315	284	31
1887	86	70	16	545	513	32
1888	139	130	9	863	900	-37
1889	348	239	109	1661	1410	251
1890	557	400	157	2510	2312	198
1891	600	611	-11	3419	3594	-175
1892	917	906	11	5244	5349	-105
1893	1506	1553	-47	8040	8239	-199
1894	2182	2257	-75	11232	11357	-125
1895	3020	3095	-75	15525	15348	177

Cette méthode peut donc s'appliquer avec une certaine vraisemblance aux générations féminines nées au début des années 1890. Elle est beaucoup plus douteuse pour les générations féminines plus anciennes et plus encore pour les générations masculines.

Souhaitant affiner la mortalité aux très grands âges, nous avons donc préféré une troisième approche, ne reposant que sur les décès, pour éviter à la fois l'imprécision due à la date du recensement et, surtout, les problèmes nés de la discordance entre les déclarations d'âge au recensement et à l'état civil. Nous avons tout simplement estimé les décès à venir dans les triangles du diagramme de Lexis postérieurs à 1997 en faisant l'hypothèse que le rapport, au sein d'une génération, entre les décès d'un triangle (ABC) de Lexis et ceux du parallélogramme (BCDE) immédiatement inférieur est le même que celui observé dans les 7 générations précédentes (figure 4). Ce travail a été fait pour les générations 1883 à 1902.

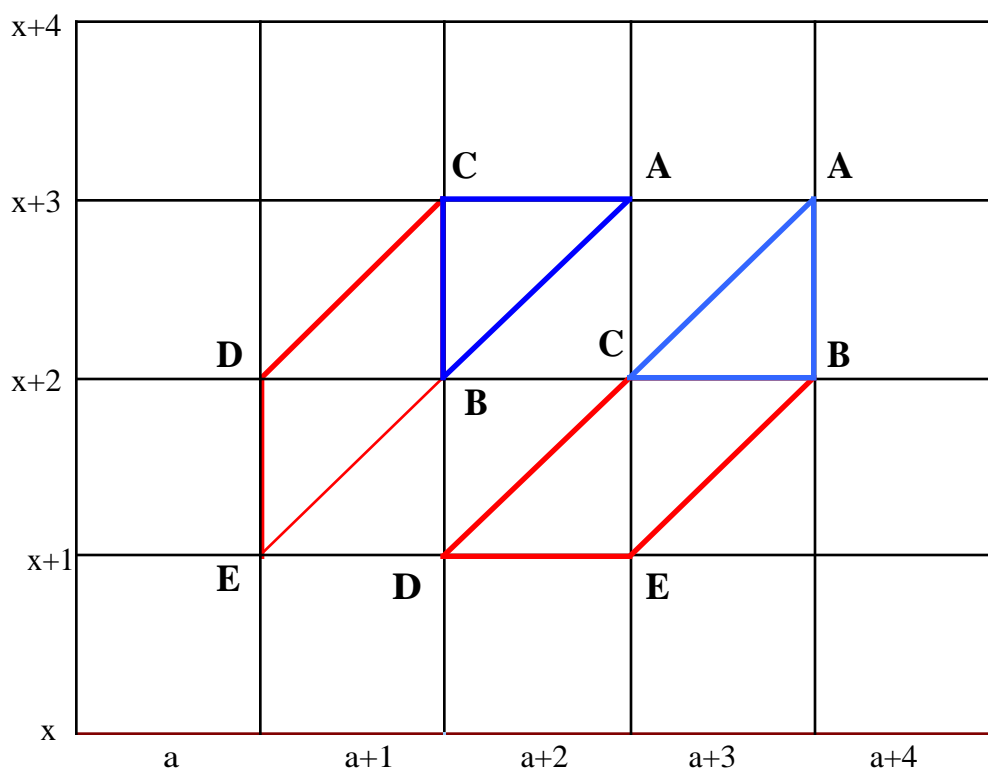


Figure 4. Éléments pour l'extrapolation des décès à venir dans les générations 1883 à 1902

En rétro-cumulant jusqu'au 31 décembre 1997, les décès à venir ainsi estimés de ces générations, on obtient une estimation de leurs effectifs probables à cette date (tableau 2).

Tableau 2. Effectif probable des générations 1883 à 1902 au 31 décembre 1997

Génération	Âge	Hommes	Femmes
1883	114	0	1
1884	113	0	0
1885	112	0	0
1886	111	1	0
1887	110	3	2
1888	109	3	7
1889	108	2	18
1890	107	9	41
1891	106	4	90
1892	105	12	143
1893	104	23	265
1894	103	72	474
1895	102	114	865
1896	101	228	1542
1897	100	388	2685
1898	99	641	3953
1899	98	1024	6132
1900	97	1884	8975
1901	96	2894	13604
1902	95	4393	18218

La pyramides des âges qui en ressort (figure 5) paraît tout à fait acceptable. En revanche, en faisant le rapport entre les effectifs par génération recensés en 1990 et cette nouvelle estimation de la population de ces générations fin 1997, on constate que les taux apparents de survie évoluent de manière très irrégulière pour les hommes, plus régulière pour les femmes avec néanmoins une forte anomalie aux âges les plus élevés (figure 6). Cela confirme les observations précédentes.

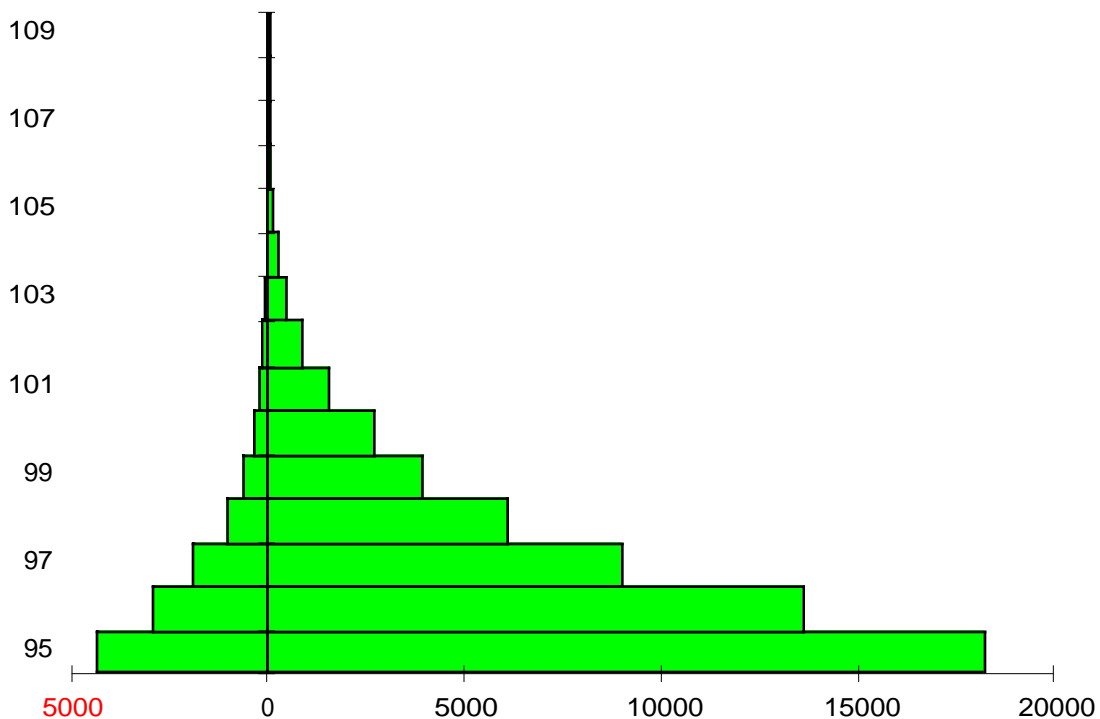


Figure 5. Pyramide des âges de la population estimée au 31 décembre 1997 à plus de 95 ans

En partant de cette population estimée au 31 décembre 1997 on peut obtenir, comme dans la méthode des générations éteintes, en cumulant progressivement les décès antérieurs à cette date, tous les dénominateurs nécessaires au calcul des quotients partiels, pour les générations 1883 à 1902. Nous disposons donc finalement de tous les éléments nécessaires au calcul des quotients partiels de mortalité par la méthode des générations éteintes pour toutes les générations antérieures à 1902, durant les années postérieures à 1899. Nous avons recalculé à partir de là les quotients entre anniversaires par génération pour toutes ces générations, depuis 1899.

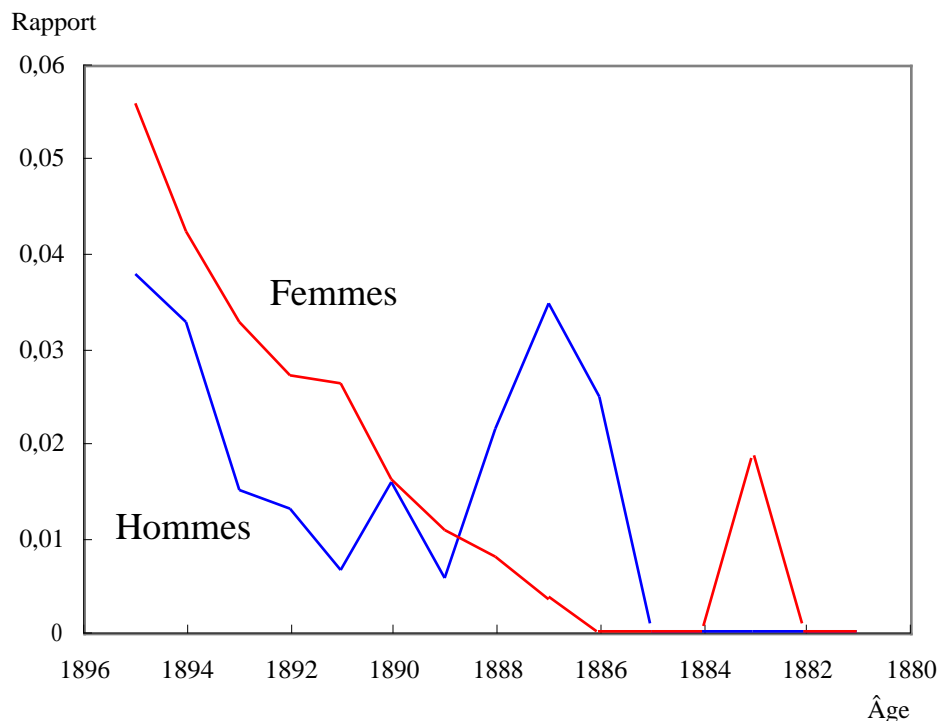


Figure 6. Rapport entre l'effectif recensé en 1990 et l'effectif estimé au 31 décembre 1997 pour les générations 1883 à 1896

3. Apport de la méthode des générations éteintes

La figure 7 compare les quotients obtenus pour la génération 1902, la plus récente ainsi reconstituée, à ceux donnés par le calcul classique. De manière assez étonnante, les différences sont presque imperceptibles. Ainsi, non seulement l'hypothèse d'absence de migration est fort plausible aux grands âges mais, alors qu'elle est invraisemblable, dans un pays comme la France, pour les âges adultes et plus encore pour les jeunes âges, elle ne semble guère avoir de conséquence sur la mesure de la mortalité.

En fait, l'appréciation des différences de mortalité par âge est difficile à la simple lecture de courbes de quotients par âges. Quand on rapporte les quotients classiques aux quotients calculés par la méthode des générations éteintes (figure 8), on se rend compte que les différences ne sont pas du tout négligeables, surtout à certains âges. Bien entendu les différences relatives sont particulièrement fortes et erratiques aux grands âges, et c'est bien pour cela que l'on cherche à améliorer le résultat par la méthode des générations éteintes, mais elles sont également assez sensibles au dessous de 50 ans chez les hommes et de 20 ans chez les femmes. De 1 à 15 ans, par exemple, chez les femmes, la méthode des générations éteintes donne un quotient d'environ 10 % inférieur au quotient classique. Et chez les hommes, l'écart est même de l'ordre de 15 % en dessous de 25 ans.

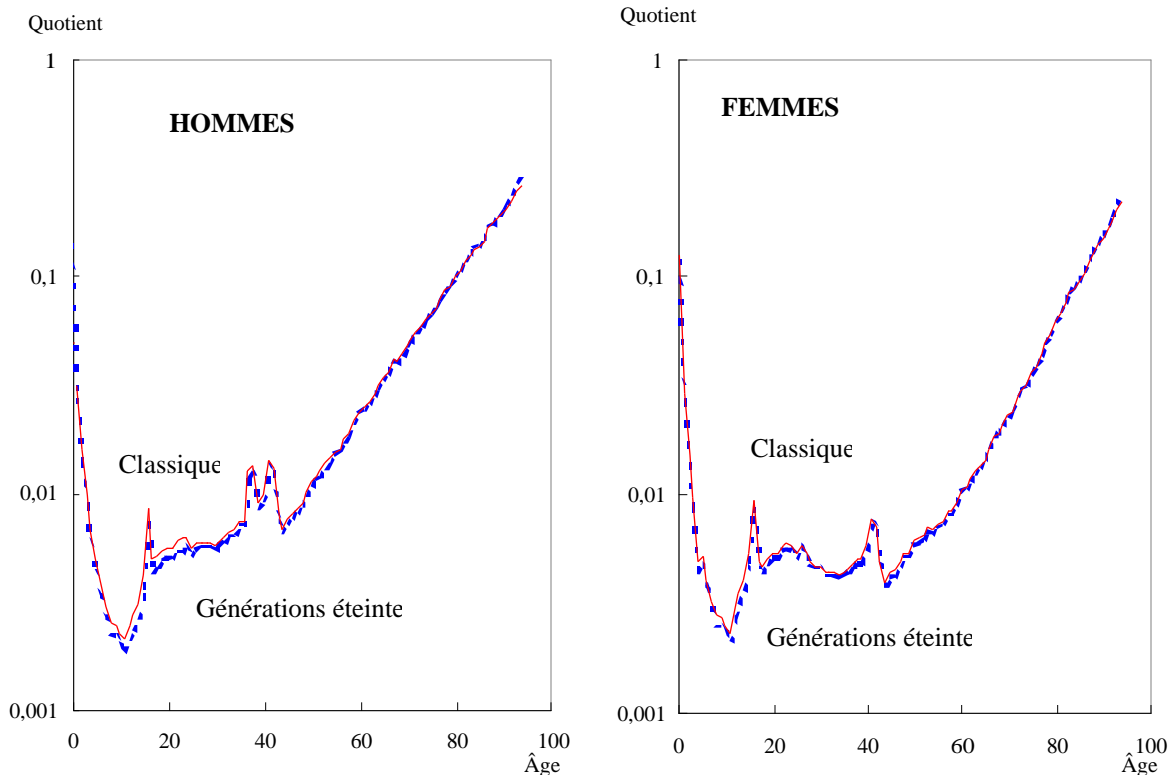


Figure 7. Comparaison des quotients de mortalité par âge de la génération 1902, selon qu'ils sont calculés par la méthode classique ou la méthode des générations éteintes

Cela tient évidemment au fait que la France est un pays d'immigration et que, globalement, sur la vie entière d'une génération, on observe un nombre de décès supérieur à celui des naissances qui ont, au départ, défini la génération. Dès lors, plus on remonte vers les jeunes âges, plus on surestime les effectifs de population à mettre aux dénominateurs des quotients, alors que les numérateurs sont exactement les mêmes que ceux utilisés dans le calcul classique.

En fait ce qui étonne ici, c'est que le décalage ne soit pas plus fort. Il faut croire que, sur longue période, l'immigration nette n'est pas si massive qu'on ne le dit parfois.

Quoi qu'il en soit, ce sont les âges élevés qui seuls nous intéressent ici et de ce point de vue, on peut être pleinement rassuré sur la solidité de l'hypothèse de neutralité des migrations. La figure 9 présente, pour cinq générations de 20 ans en 20 ans de 1822 à 1902, les quotients de mortalité par âge au-delà de 70 ans. Les quotients classiques figurent en gras et les quotients par la méthode des générations éteintes en maigre. Les premiers ne vont évidemment que jusqu'à 99 ans, les seconds sont tracés jusqu'aux âges où le nombre de décès n'est pas complètement négligeable, pour les générations complètes, et à 95 ans (âge atteint en 1997) pour la génération 1902. Bien entendu, au-delà d'un certain âge, même avec la méthode des générations éteintes, des fluctuations anormales apparaissent, non seulement en raison des nombres décroissants d'observations mais aussi aux erreurs sur l'âge déclaré au décès.

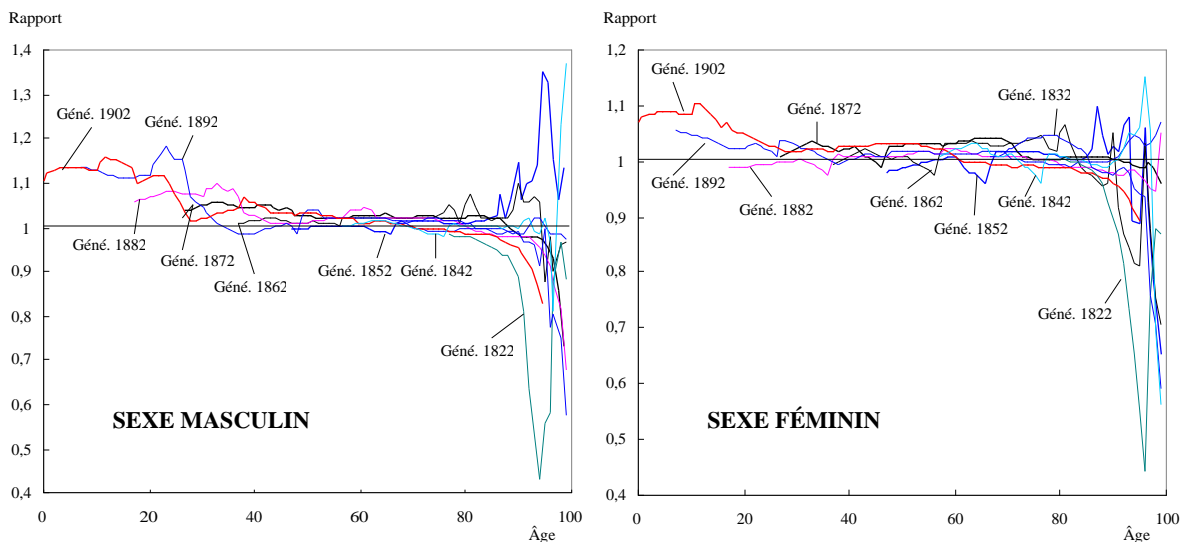


Figure 8. Rapport du quotient classique au quotient calculé par la méthode des générations éteintes dans quelques générations .

L'avantage de la méthode des générations éteintes est cependant décisif. Pour la génération 1822, l'amélioration est flagrante, tant chez les hommes que chez les femmes. La divergence entre les deux estimations commence avant 90 ans et les quotients classiques prennent des valeurs invraisemblables au-delà de cet âge. Avec le temps, cependant, la situation s'améliore et les quotients classiques s'écartent de moins en moins de la tendance donnée par les quotients obtenus par la méthode des générations éteintes. Avec la génération 1882, il n'y a presque plus de différences pour les femmes mais l'écart reste sensible chez les hommes au-delà de 95 ans. Avec la génération 1902, rien de net n'apparaît en raison de la troncature des données à 95 ans.

Pour tirer parti de l'amélioration de la mesure obtenue grâce à la méthode des générations éteintes, on peut substituer, à partir d'un certain âge, les quotients calculés par cette méthode aux quotients classiques. Bien que, nous l'avons vu, l'hypothèse d'absence de migration ne gêne guère la mesure par les générations éteintes, il nous paraît néanmoins raisonnable de ne recourir à cette méthode qu'aux âges où la méthode classique est vraiment défailante. Ayant d'ailleurs limité l'estimation de la population par âge au 31 décembre 1997 aux plus de 95 ans, on ne dispose de quotients de mortalité mesurés par les générations éteintes qu'à partir de cet âge pour l'année 1997, de 94 ans pour 1996, etc.

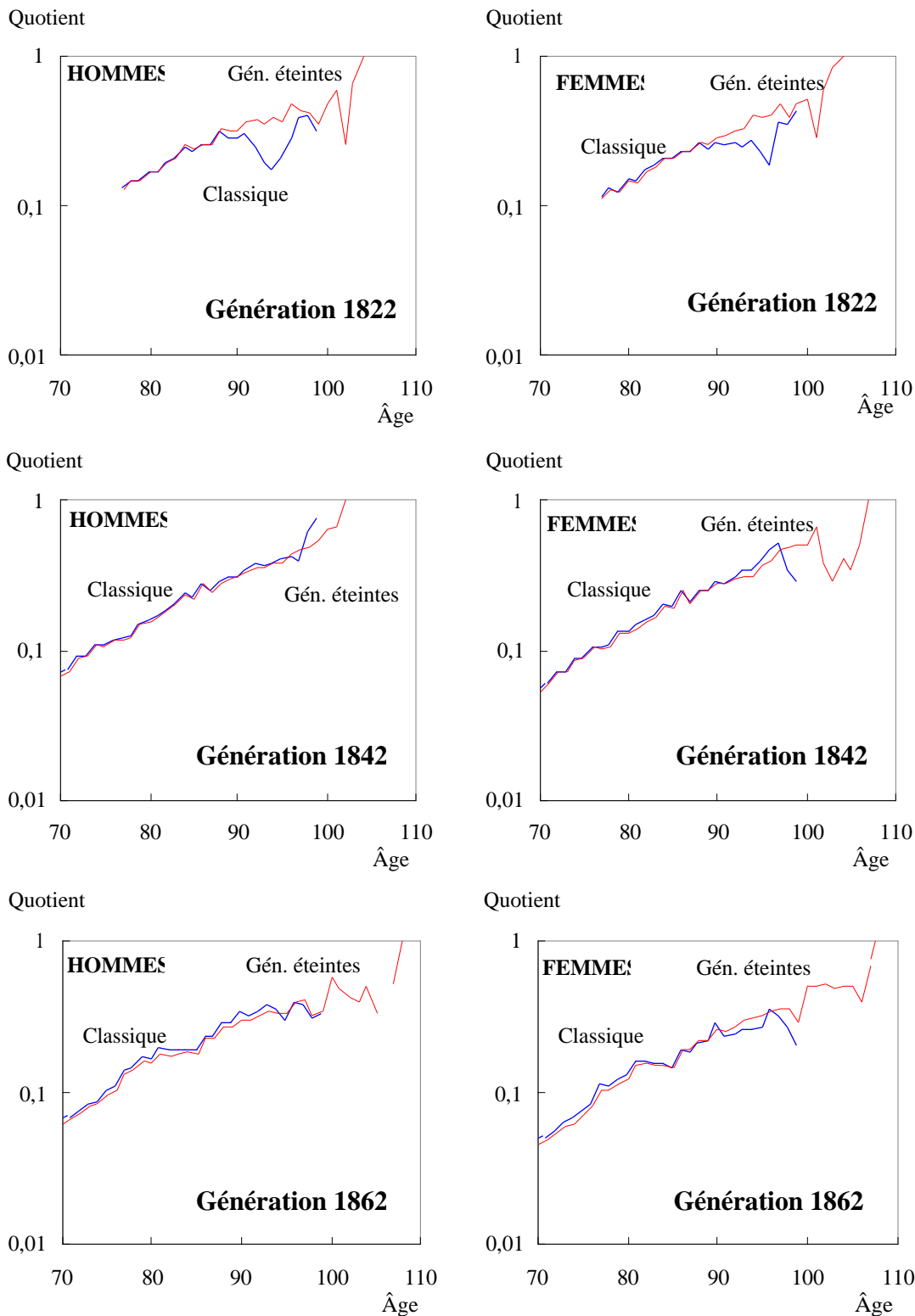


Figure 9. Comparaison des quotients classiques de mortalité par âge après 70 ans aux quotients obtenus par la méthode des générations éteintes dans les générations 1822, 1842, 1862, 1882 et 1902

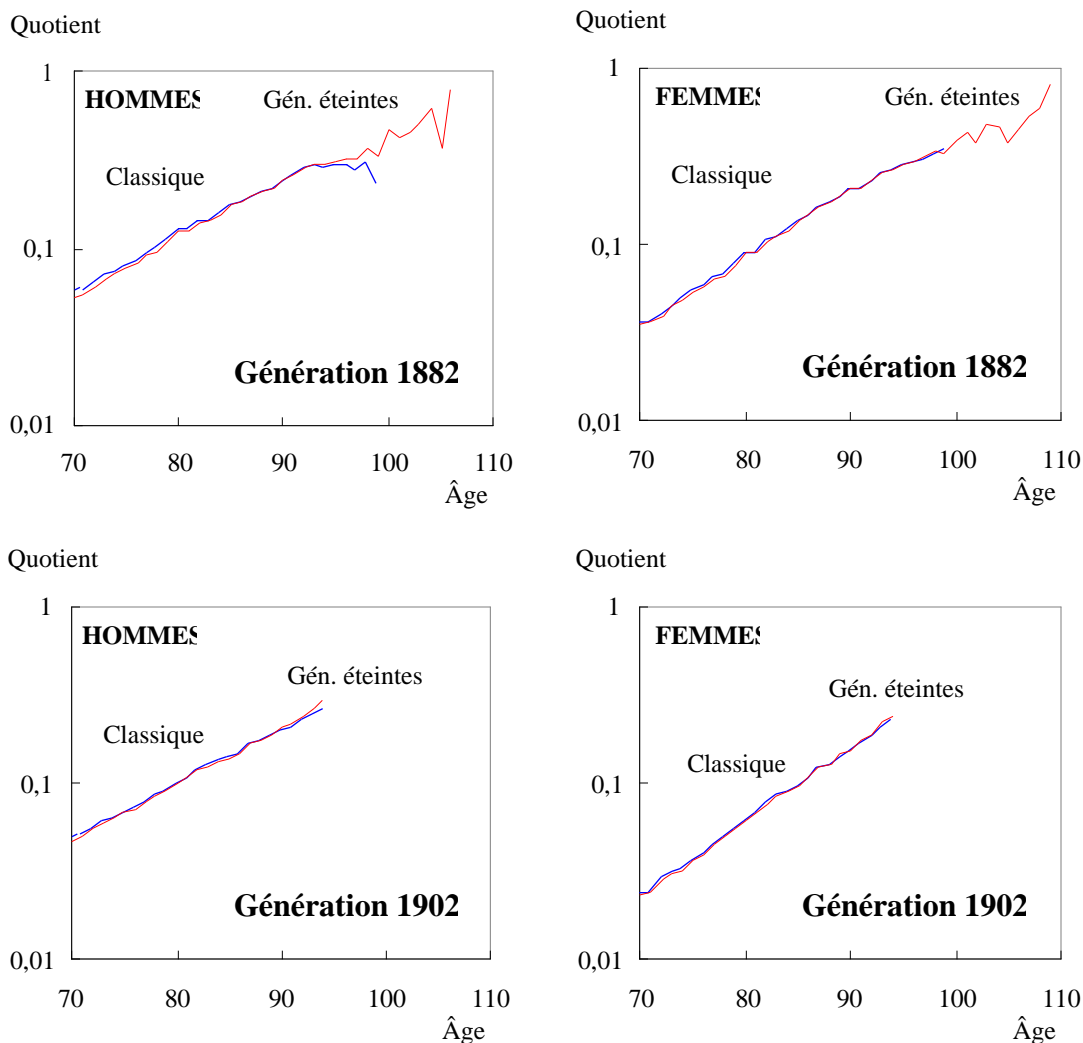


Figure 9 (suite). Comparaison des quotients classiques de mortalité par âge après 70 ans aux quotients obtenus par la méthode des générations éteintes dans les générations 1822, 1842, 1862, 1882 et 1902

Pour déterminer l'âge auquel il convient d'opérer la substitution, il nous a semblé qu'il valait mieux se référer aux tables du moment qu'aux tables de génération, puisque la déficience de la méthode classique provient essentiellement d'erreurs d'estimation de la population qui dépendent plus de la période que de la génération.

Nous avons, pour ce faire, comparé des quotients moyens sur dix ans et, au vu des résultats il nous a semblé que l'on pouvait considérer comme acceptables les quotients classiques jusqu'aux âges suivants, quel que soit le sexe :

85 ans pour les années 1899 à 1919,

90 ans de 1920 à 1968

et 95 ans après 1968.

4. Nouvelles estimations de l'espérance de vie aux grands âges

a) Avantage de la méthode des générations éteintes

La figure 10 illustre les résultats en comparant l'évolution de 1899 à 1997 des espérances de vie du moment à 90 et 95 ans par sexe, selon la méthode classique et la méthode des générations éteintes. À 90 ans, pour les années récentes, la différence entre les deux méthodes est faible, mais elle est importante avant la seconde guerre mondiale et encore sensible dans les années 1950. La différence est particulièrement grande pour les hommes pendant la première guerre. Ainsi, en 1916, l'espérance de vie masculine à 90 ans s'élève à 3,25 ans avec le calcul classique alors qu'avec la méthode des générations éteintes, elle n'est que de 2,26. Cela tient au fait que pour la période de guerre, les estimations de population sont très approximatives, surtout aux grands âges.

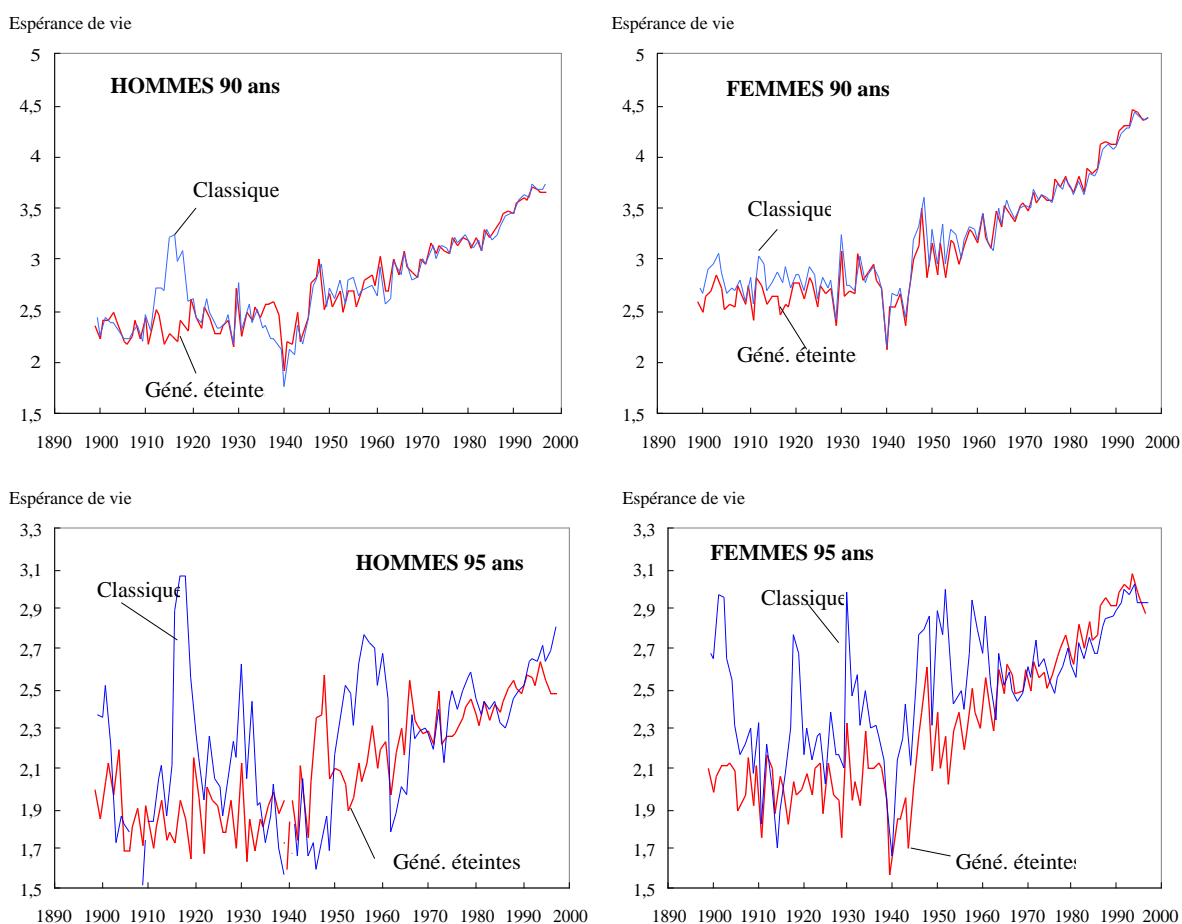


Figure 10. Évolution de l'espérance de vie par sexe à 90 et 95 ans, de 1899 à 1997, selon le calcul classique et la méthode des générations éteintes. Tables du moment

À 95 ans, la différence est encore plus grande. Non seulement les fluctuations aberrantes du calcul classique s'atténuent fortement avec la méthode des générations éteintes, mais cette dernière fait clairement apparaître la tendance à la hausse de l'espérance de vie à cet âge dès le lendemain de la seconde guerre mondiale, alors qu'avec le calcul classique, cette tendance ne se dessinait franchement qu'à partir de la

fin des années 1970.

b) Évolution de l'espérance de vie aux grands âges

La méthode des générations éteintes offre en outre la possibilité d'apprécier l'évolution de l'espérance de vie à 100 ans, au moins durant les dernières décennies. La figure 11 reprend les résultats de cette méthode pour l'espérance de vie à 70, 80, 90 et 100 ans (on trouvera en annexe les espérances de vie à 70, 80, 85, 90, 95 et 100 ans).

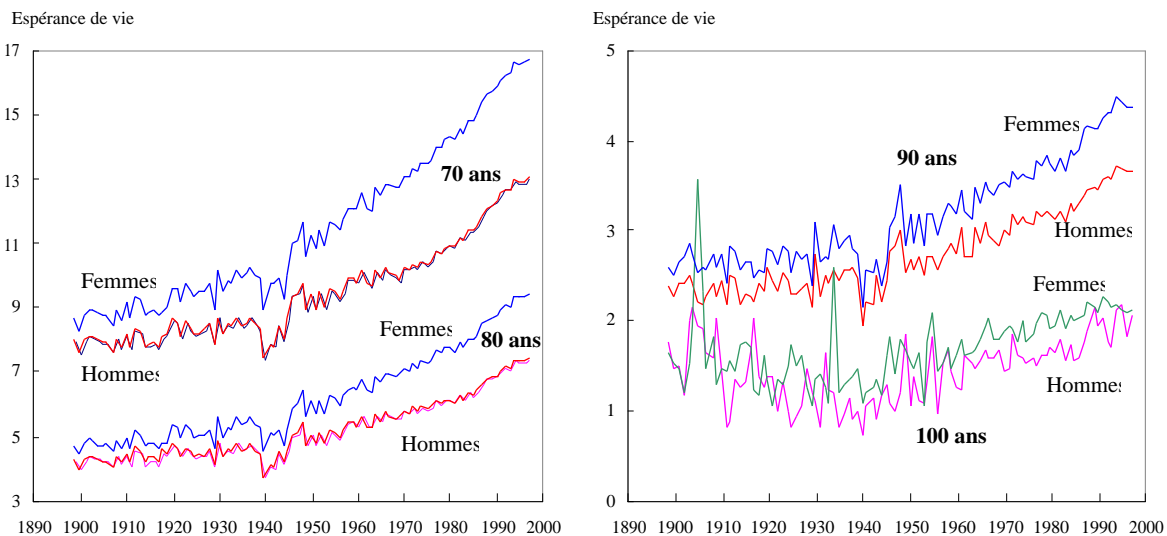


Figure 11. Évolution de l'espérance de vie à 70, 80, 90 et 100 ans selon le sexe, de 1899 à 1997. Méthode des générations éteintes

La montée de l'espérance de vie aux grands âges s'est faite à des rythmes et avec des étapes différentes selon le sexe et l'âge. L'espérance de vie des femmes à 70 ans est en augmentation depuis le début du siècle. Elle est passée de 8,6 ans en 1899 à 9,9 en 1939, gagnant 1,3 an en 40 ans. Son augmentation s'est accélérée après la seconde guerre mondiale, la portant à 14,0 ans à la fin des années 1970, soit un gain de 4,1 ans en 40 ans, et ses progrès sont encore plus spectaculaires depuis, puisqu'avec 16,7 ans en 1997, elle a gagné 2,7 ans en 20 ans. Au même âge, la montée de l'espérance de vie masculine était presque imperceptible avant la seconde guerre mondiale (8,3 ans en 1939 contre 7,9 en 1899). En revanche, elle s'accélère ensuite en trois temps, passant à 10,3 ans en 1975 (un gain de 2 ans en 36 ans), puis à 11,3 en 1985 (gain de 1 an en 10 ans) et finalement à 13,0 ans en 1997 (gain de 1,7 an en 12 ans).

Au cours des dernières décennies, ces progrès sont essentiellement la marque de la réduction de la mortalité par maladies cardio-vasculaires qui a d'abord et plus largement bénéficié aux femmes (Meslé et Vallin 1998). Au cours des années les plus récentes, cependant, les hommes ont à leur tour commencé à faire des progrès très rapides. De ce fait, l'écart entre sexes de l'espérance de vie à 70 ans s'est creusé. En 1899, il n'était que de 0,7 an (9 % de l'espérance de vie masculine) ; en 1939 il atteint 1,6 an (20 %) et en 1997, 3,7 ans (28 %).

Le schéma d'évolution est à peu près le même pour l'espérance de vie à 80 ans

mais, tant pour les hommes que pour les femmes, on ne distingue plus que trois étapes :

- progrès lent chez les femmes et quasi stagnation chez les hommes avant la seconde guerre mondiale : de 1899 à 1939, l'espérance de vie à 80 ans passe de 4,7 à 5,2 chez les femmes et de 4,2 à 4,4 chez les hommes ;
- progrès rapide, surtout chez les femmes, jusqu'en 1985 où l'espérance de vie à 80 ans atteint 8,0 ans chez les femmes et 6,2 chez les hommes (gain de 2,8 ans en 50 ans chez les femmes et de 1,8 chez les hommes) ;
- accélération très marquée de ces progrès chez les deux sexes à la fin des années 1980 : en 1997, l'espérance de vie à 80 ans atteint 9,4 ans chez les femmes et 7,4 ans chez les hommes (gain de 1,4 an en 12 ans chez les femmes et 1,2 chez les hommes).

Là encore, l'écart s'est creusé entre les sexes : de 0,5 an en 1899 il est passé à 0,8 en 1939 et à 2,0 en 1997.

À 90 ans, le contraste entre l'avant et l'après deuxième guerre mondiale est encore plus grand. De 1899 à 1939 il n'y a pratiquement pas eu de progrès ni pour les femmes (2,6 ans en 1899 et 2,7 en 1939) ni pour les hommes (2,4 et 2,5). Le progrès ne commence qu'après la guerre. Dans une première phase, il porte l'espérance de vie des femmes à 3,8 ans en 1985 (+ 1,1 an en 46 ans) et celle des hommes à 3,2 (+ 0,7). De même, l'accélération des années récentes est encore plus nette qu'à 80 ans : en 12 ans, l'espérance de vie à 90 ans a gagné 0,6 ans chez les femmes et 0,5 chez les hommes, en atteignant respectivement 4,4 et 3,7 ans. L'écart entre sexes a moins augmenté qu'aux âges précédents mais il est tout de même passé de 0,2 an en 1899 à 0,7 en 1997.

À 100 ans, l'espérance de vie évolue différemment. Dans un premier temps, on assiste surtout aux conséquences d'une amélioration de la précision des âges déclarés au décès. Avant la seconde guerre mondiale, certains âges déclarés étaient manifestement surestimés, surtout chez les hommes, et le phénomène persistait encore dans les années 1950. La disparition progressive de ce phénomène tend à la fois à diminuer l'espérance de vie apparente et à résorber les fluctuations majeures. Le premier effet est commun aux deux sexes mais plus prononcé chez les hommes, tandis que le second touche surtout les femmes. Ainsi, l'espérance de vie à 100 ans qui semblait fluctuer autour de 2 ans au début du siècle avec un léger avantage aux hommes (1,6 an en 1899 et 1,9 en 1904 pour les femmes, 1,8 en 1899 et 2,4 en 1904 pour les hommes)¹⁰, oscille, à la veille de la seconde guerre mondiale entre 1,3 et 1,5 pour les femmes et entre 0,8 et 1,1 pour les hommes. De même, alors que, pour les femmes, on notait de très fortes fluctuations avant guerre (jusqu'à 3,5 ans en 1905 et 2,6 en 1934), la dernière forte surestimation de l'espérance de vie féminine à 100 ans, qui se produit en 1955, ne porte cette dernière qu'à 2,1 ans.

En revanche, après la deuxième guerre mondiale, une fois disparu l'essentiel de

¹⁰ L'absence de surmortalité masculine après 100 ans observée en France est contraire à ce que l'on peut observer dans les pays où la statistique des décès est bonne aux grands âges depuis plus longtemps (Kannisto, 1996).

ces problèmes de déclaration d'âge, l'espérance de vie à 100 ans augmente sensiblement et à un rythme à peu près constant (aux fluctuations près), pour les deux sexes. Elle atteint 2,1 ans pour les femmes et 2,0 pour les hommes. Elle a donc augmenté de 50 % chez les femmes et presque doublé chez les hommes.

À 100 ans, la différence d'espérance de vie entre sexes paraît ainsi presque négligeable à la fin des années 1990. Elle oscille cependant d'année en année et la seule chose que l'on puisse dire est qu'elle se situe entre 0,1 et 0,5 an depuis que les grands âges sont relativement bien déclarés.

c) *Évolution de la courbe des survivants après 70 ans*

La figure 12 illustre l'évolution de la courbe des survivants au-delà de 70 ans. Pour les hommes, elle n'a quasiment pas bougé de 1899 à 1939. Mais depuis, elle se déplace très progressivement vers la droite. En 1899, la moitié des survivants à 70 ans mouraient avant 77,2 ans et il n'en allait pas différemment en 1939. En 1997, en revanche, la moitié survivent jusqu'à 83 ans. Plus parlant encore, alors que seuls 2 % des survivants à 70 ans étaient encore en vie à 90 ans en 1899 ou même en 1939, 18 % le sont en 1997.

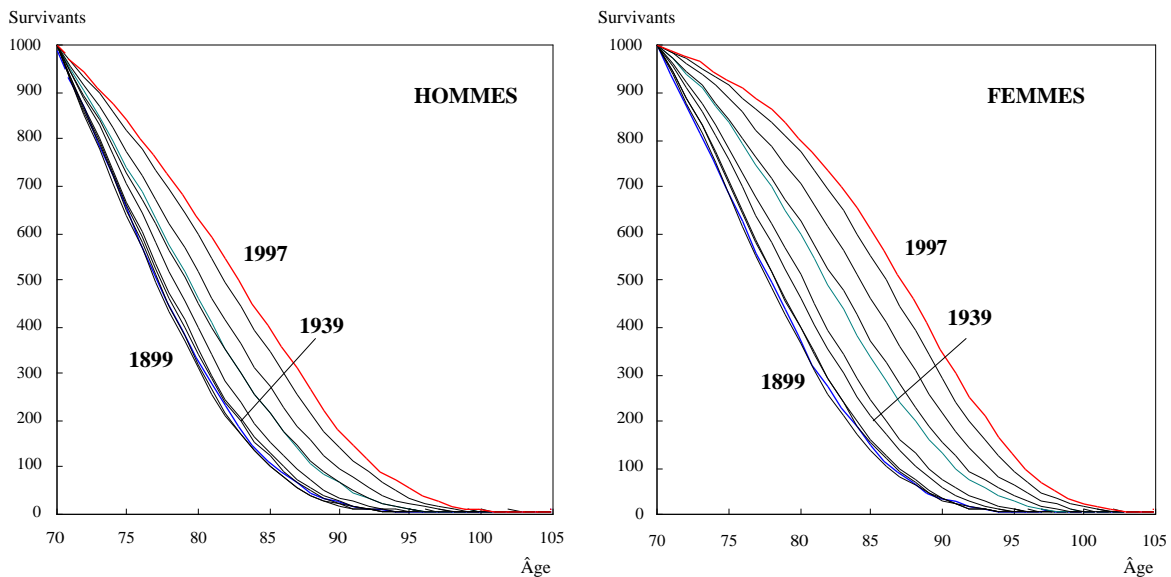


Figure 12. Évolution de la courbe des survivants après 70 ans, de 10 ans en 10 ans depuis 1899

Chez les femmes, l'évolution est encore plus marquée. Déjà la courbe de 1939 se distingue nettement de celle de 1899 mais, surtout, depuis, de dix ans en dix ans, la courbe de survie se déplace de plus en plus vers la droite. La moitié des survivantes à 70 ans mouraient avant 78 ans en 1899, avant 79 ans en 1939 alors que la moitié survivent encore à 87 ans en 1997. Mieux, alors qu'il ne restait plus à 90 ans que 3,6 % des survivantes à 70 ans en 1899, il en reste 35 %, dix fois plus, en 1997. De même, à 95 ans cette proportion est passée de 0,5 % à 13 %, une multiplication par 26 !

Références bibliographiques

- ALLARD Michel, VALLIN Jacques, ANDRIEUX Jean-Michel et ROBINE Jean-Marie, 1996. – In the search of the secret of centenarians : a French demographic and medical survey about centenarians, *in* : Graziella Caselli et Alan Lopez (éd.), *Health and mortality among elderly populations*, p. 61-86. – Oxford, Clarendon Press, xvi p. + 360 p. (Coll. “ International Studies in Demography ”).
- DEPOID Françoise, 1973. – La mortalité des grands vieillards, *Population*, vol. 29, n° 4-5, p. 755-792.
- GOMPERTZ Benjamin, 1825. – On the nature of the function expressive of the law of human mortality, *Philosophical transactions*, vol. 27, p. 513-585.
- HENRY Louis, 1953. – Au sujet des pertes de guerre, *Population*, vol. 9, n° 3, p. 372-373.
- HUBER Michel, 1931. – *La population de la France pendant la guerre*. – Paris, PUF
- KANNISTO Väinö, 1988. – On the survival of centenarians and the span of life, *Population Studies*, vol. 42, n° 3, p. 389-406.
- KANNISTO, Väinö, 1996. – *The advancing frontier of survival*. – Odense (Danemark), Odense University Press, 145 p. + tableaux. (Col. Odense Monographs on Population Aging, n° 3).
- KANNISTÖ Väinö, LAURITSEN Jens, THATCHER Roger et VAUPEL James, 1994. – Reductions in mortality at advanced ages : several decades of evidence from 27 countries , *Population and Development Review*, vol. 20, n° 4, p. 793-810.
- LA DOCUMENTATION FRANÇAISE, 1949. – *Les pertes humaines de 1939 à 1945*. – Paris, La Documentation française
- LONDON Dick, 1988. – *Survival models and their estimation*. – Winsted, ACTEX Publications, 326 p.
- MESLE France et VALLIN Jacques, 1989. – Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France au XIX^e siècle, *Population*, vol. 44, n° 6, p. 1121-1158.
- MESLE France et VALLIN Jacques, 1998. – *L'évolution de la mortalité aux âges élevés en France depuis 1950*. – Paris, INED, 42 p. (Dossiers et recherches n° 68).
- MESLE France et VALLIN Jacques, 2000. – *Tables de mortalité françaises du moment et par génération de 1806 à 1997*. – Paris, INED. (Fichiers informatiques disponibles sur demande).
- MESLE France, VALLIN Jacques et ROBINE Jean-Marie, sous presse. – *Vivre plus de 110 ans en France, Gérontologie et Société*.
- THATCHER Roger, KANNISTÖ Väinö et VAUPEL James, 1998. – *The force of mortality at ages 80 to 120*. – Odense, Odense University Press, 104 p. (Coll. Odense monographs on population aging, vol. 5).
- VALLIN Jacques, 1973. – *La mortalité par génération en France, depuis 1899*. – Paris, INED, 484 p. (Coll. Travaux et Documents, Cahier n° 63).
- VALLIN, Jacques et MESLE, France, 1989. – A long terme, l'écart d'espérance de vie entre hommes et femmes devrait diminuer, *Population*, vol. 44, n° 6, p. 1244-1251.
- VINCENT Paul, 1946. – Conséquences de six années de guerre sur la population française, *Population*, vol. 2, n° 3, p. 434.
- VINCENT Paul, 1951. – La mortalité des vieillards, *Population*, vol. 6, n° 6, p. 181-204.
- WILMOTH John et HORIUCHI Shiro, 1998. – Deceleration in the age pattern of mortality at older ages, *Demography*, vol. 35, n° 4, p. 391-412.

**Tableau annexe. Espérance de vie à 70, 80, 85, 90, 95 et 100 ans,
de 1899 à 1997 selon le sexe**

Année	Hommes						Femmes					
	Âge						Âge					
	70	80	85	90	95	100	70	80	85	90	95	100
1899	7,95	4,22	3,08	2,36	1,99	1,76	8,64	4,67	3,43	2,58	2,10	1,62
1900	7,52	3,94	2,90	2,23	1,84	1,46	8,25	4,39	3,30	2,48	1,98	1,51
1901	7,97	4,23	3,13	2,39	2,03	1,48	8,76	4,75	3,51	2,64	2,06	1,46
1902	8,09	4,35	3,18	2,40	2,12	1,14	8,94	4,90	3,61	2,69	2,11	1,17
1903	8,07	4,28	3,14	2,48	1,96	1,97	8,90	4,81	3,56	2,85	2,11	1,49
1904	7,98	4,26	3,09	2,40	2,20	2,15	8,81	4,69	3,46	2,72	2,12	1,93
1905	7,88	4,17	2,95	2,20	1,68	1,92	8,70	4,69	3,41	2,51	2,08	3,56
1906	7,86	4,15	2,93	2,17	1,69	1,89	8,74	4,72	3,42	2,57	1,89	2,31
1907	7,56	4,02	2,97	2,25	1,80	1,62	8,40	4,51	3,38	2,54	1,97	1,47
1908	8,01	4,33	3,17	2,40	1,90	1,58	8,90	4,83	3,62	2,73	2,15	1,81
1909	7,70	4,11	2,97	2,23	1,71	2,00	8,51	4,56	3,42	2,57	1,91	1,28
1910	8,13	4,40	3,20	2,43	1,91	1,42	9,13	4,96	3,66	2,73	2,11	1,46
1911	7,72	4,08	2,87	2,18	1,70	0,81	8,60	4,59	3,29	2,39	1,75	1,44
1912	8,29	4,57	3,30	2,50	1,81	0,85	9,29	5,12	3,77	2,83	2,17	1,53
1913	8,20	4,43	3,19	2,45	1,94	1,35	9,21	5,03	3,69	2,74	2,10	1,42
1914	7,74	4,10	2,95	2,16	1,74	1,25	8,69	4,67	3,40	2,56	1,88	1,73
1915	7,78	4,23	3,03	2,29	1,77	1,30	8,82	4,78	3,52	2,64	2,06	1,76
1916	7,90	4,23	3,06	2,26	1,72	1,65	8,92	4,75	3,49	2,63	2,01	1,69
1917	7,66	4,04	2,85	2,19	1,94	2,01	8,70	4,57	3,32	2,45	1,82	1,22
1918	8,03	4,45	3,20	2,41	1,84	1,37	8,85	4,79	3,48	2,56	2,03	1,14
1919	8,11	4,33	3,08	2,30	1,65	1,25	8,95	4,78	3,40	2,53	1,97	1,60
1920	8,61	4,73	3,43	2,60	2,15	1,36	9,58	5,28	3,88	2,78	1,99	1,34
1921	8,47	4,60	3,35	2,42	1,95	1,37	9,52	5,21	3,77	2,76	2,07	1,04
1922	8,05	4,33	3,13	2,32	1,67	0,97	9,12	4,92	3,57	2,61	1,97	1,35
1923	8,53	4,60	3,40	2,53	2,00	1,29	9,69	5,28	3,86	2,81	2,09	1,28
1924	8,26	4,48	3,28	2,42	1,94	0,97	9,44	5,15	3,79	2,76	2,12	1,48
1925	8,14	4,30	3,10	2,27	1,91	0,79	9,33	4,95	3,59	2,53	1,88	1,71
1926	8,19	4,36	3,17	2,29	1,77	0,92	9,42	5,01	3,65	2,74	2,12	1,48
1927	8,26	4,33	3,14	2,35	1,78	1,05	9,46	4,97	3,61	2,65	1,96	1,60
1928	8,49	4,56	3,29	2,41	1,93	1,46	9,68	5,17	3,73	2,72	1,93	1,25
1929	7,83	4,06	2,94	2,14	1,70	1,19	8,92	4,62	3,29	2,36	1,76	1,04
1930	8,68	4,79	3,51	2,72	2,13	1,09	10,13	5,55	4,09	3,08	2,32	1,33
1931	8,20	4,35	3,05	2,26	1,63	0,81	9,49	4,96	3,53	2,63	1,93	1,39
1932	8,45	4,56	3,28	2,49	1,85	1,62	9,80	5,25	3,74	2,68	2,03	1,23
1933	8,35	4,46	3,19	2,39	1,68	1,21	9,75	5,17	3,70	2,65	1,91	1,06
1934	8,64	4,76	3,46	2,55	1,84	1,19	10,18	5,54	4,05	3,04	2,29	2,59
1935	8,36	4,50	3,24	2,42	1,80	0,81	9,89	5,32	3,84	2,79	2,10	1,19
1936	8,45	4,58	3,35	2,56	1,91	0,96	10,03	5,43	3,94	2,88	2,10	1,27
1937	8,65	4,74	3,48	2,56	1,98	1,12	10,25	5,61	4,03	2,94	2,13	1,35
1938	8,45	4,55	3,32	2,58	1,88	0,88	10,01	5,35	3,81	2,79	2,09	1,36
1939	8,27	4,44	3,19	2,45	1,94	0,99	9,88	5,24	3,69	2,72	1,94	1,47
1940	7,37	3,69	2,65	1,91	1,46	0,71	8,86	4,47	3,09	2,13	1,57	1,06
1941	7,85	4,09	3,04	2,19	1,94	1,04	9,74	5,07	3,63	2,55	1,84	1,19
1942	7,76	4,01	3,00	2,18	1,74	1,13	9,72	5,03	3,64	2,53	1,85	1,23
1943	8,38	4,47	3,40	2,48	2,11	0,89	9,90	5,12	3,77	2,66	1,95	1,35
1944	7,95	4,11	3,03	2,21	1,76	1,15	9,23	4,63	3,36	2,36	1,70	1,15
1945	8,62	4,50	3,26	2,42	2,03	1,28	9,95	5,16	3,71	2,63	2,00	1,59
1946	9,32	5,00	3,61	2,76	2,35	1,07	10,94	5,85	4,20	3,01	2,27	1,80

Année	Hommes						Femmes					
	Âge						Âge					
	70	80	85	90	95	100	70	80	85	90	95	100
1947	9,38	5,06	3,67	2,81	2,36	0,98	11,09	5,98	4,33	3,14	2,38	1,39
1948	9,71	5,39	3,96	3,00	2,56	1,18	11,61	6,39	4,68	3,48	2,61	1,79
1949	8,88	4,69	3,39	2,52	2,05	1,84	10,56	5,54	3,97	2,83	2,08	1,66
1950	9,36	5,02	3,64	2,67	2,10	1,05	11,23	6,06	4,36	3,16	2,38	1,51
1951	8,94	4,70	3,34	2,54	2,08	1,38	10,77	5,65	3,97	2,86	2,10	1,46
1952	9,44	5,07	3,61	2,68	2,02	1,09	11,39	6,11	4,34	3,16	2,26	1,62
1953	8,97	4,73	3,32	2,48	1,89	1,06	10,85	5,65	3,93	2,83	2,02	1,03
1954	9,51	5,12	3,59	2,69	1,95	1,31	11,59	6,21	4,40	3,18	2,29	1,76
1955	9,43	5,05	3,57	2,68	2,13	1,80	11,56	6,14	4,33	3,16	2,37	2,07
1956	9,21	4,87	3,43	2,54	2,04	0,96	11,32	5,92	4,15	2,95	2,20	1,44
1957	9,45	5,16	3,63	2,69	2,13	1,49	11,69	6,25	4,39	3,13	2,29	1,50
1958	9,89	5,36	3,83	2,79	2,31	1,65	12,04	6,43	4,56	3,29	2,50	1,69
1959	9,87	5,40	3,92	2,85	2,09	1,44	12,08	6,47	4,59	3,25	2,37	1,46
1960	9,72	5,27	3,76	2,73	2,19	1,23	12,03	6,37	4,47	3,16	2,30	1,61
1961	10,14	5,61	4,05	3,02	2,23	1,20	12,52	6,78	4,83	3,44	2,55	1,78
1962	9,73	5,26	3,75	2,68	1,96	1,61	12,06	6,37	4,49	3,19	2,36	1,61
1963	9,59	5,23	3,75	2,70	2,18	1,51	11,99	6,32	4,42	3,10	2,28	1,62
1964	10,11	5,63	4,14	3,01	2,30	1,47	12,70	6,86	4,88	3,47	2,59	1,65
1965	9,87	5,44	3,89	2,85	2,16	1,54	12,48	6,66	4,71	3,31	2,47	1,77
1966	10,22	5,74	4,20	3,09	2,54	1,66	12,83	6,94	4,93	3,52	2,62	1,92
1967	10,05	5,59	4,08	2,93	2,34	1,57	12,77	6,87	4,85	3,44	2,56	2,00
1968	9,95	5,52	4,00	2,89	2,31	1,56	12,72	6,82	4,79	3,37	2,48	1,79
1969	9,79	5,56	4,04	2,82	2,27	1,67	12,67	6,94	4,92	3,51	2,49	1,78
1970	10,20	5,75	4,20	3,00	2,28	1,42	13,06	7,12	5,02	3,53	2,59	1,87
1971	10,17	5,70	4,10	2,95	2,22	1,47	13,05	7,03	4,93	3,47	2,49	1,92
1972	10,29	5,90	4,30	3,16	2,49	1,84	13,29	7,25	5,14	3,66	2,64	1,88
1973	10,22	5,74	4,14	3,04	2,22	1,59	13,18	7,11	5,02	3,55	2,55	1,76
1974	10,38	5,91	4,31	3,13	2,26	1,58	13,43	7,28	5,15	3,62	2,58	1,99
1975	10,30	5,82	4,23	3,07	2,26	1,51	13,42	7,24	5,11	3,58	2,50	1,75
1976	10,41	5,87	4,24	3,04	2,27	1,57	13,55	7,30	5,12	3,57	2,57	1,85
1977	10,73	6,12	4,44	3,19	2,35	1,48	13,99	7,63	5,39	3,77	2,66	1,95
1978	10,63	5,97	4,34	3,14	2,41	1,59	13,97	7,55	5,33	3,71	2,69	2,09
1979	10,83	6,11	4,45	3,20	2,45	1,61	14,20	7,69	5,42	3,81	2,76	2,04
1980	10,89	6,10	4,47	3,18	2,36	1,69	14,26	7,70	5,39	3,72	2,66	1,88
1981	10,88	6,02	4,36	3,10	2,31	1,63	14,21	7,60	5,30	3,65	2,62	1,91
1982	11,16	6,23	4,49	3,20	2,43	1,79	14,53	7,88	5,51	3,79	2,81	2,11
1983	11,06	6,10	4,37	3,08	2,34	1,55	14,39	7,71	5,35	3,66	2,69	1,89
1984	11,35	6,33	4,53	3,28	2,42	1,71	14,78	8,01	5,59	3,87	2,83	2,06
1985	11,32	6,21	4,43	3,20	2,38	1,53	14,76	7,96	5,52	3,82	2,74	1,99
1986	11,50	6,37	4,54	3,28	2,43	1,57	14,95	8,08	5,61	3,89	2,77	2,01
1987	11,83	6,60	4,74	3,37	2,50	1,74	15,41	8,46	5,94	4,12	2,91	2,06
1988	12,05	6,74	4,84	3,44	2,53	1,87	15,58	8,58	6,02	4,15	2,95	2,21
1989	12,18	6,80	4,86	3,47	2,50	2,14	15,69	8,60	5,99	4,10	2,91	2,14
1990	12,30	6,84	4,88	3,44	2,47	1,93	15,82	8,70	6,06	4,11	2,91	2,09
1991	12,49	7,00	5,01	3,55	2,57	2,02	16,05	8,87	6,19	4,24	2,97	2,25
1992	12,63	7,13	5,11	3,60	2,55	1,75	16,24	9,03	6,30	4,31	3,02	2,19
1993	12,65	7,07	5,05	3,57	2,51	1,69	16,26	9,01	6,26	4,30	2,99	2,14
1994	12,91	7,30	5,22	3,71	2,64	2,11	16,59	9,31	6,51	4,46	3,07	2,17
1995	12,87	7,29	5,18	3,67	2,54	2,16	16,53	9,27	6,44	4,41	2,97	2,10
1996	12,87	7,27	5,17	3,64	2,47	1,82	16,57	9,28	6,43	4,35	2,94	2,09
1997	13,01	7,38	5,23	3,65	2,48	2,03	16,69	9,36	6,47	4,36	2,87	2,10

