

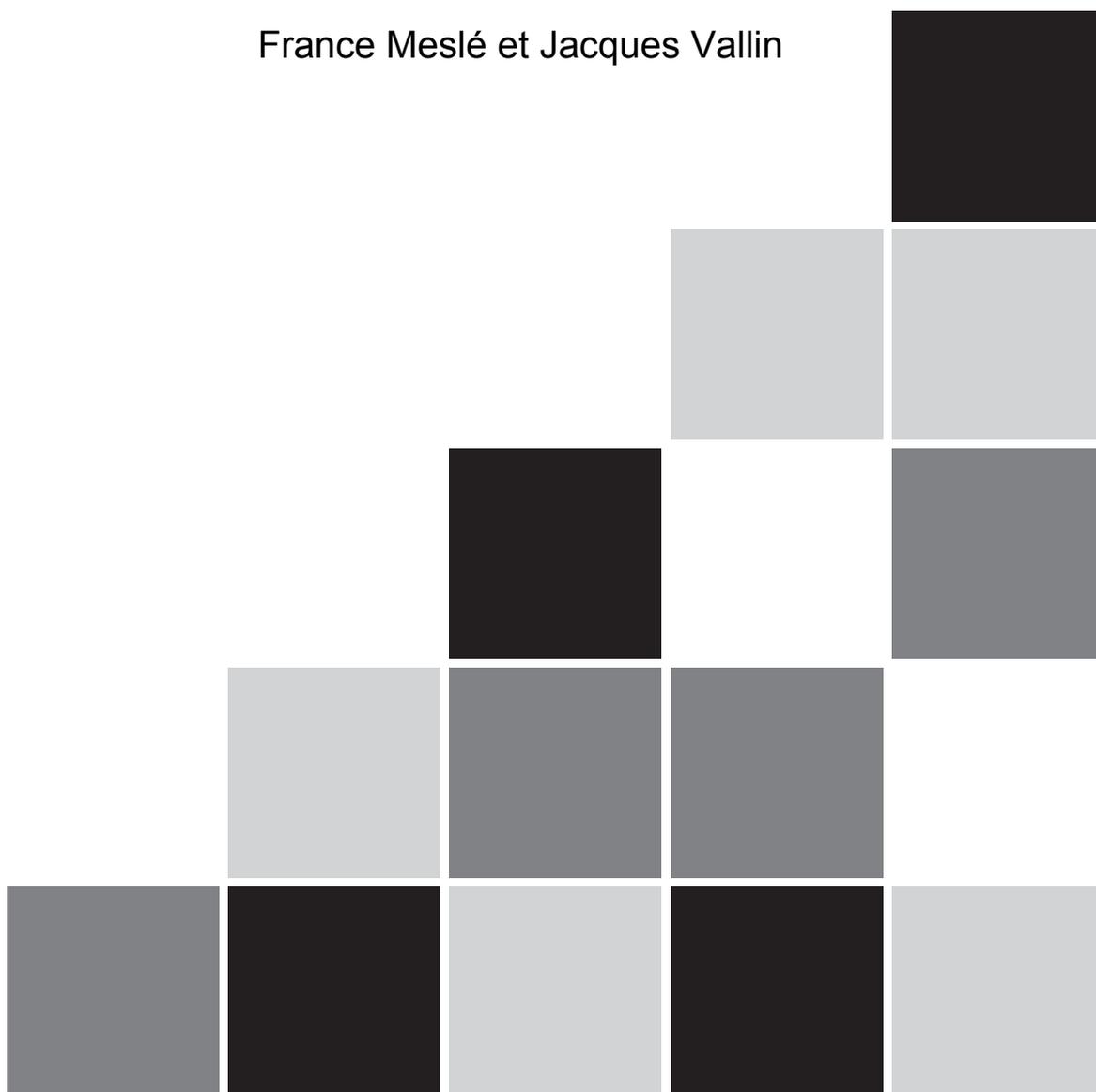
108

2002

DOCUMENTS DE TRAVAIL

MONTÉE DE L'ESPÉRANCE DE VIE ET CONCENTRATION DES ÂGES AU DÉCÈS

France Meslé et Jacques Vallin



Institut national d'études démographiques

**MONTÉE DE L'ESPÉRANCE DE VIE
ET CONCENTRATION DES ÂGES AU DÉCÈS**

France Meslé et Jacques Vallin

INED, Paris

Avertissement

Le texte ci-après a été rédigé pour être publié en anglais dans un ouvrage collectif commémorant le 10^e anniversaire de REVES, *le Réseau espérance de vie en santé*. Il nous a semblé utile de la mettre aussi à disposition des chercheurs dans sa version française, sous la forme de ce *Dossiers et recherches* de l'INED.

Paris, janvier 2002

Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès

France Meslé et Jacques Vallin

Résumé

En deux siècles, l'espérance de vie de la plupart des pays du nord est passée de moins de 30 ans à près de 80. Plus récemment, les pays du sud ont emboîté le pas et même pour la plupart déjà rattrapé une bonne part de leur retard. Même si certaines populations ont connu ou connaissent actuellement d'importants revers dans cette marche historique du progrès sanitaire (pays de l'ex-URSS, Afrique sub-saharienne), il semble bien que le modèle de la transition sanitaire soit en passe de généralisation. La question aujourd'hui la plus controversée est de savoir si cette transition approche du terme que lui fixerait, selon certains, la limite immuable de la longévité humaine. Un des indices de l'existence de cette limite pourrait être le processus de rectangularisation de la courbe de survie qui n'a cessé de se renforcer au cours de ces deux siècles mais cette rectangularisation pourrait aussi n'être qu'une étape provisoire qui pourrait faire place à une nouvelle expansion des âges au décès s'il s'avérait que la limite de la longévité n'était pas immuable. Il est donc important de mesurer précisément ce processus de rectangularisation pour être capable de déceler un éventuel retournement de tendance. Différents auteurs ont proposé divers indicateurs. Nous utiliserons ici de préférence deux de ces indicateurs, proposés d'une part par John Wilmoth et Shiro Horiuchi et de l'autre par Väinö Kannisto, pour retracer l'évolution du phénomène en France depuis 1740.

Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès

France Meslé et Jacques Vallin
INED, Paris

En deux siècles, l'espérance de vie de la plupart des pays du nord est passée de moins de 30 ans à près de 80. Plus récemment, les pays du sud ont emboîté le pas et même pour la plupart déjà rattrapé une bonne part de leur retard. Même si certaines populations ont connu ou connaissent actuellement d'importants revers dans cette marche historique du progrès sanitaire (pays de l'ex-URSS, Afrique sub-saharienne), il semble bien que le modèle de la transition sanitaire soit en passe de généralisation. La question aujourd'hui la plus controversée est de savoir si cette transition approche du terme que lui fixerait, selon certains, la limite immuable de la longévité humaine. Un des indices de l'existence de cette limite pourrait être le processus de rectangularisation de la courbe de survie qui n'a cessé de se renforcer au cours de ces deux siècles mais cette rectangularisation pourrait aussi n'être qu'une étape provisoire appelée à céder la place à une nouvelle expansion des âges au décès s'il s'avérait que la limite de la longévité n'était pas immuable. Il est donc important de mesurer précisément ce processus de rectangularisation pour être capable de déceler un éventuel retournement de tendance. Différents auteurs ont proposé divers indicateurs. Nous utiliserons ici de préférence deux de ces indicateurs, proposés d'une part par John Wilmoth et Shiro Horiuchi et de l'autre par Väinö Kannisto, pour retracer l'évolution du phénomène en France depuis le milieu du XVIII^e siècle.

I. Trois siècles de progrès de l'espérance de vie en France

Grâce à différents travaux de reconstitution historique, on peut suivre, en France, l'évolution de l'espérance de vie à la naissance depuis le milieu du XVIII^e siècle. L'INED vient de publier un ouvrage de référence comportant des tables annuelles de mortalité par année d'âge pour les XIX^e et XX^e siècles auxquelles s'ajoutent des tables extrapolées pour tout le XXI^e siècle (Vallin et Meslé, 2001). Cet ouvrage donne aussi les tables de mortalité complètes de chacune des générations 1806 à 1996. Les résultats ainsi rassemblés sont de nature assez différente puisque ceux qui portent sur le XX^e siècle reposent sur une statistique de décès détaillée et régulière alors que ceux du XIX^e siècle sont davantage le fruit de reconstitutions à partir de données incomplètes et que les projections pour le XXI^e siècle découlent d'une hypothèse de prolongation des tendances récentes de la mortalité par âge en dessous de 105 ans assortie d'une espérance de vie à 105 ans constante. Ils forment néanmoins un ensemble cohérent permettant de suivre avec précision l'histoire de la mortalité française aussi bien à travers des indicateurs longitudinaux que transversaux. Cet ensemble peut en outre être complété quoique de façon plus sommaire grâce à l'enquête bien connue de Louis Henry sur les registres paroissiaux du XVIII^e siècle, dont a pu être tirée une série de tables abrégées par période décennale allant de 1740-1749 à 1820-1829 (Blayo, 1975).

Alors qu'en France l'espérance de vie à la naissance n'était guère que de 25 ans en 1740-1749 (23,8 pour les hommes et 25,7 pour les femmes), elle atteignait en 2000 près de 80 ans (75,2 pour les hommes et 82,7 pour les femmes)¹ et, si les tendances de la mortalité par

¹ Données provisoires (Prioux, 2001).

âge des 15 dernières années se poursuivaient, elle pourrait dépasser 90 ans à la fin du siècle (91,3 pour les hommes et 95,0 pour les femmes en 2102). Cette formidable progression n'a pas été sans aléas comme le montre la figure 1 du moins pour la période où le suivi annuel est possible. Elle a aussi connu des époques plus favorables que d'autres. Ainsi, la fin du XVIII^e siècle a été marquée par une première phase de progrès très rapide, allant en gros des années 1780 aux années 1820 (abstraction faite des guerres impériales pour les hommes). Le milieu du XIX^e siècle a au contraire été une phase de moindre progrès voire de stagnation jusqu'à ce qu'interviennent les premiers résultats de la révolution pasteurienne à partir des années 1890. Cette dernière a ouvert la voie à la grande période de progrès très rapides qui culminent au lendemain de la seconde guerre mondiale avec la diffusion des antibiotiques. À nouveau, dans les années 1960, un certain ralentissement se fait sentir à mesure que s'épuise le rendement de la lutte contre les maladies infectieuses, mais les années 1970 renouent avec une forte croissance de l'espérance de vie grâce à la révolution cardio-vasculaire.

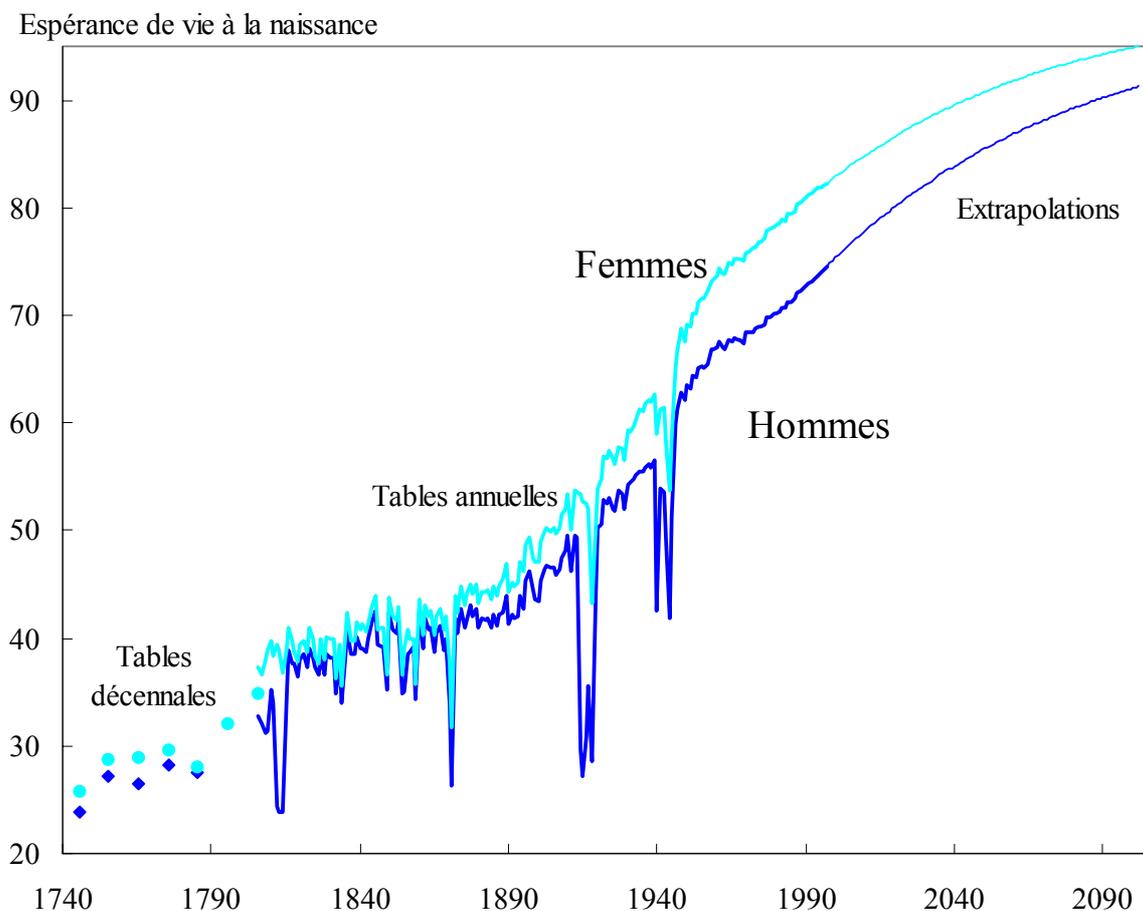


Figure 1. Espérance de vie à la naissance en France : évolution annuelle de 1806 à 1997, estimations décennales pour le XVIII^e siècle et extrapolations pour le XXI^e siècle

Entre-temps, les grandes fluctuations du passé ont disparu, qu'il s'agisse, surtout du côté des hommes, des activités militaires (guerres napoléoniennes, guerre de 1870 et Commune de Paris, première et deuxième guerres mondiales) ou des dernières grandes épidémies (choléra au XIX^e siècle, grippe au XX^e). Depuis 1970, après la dernière grande épidémie de grippe de 1968-1969, les fluctuations annuelles de l'espérance de vie sont extrêmement ténues.

Compte tenu de la force de cette évolution, l'espérance de vie du moment, synthétisant les risques de décès par âge d'une année donnée, s'est de plus en plus écartée de celle de la

génération née cette année-là (figure 2)². S'agissant de mesurer le degré de rectangularisation de la courbe de survie, il sera donc utile d'explorer aussi bien les courbes de survie du moment que celles des générations réelles.

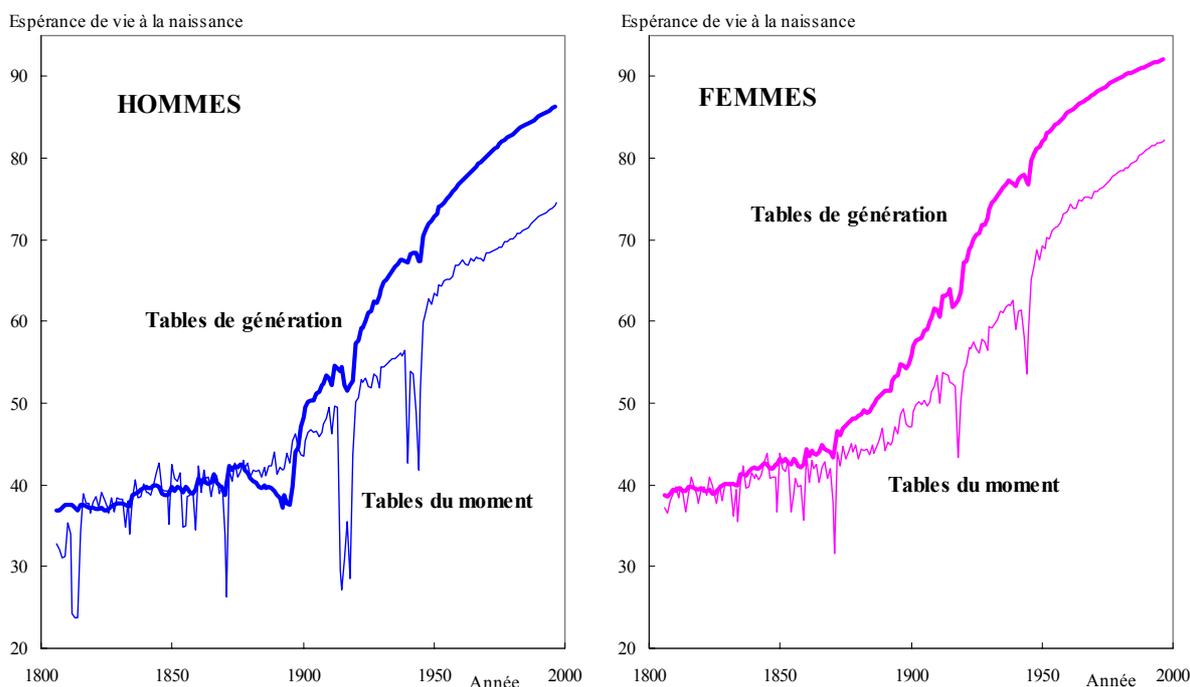


Figure 2. Évolution depuis 1806 de l'espérance de vie à la naissance par année de calendrier et par génération (pour les générations, les valeurs sont affectées à l'année de naissance)

L'espérance de vie du moment est évidemment beaucoup plus sensible que l'espérance de vie des générations aux accidents conjoncturels. L'espérance de vie des générations n'est cependant pas tout à fait exempte de fluctuations annuelles. Elle est notamment sensible aux fluctuations de la mortalité infantile qui expliquent non seulement la plupart des oscillations observées pour les générations nées au cours du XIX^e siècle mais encore les chutes assez marquées (quel que soit le sexe) pour les générations nées en 1911, pendant la première guerre mondiale et pendant la deuxième. Elle est aussi, du côté des hommes, très sensible aux pertes de la première guerre mondiale, au point que pour toutes les générations nées entre 1882 et 1899, l'espérance de vie de la génération est inférieure à celle de l'année de naissance, en dépit de l'immense progrès sanitaire dont ces générations ont pu bénéficier avant de s'éteindre. La génération masculine née en 1895, par exemple, celle qui a payé le plus lourd tribut à la guerre de 1914-1918, n'a eu que 37,6 ans d'espérance de vie alors que la table de son année de naissance lui en promettait 42,7. Au contraire, les femmes de la même génération ont eu 53,4 ans d'espérance de vie alors qu'à leur naissance la table du moment ne leur en donnait que 46,2.

Au-delà de ces accidents de l'histoire, le fait le plus marquant est cependant que, depuis la fin du XIX^e siècle, le progrès sanitaire a progressivement fait diverger espérance de vie du moment et espérance de vie de génération. Tant que l'espérance de vie, en transversal comme en longitudinal, dépendait essentiellement de la mortalité infantile et que, de surcroît, le progrès sanitaire était lent, il y avait presque coïncidence entre les deux indicateurs à ceci près

² La figure 2 ne démarre qu'en 1806 dans la mesure où les données décennales disponibles pour le XVIII^e siècle ne permettent pas de retracer de manière précise la survie des générations.

que l'indicateur du moment était plus fluctuant que l'indicateur de génération. C'est la situation qui a prévalu jusqu'aux années 1860 chez les femmes et même jusqu'aux années 1880 chez les hommes mais, depuis, l'écart s'est creusé entre les deux indicateurs. À la veille de la seconde guerre mondiale, alors que l'espérance de vie de l'année 1939 n'était que de 56,5 ans pour les hommes et 62,6 pour les femmes, l'espérance de vie de la génération née cette année là peut être estimée³ à respectivement 67,4 et 77,0 ans. Grâce aux progrès sanitaires réalisés durant sa vie, cette génération est donc susceptible de gagner 10,9 ans d'espérance de vie pour les hommes et même 15,4 pour les femmes par rapport à ce qu'aurait donné le maintien des conditions de son année de naissance. De la même façon, si toutefois les résultats de la projection faite pour le XXI^e siècle se réalisaient, les hommes nés en 1996 pourraient bénéficier d'une espérance de vie de 86,3 ans soit 12,1 ans de mieux que les 74,2 ans que donne la table de mortalité de cette même année. Les femmes, cette fois, gagneraient un peu moins (92,1 ans au lieu de 82,1 ans).

Ainsi, dans un premier temps, avec le progrès sanitaire, l'espérance de vie des générations augmente plus vite que l'espérance de vie du moment et, en France, les hommes en sont toujours à cette première phase. En revanche, dans une seconde phase dans laquelle les femmes françaises semblent déjà engagées, la progression de l'espérance de vie des générations risque de devenir beaucoup plus lente que celle de l'espérance de vie du moment si toutefois cette dernière est destinée à plafonner au-dessous d'un maximum. Il n'en est sans doute que plus intéressant de scruter l'évolution du phénomène de rectangularisation du phénomène de la courbe de survie tant du point de vue longitudinal que transversal.

II. Indicateurs de rectangularisation

De nombreux indicateurs ont été proposés pour mesurer le degré de rectangularisation d'une courbe de survie (tableau 1) et plusieurs revues en ont déjà été faites, qu'il n'est pas utile de répéter ici. Reprenons simplement les principales conclusions des revues de John Wilmoth et Shiro Horiuchi (1999) et de Jean-Marie Robine (2001).

Les deux premiers auteurs ont recensé dix indicateurs qu'ils décrivent comme suit :

« **1. Fixed rectangle.** *In a standard plot of survival curve, imagine a rectangle with a height of 1 and a right boundary at (say) age 100. The measure equals the proportion of this rectangle that lies below the survival curve. As the curve becomes more rectangular, this quantity increases.*

« **2. Moving rectangle.** *Suppose that the right boundary in this rectangle changes, depending on survival probabilities at the oldest ages. Suppose, for example, that the right boundary always equals the age at which 1/1,000 of the original cohort is still alive. Again, the measure equals the proportion of the rectangle that lies below the survival curve.*

« **3. Fastest decline.** *This measure equals the (negative) slope of the survival curve at its point of fastest decline in the adult age range. As the survival curve becomes more rectangular, this value increases.*

« **4. Sharpest corner.** *This measure equals the (negative) second derivative of the survival curve at the point where it turns downward most quickly in the adult age range. As the survival curve becomes more rectangular, this value increases.*

³ Cette génération ayant aujourd'hui à peine plus de 60 ans, son espérance de vie ne peut être estimée qu'en faisant appel à la projection des risques de décès au-delà de cet âge.

« **5. Quickest plateau.** *This measure equals the second derivative of the survival curve at the point where it levels off most quickly at very high ages. As the survival curve becomes more rectangular, this value increases.*

Tableau 1. Principaux indicateurs proposés pour mesurer la dispersion des durées de vie et la rectangularité de la courbe de survie

(liste établie par Jean-Marie Robine (2001))

1. Indicateurs recensés par Wilmoth et Horiuchi (1999)
Fixed rectangle
Moving rectangle
Fastest decline
Sharpest corner
Quickest plateau
Prolate index (Eakin and Witten, 1995)
Interquartile range
Standard deviation
Gini coefficient
Keyfitz's H (Keyfitz and Golini, 1975)
2. Autres indicateurs recensés par Jean-Marie Robine (2001)
Variation coefficient (Nusselder and Mackenbach, 1996)
Numerator of Keyfitz's H (Nusselder and Mackenbach, 1996)
Age of various centiles of the life span (Manton and Stallard, 1996)
Standard deviation of the age at death above the mode (Kannisto, 2000)
Standard deviation of the age at death in the highest quartile (Kannisto, 2000)
Shortest age interval in which a given proportion of deaths take place (Kannisto, 2000)

« **6. Prolate index.** *This measure, proposed by Eakin and Witten (1995), is a sophisticated means of measuring the steepness of the slope of the survival curve at older ages.*

« **7. Interquartile range.** *This measure equals the distance between the lower and the upper quartiles of the distribution of ages at death in a life table. As age at death becomes less variable, this measure decreases.*

« **8. Standard deviation.** *This measure equals the standard deviation of the distribution of ages at death in a life table. As age at death becomes less variable, this measure decreases.*

« **9. Gini coefficient.** *This measure reflects the degree of inequality in age at death in a life table population. His value decreases as age at death becomes less variable⁴.*

« **10. Keyfitz's H⁵.** *This quantity was developed to approximate the dynamic relationship between the force of mortality by age and life expectancy at birth. It also expresses the « degree of concavity » in the survivalship curve (thus the opposite of rectangularity) and the increasing concentration of deaths at older ages⁶. As deaths become more concentrated, the value of Keyfitz's H declines. »*

Après avoir exploré les différents résultats obtenus pour ces indicateurs sur des données suédoises, japonaises ou américaines, et les avoir confrontés dans une étude de corrélation, John Wilmoth et Shiro Horiuchi concluent :

⁴ Une étude récente de Vladimir Shkolnikov *et al.* (2001) a porté sur le calcul de cet indicateur à partir de différents types de tables de mortalité.

⁵ Présenté pour la première fois dans un article de Nathan Keyfitz et Antonio Golini (1975) et repris par le premier dans *Applied Mathematical Demography* (Keyfitz, 1977).

⁶ Some authors refer to *H* as a measure of “entropy” in the life table (Demetrius, 1976).

« The interquartile range (IQR) has a twofold appeal as a single measure of variability in the life table. First, it is very simple to calculate because it equals the difference between the ages where the survival curve, $S(x)$, crosses 0.25 and 0.75. Second, being the length of the span of ages containing the middle 50% of deaths, it possesses a simple interpretation. On the basis of the correlations [...], the IQR would not be our first choice. Nevertheless, its convenience and its clear meaning make it an optimal measure for the kinds of analyses we wish to pursue.

« The most important argument in favor of the IQR is that it is one of only two measures considered here which are expressed in units of years of age. The standard deviation shares this advantage, but it is more difficult to compute and is less strongly correlated with almost all of the other measures [...]. »

Reprenant cet inventaire, Jean-Marie Robine (2001) l'a complété par 6 autres indicateurs numérotés ci-dessous à la suite de ceux recensés par John Wilmoth et Shiro Horiuchi.

11. Variation coefficient. Cet indicateur proposé par Nusselder et Mackenbach (1996) n'est autre que l'écart-type de la distribution des décès par âge rapporté à la moyenne. Cet indicateur diminue à mesure que la courbe de survie devient plus rectangulaire.

12. Numerator of Keyfitz's H. Également proposé par Nusselder et Mackenbach (1996), cet indicateur reprend celui de Keyfitz mais en omettant la division par l'espérance de vie. Il diminue à mesure que la courbe de survie devient plus rectangulaire.

13. Age of various centiles of the life span. Manton et Stallard (1996) s'appuient sur la croissance très parallèle des âges aux 25^e, 50^e, 75^e, 95^e, 99^e, 99,5^e, 99,9^e et 99,99^e centiles des décès après 65 ans pour juger du resserrement des âges au décès.

14. Standard deviation of the age at death above the mode. Cet indicateur diminue à mesure que la courbe de survie devient plus rectangulaire (Kannisto, 2000).

15. Standard deviation of the age at death in the highest quartile. Comme le précédent, cet indicateur diminue à mesure que la courbe de survie devient plus rectangulaire (Kannisto, 2000).

16. Shortest age interval of deaths. La valeur de cet indicateur est fournie par la taille du plus petit intervalle d'âges rassemblant une proportion donnée de décès (Kannisto, 2000). L'auteur s'intéresse plus particulièrement aux intervalles C10, C25, C50, C90, rassemblant respectivement 10, 25, 50 ou 90% des décès. Tous ces indicateurs diminuent évidemment à mesure que la courbe de survie se rectangulise, à l'exception des cas où ils englobent la mortalité infantile.

Ce dernier indicateur est de même nature que l'IQR dans la mesure où il s'exprime en années d'âges mais il s'efforce d'être plus précis en identifiant le plus petit intervalle d'âge au sein duquel se concentre le pourcentage convenu de décès. Ainsi le C50 de Kannisto ressemble de très près à l'IQR, recommandé par John Wilmoth et Shiro Horiuchi, mais s'en distingue par le fait qu'il n'est pas directement lié aux quartiles de la distribution d'âges au décès. Quoique le calcul en soit moins immédiat, il nous semble que le C50 devrait rendre plus précisément compte de la concentration des âges au décès dans la mesure où il identifie l'intervalle d'âges minimum. Il présente en revanche l'inconvénient de ne plus répondre à la question posée lorsque la mortalité infantile et juvénile est trop forte. Nous tenterons donc d'imaginer une solution pour échapper à ce problème et bénéficier pleinement de l'avantage des indicateurs de Väinö Kannisto, en nous appuyant sur les données françaises.

III. Rectangularisation de la courbe de survie française

En deux siècles et demi, la courbe de survie française s'est très fortement rectangularisée et la projection des tendances récentes de la mortalité par âge préfigure une accentuation possible du phénomène. La figure 3 n'illustre que le cas du sexe féminin, mais compare la situation observée en transversal à travers les tables du moment à la perspective offerte par les tables de génération. En transversal nous avons représenté, à partir de 1806 (première table complète), une courbe de survie tous les 20 ans, auxquelles s'ajoute celle de 1996, année de naissance de la génération la plus récente pour laquelle nous avons calculé une table de mortalité. Nous avons également fait figurer, en amont, la première courbe de survie disponible pour le XVIII^e siècle, et, en aval, la courbe de survie obtenue pour 2102, au terme de la projection. En longitudinal, la première génération représentée est celle née en 1806, faute de données détaillées pour le XVIII^e siècle, et nous avons, comme en transversal, représenté de 20 ans en 20 ans les générations successives. Si on néglige la mortalité après 100 ans, on peut considérer que la dernière courbe de survie fondée sur des données réelles est celle de la génération née en 1896. Pour les générations ultérieures, la courbe repose progressivement sur une fraction de plus en plus importante de taux de survie projetés jusqu'à la génération de 1996 pour laquelle il n'y a guère que la survie à 1 an qui repose sur des données réelles.

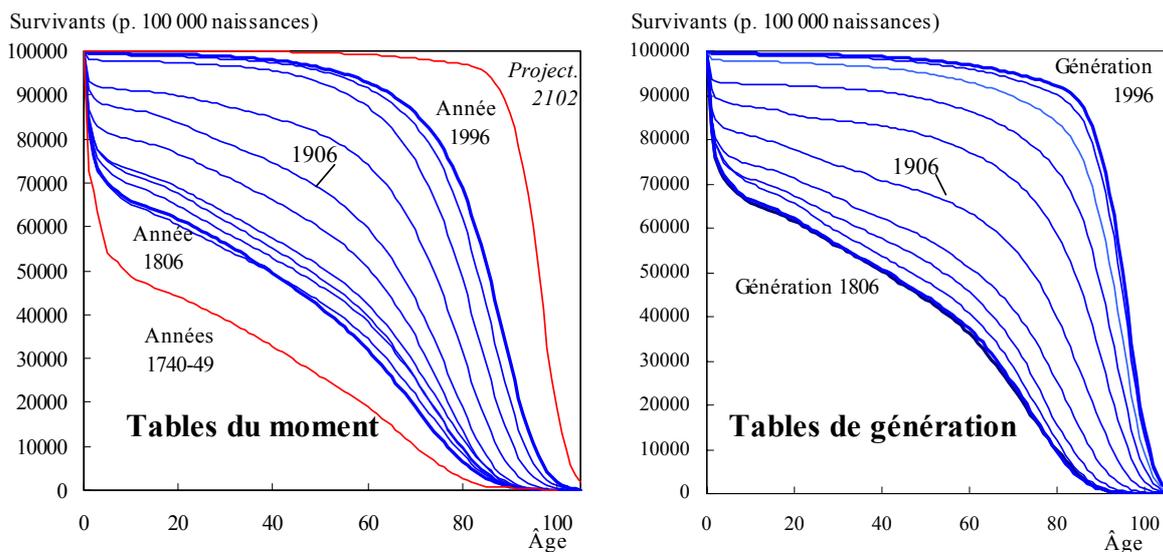


Figure 3. Évolution de 20 en 20 ans de la courbe de survie féminine française depuis 1806 et projection jusqu'en 2102 : tables du moment et tables de génération

La comparaison des deux graphiques de la figure 3 montre que la phase durant laquelle l'espérance de vie des générations augmente plus vite que celle de leurs années de naissance s'accompagne ici d'une rectangularisation plus rapide de la courbe de survie. Ainsi, alors que les courbes de l'année 1806 et de la génération 1806 sont assez semblables, cent ans plus tard, la courbe de la génération née en 1906 est déjà beaucoup plus rectangulaire que celle de l'année 1906. Le phénomène se poursuit jusqu'aux années récentes mais, compte tenu de l'observation faite sur les espérances de vie, on peut s'imaginer qu'il s'inverserait ensuite si la projection avait été conduite jusqu'à obtenir une courbe de survie pour la génération née en 2102 en maintenant l'hypothèse d'une espérance de vie à 105 ans immuable.

A) Examen et critique de l'IQR et du C50

En nous appuyant d'abord sur les données transversales, essayons de voir comment l'intervalle interquartile proposé par John Wilmoth et Shiro Horiuchi et le C50 de Kannisto⁷ rendent compte de ce mouvement de rectangularisation (figure 4).

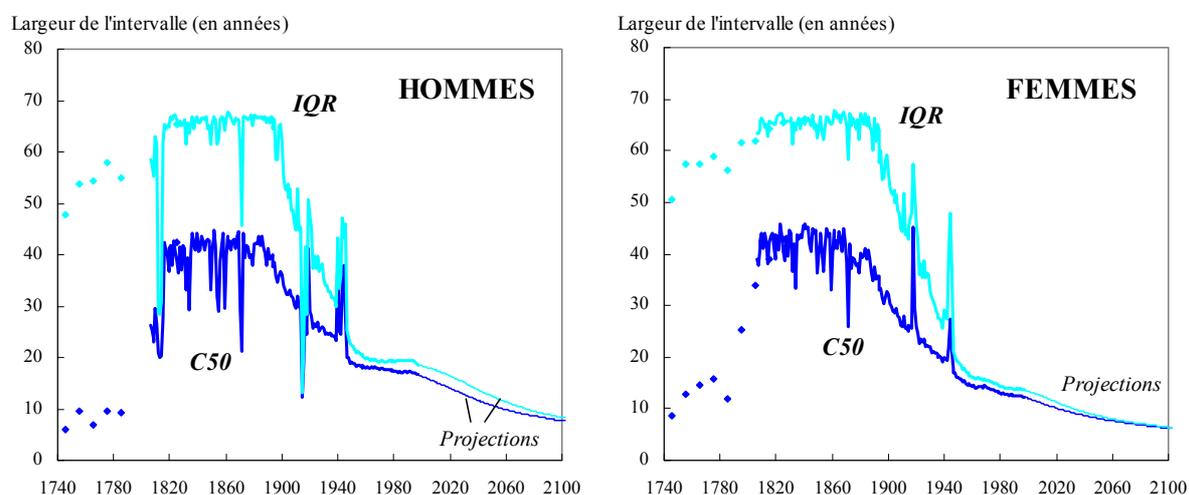


Figure 4. Évolution de l'intervalle interquartile et du C50 de Kannisto depuis le XVIII^e siècle en France et projections jusqu'en 2102

L'un comme l'autre, l'intervalle interquartile et le C50 de Kannisto ont rapidement décliné dans la première moitié du XX^e siècle, reflétant bien l'ampleur du phénomène de rectangularisation de la courbe de survie observé à cette époque. Cependant, la figure 4 permet d'apprécier la supériorité du C50 de Kannisto sur l'IQR dans la mesure où ce dernier surestime la rapidité de la rectangularisation en mesurant la concentration des décès sur un intervalle d'âges trop large lorsque la rectangularisation est encore relativement modeste. Cela tient évidemment au fait que l'IQR n'identifie pas nécessairement à l'inverse du C50 le plus petit intervalle d'âge rassemblant 50% des décès. En revanche, tant le C50 que l'IQR sont impuissants à rendre compte du phénomène de rectangularisation de la courbe de survie déjà en œuvre aux XVIII^e et XIX^e siècles. Non seulement ces deux indicateurs sont quasiment stables en dehors des fluctuations annuelles de 1820 à 1880 mais surtout ils augmentent très fortement de 1740 à 1820 et ce dernier phénomène est encore plus marqué avec le C50 de Kannisto qu'avec l'IQR.

Cet inconvénient tient manifestement au rôle majeur joué par la baisse de la mortalité infantile et juvénile dans les premiers progrès de l'espérance de vie. Dans le cas de l'IQR, tant que la mortalité infantile et juvénile est très forte, le deuxième quartile démarre à un âge très précoce et l'IQR est relativement court. C'est ainsi que de 1740 à 1820, l'IQR s'élève à mesure que la mortalité infantile diminue. On arrive ensuite à une période où l'intervalle interquartile porte sur une portion de la courbe de survie relativement plate avec une pente qui

⁷ Pour mesurer correctement le C50 de Kannisto à partir d'une table de mortalité complète par année d'âge, il faut être capable de situer précisément tant la borne inférieure que la borne supérieure au sein de l'année d'âge concernée. La difficulté tient au fait que l'intervalle minimum recherché est mobile ce qui fait que l'ajustement au sein du premier âge ne peut se faire indépendamment de celui qu'il faut faire au sein du second. On ne peut donc procéder comme dans le cas d'intervalle interquartile à de simples ajustements à la marge. Pour contourner cette difficulté, nous avons donc commencé par interpoler les courbes de survie au centième d'année d'âge avant de déterminer l'intervalle minimum au centième d'année près.

n'a quasiment pas varié au XIX^e siècle, d'où le plateau observé entre 1820 et 1900 à un niveau assez élevé. Dans le cas du C50, l'influence de la mortalité des enfants est encore plus forte car la recherche de l'intervalle d'âges le plus petit entraîne l'inclusion de la mortalité infantile elle-même dès lors qu'elle dépasse un certain seuil et, plus la mortalité infantile est forte, plus le C50 qui l'inclut est petit comme on le voit pour les tables du XVIII^e siècle. Ce phénomène apparaît plus clairement à la figure 5 qui représente l'évolution des bornes inférieure et supérieure du C50. De 1740 à 1820, la borne inférieure est constamment l'âge 0 et l'on voit la borne supérieure s'élever assez rapidement notamment de 1780 à 1820 lors de la première grande chute de la mortalité infantile. Par la suite, durant tout le XIX^e siècle, la borne inférieure reste encore très souvent à l'âge 0 en sautant toutefois ici ou là, au gré des fortes fluctuations de la mortalité infanto-juvénile, à un âge beaucoup plus élevé proche de la quarantaine.

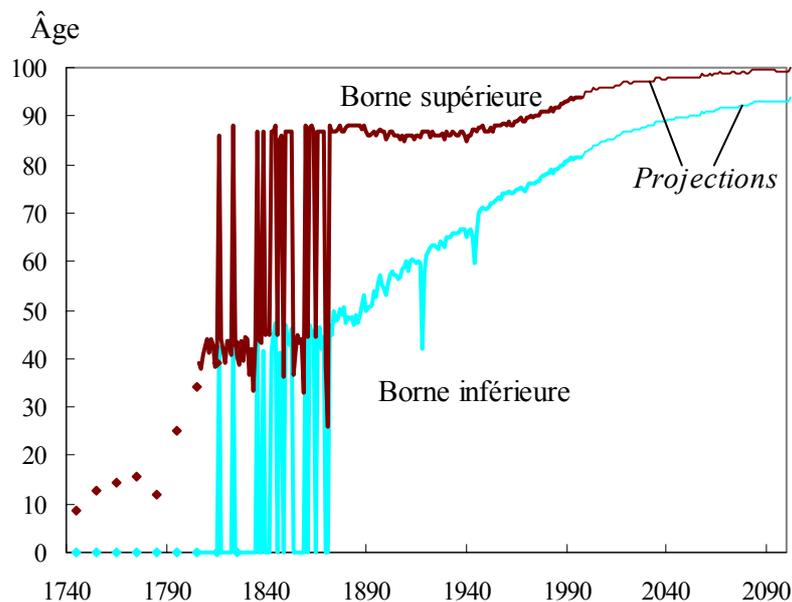


Figure 5. Évolution depuis le XVIII^e siècle en France et projections jusqu'en 2102 des bornes inférieure et supérieure du C50 de Kannisto, sexe féminin

Cette attraction pour la mortalité infantile tant du C50 que de l'IQR détourne l'attention vers une partie de la courbe de mortalité qui n'a rien à voir avec les phénomènes qu'ils sont censés mesurer puisque ce qui nous intéresse dans la rectangularisation de la courbe de survie, c'est l'évolution de la mortalité aux âges où le risque de décès augmente avec l'âge. Il nous semble que l'on peut pallier cet inconvénient, en apportant un correctif très simple à l'indicateur de Väinö Kannisto. Il suffit en effet de limiter la recherche du plus petit intervalle d'âge rassemblant une proportion donnée de décès de la table aux âges supérieurs à 10 ans, âge où se situe généralement le point le plus bas d'une courbe de mortalité.

Ce nouvel indicateur, que nous appellerons ${}_{10}C10$, ${}_{10}C25$, ${}_{10}C50$, ${}_{10}C90$, pour reprendre les symboles proposés par Kannisto, permet effectivement de suivre depuis beaucoup plus longtemps le phénomène de rectangularisation de la courbe de survie. Ainsi, la valeur du ${}_{10}C50$ a fortement diminué dans la seconde moitié du XVIII^e siècle et a continué de le faire même si c'est beaucoup plus lentement durant le XIX^e siècle. La figure 6 qui compare son évolution à celles du C50 de Kannisto et de l'IQR illustre bien l'avantage de cet indicateur sur les deux autres. Elle rappelle également que l'avantage par rapport au C50 ne vaut que lorsque la mortalité avant 10 ans est suffisamment forte pour lui imposer une borne inférieure

inférieure à cet âge. Dans tous les autres cas, le $_{10}C50$ est par construction égal au $C50$ de Kannisto.

Le $_{10}C50$ n'est toutefois pas lui-même totalement indépendant du niveau de la mortalité infanto-juvénile. D'une part, dans certains cas, où plus de 50% des décès surviennent avant l'âge de 10 ans, il n'existe tout simplement pas. Cependant cet inconvénient n'en est guère un puisque, sur toute la période historique correspondant en France à la transition sanitaire, il ne se produit qu'une seule fois avec la table de mortalité de 1740-1749, période qui, on le sait, correspond en France à de sévères disettes. On peut donc dire que dans le cas où on s'intéresse à la plus forte concentration de 50% des décès, cet indicateur permet de suivre entièrement le processus de rectangularisation. Il en va évidemment très différemment du $_{10}C90$ qui pour sa part est incalculable dès que la mortalité avant 10 ans rassemble plus de 10% des décès, ce qui, en France, a été le cas jusqu'à la seconde guerre mondiale.

Il est d'autre part intéressant de noter la différence de sensibilité à la mortalité infantile entre le $_{10}C50$ et le $C50$ de Kannisto. On constate en effet à la figure 6 que, durant le XIX^e siècle, les fluctuations des deux indicateurs s'opposent presque symétriquement. En effet, dès lors que le $C50$ a l'âge 0 comme borne inférieure toute pointe de mortalité infantile se traduit par un rétrécissement de l'intervalle puisque davantage de décès se concentrent aux premiers âges. Au contraire, ces mêmes pointes de mortalité infantile produisent un élargissement du $_{10}C50$ puisque la proportion accrue de décès infanto-juvéniles réduit d'autant celle des décès après 10 ans et, toutes choses égales par ailleurs, nécessite un plus large intervalle d'âges pour englober 50% des décès. Ce phénomène est particulièrement visible en 1834 avec l'épidémie de choléra ou 1871 avec la Commune de Paris. Cette différence plaide à nouveau en faveur du $_{10}C50$ dans la mesure où lorsque le $C50$ finit par échapper lui-même à l'attraction de la mortalité infanto-juvénile il se comporte alors exactement comme le $_{10}C50$. Ainsi, en va-t-il par exemple des crises de mortalité infantile de 1918 (grippe espagnole) ou de 1944-1945 (bombardements et crise alimentaire).

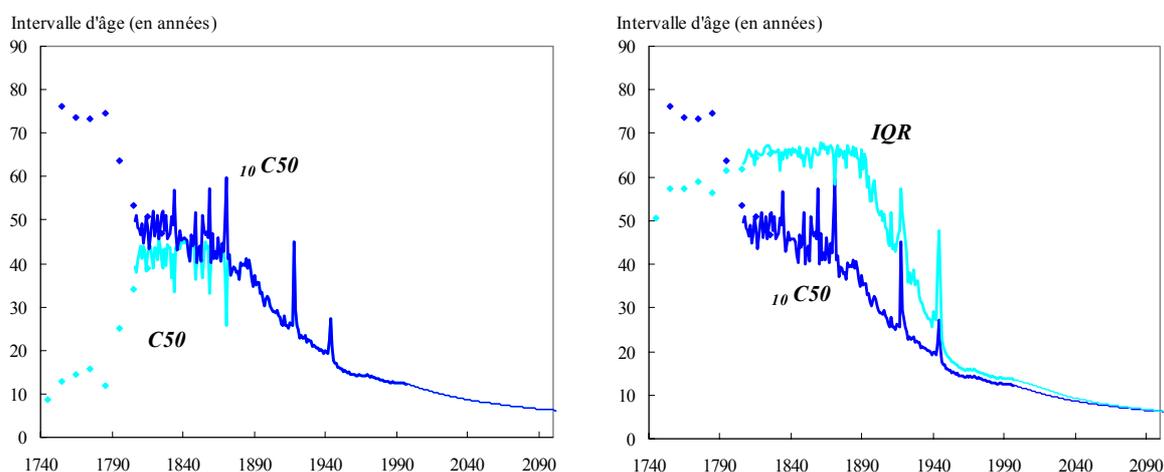


Figure 6. Évolution depuis le XVIII^e siècle en France et projections jusqu'en 2102 du $_{10}C50$ comparé au $C50$ de Kannisto et à l'intervalle interquartile. Sexe féminin

La figure 7 confirme par ailleurs la supériorité de cette version améliorée de l'indice de Kannisto sur l'intervalle interquartile en illustrant l'évolution des bornes de chacun de ces deux intervalles. On voit, en effet, que le principal problème de l'intervalle interquartile est d'être très fortement conditionné par le poids de la mortalité infantile dans le premier quartile qui contraint la borne inférieure de l'intervalle à rester toute proche de 0 tant que la mortalité infantile est élevée. En fait, pour le sexe féminin, cet âge minimum de l'intervalle est resté

inférieur à 5 ans jusqu'en 1895. Cette forte attraction par la mortalité infantile a eu non seulement pour conséquence de sous-estimer la concentration de la mortalité aux âges adultes mais aussi de ne pas situer précisément cette concentration aux âges où elle se produit réellement puisque la borne supérieure de l'intervalle se trouve elle-même tirée vers le bas.

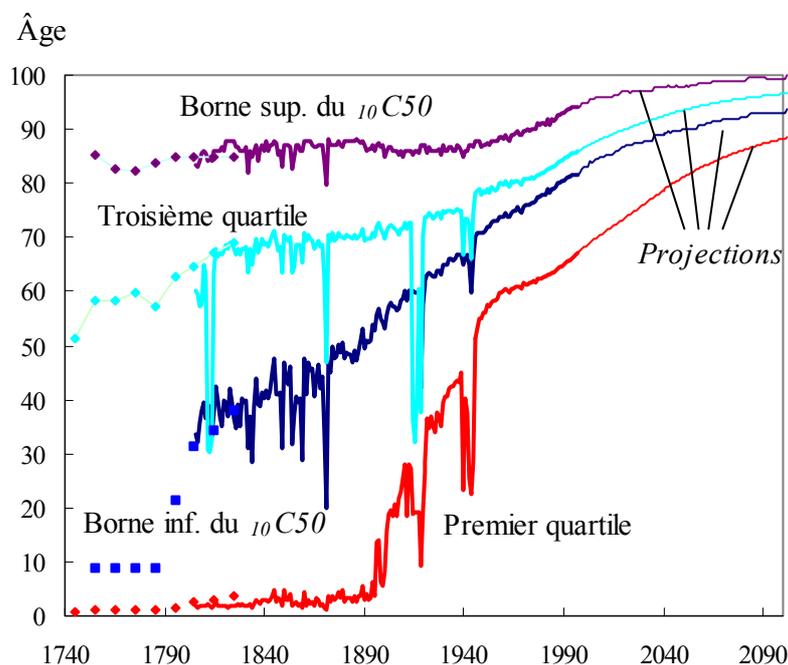


Figure 7. Évolution depuis le XVIII^e siècle en France et projections jusqu'en 2102 des bornes inférieure et supérieure du $_{10}C50$ et de l'intervalle interquartile, sexe féminin

Reconnaissons toutefois que la version modifiée de l'indicateur de Kannisto que nous proposons ne rend compte que d'un aspect de la rectangularisation de la courbe de survie que nous pourrions appeler "rectangularisation adulte" du fait même qu'il est exempt de cette attraction de la mortalité infantile. On pourrait en effet considérer qu'il existe deux modes de rectangularisation de la courbe de survie, l'une par la droite, la rectangularisation adulte, et l'autre par la gauche, la rectangularisation infantile que l'on peut percevoir en remontant dans le temps vers des niveaux de mortalité infantile très élevés. Ainsi, au début de la transition sanitaire, c'est avant tout à une dérectangularisation infantile que l'on assiste même si on peut percevoir très tôt, à travers le $_{10}C50$, un début de rectangularisation adulte.

B) Développement de la rectangularisation de la courbe de survie française

En deux siècles et demi, le plus petit intervalle d'âges concentrant (au-delà de 10 ans) 50% des décès est tombé de 87 ans en 1750-1759⁸ à moins de 17 ans en 1997 chez les hommes et de 76 à 12 ans chez les femmes et si l'évolution future de la mortalité suivait les tendances récentes il pourrait même se réduire à respectivement 7,6 et 6,2 ans en 2102 (figure 8).

Ce mouvement massif de concentration des âges au décès ne s'est pas produit de façon uniforme dans le temps. Il est, au contraire, marqué de fortes fluctuations et de quelques

⁸ Rappelons que pour 1740-1749, cet indicateur n'existe pas puisque plus de 50% des décès ont lieu avant 10 ans.

paliers de longue durée. On note cependant très clairement à la figure 8 que la tendance générale et même, dans une moindre mesure, les fluctuations annuelles se lisent très clairement quelle que soit la proportion des décès retenue pour mesurer leur concentration, à l'exception bien entendu du $_{10}C90$ dont nous avons déjà signalé qu'il n'est calculable que depuis les années 1940. On peut donc se contenter pour l'essentiel d'examiner plus en détail un seul de ces indicateurs, par exemple le $_{10}C50$ qui fait écho au C50 recommandé par Kannisto.

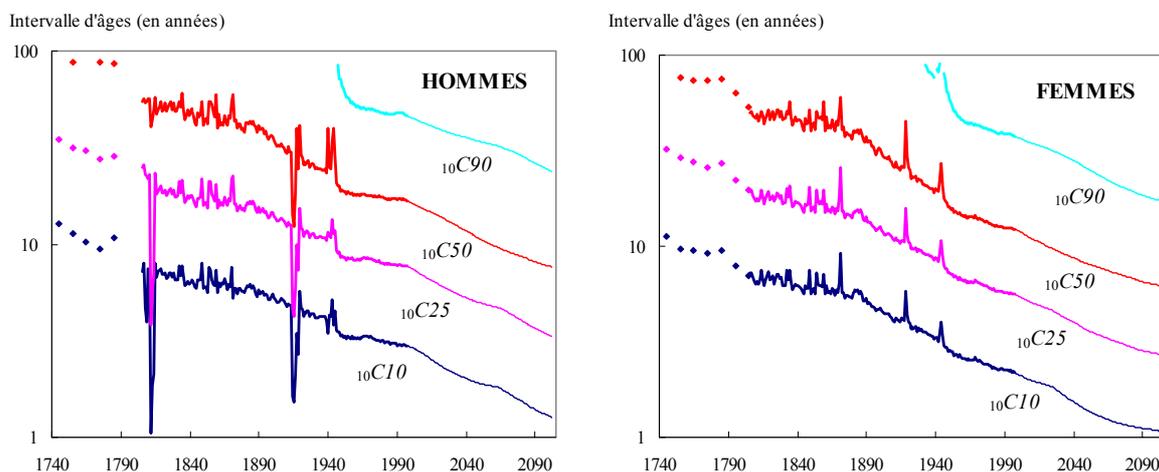


Figure 8. Évolution depuis le XVIII^e siècle en France et projections jusqu'en 2102 des intervalles minimums rassemblant 10, 25, 50 ou 90 % des décès de la table de mortalité

Sur les fluctuations, il y a peu à ajouter à ce que nous avons déjà évoqué plus haut pour les femmes. Il est cependant intéressant de noter ici que, du côté des hommes, la mortalité infantile n'est pas la seule cause de fluctuations majeures. Il s'y ajoute l'effet des pertes de guerre particulièrement visibles sur le $_{10}C10$ et le $_{10}C25$ mais affectant aussi le $_{10}C50$. Contrairement aux crises de mortalité infantile, ces pertes font brusquement chuter l'indice de concentration des âges au décès du fait qu'elles créent un mode exceptionnel de décès aux jeunes âges adultes, nettement plus élevé et plus concentré que le mode traditionnel plus tardif. Tel est le cas notamment pour les années les plus meurtrières de la guerre 1914-1918 et des guerres napoléoniennes.

La tendance générale à la concentration des âges au décès adultes s'est accélérée à deux reprises, d'une part, à la fin du XVIII^e siècle et d'autre part durant la longue période qui va de la fin du XIX^e siècle aux années 1950, et la projection ici utilisée se traduit par une troisième accélération. Au contraire, la plus grande partie du XIX^e siècle et, surtout chez les hommes, les années 1960 sont marquées par une stagnation.

La première accélération observée de 1780 à 1820 est directement liée à la baisse rapide qu'a connue à cette époque la mortalité infanto-juvénile, cette baisse ayant pour conséquences de favoriser la concentration des décès aux âges adultes en accroissant fortement la probabilité de survie à 10 ans. Il s'agit donc en partie d'une rectangularisation adulte indirecte. Le reste du XIX^e siècle, jusque vers les années 1890, est, on le sait, une période de relative stagnation de l'espérance de vie et l'on peut comprendre que, hormis les fluctuations, l'indicateur de concentration des âges au décès soit relativement stable. En revanche, cet indice diminue fortement, comme on pouvait s'y attendre, durant la période de grands progrès de l'espérance de vie entamée à la fin du XIX^e siècle avec la révolution pasteurienne.

Ce qui se produit à partir de la fin des années 1950 appelle davantage à la réflexion et la figure 8bis donne pour ce faire un zoom de l'évolution du $_{10}C50$ sur les années 1945-1997.

Dans un premier temps, la tendance à la concentration s'affaiblit et l'indicateur finit même par stagner complètement durant les années 1960. On doit évidemment attribuer ce phénomène au ralentissement du progrès de l'espérance de vie associée au rendement décroissant de la baisse de la mortalité infectieuse et à la montée des maladies de société. Cependant, la reprise de la croissance de l'espérance de vie avec les succès remportés dans le domaine des maladies cardio-vasculaires à partir des années 1970 ne se traduit pas par une reprise de la réduction du $_{10}C50$ aussi forte qu'on aurait peut-être pu l'imaginer. Autrement dit, le report des âges au décès entraîné par la baisse de plus en plus marquée à cette époque de la mortalité aux âges élevés ne relève sans doute pas entièrement d'une concentration des décès sur une plage d'âges de plus en plus réduite, mais tient aussi au déplacement du mode de la courbe de décès vers des âges de plus en plus élevés. Peut-on considérer ce phénomène comme prémonitoire d'une réexpansion des âges au décès qui pourrait se traduire ultérieurement par une augmentation du $_{10}C50$? Il est évidemment beaucoup trop tôt pour en juger. Qui plus est, l'extrapolation des tendances récentes tendrait au contraire à suggérer l'imminence d'une nouvelle accélération de la rectangularisation de la courbe de survie (figure 8).

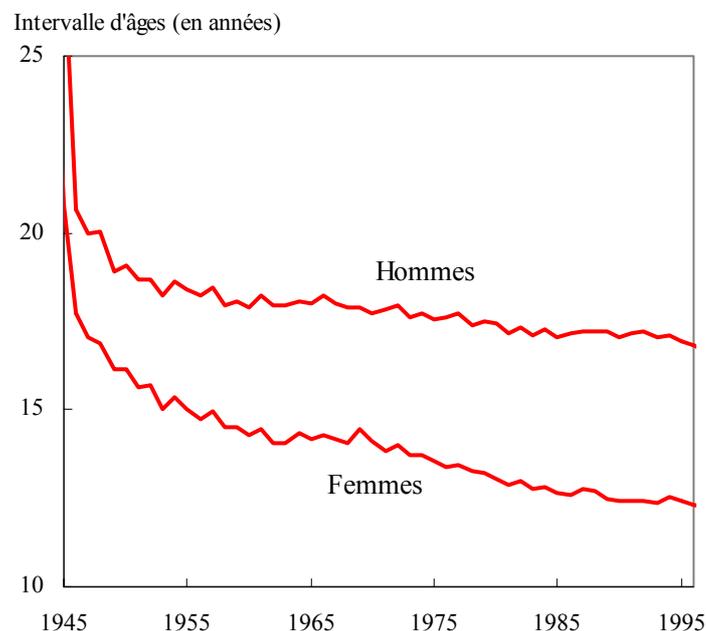


Figure 8bis. Évolution du $_{10}C50$ depuis la seconde guerre mondiale

On doit cependant aussitôt s'interroger sur la validité de cette projection du point de vue qui nous intéresse ici. En effet, en admettant, faute de données observables au-delà de cet âge, une espérance de vie à 105 ans immuable, on écarte a priori toute possibilité d'expansion vers le haut des âges au décès et l'on force au contraire à leur concentration accélérée.

La comparaison de l'évolution du $_{10}C50$ mesuré à partir des tables du moment à celle que l'on obtient pour les tables de génération (figure 9) confirme la différence déjà observée à l'examen des courbes de survie de la figure 3. Jusque vers la fin du XIX^e siècle chez les femmes et même jusqu'aux années 1930 chez les hommes, il n'y a guère d'autres différences entre le $_{10}C50$ d'une table du moment et celui de la table de la génération née cette année là, que celles que provoquent les fluctuations annuelles, les indicateurs de génération y étant évidemment moins sensibles que les indicateurs du moment. Notons toutefois l'exception notoire provoquée chez les hommes par la première guerre mondiale. Alors que dans le moment, la guerre a produit une hécatombe parmi de nombreuses classes d'âge de jeunes adultes, provoquant comme il a été dit plus haut une chute brutale du $_{10}C50$, elle n'a touché,

pour chaque génération, qu'un intervalle d'âges beaucoup plus réduit, insuffisant pour y attirer la borne inférieure de l'indicateur, provoquant au contraire l'élargissement de ce dernier autour du mode traditionnel des âges au décès, tout comme il a déjà été dit pour la mortalité infantile. C'est ainsi que de 1870 à 1895, pour les générations les plus touchées par la guerre le $_{10}C50$ a fortement augmenté et que ce dernier est brusquement retombé avec les générations suivantes.

À partir des années 1890 chez les femmes ou 1930 chez les hommes, le $_{10}C50$ de chaque année diminue moins vite que celui de la génération née la même année. Il est vrai que pour les hommes, ce phénomène s'amorce à une époque où l'indicateur de génération repose déjà assez largement sur l'extrapolation de la mortalité aux grands âges. En revanche le phénomène est déjà bien établi chez les femmes alors que l'influence des extrapolations est encore très faible sur les courbes de génération. La divergence est donc, au moins en partie, bien réelle. Tant que la concentration des âges au décès adultes tient pour l'essentiel à l'effet indirect de la baisse de la mortalité infantile, il ne peut guère y avoir de différence entre l'indicateur d'une année et celui de la génération née cette année là. En revanche, à mesure qu'elle dépend de plus en plus, comme c'est le cas depuis les années 1950 chez les femmes ou 1970 chez les hommes, de l'augmentation de l'espérance de vie à 60 ans, les générations nées 60 ans plus tôt acquièrent peu à peu un potentiel de survie aux grands âges nettement supérieur à ce que leur aurait donné la table de mortalité de leur année de naissance et leur $_{10}C50$ diminue plus rapidement.

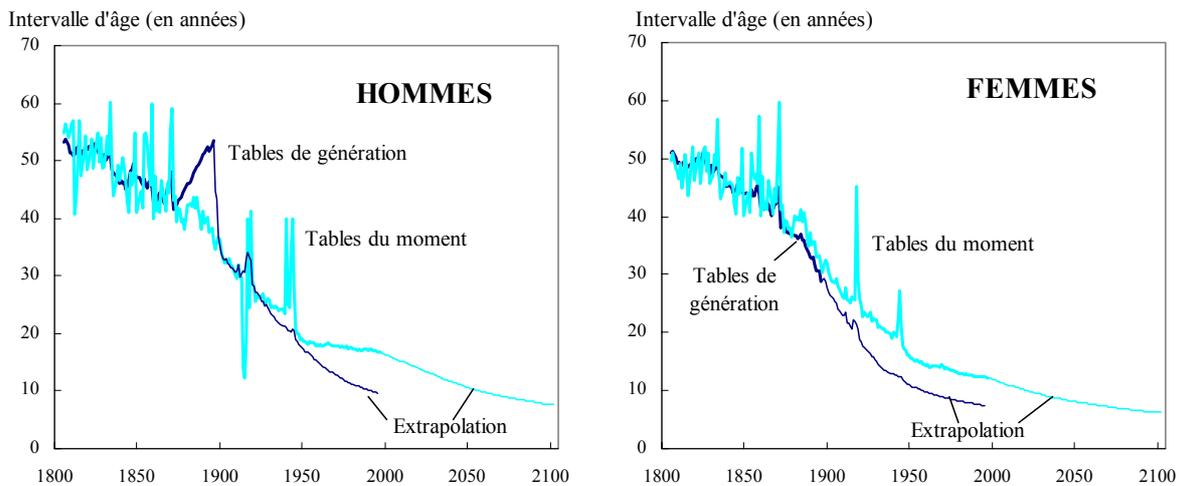


Figure 9. Évolution depuis 1806 et projection jusqu'en 2102 du $_{10}C50$ calculé en transversal : comparaison avec le même indicateur calculé en génération (Les générations sont positionnées sur le graphique à leur année de naissance)

IV. Quelques comparaisons internationales

Pour replacer cette étude du cas français dans un contexte international, nous avons également calculé le $_{10}C50$ pour trois autres pays pour lesquels nous disposons de séries de tables complètes de mortalité depuis la fin du XIX^e siècle : Italie⁹, Japon¹⁰ et Suisse¹¹ (figure 10). Les tables italiennes et suisses sont toutes annuelles et donc directement comparables aux tables françaises. Les tables japonaises ne sont annuelles que depuis la fin de la seconde guerre mondiale. Les tables plus anciennes ont été calculées annuellement sur des périodes quinquennales centrées sur l'année de référence. Cela explique l'absence de fluctuations sur toute la période d'avant 1945 et la faible incidence apparente du terrible tremblement de terre de 1923.

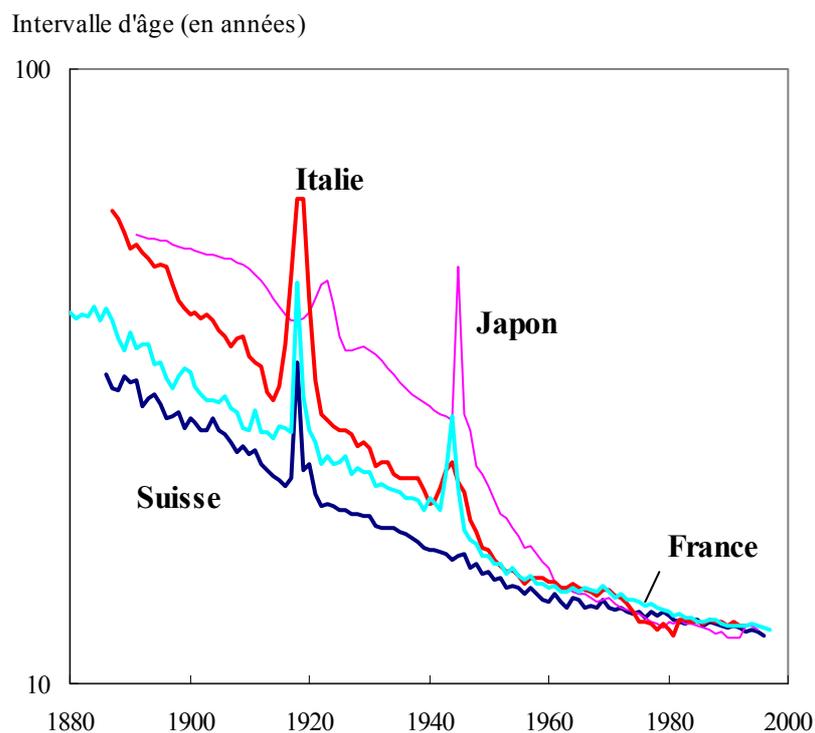


Figure 10. Évolution du $_{10}C50$ depuis la fin du XIX^e siècle dans quatre pays développés. Sexe féminin

Ce qui retient le plus l'attention à la lecture de la figure 10, c'est l'extraordinaire convergence des $_{10}C50$ et leur quasi coïncidence à partir des années 1960. Dans la centaine d'années qui ont précédé, le Japon, l'Italie et la France ont entièrement comblé leur écart par rapport à la Suisse, en avance sur les trois autres pays dans le domaine de la maîtrise de la mortalité infantile et infectieuse. La réduction rapide du $_{10}C50$ japonais après la seconde guerre mondiale est particulièrement spectaculaire. Si cette chute radicale s'amortit fortement au tournant des années 1960, elle se poursuit néanmoins quoiqu'à un rythme beaucoup plus

⁹ Tables aimablement communiquées par Graziella Caselli, directrice du Département de démographie de l'Université de Rome.

¹⁰ *** à compléter***

¹¹ Calot *et al.*, 1998.

lent, alors que l'indicateur stagne dans les trois autres pays, au point que dans les années les plus récentes c'est au Japon que le $_{10}C50$ est au plus bas.

Conclusion

Au terme de cet article, deux conclusions s'imposent. La première est, nous semble-t-il, que, de tous les indicateurs proposés, le C de Kannisto (et notamment le C50) est bien l'un de ceux qui rend le mieux compte du phénomène de rectangularisation de la courbe de survie, dès lors que la mortalité infantile a suffisamment reculé pour ne plus en perturber la valeur. Il peut d'ailleurs être amélioré en limitant son champ à la mortalité au-delà de 10 ans, sous la forme du $_{10}C50$ que nous suggérons ici.

La seconde est que depuis le XVIII^e siècle, en trois siècles de transition sanitaire, le phénomène de rectangularisation n'a cessé de s'accroître (hormis les aléas de conjoncture qui en ont parfois fortement chahuté l'évolution), phénomène qui va évidemment de pair avec une élévation constante de l'âge modal au décès: on meurt toujours plus tard dans un intervalle d'âge toujours plus réduit. Cela se voit très clairement sur les données françaises et la brève comparaison internationale faite en fin d'article montre assez que le cas de la France n'a rien d'exceptionnel.

Ainsi, rien ne permet de déceler jusqu'à présent le moindre indice d'une prochaine réouverture de l'éventail des âges au décès. Au contraire, les projections de mortalité obtenues en extrapolant sur un siècle les tendances récentes de la baisse des quotients de mortalité par âge laissent entrevoir, dans le cadre, il est vrai, d'une espérance de vie à 105 ans constante, la possibilité d'une nouvelle phase de rectangularisation rapide, le $_{10}C50$ pouvant ainsi tomber, pour les femmes françaises, d'un peu moins de 12 ans en 1997 à à peine plus de 6 en 2012. Mais il ne s'agit que d'une projection et d'autres hypothèses peuvent être imaginées. C'est par exemple ce que l'INSEE a fait en choisissant pour ses projections jusqu'en 2050 d'encadrer son hypothèse centrale (toute proche de la nôtre) de deux autres hypothèses, l'une (hypothèse dite de "basse mortalité") admettant une accélération de la baisse de la mortalité aux âges les plus élevés¹² et l'autre, au contraire, un ralentissement de la baisse à tous les âges (hypothèse dite de "haute mortalité"). Paradoxalement chacune de ces deux hypothèses donne, pour les cinquante prochaines années, une rectangularisation moins rapide que notre propre projection (figure 11).

Ce paradoxe est tout à fait intéressant. On s'attendait bien sûr à ce qu'une baisse accélérée de la mortalité au très grands âges freine le processus de rectangularisation dans la mesure où l'hypothèse retenue déplace sensiblement vers la droite la courbe de mortalité par âge. On voit cependant ici qu'un résultat tout à fait similaire peut être obtenu si la baisse de la mortalité (à tous les âges, cette fois) se ralentit. Mais ce qui, sans doute, est encore plus intéressant, est de constater ici que, ni dans un cas ni dans l'autre, aucune espèce de retournement de tendance ne se dessine pour le $_{10}C50$. On doit pourtant souligner que l'hypothèse de « basse mortalité » de l'INSEE comporte une entorse extrêmement forte à la loi de Gompertz de croissance exponentielle de la mortalité avec l'âge puisqu'elle va même jusqu'à opter pour une mortalité indépendante de l'âge au-delà de 100 ans et poursuit jusqu'à 115 ans la projection de baisse de la mortalité par âge que nous avons pour notre part arrêtée

¹² L'hypothèse retenue par l'INSEE pour la "mortalité basse" consiste à étendre au-delà de 75 ans le rythme de baisse de la mortalité observé entre 65 et 74 ans au cours des 30 dernières années (Brutel 2001). De plus, à partir de 100 ans, elle suppose que dès le départ de la projection, les quotients de mortalité n'augmentent plus avec l'âge.

à 105. Autrement dit, même avec une hypothèse forte de réexpansion des âges au décès au delà de 100 ans, le phénomène de rectangularisation peut encore se poursuivre longtemps et l'on n'est sans doute pas près de le voir se manifester à travers des indicateurs comme le C50. En fait, pour être capable de percevoir une éventuelle prochaine expansion des âges au décès, il faudrait utiliser des indicateurs portant exclusivement sur les très grands âges (au-delà de 100 ans), âges auxquels, précisément, les mesures de la mortalité deviennent très vite impossibles faute de données de qualité suffisante. Cela confirme, s'il en était encore besoin, l'urgence de la constitution d'une base de données fiables et suffisamment abondantes sur la mortalité aux très grands âges.

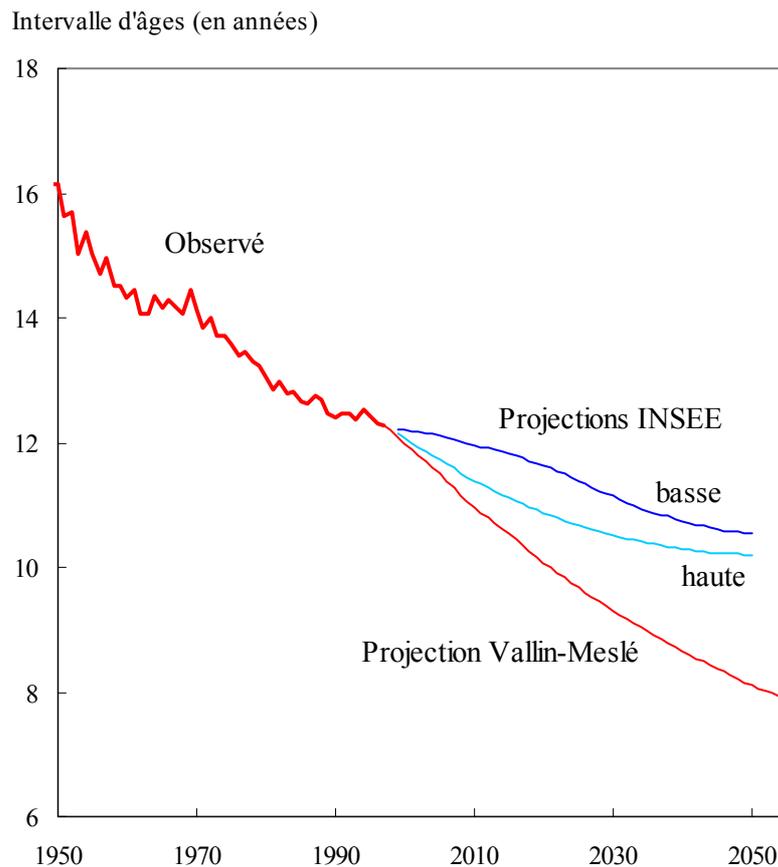


Figure 11. Évolution récente et projection jusqu'en 2050 du $_{10}C50$ selon trois hypothèses de rythme de baisse de la mortalité.

References

- BLAYO Yves, 1975. – La mortalité en France de 1740 à 1829, *Population*, vol. 30, n° spécial, p. 123-143.
- BRUTEL Chantal, 2001. – Projections de population à l'horizon 2050: un vieillissement inéluctable, *INSEE première*, n° 762, p. 1-4.
- CALOT Gérard, CONFESSON Alain, SARDON Jean-Paul, BARANZINI Erminio, COTTER Stéphane et WANNER Philippe, 1998. – *Deux siècles d'histoire démographique suisse. Album graphique de la période 1860-2050*. – Berne, Office fédéral de la statistique et Observatoire démographique européen, 235 p. + CD-rom p.
- EAKIN T*** et WITTEN M***, 1995. – How square is the survival curve of a given species ?, *Experimental Gerontology*, vol. 30, n° 1, p. 33-64.
- KANNISTO Väinö, 2000. – Measuring the compression of mortality, *Demographic Research*, vol. 3, n° 6, p. 1-24. (Paper at the European Population Conference, The Hague, september 1999).
- KEYFITZ Nathan, 1977. – *Applied mathematical demography*. – New York, John Willey and sons, 388 p. (Réédité en 1985 par Springer-Verlag, New York, 442 p).
- KEYFITZ Nathan et GOLINI Antonio, 1975. – Mortality comparisons : the male-female ratio, *Genus*, vol. 31, n° 1-4, p. 1-34.
- MANTON Kenneth G. et STALLARD Eric, 1996. – Longevity in the United States : age and sex-specific evidence on life span limits from mortality patterns 1960-1990, *Journal of Gerontology : Biological Science*, vol. 51A, n° 55, p. B362-B375.
- NUSSELDER Wilma J. et MACKENBACH Johan P., 1996. – Rectangularisation of survival curve in the Netherlands, 1950-1992, *Gerontologist*, vol. 36, n° 6, p. 773-781.
- PRIOX France, 2001. – L'évolution démographique récente en France, *Population*, vol. 56, n° 4, p. 571-610.
- ROBINE Jean-Marie, 2001. – Redefining the stages of the epidemiological transition by a study of the dispersion of life spans : the case of France, *Population, An English Selection*, vol. 13, n° 1, p. 173-194.
- SHKOLNIKOV Vladimir M., ANDREEV Evgueni M. et BEGUN Alexander Z., 2001. – *Gini coefficient as a life table function: Computation from discrete data, decomposition of differences and empirical examples*. – Rostock, MPIDR, 33 p. (Working Paper WP-2001-017.).
- VALLIN Jacques et MESLE France, 2001. – *Tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècles et projections pour le XXI^e*. – Paris, INED, 102 p. + CD-rom. (Données statistiques, n° 4-2001).
- WILMOTH John et HORIUCHI Shiro, 1999. – Rectangularization revisited : variability of age at death within human populations, *Demography*, vol. 36, n° 4, p. 475-495.