

Cet article est disponible en ligne à l'adresse :

http://www.cairn.info/article.php?ID_REVUE=POPU&ID_NUMPUBLIE=POPU_301&ID_ARTICLE=POPU_301_0045

Hétérogénéité des générations et âge extrême de la vie

par Elisabetta BARBI, Graziella CASELLI et Jacques VALLIN

| Institut National d'Etudes Démographiques | Population

2003/1 - Volume 58

ISSN 0032-4663 | pages 45 à 68

Pour citer cet article :

— Barbi E., Caselli G. et Vallin J., Hétérogénéité des générations et âge extrême de la vie, Population 2003/1, Volume 58, p. 45-68.

Distribution électronique Cairn pour Institut National d'Etudes Démographiques.

© Institut National d'Etudes Démographiques. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Hétérogénéité des générations et âge extrême de la vie

Elisabetta BARBI*, Graziella CASELLI*
et Jacques VALLIN**

La question des limites de la longévité humaine se heurte à la rareté et à l'hétérogénéité des observations. Là où la modélisation apporte des solutions techniques, le test empirique de sa validité repose sur des données individuelles disparates. Dans cet article, Elisabetta BARBI, Graziella CASELLI et Jacques VALLIN enrichissent le débat en proposant une modélisation qui tient compte du fait qu'elle ne s'applique qu'à un sous-groupe de la population générale, dont la vulnérabilité est non seulement spécifique, mais aussi très variable d'un individu à l'autre. La répartition entre les individus de la robustesse, acquise ou héréditaire, est affectée par l'histoire des cohortes, qui modèle la composition du groupe, et les processus biologiques du vieillissement, qui éprouvent différemment les personnes. Les auteurs démontrent, à partir des données individuelles françaises, l'accroissement de la durée de vie aux grands âges, alors même qu'on ne peut exclure l'hypothèse d'absence de limite à la longévité humaine.

La baisse de la mortalité aux âges élevés a fortement contribué à l'augmentation de l'espérance de vie dans les pays développés. Ce sont les personnes âgées ou même très âgées qui ont le plus bénéficié du recul de la mortalité (notamment en raison de celui des maladies de dégénérescence) et il n'est plus rare que certaines atteignent des âges impensables il y a trente ou quarante ans. Dans les années 1960, une femme française âgée de 80 ans pouvait espérer vivre encore 6,4 ans ; en 1970, 7,2 ans et en 1997, 9,4 ans !

Cette nouvelle étape dans la baisse de la mortalité, qui permet à un nombre croissant de personnes âgées de différer leur rendez-vous avec la mort, a entraîné une augmentation sans précédent du nombre d'individus

* Département de démographie, université de Rome « La Sapienza ».

** Institut national d'études démographiques, Paris.

Traduit par Catherine Perrel.

âgés et, surtout, de personnes très âgées. À l'aube du troisième millénaire, en effet, de plus en plus d'hommes et de femmes atteignent et dépassent le seuil mythique des 100 ans, au point de mobiliser l'attention des spécialistes des différentes disciplines. En France, par exemple, alors qu'il n'y avait que 200 centenaires au début des années cinquante, ce nombre a ensuite augmenté si vite qu'il atteignait 3 800 au recensement de 1990 et qu'il a vraisemblablement dépassé les 10 000 dès 2002⁽¹⁾.

Les démographes s'intéressent eux aussi de plus en plus à la longévité. Dès les années 1950, la mesure des limites biologiques de la durée de la vie humaine a été une de leurs préoccupations (Bourgeois-Pichat, 1952; Vincent, 1951) et, plus récemment, c'est l'existence même de cette limite qui a été mise en cause (Vallin, 1993; Vaupel, 1997, 1998). Les gains récents d'espérance de vie sont-ils dus à l'arrivée aux grands âges d'une part croissante de la population, ce qui accentuerait la rectangularisation de la courbe de survie? Ou bien s'agit-il des signes avant-coureurs de nouveaux sommets que ne pourraient atteindre qu'une fraction très limitée de la population mais qui annonceraient une expansion des âges au décès?

Le débat sur les limites de la durée de la vie humaine est grand ouvert. Toute discussion sur les limites de la vie, sur l'existence même d'un maximum et sur la façon dont ces limites se manifestent est fallacieuse si elle ne prend pas également en compte l'effet sur la mortalité de l'hétérogénéité de la population. En effet, chaque individu possède un patrimoine génétique unique qui lui confère une certaine résistance à la mort et à la maladie au cours de sa vie. De plus, durant leur vie, les individus traversent diverses épreuves qui peuvent faire varier encore plus leur capacité à « résister à la destruction » (Gompertz, 1825, p. 517).

Les démographes observent depuis longtemps déjà que la vitesse de croissance de la force de mortalité se ralentit aux âges très élevés, même si, jusqu'à présent, la mauvaise qualité des informations sur lesquelles ils se basaient relativisait les résultats obtenus (Vaupel, 1997). Aujourd'hui, des données plus fiables sur la mortalité aux grands âges sont disponibles dans les pays développés; elles suggèrent que la trajectoire de la mortalité ne suit plus à ces âges-là la fonction exponentielle de Gompertz (Horiuchi et Coale, 1990; Kannisto, 1994; Kannisto *et al.*, 1994; Thatcher *et al.*, 1998; Wilmoth et Horiuchi, 1999). Cela peut s'expliquer par le fait que les individus d'une même génération ne sont pas tous aussi vulnérables les uns que les autres (Vaupel *et al.*, 1979; Vaupel et Yashin, 1985; Vaupel et Carey, 1993). La décélération observée de la force de mortalité pourrait ainsi s'expliquer par la diminution de l'hétérogénéité de la population aux grands âges.

(1) On a recensé 11 593 centenaires en 1999 mais, à l'inverse du recensement précédent qui avait accordé une attention particulière aux très grands âges et où les déclarations avaient été vérifiées, celui de 1999 a clairement surestimé le nombre de centenaires. D'après les estimations de l'Insee, leur nombre s'élevait à 6 840 au 1^{er} janvier 1998, ce qui représente déjà une formidable augmentation de 8 % par an. Ce nombre a donc dû dépasser 10 000 à la fin 2002 (Vallin et Meslé, 2001b).

D'une génération à l'autre, des modifications éventuelles de l'hétérogénéité de la fragilité individuelle sont aussi susceptibles d'entraîner des changements dans la fonction de survie. Et ceux-ci peuvent à leur tour ouvrir de nouveaux horizons à la survie. L'évolution (observée) de la population peut relever de processus individuels différents (non observés). Différentes hypothèses concernant l'hétérogénéité de la fragilité individuelle peuvent conduire à un même modèle de mortalité au niveau de la population. Si la mortalité diminue au niveau de la population, l'évolution de l'hétérogénéité lors du passage d'une génération à une autre peut entraîner une augmentation de la proportion d'individus qui, en raison de facteurs génétiques (héréditaires) ou environnementaux (acquis), sont moins vulnérables à la maladie et à la mort. Il y aurait alors entre les individus un processus d'homogénéisation favorable à des niveaux de fragilité de plus en plus bas. L'hétérogénéité de la population aurait changé, au profit d'une composition plus favorable entraînant, en moyenne, une mortalité plus basse, alors qu'aucun des individus qui la composent n'aurait en réalité accru son potentiel de survie.

Inversement, la courbe de mortalité observée au niveau de la population pourrait résulter de nouveaux gains de survie chez les individus les plus robustes, qui bénéficieraient alors de trajectoires de mortalité plus favorables. Si tel était le cas, la population demeurerait nettement hétérogène. L'hétérogénéité n'évoluerait pas en raison de changements dans la composition de la population, mais en fonction des trajectoires de mortalité individuelles.

En fait, la courbe de mortalité observée au niveau de la population résulte vraisemblablement des deux processus (non observés), c'est-à-dire à la fois des changements intervenus dans la composition de la population et de l'amélioration des trajectoires individuelles de survie.

Il est essentiel de prendre en compte les processus non observables, car ils peuvent avoir toutes sortes d'implications sur la longévité et l'existence ou non d'une limite à la durée de vie. Si la courbe de mortalité observée ne résultait que d'un processus d'homogénéisation de la fragilité, l'âge maximal à la mort ne changerait pas au cours du temps et l'existence d'un seuil maximal infranchissable se confirmerait. Si la courbe de mortalité de la population dépendait de l'amélioration des trajectoires individuelles de survie, le recul de la mortalité des individus les plus robustes pourrait repousser toujours plus loin l'âge maximal à la mort et ce processus sonnerait le glas de la théorie selon laquelle la durée de la vie humaine a une limite préétablie.

Compte tenu de tels scénarios, l'analyse de la survie doit prendre en compte l'effet de l'hétérogénéité de la fragilité individuelle sur la mortalité de la population. Mais le problème est que la fragilité n'est pas observée et l'on a besoin de modèles mathématiques permettant de l'inclure comme une variable à estimer. Ces modèles, dits *de fragilité*, font partie de la panoplie des outils d'analyse de la survie. La notion de fragilité

repose sur l'hypothèse que les individus atteignant un âge élevé ont bénéficié d'une force de mortalité plus favorable durant leur vie, mais que le taux de croissance de cette force avec l'âge est identique pour tous ceux qui appartiennent à une même génération. Il a été récemment démontré qu'il ne suffit pas de prendre en considération l'*hétérogénéité de niveau*, comme le font les modèles traditionnels, mais qu'il faut également tenir compte de l'*hétérogénéité de pente*, c'est-à-dire de l'hétérogénéité dans la vitesse de croissance de la mortalité avec l'âge (Barbi, 1999; Wilmoth et Horiuchi, 1999; Yashin *et al.*, 2001). Alors que la première source d'hétérogénéité de la fragilité est due à des différences individuelles (proportionnelles) du niveau de mortalité, la seconde source de variabilité provient de différences individuelles (non proportionnelles) dans le rythme de vieillissement. Ces deux types de différences individuelles sont également plausibles du point de vue théorique et doivent être pris en compte.

Pour analyser les variations de l'augmentation du taux de mortalité individuel avec l'âge et étudier les implications qu'elles peuvent avoir sur la mortalité de la population, on applique un *modèle de fragilité combiné* qui tient compte des deux sources d'hétérogénéité. Le modèle de fragilité combiné et le modèle de fragilité classique, qui ne considère que l'hétérogénéité de niveau, ont dans un premier temps été appliqués aux taux de mortalité des générations de femmes françaises nées entre 1820 et 1879. Les trajectoires de survie obtenues grâce à ces modèles ont permis d'estimer une durée de vie maximale. Les différences dans la vitesse de vieillissement pourraient jouer un rôle déterminant dans le résultat de cette estimation. On a employé une approche paramétrique, inspirée par la théorie classique des valeurs extrêmes (Gumbel, 1937).

Dans un second temps, nous avons pu utiliser une base de données individuelles concernant les centenaires français⁽²⁾. S'agissant de données individuelles, une approche non paramétrique (Aarssen et de Haan, 1994) a pu être utilisée pour estimer la durée de vie maximale pour les générations nées entre 1870 et 1879.

⁽²⁾ Nous remercions ici l'*Institut national de la statistique et des études économiques* (Insee), Paris, qui nous a fourni des données individuelles sur les décès de 1968 à 1997, dans le respect de la loi Informatique et Libertés.

I. Des modèles de fragilité classiques au modèle combiné

Le modèle classique de fragilité, introduit par James Vaupel, Kenneth Manton et Eric Stallard en 1979, est un modèle statistique qui rend compte de l'hétérogénéité de la fragilité individuelle. Soit

$$\mu(x, z) = z\mu(x, 1)$$

la force de mortalité pour un individu d'âge x avec une fragilité égale à z où $\mu(x, 1)$, la *fonction de base*, est la force de mortalité pour un individu standard de même âge x dont la fragilité est égale à 1.

Si, à la naissance, z suit une distribution de probabilité gamma :

$$f(z) = \lambda^k z^{k-1} e^{-\lambda z} / \Gamma(k)$$

avec une moyenne fixée à 1 et une variance σ^2 , alors la force de mortalité de la population à l'âge x peut s'exprimer comme suit :

$$\bar{\mu}(x) = \mu(x, 1)\bar{s}(x)\sigma^2$$

où $\bar{s}(x)$ désigne ceux qui ont survécu entre la naissance et l'âge x .

Remarquons que le modèle de fragilité classique suppose, comme c'est souvent le cas dans l'analyse de la survie, la proportionnalité des risques de mortalité. Autrement dit, les différences dans les risques de mortalité individuels ne sont envisagées qu'en ce qui concerne le niveau de mortalité (hétérogénéité de niveau).

Le *modèle de fragilité combiné* (Barbi, 1999) prend également en considération l'hétérogénéité de pente, c'est-à-dire les différences individuelles dans la vitesse de croissance de la mortalité avec l'âge.

Comme auparavant, on suppose que la fragilité proportionnelle z suit une distribution gamma avec une moyenne de 1 et une variance σ^2 . On suppose de plus que la distribution de la fragilité non proportionnelle τ à la naissance est discrète, avec une distribution de probabilité

$$\Pr(\tau_i) = \pi_i \geq 0, \quad \sum_{i=1}^n \pi_i = 1$$

Enfin, on suppose que les distributions de z et τ sont indépendantes.

Soit

$$\mu(x, z, \tau_i) = z\mu(x, 1, \tau_i)$$

la force de mortalité de fragilités données z et τ_i , où $\mu(x, 1, \tau_i)$, la fonction de risque de base du $i^{\text{ème}}$ groupe de population est la force de mortalité de l'individu standard par rapport à l'hétérogénéité de niveau, pour un groupe de population ayant une fragilité τ_i pour ce qui est de l'hétérogénéité de pente.

Autrement dit, $\mu(x, z, \tau_i)$ exprime la force de mortalité de l'individu à l'âge x , avec une fragilité z pour ce qui est du niveau de mortalité, et une fragilité τ_i , pour ce qui est du taux de croissance de la mortalité avec l'âge. Il faut noter que ces deux définitions de la fragilité supposent que les individus sont nés avec des niveaux de fragilité z et τ_i qu'ils conserveront toute leur vie durant.

Par conséquent, selon ces hypothèses, la force de mortalité de la population est la moyenne pondérée :

$$\bar{\mu}(x) = \sum_{i=1}^n \pi_i(x) \mu(x, 1, \tau_i) s_{x|\tau_i}(x, \tau_i) \sigma^2$$

où $s_{x|\tau_i}(x, \tau_i)$ peut être considéré comme la fonction de survie moyenne, en ce qui concerne l'hétérogénéité de niveau, d'individus appartenant au $i^{\text{ème}}$ groupe, et $\pi_i(x)$ sont les pondérations indiquant la proportion de chaque groupe, avec

$$\sum_{i=1}^n \pi_i(x) = 1$$

Autrement dit, on suppose que la population est subdivisée en n sous-groupes définis par n taux de croissance de la mortalité avec l'âge différents et que les individus au sein de ces sous-groupes sont homogènes pour ce qui est du taux de croissance de la mortalité, mais hétérogènes en ce qui concerne le niveau de mortalité. Le degré de l'hétérogénéité de niveau partagé par l'ensemble des n sous-groupes est donné par la variance de la distribution gamma supposée décrire la fragilité proportionnelle z .

Dans les applications réalisées ici, on suppose que la population n'est divisée qu'en deux sous-groupes et que la force de mortalité standard pour ce qui est des deux fragilités $\mu(x, 1, 1)$ est décrite par une fonction de

Gompertz-Makeham avec des paramètres a , b et c . On suppose que la fonction de risque du $i^{\text{ème}}$ groupe est exprimée par :

$$\mu(x, 1, \tau_i) = a \exp(\tau_i b x) + c$$

ou plus exactement,

$$\mu(x, 1, \tau_i) = a \exp(b_i x) + c$$

Le modèle a été estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. La fonction de vraisemblance est maximisée par itérations successives. L'inverse de la matrice d'information observée donne une estimation asymptotique de la matrice des variances et covariances des paramètres estimés.

II. L'âge maximal au décès : approches paramétrique et non paramétrique

1. Approche paramétrique

Les courbes de mortalité obtenues en appliquant le modèle de fragilité classique ou le modèle combiné ont permis d'estimer l'espérance de vie maximale des générations considérées. L'approche adoptée suit la théorie des valeurs extrêmes dont on peut rappeler quelques étapes fondamentales. On prend une génération d'individus, considérant que N membres atteignent l'âge x_0 . Quand l'ensemble des N individus seront décédés, cela donnera N âges au décès, parmi lesquels on trouvera l'âge le plus élevé atteint par cette génération. Comme le note Roger Thatcher (1999), cet âge n'est pas une valeur potentielle. Cela représente l'âge le plus élevé au décès d'un échantillon de taille N ayant été confronté aux mêmes risques que la génération étudiée. Il est donc clair que les expériences positives ou négatives d'une génération affectent non seulement les probabilités de survie à chaque âge, mais déterminent également sa durée de vie maximale. Ainsi, les âges les plus grands atteints par les membres de la génération auront une distribution de probabilité dérivée du nombre N et de la force de mortalité estimée.

Soient :

N le nombre de membres d'une génération atteignant l'âge x_0 avec $N = c(x_0)$;

ω_N l'âge le plus grand atteint par N individus de la génération ;

$c(x)$ le nombre de membres de la génération atteignant l'âge x parmi ceux qui atteignent l'âge x_0 , c'est-à-dire parmi N membres :

$$c(x) = Ns(x) = N \exp \left(- \int_{x_0}^x \mu(t) dt \right)$$

où $s(x)$ est la probabilité qu'une personne survive de l'âge x_0 à un âge donné x .

La probabilité que la durée de vie maximale soit inférieure à l'âge x sera égale à :

$$\Pr(\omega_N < x) = \left(1 - \frac{c(x)}{N} \right)^N \cong e^{-c(x)}$$

si N est grand.

Avec ces deux formules, la distribution de probabilité de ω_N peut être calculée.

On peut montrer (Fisher et Tippett, 1928) que, dans certaines circonstances et quand N tend vers l'infini, la distribution de probabilité de ω_N tend vers une forme limite. Ce résultat a été généralisé et utilisé par Gumbel (1937) dans son étude sur la mortalité. Il a montré que quand N est grand, la distribution de probabilité de ω_N est proche de la valeur de x qui satisfait :

$$c(x) = 1$$

ou, plus exactement,

$$s(x) = 1/N$$

L'âge satisfaisant l'équation est obtenu par interpolation, alors que les centiles ont été obtenus en utilisant la distribution exacte de l'âge maximal au décès.

2. Approche non paramétrique

Disposant de données individuelles, il a été possible d'exploiter les progrès tout récents de la théorie des valeurs extrêmes (Aarssen et de Haan, 1994). Nous nous contenterons de rappeler ici quelques étapes fondamentales et de renvoyer à l'étude citée ci-dessus pour plus de détails méthodologiques.

Soit X_1, X_2, \dots , des variables aléatoires indépendantes, ayant toutes la même distribution de probabilité, et F la fonction de distribution commune. On suppose que la valeur normalisée la plus grande d'un échantillon de taille n converge en distribution vers une distribution probabiliste, c'est-à-dire qu'il existe des suites de constantes $a_n > 0$ et b_n telles que :

$$P\left\{\frac{\max(X_1, \dots, X_n) - b_n}{a_n} \leq x\right\} = F^n(a_n x + b_n)$$

converge pour tous les x vers une fonction $G(x)$ de distribution limite admettant au moins 3 valeurs. Il ne peut y avoir qu'une fonction G au sein d'une classe donnée de fonctions. On peut décrire cette classe comme suit :

$$G(x) = G_\lambda(x) = \exp -(1 + \lambda x)^{-1/\lambda}$$

pour certains $\lambda \in \mathbf{R}$ et pour toutes les valeurs de x pour lesquelles $1 + \lambda x > 0$. En fait, cette représentation décrit les fonctions G comme une classe continue dépendant d'un paramètre. Il vient ainsi :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F^n(a_n x + b_n) = G_\lambda(x)$$

pour certains $\lambda \in \mathbf{R}$ et une sélection de $a_n > 0$ et b_n .

Pour un $\lambda \in \mathbf{R}$ donné, la question est alors de savoir quelles sont les fonctions F qui vérifient cette relation. Cet ensemble de fonctions de distribution F est appelé le domaine d'attraction de $G_\lambda(x)$ pour ce λ particulier. Si la relation vérifie une fonction de distribution F avec $\lambda > 0$, alors le point terminal de la distribution F est infini. Si cette forme vérifie une fonction de distribution F avec $\lambda < 0$, alors le point terminal de F est fini. À partir de là, l'analyse suit deux étapes :

a) on teste l'hypothèse : $\lambda \geq 0$;

b) si celle-ci est rejetée, on estime le point terminal (x^*) de F représentant la distribution de durée de vie de notre population.

Les estimateurs λ et x^* sont des fonctions des statistiques de l'ordre k supérieur, c'est-à-dire le nombre des plus grandes observations.

III. Les données

L'analyse est fondée sur la mortalité des générations de femmes françaises nées entre 1820 et 1879. Les tables de mortalité par génération ont été établies à partir des quotients classiques de mortalité (Vallin et Meslé, 2001a) jusqu'à l'âge de 85 ou 90 ans (en fonction de la qualité des données), mais au-delà de ces âges, les quotients de mortalité ont été calculés directement, à partir des seuls décès par année d'âge et année de naissance, selon la *méthode des générations éteintes* de Paul Vincent (1951)⁽³⁾. Au-delà de 103 ans, en particulier pour les générations nées au début du XIX^e siècle, les valeurs observées du quotient de mortalité sont fondées sur des petits nombres et les données sont moins fiables.

La figure 1 montre l'évolution de l'espérance de vie à 70, 80, 90 et 100 ans. On voit clairement une accélération de la croissance de l'espérance de vie aux grands âges.

L'âge de départ (60 ans) du modèle n'a aucunement été choisi au hasard. Comme mentionné ci-dessus, l'inconvénient des modèles de fragilité est qu'ils supposent que chaque individu est né avec un niveau de fragilité personnel qui restera inchangé toute sa vie. C'est quelque peu restrictif, car cela ne reflète pas vraiment la réalité. Durant leur vie, les individus connaissent différentes expériences qui affectent, de façon positive ou négative, leur potentiel de vie, et donc leur vulnérabilité à la maladie et à la mort. En choisissant de commencer notre observation à 60 ans, on suppose implicitement que la fragilité est fixée à partir de cet âge-là et non à partir de la naissance. La distribution de probabilité pour décrire l'hétérogénéité de la population concerne donc l'hétérogénéité de la fragilité pour les individus âgés de 60 ans. Ainsi, nous pouvons prendre en compte aussi bien l'hétérogénéité initiale (génétique) que celle qui est acquise et a été accumulée jusqu'à cet âge. Voilà donc qui pourrait constituer une approche plus réaliste. Les résultats obtenus par Ivan Iachine en appliquant un modèle de fragilité à des jumeaux danois (Vaupel *et al.*, 1998) montrent que la moitié des différences individuelles d'espérance de vie après 30 ans peuvent être imputées à tout ce qui est survenu avant cet âge, c'est-à-dire aussi bien aux facteurs génétiques qu'à ce qui a été acquis entre la naissance et 30 ans. Près d'un tiers de ces 50 % serait dû à des facteurs génétiques et les deux tiers restants à des facteurs environnementaux ou externes, comme le niveau socio-économique individuel, la santé et l'alimentation. Ces études montreraient également que les facteurs acquis entre la naissance et l'âge de 30 ans jouent un rôle majeur dans la mortalité pour certaines des causes principales de décès et que cela s'accroît au fil du temps. Le même auteur affirme que, au sein d'un groupe d'indivi-

⁽³⁾ Les quotients de mortalité par génération utilisés ici ont été calculés à partir des taux de Vallin et Meslé et, après 85 ans, selon la méthode de Vincent. Une estimation plus complète (Meslé et Vallin, 2002) a été utilisée pour les tables de mortalité françaises publiées récemment par l'Ined (Vallin et Meslé, 2001a). Les différences entre les deux estimations sont négligeables.

dus âgés de 30 ans, pour une durée de vie moyenne de 60 ans, 80 % des écarts d'espérance de vie peuvent être imputés aux différents facteurs de risque accumulés jusque-là.

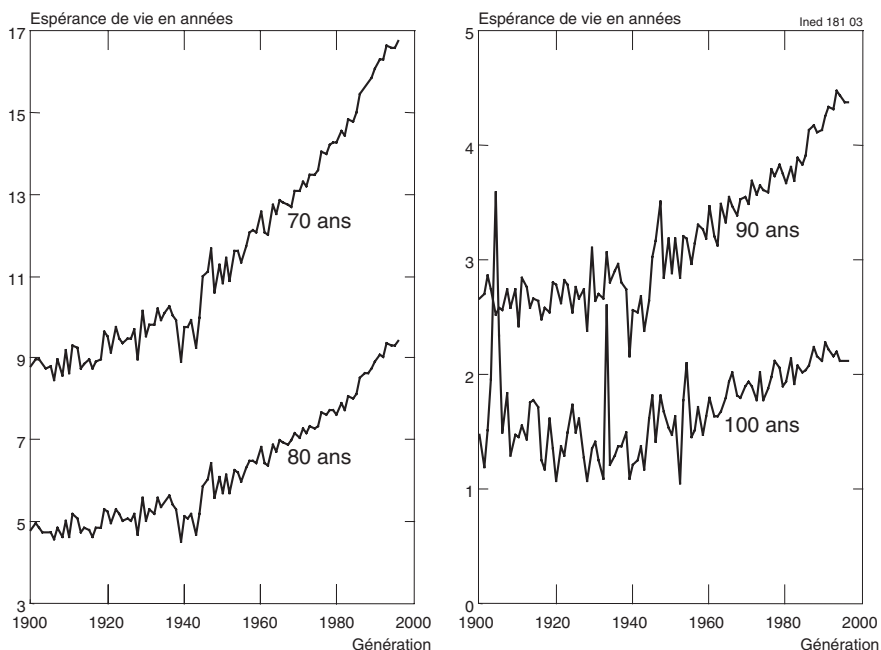


Figure 1. – Évolution de l'espérance de vie à 70, 80, 90 et 100 ans pour les générations de femmes françaises nées entre 1815 et 1884 (calculée selon la méthode des générations éteintes)

Source : Vallin et Meslé, 2001a.

Les données individuelles sur les décès fournies par l'Insee ont été utilisées pour l'estimation non paramétrique de la durée de vie maximale. Ces données concernent des générations éteintes de femmes françaises nées il y a 98 ans et plus, entre 1820 et 1879. Ces dix générations choisies comprennent la super-centenaire Jeanne Calment, née en 1875 (le 21 février) et décédée en 1997 (le 4 août) à 122,5 ans (Allard *et al.*, 1994 et 1998). Ces données portent sur un total de 16 122 personnes, nombre jugé convenable pour une approche non paramétrique.

IV. Résultats et discussion

Les deux modèles de fragilité décrits en section I et les deux approches permettant d'estimer la durée de vie maximale exposées en section II ont été appliqués aux données françaises. À partir des données de mortalité des femmes françaises nées entre 1820 et 1879, nous avons constitué 6 groupes de 10 générations. Le tableau 1 indique l'espérance de vie à 70, 80, 90 et 100 ans pour chacun de ces groupes.

TABLEAU 1. – ESPÉRANCE DE VIE À 70, 80, 90 ET 100 ANS (EN ANNÉES)
FEMMES FRANÇAISES NÉES ENTRE 1820-1829 ET 1870-1879

Âge	Groupe de générations					
	1820-1829	1830-1839	1840-1849	1850-1859	1860-1869	1870-1879
70 ans	8,64	8,87	9,18	9,66	10,04	11,17
80 ans	4,71	4,96	5,08	5,24	5,66	6,37
90 ans	2,68	2,68	2,69	2,88	3,16	3,42
100 ans	1,37	1,34	1,52	1,50	1,71	1,89

Source : Vallin et Meslé, 2001a.

Commençons par regarder les résultats du modèle de fragilité classique, reportés au tableau 2 et illustrés par la figure 2, puis ceux du modèle de fragilité combiné, au tableau 3 et à la figure 2. On pourra donc commenter les résultats concernant la durée de vie maximale pour chaque groupe de générations, en utilisant les courbes de mortalité obtenues avec les deux modèles. Enfin, les résultats obtenus pour l'âge maximal au décès en utilisant des données individuelles et une approche non paramétrique seront également discutés.

1. Le rôle de l'hétérogénéité

Avec le modèle de fragilité classique, le niveau d'hétérogénéité (σ^2) n'indique pas de tendance particulière et les valeurs ne sont élevées dans aucun des groupes de générations, allant de 0,08 pour les générations nées en 1840-1849 à un maximum de 0,19 pour celles nées en 1860-1869 (tableau 2). Cette dernière valeur est d'ailleurs davantage attribuable à une mauvaise adéquation du modèle aux données qu'à une réelle croissance de l'hétérogénéité pour ces générations (figure 2).

En ce qui concerne le niveau d'hétérogénéité, les résultats du modèle de fragilité combiné (tableau 3) confirment dans les grandes lignes ceux obtenus en utilisant les courbes estimées par le modèle classique. Aucune tendance particulière n'émerge et les valeurs sont basses, la plus élevée atteignant 0,15, pour le même groupe de générations que précédemment (1860-1869).

Pour analyser l'hétérogénéité de la croissance de la mortalité avec l'âge (hétérogénéité de pente), on doit faire référence à la proportion π représentant le sous-groupe de population le plus fragile défini par le coefficient exponentiel b_1 , ainsi qu'à la proportion $(1 - \pi)$ représentant le sous-groupe de population le plus robuste défini par le coefficient b_2 (tableau 3). Il apparaît clairement que les deux sous-groupes sont tout à fait distincts pour toutes les générations considérées, à l'exception des générations 1870-1879 où le paramètre estimé π n'était pas significatif. De plus, on peut distinguer deux situations très différentes : celle des générations 1820-1829 et 1850-1859 et celle des générations 1830-1839, 1840-1849 et 1860-1869.

TABLEAU 2. – MODÈLE CLASSIQUE DE FRAGILITÉ*
PARAMÈTRES ET ERREURS STANDARDS (ES)

Groupe de générations	a	es	b	es	c	es	σ^2	es
1820-1829	0,01825	0,00029	0,10938	0,00091	0,00769	0,00035	0,11737	0,00440
1830-1839	0,01744	0,00026	0,11000	0,00087	0,00670	0,00032	0,13056	0,00444
1840-1849	0,01800	0,00025	0,10329	0,00079	0,00478	0,00031	0,08215	0,00382
1850-1859	0,01149	0,00014	0,12264	0,00069	0,01040	0,00020	0,15780	0,00365
1860-1869	0,01260	0,00015	0,11763	0,00068	0,00651	0,00020	0,19183	0,00398
1870-1879	0,01125	0,00013	0,10650	0,00059	0,00750	0,00018	0,09446	0,00324

* $\bar{\mu}(x) = a \exp(bx) s(x)^{\sigma^2} + c$

Source : calculs effectués à partir des données de Vallin et Meslé, 2001a.

Pour les générations 1820-1829 et 1850-1859, les individus les plus fragiles à 60 ans forment plus de 70 % du total (71 % pour le premier groupe et 74 % pour le dernier) et les deux coefficients exponentiels, bien que différents ($b_1 = 0,10$ et $b_2 = 0,08$ pour les générations 1820-1829 et $b_1 = 0,11$ et $b_2 = 0,09$ pour les générations 1850-1859), ne provoquent de divergence manifeste dans la vitesse de croissance de la mortalité qu'aux âges les plus élevés. Les figures 3a et 3d montrent que les trois courbes de mortalité (pour les femmes les plus fragiles μ_1 , pour les femmes les plus robustes μ_2 , et pour la population totale μ) restent distinctes jusqu'à 95 ans. Ensuite, la courbe de mortalité des plus robustes (environ 30 % à 60 ans) converge vers et finit par se superposer à celle de la population totale. Quand les générations arrivent à 100 ans, les personnes les plus fragiles sont décédées et la majorité de la population est composée du sous-groupe des femmes les plus robustes.

Pour les générations 1830-1839, 1840-1849 et 1860-1869, la première différence avec les générations examinées précédemment est le recul du nombre des personnes âgées de 60 ans au sein des groupes les plus fragiles (respectivement 22 %, 9 % et 23 %). Cette fois, la position défavorable des personnes fragiles vient du fait que peu après avoir atteint 70 ans, la pente de leur mortalité s'écarte nettement de celle des femmes les plus robustes. Cependant, leur effectif devient si faible que la mortalité

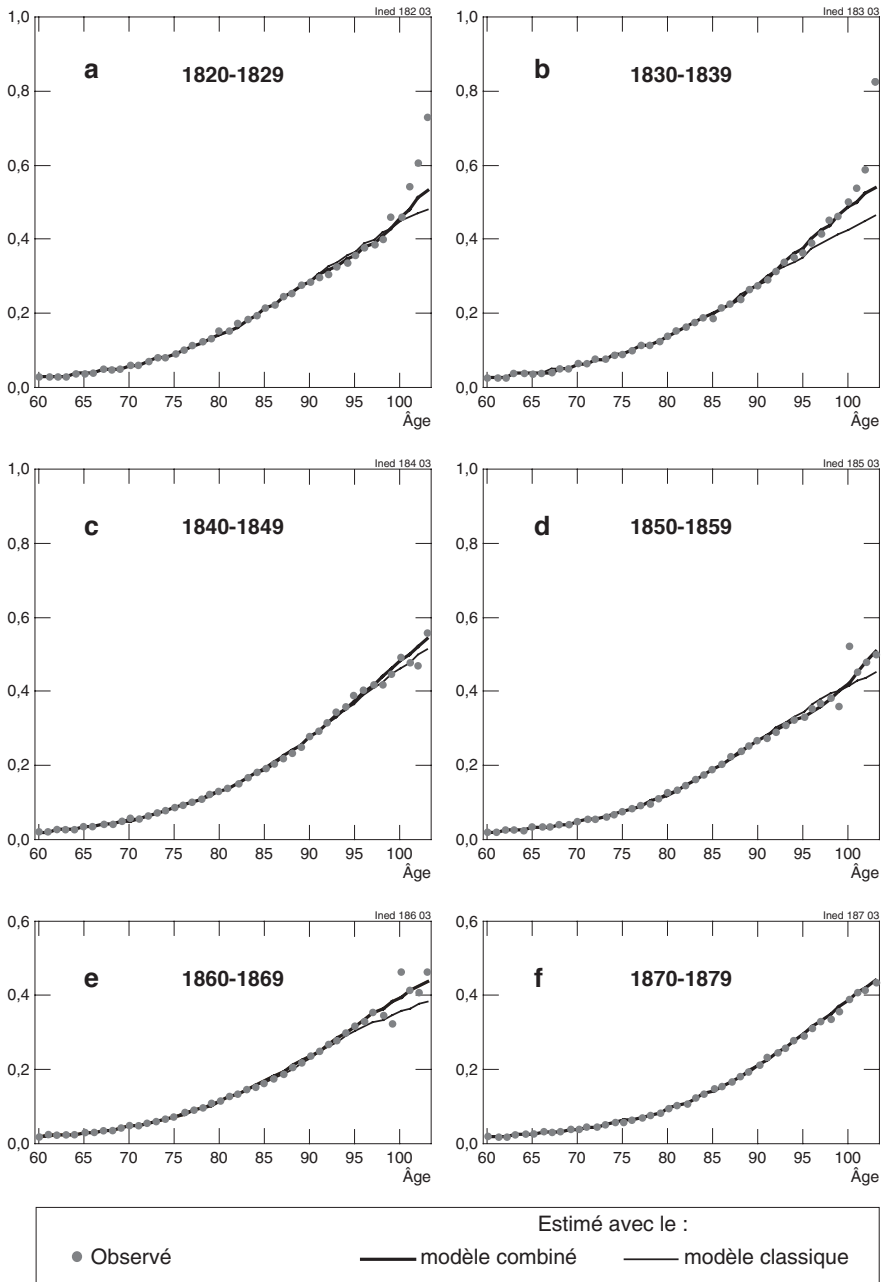


Figure 2.— Quotient de mortalité observé et estimé
Génération de femmes françaises

Source : calculs effectués à partir des données de Vallin et Meslé, 2001a.

TABLEAU 3.- MODÈLE DE FRAGILITÉ COMBINÉ*
PARAMÈTRES ET ERREURS STANDARDS (ES)

Groupe de générations	a		c		es		b ₁		es		π		es		b ₂		es		σ ²		es		
1820-1829	0,02125	0,00030	0,00450	0,00038	0,10156	0,00095	0,71412	0,01938	0,08246	0,00072	1,5E-07	2,85E-08											
1830-1839	0,01314	0,00028	0,01183	0,00035	0,16087	0,00263	0,22326	0,00953	0,11172	0,00125	0,08201	0,00634											
1840-1849	0,01636	0,00034	0,00668	0,00040	0,14185	0,00464	0,09495	0,02015	0,10383	0,00124	0,06654	0,00678											
1850-1859	0,01376	0,00015	0,00789	0,00020	0,11342	0,00068	0,73843	0,01125	0,09131	0,00061	0,00477	0,00242											
1860-1869	0,00826	0,00015	0,01194	0,00020	0,18211	0,00184	0,23524	0,00552	0,12390	0,00089	0,15168	0,00488											
1870-1879	0,01126	0,00014	0,00749	0,00019	0,11063	0,00299	0,09955	0,17056	0,10590	0,00160	0,09250	0,00667											

* $\bar{\mu}(x) = \sum_{i=1}^2 \pi_i(x) a \exp(b_i x) \lambda_{\pi_i}(x, \tau_i)^{\sigma_i^2} + c$

Source : calculs effectués à partir des données de Vallin et Meslé, 2001a.

de la population totale ne se distingue pas de celle du sous-groupe le plus fort. Vers 80 ans, les femmes robustes forment la plus grande partie de cette population. Ainsi, pour ces générations, les plus jeunes des personnes âgées sont homogènes en ce qui concerne la pente de la mortalité par âge.

Un commentaire particulier est nécessaire pour le groupe des générations 1870-1879 auquel appartient Jeanne Calment. Dans ce cas-là, comme il a été dit plus haut, le paramètre représentant la proportion d'individus les plus fragiles n'est pas significatif. Les estimations des deux coefficients exponentiels b_1 et b_2 sont très proches. Ainsi, l'hétérogénéité de pente ne joue aucun rôle au niveau de la population et les trois courbes se superposent presque parfaitement (figure 3f). Comme on l'a déjà vu, l'hétérogénéité de niveau est également assez basse pour ces générations. Il faut noter, bien que cela ne soit peut-être qu'une coïncidence, que les âges au décès les plus élevés ont été atteints par des femmes de ces générations. Le test de rapport de vraisemblance montre que le modèle de fragilité combiné est plus adapté que le modèle de fragilité classique pour tous les groupes de générations, à l'exception du dernier (tableau 4). Comme nous venons de le voir, l'hétérogénéité de pente pour ce groupe n'est pas significative. Cependant, les niveaux élevés atteints par les log-vraisemblances font que ce test n'est pas vraiment fiable.

TABLEAU 4. – RÉSULTATS DU TEST DE RAPPORT DE VRAISEMBLANCE

Groupe de générations	-Log vraisemblance		Test de rapport de vraisemblance	
	Modèle 1, dl = 4	Modèle 2, dl = 6	χ^2	p
1820-1829	5 534 564	5 534 502	124	0,00
1830-1839	6 324 447	6 324 158	578	0,00
1840-1849	6 659 097	6 659 060	74	0,00
1850-1859	6 833 626	6 833 502	248	0,00
1860-1869	7 550 707	7 550 073	1 268	0,00
1870-1879	7 768 312	7 768 311	2	0,66

Modèle 1: modèle classique de fragilité.
 Modèle 2: modèle de fragilité combiné.
 dl = nombre de degrés de liberté.
 Source : calculs effectués à partir des données de Vallin et Meslé, 2001a.

2. *Durée de vie maximale*

Approche paramétrique

Dans l'approche paramétrique, la durée de vie maximale a été estimée à partir des courbes de mortalité obtenues avec les deux modèles de fragilité.

L'âge maximal au décès augmente progressivement des générations les plus âgées aux générations les plus jeunes, passant de 108,4 à 112,5 ans

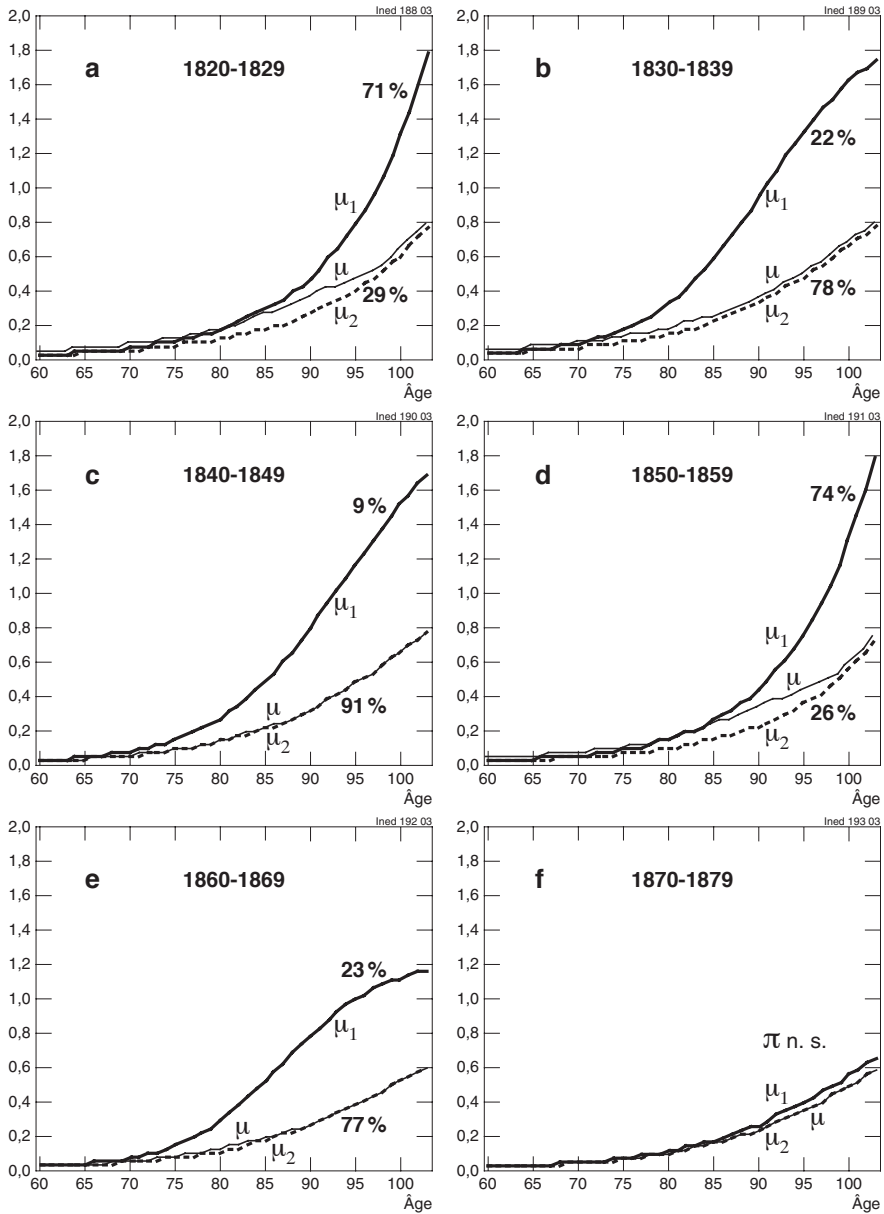


Figure 3. – Force de mortalité estimée pour les sous-groupes (μ_1 pour les individus les plus fragiles et μ_2 pour les plus robustes), et la population totale (μ). Générations de femmes françaises

Source : calculs effectués à partir des données de Vallin et Meslé, 2001a.

si l'on utilise le modèle classique et de 107,1 à 112,5 avec le modèle combiné (tableau 5). En général, les valeurs sont plus élevées dans le premier, en particulier pour les générations 1860-1869 qui ont la plus grande hétérogénéité de niveau (0,19), hétérogénéité qui provoque un fort ralentissement de la vitesse de croissance de la mortalité avec l'âge.

TABLEAU 5. – DURÉE DE VIE MAXIMALE ESTIMÉE ET OBSERVÉE
DANS LES GÉNÉRATIONS DE FEMMES FRANÇAISES (EN ANNÉES)

Groupe de générations	Distribution des âges maximums						Âges maximums observés	
	Modèle classique de fragilité			Modèle de fragilité combiné			Données Insee	Âge au décès de Jeanne Calment
	Mode	Centiles		Mode	Centiles			
		1 ^{er}	99 ^e		1 ^{er}	99 ^e	1997	1997
1820-1829	108,4	106,4	114,3	107,1	105,6	110,8	104	–
1830-1839	109,9	107,8	116,2	107,5	105,8	112,2	111	–
1840-1849	108,4	106,6	113,3	107,7	106,0	112,2	107	–
1850-1859	110,8	108,7	117,2	108,5	107,2	112,1	109	–
1860-1869	115,1	112,5	123,1	112,2	110,1	118,4	109	–
1870-1879	112,5	110,7	117,7	112,5	110,7	117,7	117	122,5*

* Dans les fichiers de décès de l'Insee utilisés ici, les décès ne sont pas censés survenir après 119 ans et ceux qui ont été déclarés à l'état civil comme survenus au-delà de cet âge ont été redistribués au hasard. On retrouve bien, en revanche, l'âge au décès de Jeanne Calment en interrogeant le *Répertoire national d'identité des personnes physiques* (RNIPP) qui permet de rapprocher les dates de naissance et de décès de chaque individu.
Source : calculs effectués à partir des données de Vallin et Meslé, 2001a.

Pour le dernier groupe de générations, les deux modèles donnent cependant des résultats identiques. Notons que l'âge modal au décès le plus élevé est avancé et que le 99^e centile (117,7 ans) coïncide avec celui qui a été observé dans la réalité (117,2 ans). Cependant, l'âge au décès de Jeanne Calment dépasse de beaucoup cette estimation et n'est donc pas couvert par nos modèles, comme cela a déjà été noté dans d'autres applications récentes (Thatcher *et al.*, 1998).

L'analyse approfondie des résultats obtenus à partir des courbes de mortalité estimées par le modèle combiné montre que l'élévation obtenue en passant des générations les plus anciennes aux plus jeunes est plus importante qu'avec le modèle classique : + 5,4 ans pour l'âge modal (4,1 ans avec le modèle classique si l'on exclut le groupe de générations 1860-1869). Le gain est encore plus spectaculaire quand on considère le 99^e centile : 6,9 ans contre 3,4 ans.

La prise en compte de l'évolution de l'hétérogénéité de pente joue un rôle sensible dans l'établissement de l'âge limite de la vie. Les estimations obtenues dépendent du nombre d'individus N , du niveau estimé de mortalité et du taux de croissance de la mortalité avec l'âge (ou, plus précisément, des coefficients exponentiels de la fonction de Gompertz-Makeham). Le ralentissement de cette croissance, observé lors du passage

des générations anciennes aux plus récentes, indépendamment du recul de la force de mortalité (tableau 3, figure 2), ne suffit pas à provoquer une augmentation de la limite d'âge supérieure au décès. Pour que cette augmentation se produise, il faudrait qu'une part croissante de la population connaisse des niveaux favorables similaires. Les données du tableau 5 montrent que les hausses les plus importantes de l'âge extrême de la vie ont lieu pour les générations ayant le degré d'homogénéité le plus élevé et la plus faible proportion d'individus fragiles. Ainsi, le 99^e centile monte brusquement de 110,8 ans estimés avec le modèle combiné pour le premier groupe de générations à 112,2 estimés pour les trois groupes suivants mais l'augmentation la plus frappante se produit lors du passage des générations 1850-1859 aux générations plus récentes (112,1 ans à 117,7 ans), ce qui reflète le passage d'une très grande hétérogénéité à une homogénéité marquée.

Ces résultats confirment notre conviction que des gains complémentaires d'espérance de vie ne peuvent être attendus que quand un nombre croissant d'individus peuvent bénéficier des gains antérieurs d'individus plus robustes. Quand c'est le cas, lors du passage d'une génération à la suivante, un processus alternatif d'homogénéisation et de diversification se produit avec le temps dans la population en termes de fragilité individuelle, repoussant toujours plus loin la durée maximale de la vie humaine.

Approche non paramétrique

À partir des données individuelles fournies par l'Insee, on a calculé les durées de vie exactes après 98 ans de chacune des femmes des générations 1870-1879 ayant atteint cet âge. Cette information détaillée a permis d'appliquer la théorie des valeurs extrêmes.

Rappelons que la première étape de l'analyse est d'estimer le paramètre λ et l'intervalle de confiance relatif. Ainsi, l'hypothèse $\lambda \geq 0$ peut être comparée à l'alternative $\lambda < 0$. Si la première hypothèse est vérifiée, alors aucune limite ne peut être fixée pour la durée de vie maximale. Au contraire, si c'est l'alternative qui se vérifie, on peut supposer qu'il existe une limite finie à la durée de vie maximale.

La figure 4 montre que, pour certaines valeurs K (nombres d'observations), les valeurs positives de λ sont comprises dans l'intervalle de confiance. Même en excluant les âges supérieurs à, mettons, 102 ans où les fluctuations sont importantes en raison du petit nombre d'observations, $\lambda \geq 0$ est encore parfois compris dans l'intervalle de confiance mais pas toujours. Ainsi, l'hypothèse $\lambda \geq 0$ ne peut être ni éliminée ni vérifiée. On ne peut donc finalement, sur la base de ces données et de cette analyse statistique, tirer aucune conclusion sur l'existence ou non d'une limite à la durée de vie maximale.

L'âge au décès de Jeanne Calment étant un événement unique (en partie encore controversé), on peut répéter l'analyse en l'excluant

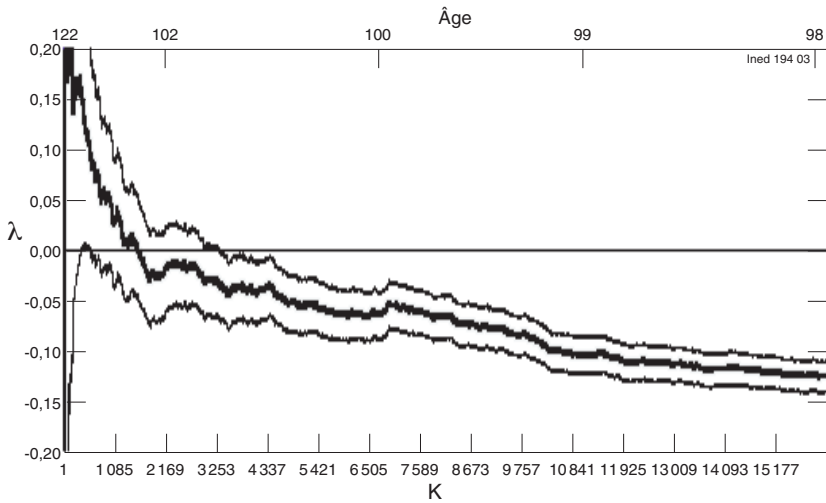


Figure 4. – Estimation (courbe centrale) et intervalle de confiance à 95 % pour les valeurs extrêmes de λ (axe vertical) en fonction des nombres d'observations K (axe horizontal inférieur) et de l'âge correspondant (axe horizontal supérieur)

Source : calculs effectués à partir des données individuelles fournies par l'Insee, Jeanne Calment incluse.

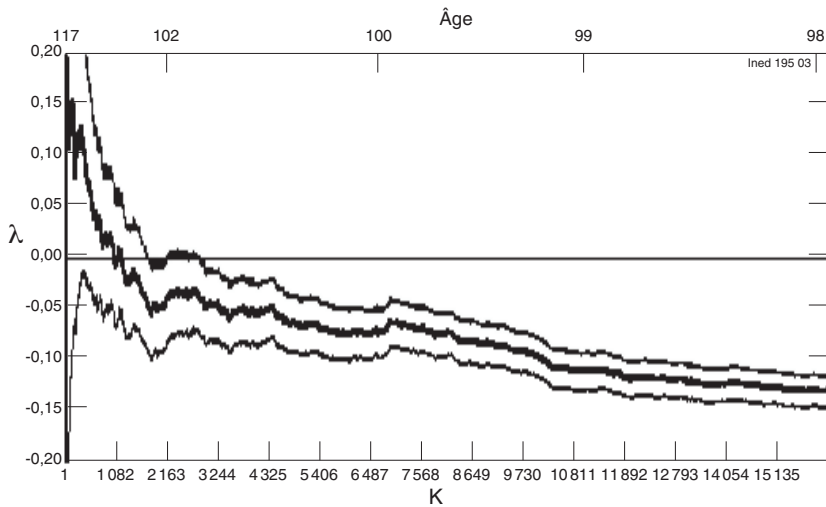


Figure 5. – Estimation (courbe centrale) et intervalle de confiance à 95 % pour les valeurs extrêmes de λ (axe vertical) en fonction des nombres d'observations K (axe horizontal inférieur) et de l'âge correspondant (axe horizontal supérieur)

Source : calculs effectués à partir des données individuelles fournies par l'Insee, Jeanne Calment exclue.

(figure 5). Même dans ce cas, des valeurs positives de λ sont encore comprises dans l'intervalle de confiance et l'hypothèse $\lambda \geq 0$ ne peut pas davantage être rejetée. Aucune limite maximale de la durée de vie humaine ne peut être fixée.

On peut néanmoins tenter certaines spéculations, en particulier à la lumière de l'analyse des données agrégées. Il apparaît clairement que la longévité humaine tend à augmenter sans que l'on puisse toutefois établir si cette tendance bute sur une limite ou non. Notre analyse en dit plus sur l'évolution de la durée de vie maximum que sur ses limites mais elle indique que s'il devait y avoir une limite, elle n'est pas encore manifeste. L'analyse des données individuelles ne permet pas davantage de trancher.

Conclusion

Il semble de plus en plus clair que l'hétérogénéité peut être un facteur important de la dynamique de mortalité aux âges les plus élevés. Nous avons tenté ici de développer différents aspects de cette problématique.

Tout d'abord, il apparaît qu'il importe non seulement d'essayer d'estimer les effets de l'hétérogénéité en termes de risques de mortalité à âge égal (*hétérogénéité de niveau*), mais également de considérer l'hétérogénéité relative au rythme de croissance de la mortalité avec l'âge (*hétérogénéité de pente*). L'application à des groupes de générations féminines françaises montre que l'hétérogénéité de pente est même sans doute plus importante que l'hétérogénéité de niveau. En particulier, le modèle prenant en compte l'hétérogénéité de pente pourrait être plus adapté aux données et estimer avec plus de précision la durée de vie maximale. Ces résultats ne constituent pas, bien évidemment, une description de la réalité, mais sont fondés sur un modèle simplifiant à outrance des faits beaucoup plus complexes, puisque nous avons émis l'hypothèse d'une population ne comportant que deux catégories d'individus : fragiles ou non fragiles. On obtient pourtant des résultats qui correspondent très bien aux âges maximums à la mort observés dans le cas français.

Ensuite, les données individuelles françaises nous ont permis de procéder à une analyse non paramétrique et les résultats ne permettent pas d'écarter l'hypothèse d'une durée de vie humaine illimitée. En effet, les valeurs de $\lambda \geq 0$ impliquant que la durée de vie pourrait ne pas avoir de limite ne sont pas systématiquement en dehors de l'intervalle de confiance. C'est non seulement visible sur la figure 4, mais également sur la figure 5 quand le cas exceptionnel de Jeanne Calment n'est pas pris en compte.

La seule certitude, particulièrement nette à la lumière de l'analyse des données agrégées, est que la durée de la vie humaine tend à croître. Même s'il est impossible de fournir la preuve de l'absence de toute limite, la limite sur laquelle pourrait buter cette croissance reste encore hors de

portée de nos estimations. Et l'analyse des données individuelles ne remet nullement en cause cette conclusion.

RÉFÉRENCES

- AARSSSEN Karin, de HAAN Laurens, 1994, « On the maximal life span of humans », *Mathematical Population Studies*, 4(4), p. 259-281.
- ALLARD Michel, LÈBRE Victor, ROBINE Jean-Marie, 1994, *Les 120 ans de Jeanne Calment, doyenne de l'humanité*, Paris, Le Cherche Midi, 162 p.
- ALLARD Michel, LÈBRE Victor, ROBINE Jean-Marie, 1998, *Jeanne Calment, from Van Gogh's time to ours, 122 extraordinary years*, New York, W. H. Freeman and Company, 136 p.
- BARBI Elisabetta, 1999, *Eterogeneità della popolazione e sopravvivenza umana : prospettive metodologiche ed applicazioni alle generazioni italiane 1870-1895*, Florence, Dipartimento Statistico (Ph.D. thesis), 91 p.
- BOURGEOIS-PICHAT Jean, 1952, « Essai sur la mortalité biologique de l'homme », *Population*, 7(3), p. 381-394.
- FISHER Ronald, TIPPETT Leonard, 1928, « Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample », *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 24, p. 180-190.
- GOMPERTZ Benjamin, 1825, « On the nature of the function expressive of the law of human mortality », *Philosophical Transactions*, vol. XXVII, p. 513-585.
- GUMBEL Emil J., 1937, *La durée extrême de la vie humaine*, Laval, Barnéoud ; Paris, Hermann, 65 p.
- HORIUCHI Shiro, COALE Ansley, 1990, « Age patterns of mortality for older women », *Mathematical Population Studies*, 2(4), p. 245-267.
- KANNISTO Väinö, 1994, *Development of Oldest-Old Mortality, 1950-1990: Evidence from 28 Developed Countries*, Odense (Danemark), Odense University Press (Odense Monographs on Population Ageing, n° 1), 108 p.
- KANNISTO Väinö, 1996, *The Advancing Frontier of Survival*, Odense (Danemark), Odense University Press (Odense Monographs on Population Ageing, n° 3), 144 p.
- KANNISTO Väinö, LAURITSEN Jens, THATCHER A. Roger, VAUPEL James W., 1994, « Reductions in mortality at advanced ages: several decades of evidence from 27 countries », *Population and Development Review*, 20(4), p. 793-810.
- MANTON Kenneth, STALLARD Eric, TOLLEY Dennis, 1991, « Limits to human life expectancy: Evidence, prospects, and implication », *Population and Development Review*, 17(4), p. 603-637.
- MESLÉ France, VALLIN Jacques, 2002, « Comment améliorer la précision des tables de mortalité aux grands âges ? Le cas de la France », *Population*, 57(4-5), p. 603-632.
- THATCHER Roger, 1999, « The long-term pattern of adult mortality and the highest attained age », *Journal Royal Statistical Society (A)*, 162, p. 5-43.
- THATCHER Roger, KANNISTO Väinö, VAUPEL James, 1998, *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*, Odense (Danemark), Odense University Press (Odense Monographs on Population Ageing, n° 5), 104 p.
- VALLIN Jacques, 1993, *L'avenir de l'espérance de vie*, Paris, Ined-puf (Congrès et colloques, n° 12), 106 p.
- VALLIN Jacques, MESLÉ France, 2001a, *Tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècles et projections pour le XXI^e*, Paris, Ined (Données statistiques, n° 4), 102 p. + CD-rom.
- VALLIN Jacques, MESLÉ France, 2001b, « Vivre au-delà de 100 ans », *Population et Sociétés*, n° 365, p. 1-4.
- VAUPEL James W., 1997, « Demographic analysis of ageing and longevity », communication présentée au XXIII^e Congrès général de la population de l'UIESP, Pékin, p. 1-17.
- VAUPEL James W., YASHIN Anatoli I., 1985, « Heterogeneity's ruses: some surprising effects of selection on population dynamics », *American Statistician*, 39, p. 176-185.
- VAUPEL James W., CAREY James R., 1993, « Compositional interpretations of medfly mortality », *Science*, 269, p. 1666-1667.

- VAUPEL James W., JEUNE Bernard, 1995, « The emergence and proliferation of centenarians », in B. Jeune and J.R. Vaupel (éd.), *Exceptional Longevity: From Prehistory to the Present*, Odense University Press, p. 125-169.
- VAUPEL James W., MANTON Kenneth, STALLARD Eric, 1979, « The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality », *Demography*, 16, p. 439-454.
- VAUPEL James W., CAREY James R., CHRISTENSEN Kaare *et al.*, 1998, « Biodemographic trajectories of longevity », *Science*, 280, p. 855-860.
- VINCENT Paul, 1951, « La mortalité des vieillards », *Population*, 6(2), p. 181-204.
- WILMOTH John, HORIUCHI Shiro, 1999, « Do the oldest old grow old more slowly? », dans Bernard Forette, Claudio Franceschi, Jean-Marie Robine, Michel Allard (éd.), *The Paradoxes of Longevity*, Berlin, Springer & Verlag, p. 35-60.
- YASHIN Anatoli I., UKRAINTSEVA Svetlana V., DE BENEDICTIS Giovanna *et al.*, 2001, « Have the oldest old adults ever been frail in the past? A hypothesis that explains modern trends in survival », *Journal of Gerontology*, 10(56A), p. B432-B442.

BARBI Elisabetta, CASELLI Graziella, VALLIN Jacques.– **Hétérogénéité des générations et âge extrême de la vie**

Les gains récents d'espérance de vie pour les personnes âgées ont considérablement contribué à l'augmentation de l'espérance de vie dans les pays développés. Les personnes âgées et très âgées atteignent des âges qui étaient inimaginables il y a 30 ou 40 ans. Ces progrès d'espérance de vie sont-ils dus à l'augmentation de la longévité d'une part croissante de la population ? Ou bien s'agit-il des signes avant-coureurs de nouveaux sommets qui pourraient annoncer une « extension » de la courbe de survie ? Pour mieux comprendre les mécanismes en jeu, on doit faire appel à des modèles qui prennent en considération l'hétérogénéité de la fragilité individuelle.

Nous analysons ici les trajectoires de mortalité de femmes françaises nées entre 1820 et 1879. Nous appliquons un modèle de fragilité classique et un modèle de fragilité combiné permettant de tenir compte des différences individuelles à la fois pour le niveau de mortalité et pour le rythme de vieillissement. Avec les trajectoires de survie ainsi obtenues, nous avons tenté d'estimer la durée de vie maximale. De plus, une approche non paramétrique a été appliquée aux femmes centenaires nées en France entre 1870 et 1879, afin d'estimer l'âge extrême au décès. Les résultats confirment que l'hétérogénéité de la population est sans doute un facteur important des dynamiques de la mortalité aux très grands âges. En particulier, le modèle de fragilité combiné pourrait permettre une meilleure adéquation avec les données et une plus grande précision de l'estimation de la durée de vie maximale. Nous voyons clairement émerger une tendance à l'augmentation de la durée de vie, sans que l'on puisse cependant établir l'existence ou non d'une limite.

BARBI Elisabetta, CASELLI Graziella, VALLIN Jacques.– **Trajectories of Extreme Survival in Heterogeneous Populations**

Recent gains in life expectancy among the elderly have noticeably contributed to increasing average life expectancy in developed countries. The old and oldest old are reaching thresholds that were unthinkable 30 or 40 years ago. Are recent gains due to increased longevity among a growing proportion of the population? Or are such gains the harbinger of new frontiers that may announce the further "extension" of the survival curve? Deeper comprehension of underlying mechanisms hinges on models that consider the impact of heterogeneity in individual frailty.

In this paper, we analyse the mortality trajectories of French women born between 1820 and 1879. We applied a classic frailty model and a mixture frailty model accounting for individual differences both in the level of mortality and in the rate of aging. The survival trajectories obtained with these models were used to estimate the maximum life span. Moreover, a non-parametric approach was applied to female centenarians born in France between 1870 and 1879 to estimate the extreme age at death. Results confirm that population heterogeneity can be an important factor in the dynamics of mortality at the oldest ages. In particular, the mixture frailty model may fit the data better and estimate the possible maximum life span more accurately. A tendency towards an increasing human life span clearly emerges, without however establishing whether a limit in fact exists.

BARBI Elisabetta, CASELLI Graziella, VALLIN Jacques.– **Trayectorias de supervivencia límite en poblaciones heterogéneas**

El aumento de la esperanza de vida de las personas mayores ha contribuido de forma significativa al aumento de la esperanza de vida total en los países desarrollados. Las personas mayores y las muy mayores están alcanzando límites de edad impensables hace 30 o 40 años. ¿Se deben estos aumentos a una mayor longevidad de una proporción creciente de la población o son, por el contrario, el presagio de nuevas fronteras, que indicarían una "extensión" de la curva de supervivencia? Para entender mejor las causas del fenómeno hay que recurrir a modelos que tienen en cuenta el impacto de la heterogeneidad en el nivel de vulnerabilidad de los individuos.

En este artículo analizamos las trayectorias de mortalidad de las mujeres francesas nacidas entre 1820 y 1879. Aplicamos el modelo de vulnerabilidad clásico y una combinación del modelo de vulnerabilidad teniendo en cuenta diferencias individuales del nivel de mortalidad y del ritmo de envejecimiento. Utilizamos las trayectorias de supervivencia que se obtienen con estos modelos para estimar la duración máxima de vida. Aplicamos, además, un modelo no paramétrico a las mujeres centenarias nacidas en Francia entre 1870 y 1879 para estimar la edad límite de defunción. Los resultados confirman que la heterogeneidad poblacional puede ser un factor importante en la dinámica de la mortalidad en edades avanzadas. El modelo de vulnerabilidad combinado se adapta mejor a los datos y permite estimar la duración máxima de vida posible con mayor precisión. La tendencia al aumento de la duración de vida aparece claramente, pero no se puede determinar si existe un límite de supervivencia.