

VALLIN Jacques et MESLÉ France, 1989. –
À long terme, l'écart d'espérance de vie entre hommes et femmes
devrait diminuer, Population, vol. 44, n° 6, p. 1244-1251.

NOTES ET DOCUMENTS

Jacques VALLIN
et France MESLÉ

- A long terme, l'écart d'espérance de vie entre hommes
et femmes devrait diminuer.

A LONG TERME, L'ÉCART D'ESPÉRANCE DE VIE ENTRE HOMMES ET FEMMES DEVRAIT DIMINUER

I. – Introduction

Dans le cadre des projections de population totale publiées par l'INSEE en 1986, Dinh Quang-Chi et Jean-Claude Labat avaient exploré deux hypothèses d'évolution de la mortalité [3]. Dans la première, dite *tendancielle*, présentée comme la plus probable, l'espérance de vie à la naissance devait passer de 70,7 ans en 1983 à 74,0 ans en 2020 pour les hommes et de 78,7 ans à 82,4 ans pour les femmes, puis rester à ce niveau jusqu'en 2040, terme de la projection. Dans la seconde, dite de *mortalité basse*, une évolution plus rapide conduisait à 76,6 et 85,1 ans selon le sexe, mais ensuite, comme dans la première, ce résultat était maintenu à l'identique jusqu'à 2040.

Ces hypothèses suffisaient amplement aux besoins à court terme en matière de prévision de population. Une note récemment publiée dans *Population* a montré qu'elles sont néanmoins discutables du point de vue de la mortalité elle-même et cela pourrait avoir des conséquences non négligeables sur les prévisions de population à long terme [6]. Nul doute qu'il sera nécessaire de reformuler ces dernières à partir de nouvelles hypothèses au lendemain du recensement de 1990. Nous ne prétendons pas proposer ici une hypothèse meilleure qu'une autre, mais seulement explorer ce à quoi conduirait une véritable extrapolation des tendances récentes.

L'expression *tendancielle*, utilisée par les experts de l'INSEE pour qualifier leur première hypothèse, est en effet un peu abusive dans la mesure où elle n'extrapole pas la tendance passée, mais la prolonge en l'amortissant jusqu'en 2020, date à partir de laquelle tout est figé jusqu'en 2040, alors que rien dans l'évolution récente ne laisse prévoir un tel schéma (figure 1).

Il est vrai que la réalité observée de 1950 à 1983 sur laquelle se fondent Dinh et Labat (baisse rapide de la mortalité durant les années 1950, ralentissement

* INRETS.

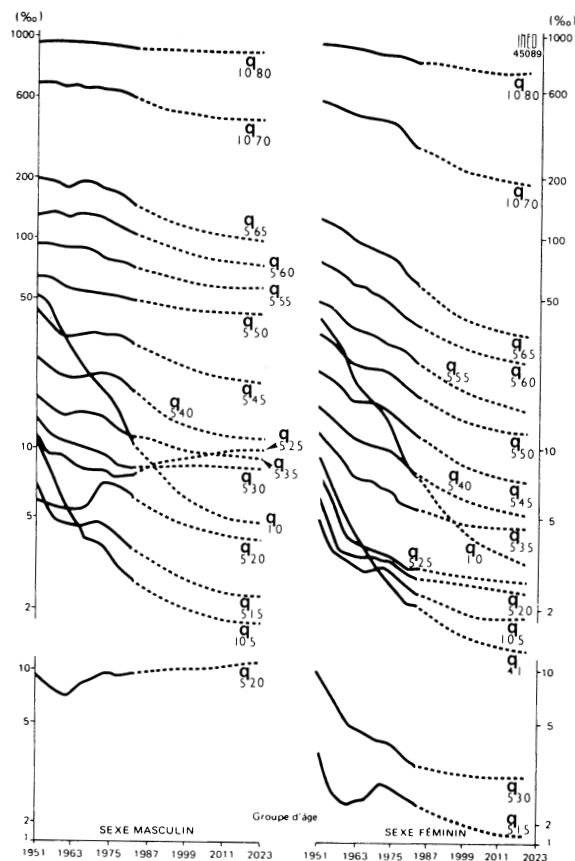


Figure 1. – Évolution depuis 1950 et projection jusqu'en 2020 des quotients de mortalité à certains âges d'après l'hypothèse *tendancielle* de l'INSEE

des années 1960 et reprise des années 1970) se prêtait mal à une extrapolation pure et simple. Et c'est sans doute l'expérience de la déconvenue des années 1960 qui a conduit Dinh et Labat à n'extrapoler sur une longue période ni la baisse rapide des années les plus récentes, ni même la tendance moyenne des trois dernières décennies, mais à prévoir un ralentissement du rythme d'évolution.

Avec un peu plus de recul, il semble aujourd'hui plus fondé de considérer le nouveau cours pris par l'évolution de la mortalité depuis le début des années 1970 (figure 2). Présentées ici en valeurs logarithmiques, les évolutions apparaissent à peu près rectilignes à tous les âges et pour les deux sexes, indiquant un rythme constant. Seules la mortalité infantile et, pour les hommes, la mortalité à 15-25 ans font exception. Le rythme de décroissance de la mortalité infantile s'est légèrement ralenti à la veille des années 1980. On sait que dans les pays nordiques, traditionnellement en avance, ce ralentissement est encore plus net ces dernières années mais on sait aussi qu'au Japon, lui aussi en avance, la mortalité infantile continue à décroître à son rythme rapide des années passées. Pour la France et malgré ce ralentissement, la tendance reste à la baisse et il ne nous paraît pas exagéré d'explorer les conséquences d'une prolongation de la baisse moyenne des années 1970-1980. A 15-25 ans, le quotient de mortalité, qui augmentait légèrement jusque vers 1980, diminue depuis. Là aussi, il nous semble raisonnable d'envisager une prolongation de la tendance moyenne qui en résulte, très légèrement à la baisse. En

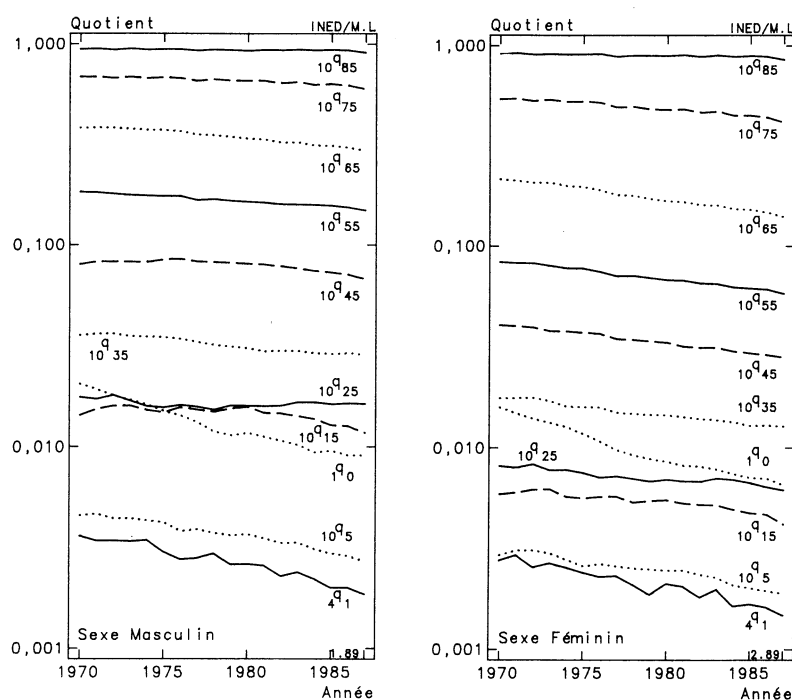


Figure 2. – Évolution des quotients de mortalité par groupe d'âges et par sexe (1970-1987)

tout état de cause, il est intéressant de prendre l'exacte mesure de ce que pourrait produire l'extrapolation des tendances actuelles. Les probabilités de décès évoluent de manière différente selon l'âge et, bien entendu, leur extrapolation risque de conduire à une déformation de plus en plus marquée de la loi de mortalité par âge. Rien ne nous autorise à penser qu'une telle déformation puisse s'accroître indéfiniment mais la projection présentera ici l'avantage de bien mettre en évidence les conséquences d'une prolongation des tendances actuelles.

II. – Méthode d'extrapolation et données de base

Méthode d'extrapolation

Pour profiter au maximum de l'information disponible, nous avons choisi d'extrapoler chaque quotient par âge et, pour rendre compte de la tendance récente, nous nous sommes appuyés sur les observations faites au cours des 15 dernières années, ce qui donne un léger privilège aux rythmes les plus récents pour la mortalité infantile et la mortalité à 15-25 ans. L'extrapolation des quotients de mortalité par année d'âge risque cependant de donner trop d'importance aux effets de divergences ponctuelles et de rendre le résultat final par trop chaotique. Il nous a semblé préférable d'ap-

plier à chaque quotient par année d'âge la tendance observée pour le quotient quinquennal portant sur l'intervalle d'âge encadrant. Ainsi, le quotient annuel à l'âge x (${}_1q_x$) sera extrapolé à partir de sa dernière valeur réelle mais en fonction de la tendance passée du quotient quinquennal à l'âge $x - 2$ (${}_5q_{x-2}$). Les premiers et derniers quotients font évidemment exception à cette règle puisqu'il n'existe pas pour eux de quotient quinquennal encadrant. Le quotient de mortalité infantile sera extrapolé en fonction de sa propre tendance; les autres quotients extrêmes le seront en fonction de la tendance du quotient quinquennal le plus proche.

Les rythmes d'évolution projetés sont obtenus en calculant la pente de la droite de régression du logarithme de chaque quotient de référence sur la période 1973-1987.

La projection est exécutée séparément pour chaque sexe.

Données de base

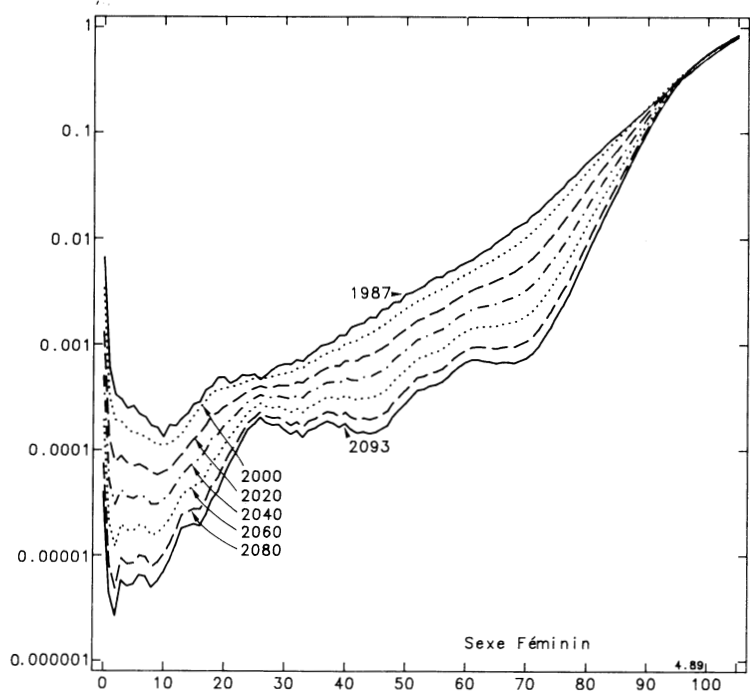
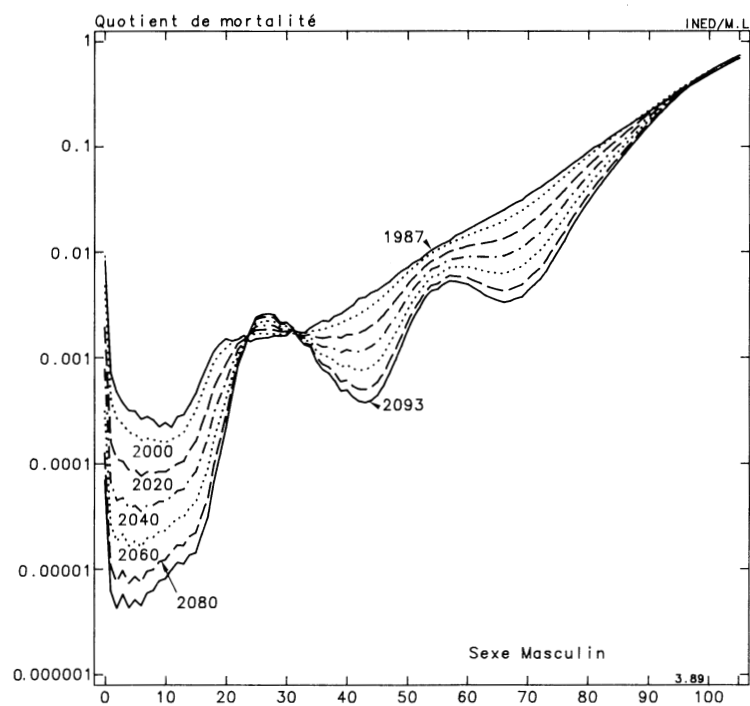
Le point de départ de la projection est constitué par la matrice des quotients de mortalité par année d'âge et année de calendrier calculés dans les carrés du *diagramme de Lexis* par recombinaison de quotients partiels par année d'âge et année de naissance (*triangles du diagramme de Lexis*) [5], à partir des données publiées par l'INSEE dans le *Mouvement de la population*. Ces quotients ont été calculés selon la procédure proposée par Gérard Calot [1, 2] pour éliminer les perturbations liées aux brusques fluctuations de la natalité au cours des années de guerre qui, avec les méthodes de calcul habituelles, produisent des ruptures artificielles de la courbe des quotients à certains âges. En outre, au-delà de 85 ans, les données réelles étant de plus en plus déficientes, nous avons déduit les quotients jusqu'à 105 ans d'un ajustement exponentiel des quotients obtenus entre 80 et 89 ans.

III. – Résultats

La projection a été conduite jusqu'en 2093. La figure 3 décrit pour chaque sexe la transformation progressive de la courbe des quotients par âge. A l'arrivée, celle-ci n'a plus grand-chose à voir ni avec celle du départ ni avec le schéma classique de la progression de la mortalité avec l'âge. Cette conséquence de la prolongation sur une longue période des divergences d'évolution actuelle des probabilités de décès est particulièrement accusée chez les hommes. Cela n'est pas surprenant vers 25-30 ans, âges qui dans la période récente se sont singularisés par une augmentation de la mortalité. Mais cela est presque aussi net aux alentours de 55-60 ans du seul fait que la baisse récente de la mortalité a été plus lente à ces âges qu'aux âges encadrant. A terme, la mortalité masculine pourrait ainsi être sept fois plus forte à 27 ans qu'à 43 ans, ou presque deux fois plus grande à 57 ans qu'à 66 ! Pour les femmes, le phénomène est moins violent mais on assiste tout autant à la quasi-disparition du profil exponentiel de la mortalité par âge.

La divergence entre la situation des femmes et celle des hommes étant encore plus grande que la divergence entre les mortalités par âge, les conséquences sur le rapport de surmortalité masculine sont spectaculaires (figure 4). Entre 25 et 30 ans les risques encourus par les hommes seraient, en 2093, 14 fois plus élevés que les risques féminins au lieu de 3,5 aujourd'hui. Autour de 55 ans, le rapport serait de 1 à 11 (au lieu de 2,8).

Contrairement à l'INSEE, nous avons ici poussé à l'extrême la logique de l'extrapolation tendancielle en maintenant inchangées sur un siècle les tendances



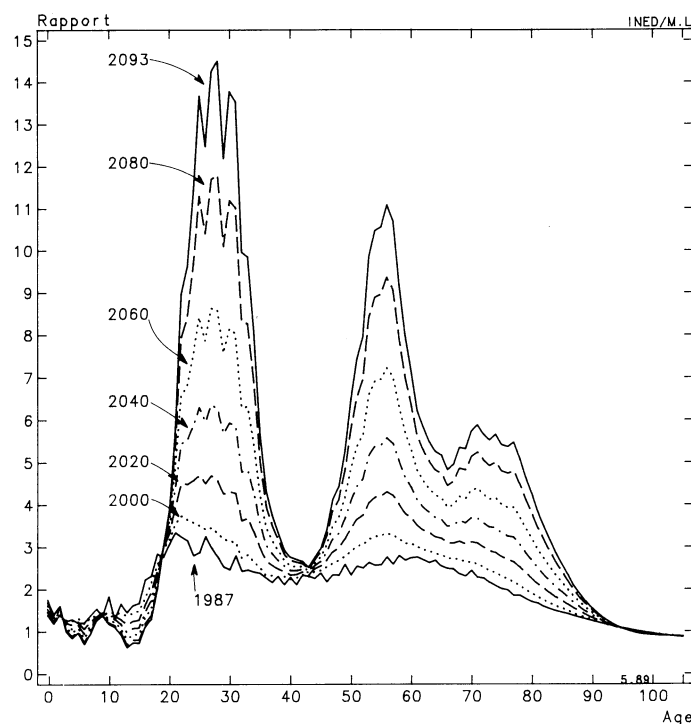


Figure 4. – Évolution des rapports de surmortalité masculine par âge découlant de l'extrapolation des tendances récentes de la mortalité par âge

actuelles. Il est vraisemblable que la simple réalisation de cette perspective conduirait les pouvoirs publics à prendre en chemin des mesures spécifiques en faveur de certains groupes d'âges qui modifieraient le résultat à long terme. Mais l'intérêt de la perspective est justement en partie de mettre en évidence les incohérences que produirait la prolongation de l'évolution actuelle.

Il est aussi de donner une indication sur le niveau que pourrait atteindre l'espérance de vie à la naissance dans une telle hypothèse. Le calcul a été fait pour toute la durée de la projection en admettant une espérance de vie de 0,5 an à 105 ans. Autrement dit, on admet le maintien en l'état de la longévité maximale. En 2093 la vie moyenne des hommes pourrait ainsi atteindre 84,2 ans et celle des femmes, 91,3.

La figure 5 raccorde les résultats de cette projection aux données disponibles pour l'ensemble du XX^e siècle et à la reconstitution que nous venons de publier pour le XIX^e [4]. On voit clairement à cette échelle que, même sans repousser la limite extrême de la vie, des gains importants d'espérance de vie peuvent encore être réalisés et que, de ce simple point de vue, la transition sanitaire est loin d'être achevée.

Comme le montre la figure 6, en dépit de la divergence des quotients masculins et féminins et de la montée spectaculaire de la surmortalité masculine, l'écart d'espérance de vie à la naissance entre les deux sexes n'augmenterait pas. Il resterait plafonné à 8,4 ans jusque vers le milieu du siècle prochain et tendrait même à

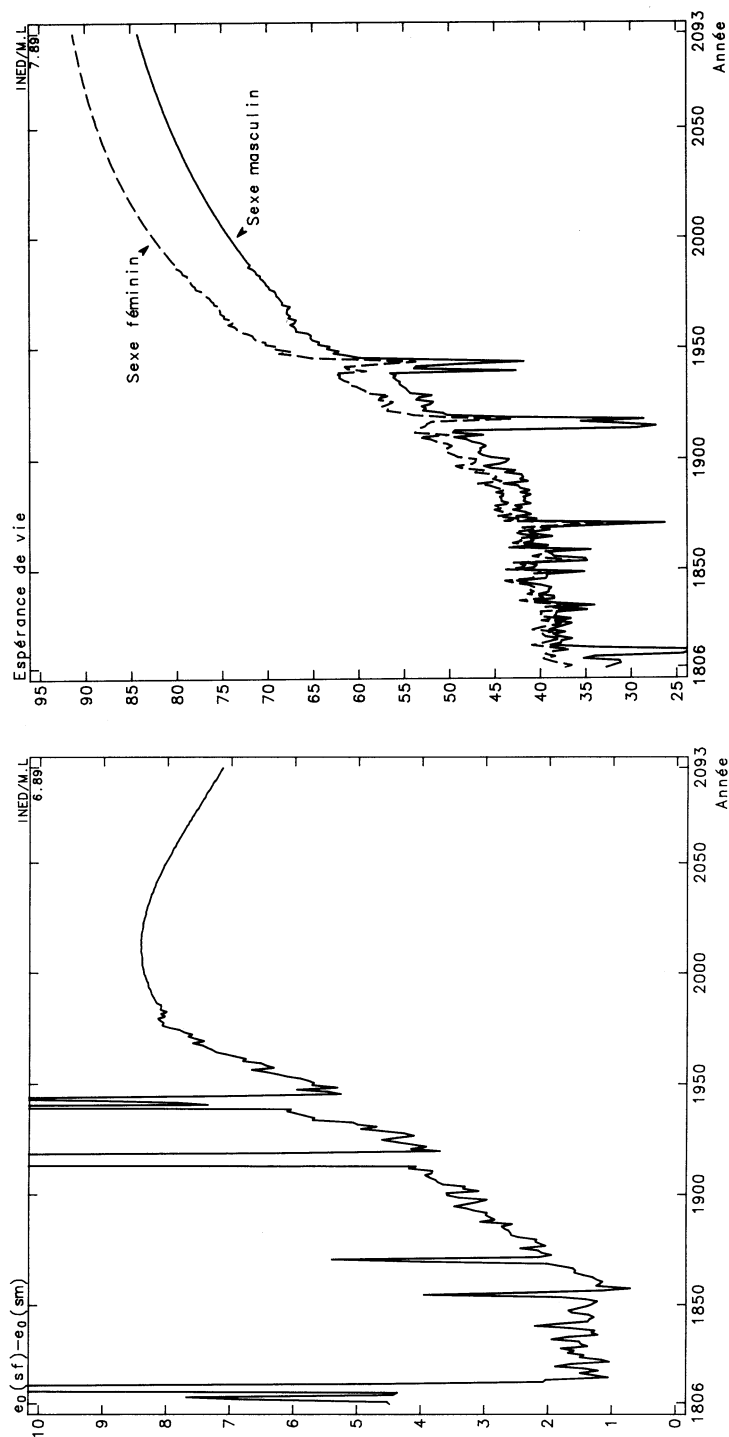


Figure 6. – Évolution de l'écart de vie moyenne entre les sexes découlant de l'extrapolation des tendances récentes de la mortalité par âge

Figure 5. – Évolution de l'espérance de vie à la naissance découlant de l'extrapolation des tendances récentes de la mortalité par âge

diminuer ensuite pour retomber à 7,1 ans en 2093. On assiste ainsi au paradoxe apparent d'une formidable aggravation de la surmortalité masculine accompagnée d'une modération de la différence de vie moyenne entre les sexes. Ce paradoxe tient au fait que les quotients féminins sont tellement inférieurs aux quotients masculins qu'il leur faudrait, pour produire le même effet sur l'espérance de vie, une réduction relative beaucoup plus forte. Les quotients masculins peuvent ainsi baisser moins vite (et aggraver la surmortalité masculine), tout en produisant une progression de l'espérance de vie légèrement supérieure à celle du sexe féminin. Il y a ainsi fort à parier que désormais, sauf à repousser au-delà de sa limite actuelle l'âge extrême de la vie, même si la mortalité féminine continue à régresser plus rapidement que la mortalité masculine, la différence d'espérance de vie n'augmentera plus guère. Elle est même probablement appelée à régresser.

Les résultats de cette projection ne sont pas directement comparables à ceux de la perspective de l'INSEE qui s'arrête en 2040. Cependant, dès les premières années, l'hypothèse *tendancielle* de Dinh et Labat donne, pour chacun des deux sexes, une espérance de vie à la naissance inférieure et l'écart se creuse de plus en plus. Dès l'an 2000, elle donne, aux hommes comme aux femmes, 0,9 an de vie moyenne en moins. En 2020, le déficit est de 3,0 ans et il atteint 5,5 ou 5,3 selon le sexe en 2040.

Conclusion

Sans perdre de vue le caractère spéculatif de toute projection et de celle-ci en particulier, il nous a semblé utile de faire brièvement part aux lecteurs de *Population* de résultats et de réflexions pouvant contribuer au débat sur le choix d'hypothèses pour les prochaines projections de population. Cependant, ces résultats constituent surtout pour nous une étape intermédiaire vers la construction de tables de mortalité par génération sur une longue période. En les raccordant aux données disponibles pour le XX^e siècle et à celles que nous avons reconstituées pour le XIX^e, on peut en effet obtenir des tables complètes de mortalité pour toutes les générations nées de 1806 à 1987. Ce sera l'objet de notre prochain article.

Jacques VALLIN et France MESLÉ.

RÉFÉRENCES

- [1] Gérard CALOT. *La mesure des taux en démographie*. – Paris, INED, PUF, 1984. (Travaux et Documents, Cahier n° 104).
- [2] Gérard CALOT et Graziella CASELLI. Article en préparation.
- [3] Quang-Chi DINH et Jean-Claude LABAT. *Projection de population totale pour la France. 1985-2040*. – Paris, INSEE, 1986. (Les Collections de l'INSEE, série D, n° 113).
- [4] France MESLÉ et Jacques VALLIN. Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France au XIX^e siècle. *Population*, vol. 44, n° 6, 1989, p. 1122-1158.
- [5] Jacques VALLIN. *La mortalité par génération en France depuis 1899*. – Paris, INED, PUF, 1973. (Travaux et Documents, Cahier n° 63).
- [6] Jacques VALLIN. L'avenir de l'espérance de vie vu à travers les projections de l'INSEE. *Population*, vol. 44, n° 4-5, 1989, p. 581-586.