

MESLÉ France et VALLIN Jacques, 1989. –
Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France
au XIX^e siècle, Population, vol. 44, n° 6, p. 1121-1158.

RECONSTITUTION DE TABLES ANNUELLES DE MORTALITÉ POUR LA FRANCE AU XIX^e SIÈCLE*

*Les progrès de la démographie depuis la dernière guerre mondiale concernent plus souvent le passé que l'avenir. Désarmés devant les évolutions prochaines, nous sommes au contraire de plus en plus savants sur la démographie du XVIII^e et XIX^e siècles : reconstitution des familles à l'aide des registres paroissiaux, rétroprojections (c'est-à-dire projections de population vers le passé), et maintenant ce grand travail de France MESLÉ** et Jacques VALLIN** qui reconstruisent année par année et âge par âge la mortalité française au XIX^e siècle. Souhaitons que ce repérage précis du passé s'étende aux autres caractères démographiques, notamment la fécondité, pour nous aider enfin à déceler la direction des évolutions futures.*

Introduction

Grâce à des sources de nature différente, on connaît, avec plus ou moins de détail selon l'époque, l'évolution de la mortalité depuis le milieu du XVIII^e siècle. Pour la période allant de 1899 à nos jours, on dispose de tables complètes de mortalité pour chaque année de calendrier⁽¹⁾, ce qui permet de suivre avec précision la conjoncture de la mortalité aux différents âges. Pour la période précédente, allant en fait de 1805 à 1950, Jean Bourgeois-Pichat a publié en 1951-52 une série de tables abrégées tri-annuelles centrées sur les années de recensement [3,4]. Elles permettent de suivre la tendance mais elles écrêtent les fluctuations annuelles, laissent dans l'ombre certaines années intercensitaires et ne livrent d'informations qu'au niveau des groupes quinquennaux d'âges. Pour le XVIII^e siècle, enfin, en s'appuyant sur les résultats de l'exploitation des registres paroissiaux entreprise par Louis Henry, Yves Blayo [2] a calculé des tables

* Nous remercions Noël Bonneuil qui, préparant actuellement un travail de plus grande ampleur sur la démographie française par département au XIX^e siècle, nous a apporté une aide précieuse au stade de la collecte des informations de base ici utilisées.

** INED.

⁽¹⁾ Depuis 1950, l'INSEE calcule régulièrement les quotients prospectifs de mortalité par âge et en tire des tables annuelles partiellement reproduites dans «La situation démographique» publiée dans *Études et conjoncture* jusqu'en 1968 et, depuis, dans la série D des *Collections de l'INSEE*. Cependant, pour l'ensemble de la période 1899-1969, une reconstitution complète de tables annuelles a été effectuée sur la base de quotients de mortalité par âge et par génération [16] et, plus récemment, la série a été complétée jusqu'en 1981 [17].

abrégeées de mortalité par période décennale allant de 1740 à 1829. Tout comme les précédentes, ces tables nous ont permis de faire un pas décisif dans la connaissance de la tendance générale mais elles lissent encore davantage les aspérités de la conjoncture.

La figure 1 résume ces informations en termes d'espérance de vie à la naissance (ou vie moyenne). Durant le XIX^e siècle, représenté ici pour l'essentiel par les données de Jean Bourgeois-Pichat, la progression de la vie moyenne a été assez modeste par rapport à l'évolution observée, de part et d'autre, à la fin du XVIII^e siècle et au XX^e siècle. On sait cependant que la mortalité a connu à cette époque d'importantes fluctuations comme l'indique l'évolution annuelle du taux brut de mortalité depuis 1740⁽²⁾ (figure 2). Il serait intéressant de pouvoir suivre ces fluctuations indépendamment de l'évolution de la structure par âge de la population, soit

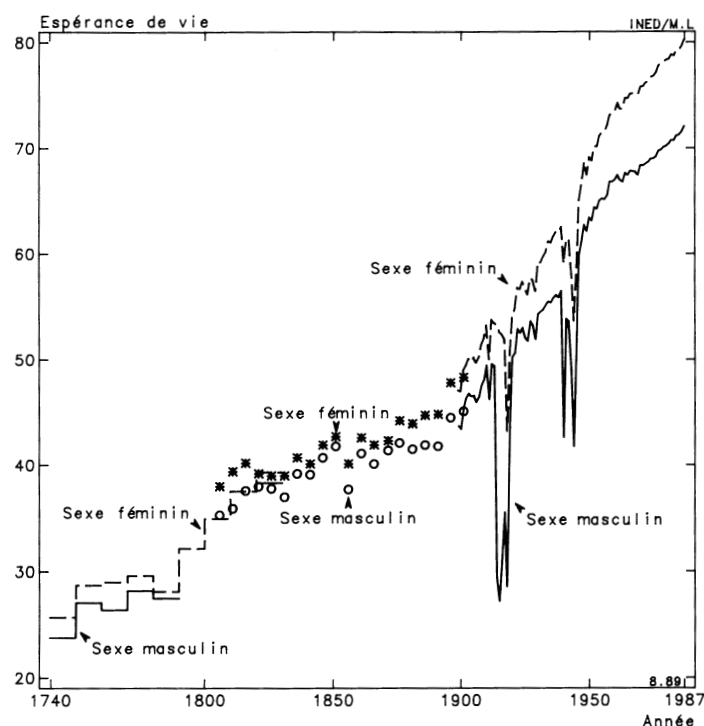


Figure 1. – Évolution de l'espérance de vie à la naissance en France depuis 1740 d'après les données déjà disponibles

Source : de 1740-1749 à 1820-1829 [2], de 1805-1807 à 1900-1902 [4], de 1899 à 1981 [17] (plus mise à jour 1982-1986)

(2) Jean-Noël Biraben [10] a reconstitué cette évolution annuelle pour la période 1740-1839 à partir des travaux de Louis Henry et Yves Blayo et pour les années postérieures, l'information est régulièrement disponible dans les annuaires de l'INSEE et notamment dans l'annuaire rétrospectif publié en 1966 [11].

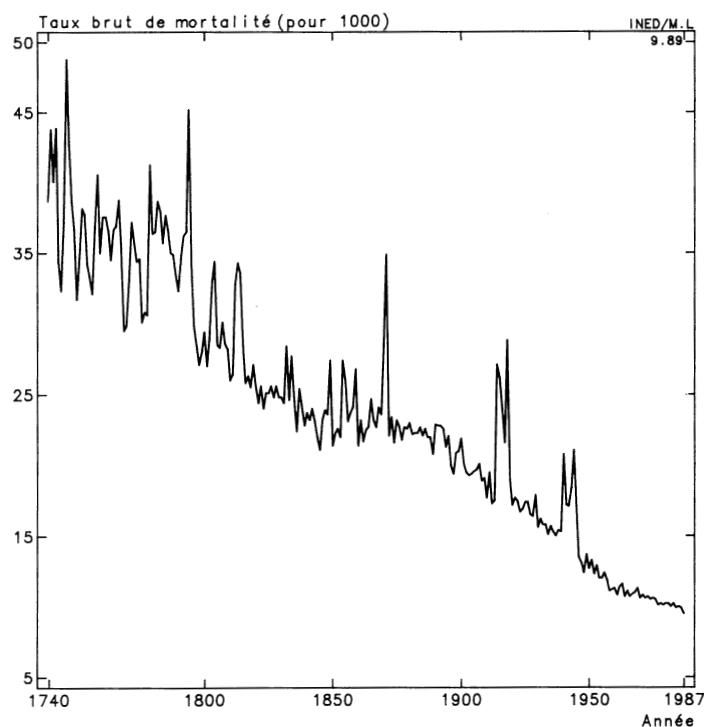


Figure 2. – Évolution du taux brut de mortalité depuis 1740

Source : [10]

globalement en termes de vie moyenne, soit en détail à travers des taux ou des quotients par âge. Il nous a paru que, pour le XIX^e siècle au moins, une reconstitution de tables annuelles complètes de mortalité était possible à partir des données issues de l'état civil et des recensements. Outre qu'elle fournirait une vue approfondie de l'évolution de la conjoncture, une telle reconstitution permettrait également d'élargir le champ de nos connaissances sur la vie réelle des générations (le réseau de tables par génération actuellement disponibles ne démarrant qu'en 1899 [16, 17]). C'est ce que nous tentons de faire ici. Après un bref exposé des données utilisées et de la méthode suivie, nous donnerons un aperçu des résultats obtenus.

I. – Données disponibles et méthode de reconstitution

A) Données disponibles Pour construire des tables de mortalité annuelles complètes, il faudrait disposer pour chaque année de calendrier, de répartitions par année d'âge tant des populations que des décès. C'est loin d'être le cas au XIX^e siècle. Un tra-

TABLEAU 1. – RECENSEMENTS GÉNÉRAUX DE LA POPULATION EFFECTUÉS EN FRANCE AU XIX^e SIÈCLE

| Date | Total recensé* (en milliers) | Classement par âge utilisé | Source |
|------------------|---------------------------------|---|---------|
| Janvier 1801 | 27 349 | Pas de classement | (1) |
| 1806 | 29 107 | " | (1) |
| Août 1821 | 30 462 | " | (2) |
| Mai-Juin 1831 | 32 569 | " | (3) |
| Mai-Juin 1836 | 33 540 | " | (1) |
| Mai-Juin 1841 | 34 230 | " | (4) |
| Juin 1846 | 35 402 | " | (5) |
| Avril-mai 1851 | 35 783 | Par année d'âge, jusqu'à 100 ans | (6,17) |
| Mai-juin 1856 | 36 190 | Par année d'âge, jusqu'à 104 ans | (7,17) |
| Mai-juin 1861 | 37 390 | " | (8,17) |
| Avril-mai 1866 | 38 067 | Par année d'âge, jusqu'à 99 ans | (9,17) |
| Avril-mai 1872 | 36 103 | Par année d'âge jusqu'à 24 ans, par groupe quinquennal jusqu'à 95-99 ans | (10,17) |
| Décembre 1876 | 36 906 | " | (11,17) |
| 18 décembre 1881 | 37 405 | " | (12,17) |
| 30 mai 1886 | 37 931 | " | (13,17) |
| 12 avril 1891 | 38 133 | " | (14,17) |
| 29 mars 1896 | 38 269 | " | (15,17) |
| 24 mars 1901 | 38 451 | Par année d'âge jusqu'à 98 ans | (16,17) |

(*) Jusqu'en 1876, population légale; à partir de 1881, population sans double compte.
(1) Ministère des Travaux Publics de l'Agriculture et du Commerce. – *Statistique de la France : territoire et population*. – Paris, Imprimerie Royale, 1837.
(2) Louis XVIII. – Ordonnance du Roi portant approbation du tableau de la population du Royaume par département. *Bulletin des Lois*, n° 501, 23 janvier 1822, pp. 41-43.
(3) Louis-Philippe. – Ordonnance du Roi portant que les tableaux y annexés de la population du Royaume seront considérés comme seuls authentiques pendant cinq ans à compter du 1^{er} janvier 1832. *Bulletin des Lois*, 2^e partie : *Ordonnances*, n° 163, 11 juin 1832, pp. 685-755.
(4) Louis-Philippe. – Ordonnance du Roi portant que les tableaux de population y annexés seront considérés comme seuls authentiques à partir du 1^{er} novembre 1842. *Bulletin des Lois*, n° 958, 25 octobre 1842, pp. 625-676.
(5) Louis-Philippe. – Ordonnance du Roi contenant approbation des tableaux de population du Royaume. *Bulletin des Lois*, n° 1367, 30 janvier 1847, pp. 133-255.
(6) Ministère de l'Agriculture et du Commerce et des Travaux Publics. – *Statistique de la France*. – Paris, Imprimerie Impériale, 1855.
(7) Statistique de la France. – *Résultats du dénombrement de la population en 1856*. – Strasbourg, Imprimerie administrative de Vve Berger-Levrault, 1859.
(8) Statistique de la France. – *Résultats généraux du dénombrement de 1861 comparé aux cinq dénombrements antérieurs*. – Strasbourg, Imprimerie administrative de Vve Berger-Levrault, 1864.
(9) Statistique de la France. – *Résultats généraux du dénombrement de 1866*. – Strasbourg, Imprimerie administrative de Vve Berger-Levrault, 1869.
(10) Statistique de la France. – *Résultats généraux du dénombrement de 1872*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1873.
(11) Statistique de la France. – *Résultats généraux du dénombrement de 1876*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1878.
(12) Ministère du Commerce (Service de la Statistique Générale). – *Résultats statistiques du dénombrement de 1881*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1883.
(13) Statistique Générale de la France. – *Résultats statistiques du dénombrement de 1886*. – Paris, Nancy, Berger-Levrault et Cie, 1888.
(14) Statistique Générale de la France. – *Résultats statistiques du dénombrement de 1891*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1894.
(15) Statistique Générale de la France. – *Résultats statistiques du dénombrement de 1896*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1899.
(16) Ministère du Commerce (Service du Recensement). – *Résultats statistiques du recensement général de la population effectué le 24 mars 1901 (Tome IV)*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1906.
(17) INSEE. – *Population par sexe, âge et état matrimonial de 1851 à 1962*. – Paris, Imprimerie nationale, 1968. (Études et documents démographiques n° 10).

vail de reconstitution est nécessaire. D'autres y ont déjà contribué, mais avec des objectifs plus limités. Nous nous appuierons en grande partie sur leurs résultats pour aboutir à une mise en forme des données répondant à nos besoins.

1) Populations

De 1801 à 1901, 18 recensements ont été effectués sur l'ensemble du territoire français de l'époque (tableau 1), soit un tous les cinq ans, aux millésimes se terminant par 1 ou 6, à l'exception de 1811, 1816 et 1826 (recensements annulés ou non programmés)⁽³⁾ et 1871 (recensement reporté à 1872 en raison de la guerre). Jusqu'en 1851, bien que l'âge figure sur les listes nominatives, aucune répartition par âge n'a été publiée. En revanche, de 1851 à 1866, on dispose à partir de chaque recensement d'une répartition complète par sexe et année d'âge, au moins jusqu'à 99 ans. De 1872 à 1896, les données sont moins complètes puisque le détail par année d'âge n'est fourni que jusqu'à 24 ans, la population étant ensuite répartie par groupe quinquennal d'âges et ce n'est qu'en 1901 que l'on retrouve la répartition complète.

Même quand elles sont fournies avec le plus grand détail, ces données sont loin d'être entièrement satisfaisantes. On note en particulier sur les pyramides d'âge de cette période, une forte attraction des «âges ronds». Cela tient d'une part à ce qu'à l'époque on demandait aux individus non pas leur année de naissance (invariable) mais leur âge (variable et souvent connu de manière approximative) et d'autre part au fait que l'état civil ne fonctionnait pas encore parfaitement au début du XIX^e siècle. En outre les recensements de cette époque sous-estimaient assez fortement la population des très jeunes enfants. Léon Tabah [14] a analysé ces déficiences dans le recensement de 1851. Il en a proposé un redressement en s'appuyant sur les naissances et sur une estimation de la mortalité pour les générations nées depuis 1806 (ayant moins de 45 ans en 1851) et, pour les générations plus anciennes, en répartissant sur les âges voisins les surplus d'effectif engendrés par l'attraction des âges ronds (figure 3).

En se limitant à une répartition par groupe d'âges quinquennal, Jean Bourgeois-Pichat a reconstitué, au début des années 1950, la population française par sexe et âge, pour toute la période 1776-1901 et notamment la première moitié du XIX^e siècle pour laquelle aucune pyramide n'était jusqu'alors disponible [3]. Cette reconstitution est entièrement fondée sur les effectifs annuels de naissances et de décès, enregistrés à l'état civil ou évalués. On dispose ainsi d'une répartition par groupe d'âges pour chaque année dont le millésime se termine par 1 ou 6 [4].

⁽³⁾ En 1811 et en 1826, il a toutefois été procédé à une évaluation de population, fondée pour chaque commune sur la population précédemment recensée (respectivement en 1806 et en 1821), les naissances et les décès enregistrés à l'état civil et une estimation des migrations [1]. En 1816, aucune opération n'a eu lieu en raison des événements militaires et politiques de 1815-1816.

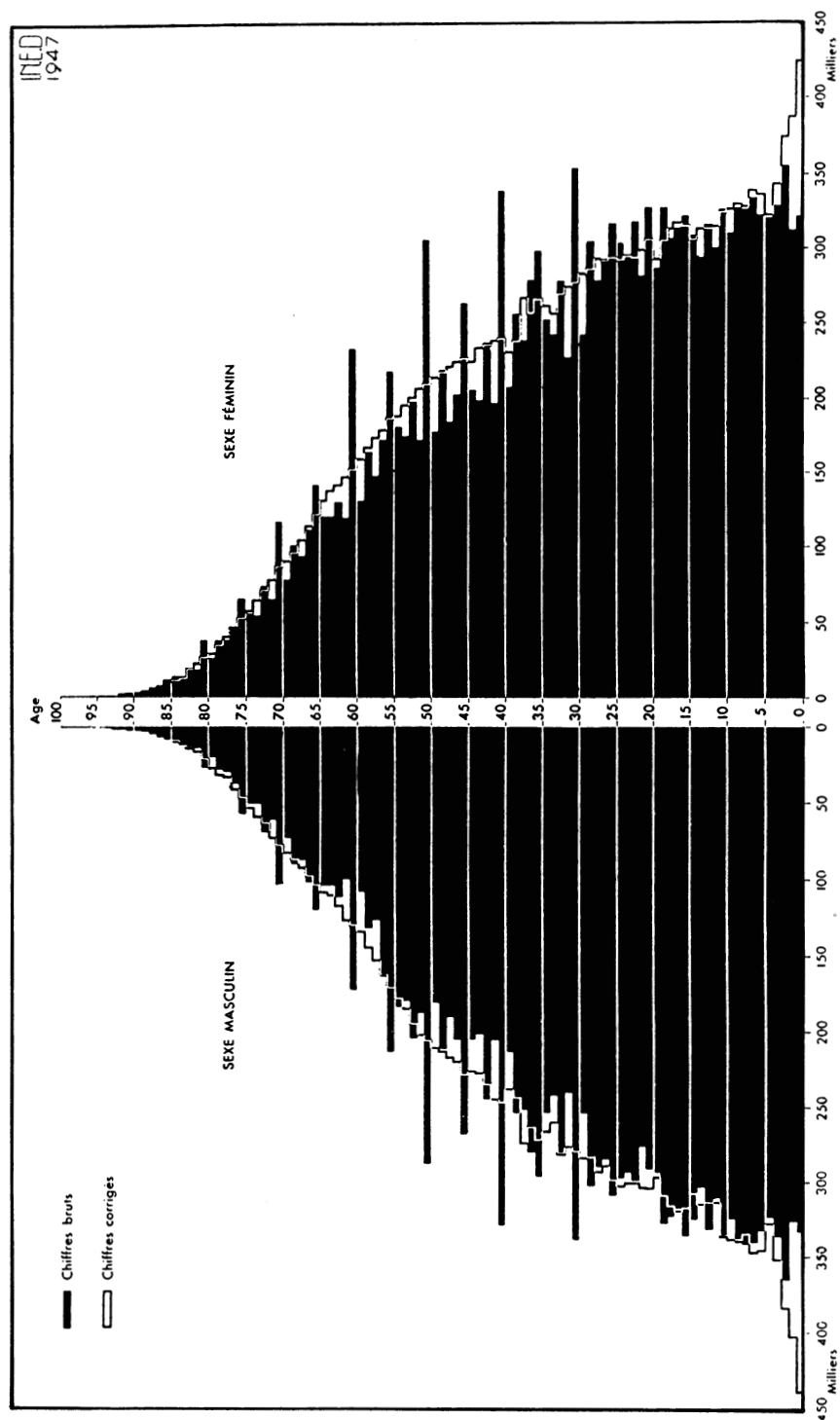


Figure 3. – Répartition brute et ajustée de la population par âge au recensement de 1851, d'après Léon Tabah.

Depuis, grâce au dépouillement par sondage des registres paroissiaux entrepris par Louis Henry pour la période 1740-1829, cette reconstitution a pu être prolongée dans le passé mais aussi confirmée dans ses résultats pour le début du XIX^e siècle qui nous intéresse plus précisément ici [8]. Nous accorderons donc dans ce qui suit une plus grande confiance à la reconstitution de Jean Bourgeois-Pichat qu'aux résultats bruts des recensements.

2) Décès

Les registres d'état civil qui ont remplacé les registres paroissiaux en 1793 ont été utilisés pour produire au niveau de la France entière des tableaux de décès par âge à partir de 1806 (tableau 2). A deux reprises, durant cette période, on dispose ainsi du classement des décès par année d'âge (1853-1854 et 1897-1899). Il se trouve que l'on dispose aussi pour des recensements proches (1851 et 1856; 1901) du classement de la population avec le même détail. Nous verrons dans quelle mesure il est possible de tirer parti de cette conjonction favorable. Les Archives nationales conservent également un classement manuscrit non publié des décès par année d'âge de l'année 1806. En l'absence de répartition analogue de la population, il ne nous a pas paru très utile de recourir à cette information.

Il est en revanche indispensable d'accorder un traitement particulier aux décès militaires de la période napoléonienne. D'une part, une fraction importante de ces décès n'a pas été enregistrée à l'état civil (739 000 décès non enregistrés sur un total de décès militaires estimé à 863 000) et, d'autre part, la distribution par âge des décès militaires, enregistrés ou non, doit être estimée séparément de celle des décès civils, notamment au sein du groupe 15-19 ans, pour tenir compte de l'âge à la conscription. L'annexe 1 précise comment, à partir d'estimations globales de décès militaires enregistrés et non enregistrés données par Jacques Houdaille [9] et par Louis Henry et Yves Blayo [8], nous avons réparti ces décès par génération et année d'observation. Les autres campagnes militaires du siècle (conquête de l'Algérie et autres guerres coloniales, campagnes de Napoléon III, guerre de 1870 et Commune de Paris) posent moins de problèmes, soit qu'elles n'aient fait qu'un petit nombre de victimes, soit que les décès aient été à peu près convenablement enregistrés.

La statistique de l'année 1870 présente cependant une imprécision. Comme l'indique le tableau 2, les décès du département de la Seine n'ont pas été classés par âge. Nous avons reclassé par âge le total des décès France entière en lui appliquant la répartition par âge des décès de la France moins la Seine.

B) Construction de tables annuelles de mortalité

En interpolant annuellement les populations par groupe d'âges de Jean Bourgeois-Pichat il est assez facile, avec les données disponibles, de parvenir à une série annuelle de taux quinquennaux

TABLEAU 2. – STATISTIQUES DE DÉCÈS PAR ÂGE PRODUITES AU NIVEAU
DE LA FRANCE ENTIÈRE À PARTIR DES REGISTRES D'ÉTAT CIVIL AU XIX^e SIÈCLE

| Période | Classement par âge utilisé | Source |
|-----------|--|--------|
| 1806-1852 | 0, 1-4 ans, 5-9 ans, ..., 95-99 ans, 100 ans et plus | (1) |
| 1853-1854 | Par année d'âge jusqu'à 99 ans | (2) |
| 1855-1859 | 0, 1-4, 5-9, ..., 95-99, 100 et plus | (1) |
| 1860 | " | (3) |
| 1861-1869 | " | (4,5) |
| 1870 | Pas de classement par âge France entière* | (5) |
| 1871 | 0, 1-4, 5-9, ..., 95-99, 100 et plus | (3) |
| 1872-1884 | " | (6) |
| 1885-1886 | 0, 1, 2, 3, 4, 5, 9, ..., 95-99, 100 et plus | (7,8) |
| 1887 | 0, 1-4, 5-9, ..., 95-99, 100 et plus | (8) |
| 1888-1891 | 0,1,2,3,4,5-9, 10-14, 15-17, 18-19, 20-24, ..., 95-99, 100 et plus | (9) |
| 1892-1896 | 0,1,2,3-4, 5-9, 10-14, 15-17,18-19,20-24, ..., 95-99, 100 et plus | (10) |
| 1897-1899 | Par année d'âge jusqu'à 84 ans | (11) |

* On dispose cependant du même classement par âge que pour les années précédentes pour l'ensemble des départements autres que la Seine et du nombre total de décès enregistrés dans le département de la Seine.

(1) Statistique de la France. – *Mouvement de la population pendant les années 1858, 1859, 1860*. – Strasbourg, Imprimerie administrative de Vve Berger-Levrault, 1863. (Ce volume contient un récapitulatif pour les années 1806 à 1859).

(2) Statistique de la France. – *Mouvement de la population en 1851, 1852 et 1853 et pendant l'année 1854*. – Strasbourg, Imprimerie administrative de Vve Berger-Levrault, 1856 et 1857. (Ces deux publications donnent séparément le tableau des décès par âge pour le département de la Seine et pour l'ensemble des autres départements : il faut totaliser pour obtenir le même tableau France entière).

(3) Statistique Générale de la France. – *Statistique internationale du mouvement de la population d'après les registres d'état civil, résumé rétrospectif depuis l'origine des statistiques de l'état civil jusqu'en 1905*. – Paris, Imprimerie nationale, 1907.

(4) Statistique de la France. – *Mouvement de la population pendant les années 1861, 1862, 1863, 1864 et 1865*. – Strasbourg, Imprimerie administrative de Vve Berger-Levrault, 1870.

Statistique de la France. – *Mouvement de la population pendant les années 1866, 1867 et 1868*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1872.

(5) Statistique de la France. – *Nouvelle série, Tome I, Statistique annuelle année 1871*. – Paris, Imprimerie nationale, 1874. (Ce volume contient le mouvement de la population pour les années 1869, 1870 et 1871, mais pour cette dernière année des résultats plus détaillés se trouvent dans le recueil de statistiques internationales précité).

(6) Statistique de la France. – *Nouvelle série, Tome II, Statistique annuelle, année 1872*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1875. (Et ainsi de suite : Tome III, [...], année 1873. – [...] 1876. à Tome XIV, [...], année 1884. – [...] 1887.).

(7) Statistique Générale de la France. – *Tome XV, Statistique annuelle, année 1885*. Paris, Nancy, Berger-Levrault et Cie, 1888.

(8) Statistique Générale de la France. – *Tomes XVI et XVII, Statistique annuelle, années 1886 et 1887*. Paris, Nancy, Berger-Levrault et Cie, 1889.

(9) Statistique Générale de la France. – *Tomes XVIII et XIX, Statistique annuelle, années 1888 et 1889*. Paris, Imprimerie Nationale, 1890.

Statistique Générale de la France. – *Tome XX, Statistique annuelle, année 1890*. Paris, Imprimerie Nationale, 1891.

(10) Statistique Générale de la France. – *Tomes XXI et XXII, Statistique annuelle, années 1891 et 1892*. Paris, Imprimerie Nationale, 1895.

Statistique Générale de la France. – *Tome XXIII, Statistique annuelle, année 1893*. – Paris, Imprimerie Nationale, 1896. (Et ainsi de suite : Tome XXIV, [...], année 1894. – [...] 1897. à Tome XXVI, [...], année 1896. – [...] 1898.).

(11) Statistique Générale de la France. – *Tome XXVII et Tome XXVIII, Statistique annuelle, année 1897 et année 1898*. Paris, Imprimerie Nationale, 1899 et 1900.

Statistique Générale de la France. – *Mouvement de la population en 1899-1900*. Paris, Imprimerie Nationale, 1901.

de mortalité. Nous verrons ensuite dans quelle mesure on peut passer à des tables de mortalité par année d'âge, en s'appuyant sur les observations faites à propos des quelques années pour lesquelles on dispose d'une information plus détaillée.

1) Interpolation des populations par groupe d'âges

Pour obtenir une évaluation de la population par groupe d'âges au 1^{er} janvier de chacune des années 1806 à 1899, nous avons tout simplement interpolé linéairement les populations estimées par Jean Bourgeois-Pichat au 1^{er} janvier des années dont le millésime se termine par 1 ou 6. Cependant ces dernières estimations portent, tout comme les décès enregistrés à l'état civil, sur un territoire variable et il convient d'interpoler à territoire constant. De 1806 à 1860, les décès portent sur le territoire actuel moins la Savoie (départements de Savoie et Haute-Savoie) et le Comté de Nice (partie du département des Alpes-Maritimes). De 1861 à 1868⁽⁴⁾, ils portent sur le territoire actuel. A partir de 1869, enfin, ils portent sur le territoire actuel moins l'Alsace-Lorraine (départements actuels du Bas-Rhin, du Haut-Rhin et de la Moselle). Pour obtenir les populations au 1^{er} janvier des années 1857 à 1861, nous avons donc ramené la population de 1861 au territoire actuel moins Nice et la Savoie. De même, pour obtenir les populations au 1^{er} janvier des années 1867 à 1869, nous nous sommes appuyés sur une réévaluation de la population de 1871 sur le territoire actuel. Enfin pour obtenir les populations au 1^{er} janvier des années 1869 et 1870 il nous a fallu ramener la population de 1866 au territoire actuel moins l'Alsace-Lorraine.

2) Taux par groupe d'âges

Même si l'on s'en tenait à des taux par groupe d'âges, permettant d'aboutir entre autres à des tables abrégées de mortalité, il importerait, compte tenu du poids de la mortalité infantile, d'isoler la première année d'âge. On dispose, pour toute la période étudiée, des décès de moins d'un an. Cependant, les évaluations de population de Jean Bourgeois-Pichat ne distinguent pas les enfants de moins d'un an du groupe 0-4 ans. Les recensements donnent depuis 1851 l'effectif des moins d'un an, mais nous avons déjà vu que cette information est particulièrement mauvaise. Nous avons donc estimé à chaque 1^{er} janvier la population à 0 an à partir des naissances de l'année civile précédente, amputées d'une certaine proportion des décès infantiles (61 % pour le sexe masculin et 55 % pour le sexe féminin). Ce sont donc ainsi les taux à 0 an, 1-4 ans, 5-9 ans, ..., 85-89 ans, 90 ans et plus, que nous avons finalement calculés pour chacune des années 1806 à 1898.

⁽⁴⁾ Le changement de frontière a eu lieu en 1871, mais le mouvement de la population des années 1869 et 1870, publié en 1874, ne donne les décès par âge que pour le territoire de 1871.

3) Le cas particulier des années 1853-1854 et 1897-1898

Exceptionnellement, nous l'avons vu, on dispose pour les années 1853-1854 et 1897-1898 d'un classement des décès par année d'âge tandis que les recensements de 1851 et 1856 ainsi que celui de 1901 donnent la population par âge avec le même détail. On peut donc, au moins pour ces années-là, calculer des taux de mortalité par année d'âge.

a) Taux par âge en 1853-1854

Pour obtenir les taux par âge de 1853-1854, il faut rapporter les décès à la population au 1^{er} janvier 1854. Cette dernière a été estimée en appliquant à l'effectif de chaque groupe d'âges précédemment interpolé la répartition par année d'âge observée sur la moyenne des deux recensements encadrants. La courbe des taux ainsi obtenue présente une allure générale assez satisfaisante (figure 4). Elle souffre cependant, au-delà de 25 ans, de fluctuations tout à fait anormales, qui sont à l'évidence liées au phénomène d'attraction des âges ronds. En revanche, la double oscillation ob-

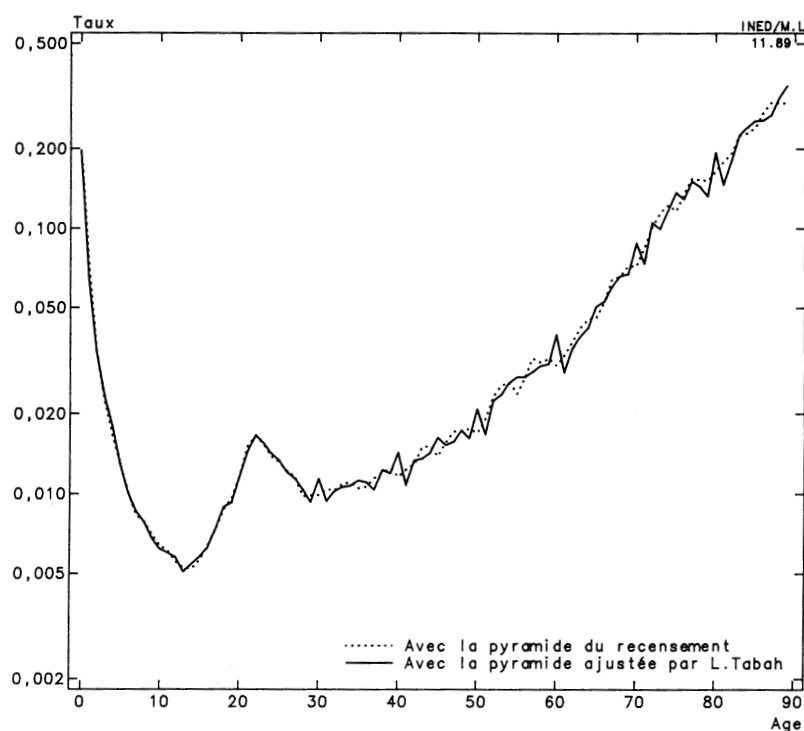


Figure 4 – Taux par année d'âge en 1853-1854 selon deux populations de référence, sexe masculin.

servée entre 5 et 25 ans pour le sexe masculin paraît conforme à la réalité, reflétant une importante mortalité accidentelle chez les jeunes hommes.

On peut se demander si, au-delà de 25 ans, le résultat n'aurait pas été meilleur en utilisant la pyramide des âges de 1851 ajustée par Léon Tabah. Nous avons donc recalculé la population au 1^{er} janvier 1854 en faisant éclater les groupes d'âges au prorata des effectifs par âge de 1851 ajustés par Léon Tabah. Le résultat n'est guère encourageant : les fluctuations sont plus fortes que précédemment (figure 4). C'est que l'attraction des âges ronds touche non seulement le classement des individus recensés mais aussi celui des décès enregistrés à l'état civil. Le premier calcul opère une certaine compensation là où le second pâtit pleinement des imperfections du classement des décès.

En revanche les deux courbes coïncident assez bien avant 25 ans et l'on peut penser qu'elles donnent pour ces âges une vue assez juste de la structure de la mortalité.

b) Taux par âge en 1897-1898

L'estimation de la population par année d'âge au 1^{er} janvier 1898 peut se faire comme précédemment pour les âges inférieurs à 25 ans. Au-delà, le recensement de 1896 ne donne la population que par groupe d'âges et l'on doit se contenter de la distribution par âge de 1901. Comme pour 1853-1854, la courbe obtenue est encore anormalement fluctuante au-delà de 25 ans, même si le phénomène est nettement atténué (figure 5). Avant 25 ans, le profil de mortalité par âge est assez différent de celui du milieu du siècle, confirmant une évolution de la structure de la mortalité déjà visible dans ses grandes lignes sur les séries de taux par groupe d'âges.

c) Calcul de tables annuelles complètes de mortalité

Disposant, d'une part, des séries annuelles de taux de mortalité par groupes quinquennaux d'âges et d'autre part des taux de mortalité par année d'âge pour deux périodes (1853-1854 et 1897-1898), il nous a paru possible, en tirant parti de ces deux types d'informations, de calculer des tables annuelles complètes de mortalité. Pour ce faire, nous avons utilisé deux techniques différentes selon l'âge.

Jusqu'à 25 ans, les courbes de mortalité par âge de 1853-1854 et 1897-1898 sont régulières. Nous avons, pour chaque année et pour chaque âge, appliqué au taux par groupe quinquennal d'âges le rapport du taux par âge au taux par groupe d'âges de 1853-1854 pour la période 1806-1875 et de 1897-1898 pour la période 1876-1898. L'examen des taux de mortalité par groupes quinquennaux d'âges nous avait en effet montré qu'avant 1876 la structure de la mortalité par âge se rapprochait plutôt de celle observée en 1853-1854, alors qu'après 1876, on retrouvait davantage la structure par âge de 1897-1898. Le raccordement entre les groupes de cinq taux par âge ainsi obtenus n'étant pas toujours parfait, nous avons ensuite ajusté

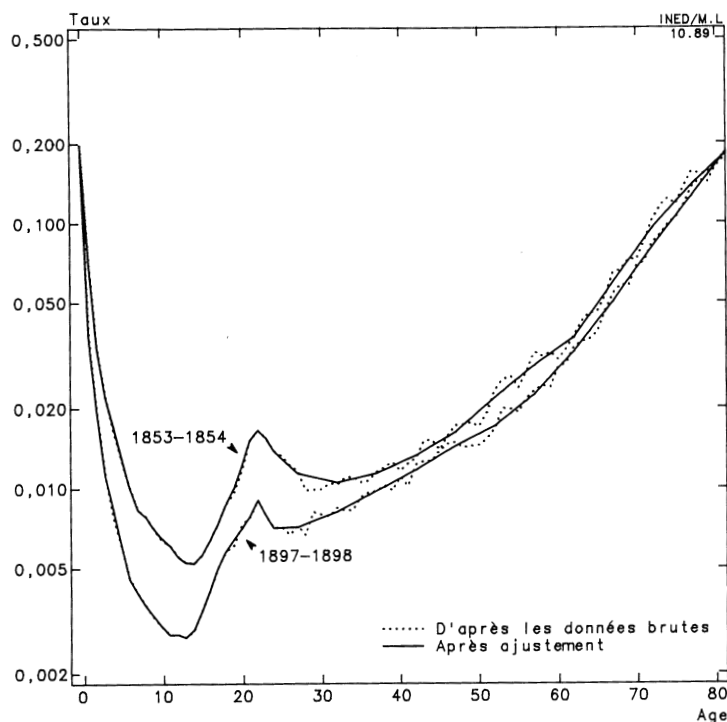


Figure 5. – Taux par âge en 1853-1854 et 1897-1898, avant et après ajustement, sexe masculin.

les résultats en remplaçant les taux aux âges charnières les plus touchés (4 et 5 ans, 9 et 10 ans, 19 et 20 ans) par des moyennes mobiles sur trois années d'âge.

Pour les âges supérieurs à 25 ans, les données brutes de 1853-1854 et de 1897-1898 étaient trop fluctuantes pour servir de référence, mais à ces âges la progression de la mortalité est assez proche du modèle logarithmique. Nous nous sommes donc contentés d'interpoler les taux par âge à partir des taux quinquennaux.

Cependant, pour le sexe masculin les années 1806-1815 exigent en outre un traitement spécial. D'une part, il faut en effet réintégrer les décès militaires non enregistrés mais, d'autre part, en raison de l'âge à la conscription, les décès militaires enregistrés eux-mêmes ne peuvent pas suivre, au sein du groupe 15-19 ans, le même mode de répartition par âge que les décès civils.

En fait il nous a paru plus simple de rassembler l'ensemble des décès militaires, enregistrés ou non, et de leur appliquer une même répartition par âge. Nous avons donc retranché des décès enregistrés par groupe quinquennal d'âges les décès militaires (voir annexe) avant d'appliquer aux

taux quinquennaux de mortalité civile la méthode précédemment décrite. Nous avons ensuite calculé des taux de mortalité militaire par âge grâce à la répartition de décès donnée au dernier tableau de l'annexe et à une estimation de la population par année d'âge (entre 15 et 50 ans) de chacune des années 1806 à 1815⁽⁵⁾. Restait à sommer les taux civils et les taux militaires calculés séparément pour obtenir, pour le sexe masculin, les taux globaux de mortalité par âge de 1806 à 1815.

En fin de compte, nous disposons ainsi de séries annuelles de taux de mortalité par âge ${}_1m_x$ de 1806 à 1898, à partir desquelles nous avons calculé les quotients ${}_1q_x$ de mortalité par âge de 1 à 82 ans, grâce à la formule classique :

$${}_1q_x = \frac{2, {}_1m_x}{2 + {}_1m_x}$$

S'agissant de la première année d'âge, il nous a semblé préférable d'utiliser comme quotient le taux de mortalité infantile calculé en rapportant les décès à 0 an à la somme pondérée des naissances des deux générations concernées. Enfin, après 82 ans, les taux de mortalité par âge étant très fluctuants, nous avons extrapolé au-delà de cet âge la droite de régression linéaire calculée sur les logarithmes des quotients entre 73 et 82 ans.

Ces séries annuelles de quotients de mortalité par année d'âge ont servi de base à la construction de 93 tables complètes de mortalité couvrant la période 1806-1898. Cette base de données permet de retracer avec plus de détail qu'on ne pouvait le faire jusqu'à présent l'évolution de la mortalité au XIX^e siècle, objet du présent article. Elle pourra également, raccordée aux données déjà disponibles pour le XX^e siècle, ouvrir la voie à une reconstitution plus complète de la mortalité par génération qui sera analysée dans un second article.

II. – Évolution de la mortalité au XIX^e siècle

Au sein de la longue période de transition sanitaire qui, du milieu du XVIII^e siècle à nos jours, a fait passer l'espérance de vie à la naissance d'environ 25 ans à plus de 75, le XIX^e siècle donne plutôt l'impression d'une pause (figure 1). La figure 6 illustre la place qu'occupe le XIX^e siècle (qui, hors les guerres napoléoniennes, commence en fait, de ce point de vue, en 1816) dans l'évolution de la courbe de survie. Le chemin parcouru en 82 ans (de 1816 à 1898) est très modeste comparé aux progrès réalisés dans les 71 ans qui ont précédé (de 1740-1749 à 1816) ou dans

⁽⁵⁾ Cette dernière a été obtenue en appliquant aux effectifs de populations par groupes quinquennaux d'âges la répartition par année d'âge du recensement de 1851 ajustée par Léon Tabah [14].

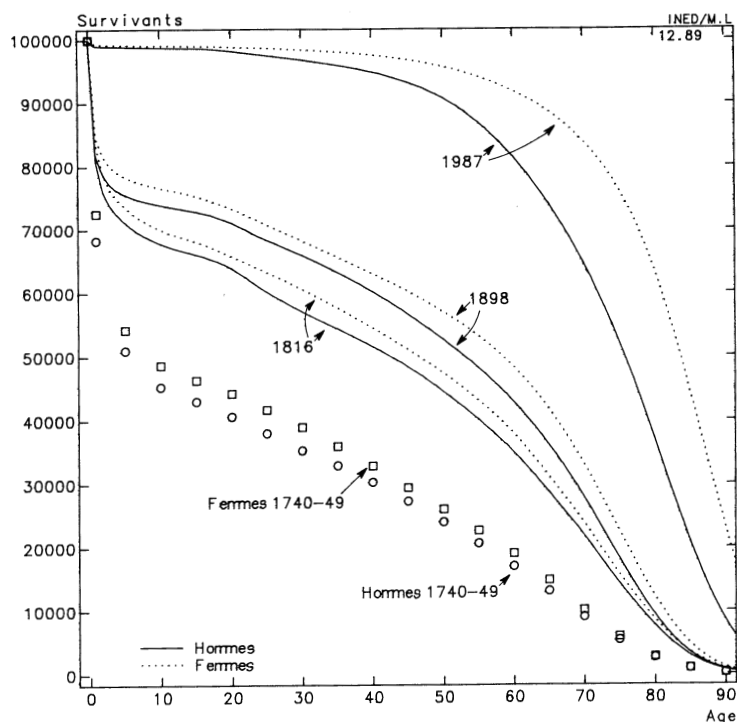


Figure 6. – Évolution de la courbe de survie au cours de la transition sanitaire.

les 89 ans qui ont suivi (1898-1987). Mais ce siècle est aussi une période de transition au cours de laquelle la composition par âge de la mortalité s'est modifiée et où ont pris naissance un certain nombre de caractéristiques actuelles.

A) Évolution annuelle de la mortalité

1) Espérance de vie

Si, de 1806 à 1898, la vie moyenne n'a pas beaucoup augmenté, elle a, en revanche, beaucoup fluctué (tableau 3 et figure 7). Cela commence évidemment avec les guerres de l'Empire. Les années 1806 à 1811 sont déjà fortement marquées de surmortalité masculine liée à la guerre. En 1806 (guerre en Prusse), la vie moyenne des hommes n'est que de 32,8 ans contre 37,2 pour les femmes. La situation est encore plus grave en 1808-1809 (guerre d'Espagne) avec 31,2 ans d'espérance de vie masculine

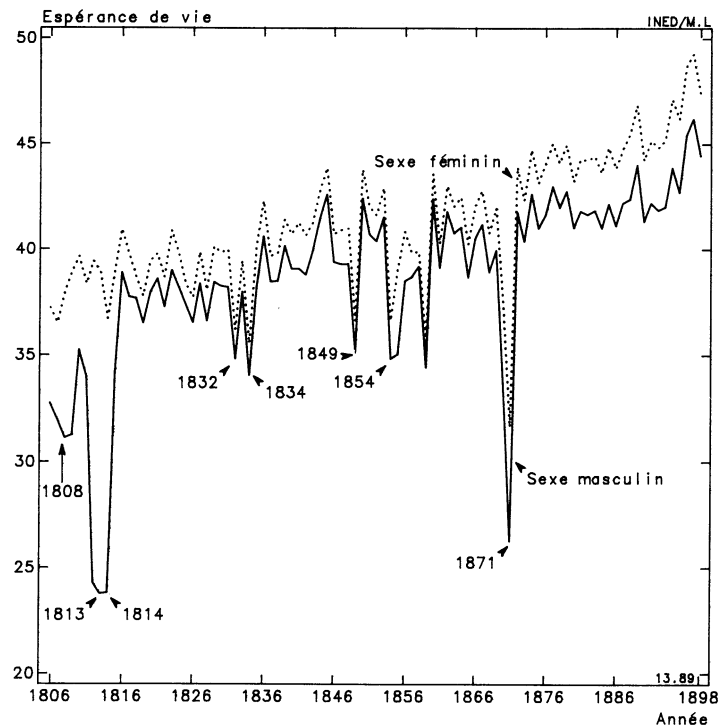


Figure 7. – Évolution annuelle de l'espérance de vie à la naissance selon le sexe, de 1806 à 1898.

et si 1810-1811 offrent un répit relatif, la vie moyenne des hommes tombe à moins de 25 ans en 1812 (campagne de Russie), 1813 (guerre en Allemagne) et 1814 (campagne de France). A titre de comparaison, avec une mortalité infantile pourtant beaucoup moins forte, cela nous ramène au niveau de 1740-1749.

De 1816 à 1831, la vie moyenne des deux sexes oscille beaucoup plus modérément entre 36,5 et 39,0 ans pour les hommes et entre 37,7 et 40,9 ans pour les femmes, sans toutefois marquer aucun progrès. L'apparition du choléra en 1832 et une forte épidémie de grippe en 1834, touchant à peu près également les deux sexes, font respectivement retomber l'espérance de vie à 34,8 et 34,0 ans pour les hommes et à 36,2 et 35,5 pour les femmes. Suit alors, jusqu'en 1848, une nouvelle période plus stable bénéficiant même en moyenne d'une légère progression. Notons toutefois la position moins favorable du sexe masculin au début des années 1840, liée à l'extension des opérations en Algérie.

Le choléra réapparaît violemment en 1849, puis en 1854. En 1855, la vie moyenne masculine reste aussi basse qu'en 1854 en raison de la

TABLEAU 3. – ÉVOLUTION DE L'ESPÉRANCE DE VIE À LA NAISSANCE DE 1806 À 1899

| Année | Hommes | Femmes | Année | Hommes | Femmes |
|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| 1806 | 32,77 | 37,25 | 1853 | 41,52 | 42,93 |
| 1807 | 32,02 | 36,54 | 1854 | 34,83 | 36,64 |
| 1808 | 31,15 | 38,00 | 1855 | 35,04 | 38,99 |
| 1809 | 31,28 | 38,96 | 1856 | 38,51 | 40,85 |
| 1810 | 35,26 | 39,69 | 1857 | 38,69 | 39,84 |
| 1811 | 34,00 | 38,36 | 1858 | 39,18 | 39,89 |
| 1812 | 24,29 | 39,45 | 1859 | 34,42 | 35,67 |
| 1813 | 23,77 | 38,93 | 1860 | 42,41 | 43,61 |
| 1814 | 23,82 | 36,73 | 1861 | 39,13 | 40,28 |
| 1815 | 34,15 | 38,95 | 1862 | 41,79 | 43,04 |
| 1816 | 38,89 | 40,96 | 1863 | 40,76 | 42,06 |
| 1817 | 37,74 | 39,78 | 1864 | 41,03 | 42,48 |
| 1818 | 37,67 | 38,72 | 1865 | 38,66 | 40,25 |
| 1819 | 36,51 | 37,78 | 1866 | 40,51 | 42,08 |
| 1820 | 37,96 | 39,46 | 1867 | 41,19 | 42,80 |
| 1821 | 38,59 | 39,80 | 1868 | 38,94 | 40,77 |
| 1822 | 37,27 | 38,68 | 1869 | 39,96 | 41,97 |
| 1823 | 39,02 | 40,91 | 1870 | 33,72 | 37,67 |
| 1824 | 38,22 | 39,86 | 1871 | 26,26 | 31,66 |
| 1825 | 37,38 | 38,42 | 1872 | 41,80 | 43,95 |
| 1826 | 36,55 | 37,71 | 1873 | 40,39 | 42,34 |
| 1827 | 38,39 | 39,89 | 1874 | 42,64 | 44,75 |
| 1828 | 36,62 | 38,06 | 1875 | 41,00 | 43,15 |
| 1829 | 38,45 | 40,14 | 1876 | 41,61 | 44,05 |
| 1830 | 38,26 | 39,85 | 1877 | 43,00 | 45,04 |
| 1831 | 38,19 | 39,99 | 1878 | 41,99 | 44,11 |
| 1832 | 34,82 | 36,20 | 1879 | 42,75 | 44,95 |
| 1833 | 37,98 | 39,47 | 1880 | 41,03 | 43,21 |
| 1834 | 34,05 | 35,56 | 1881 | 41,82 | 44,28 |
| 1835 | 38,21 | 40,16 | 1882 | 41,67 | 44,25 |
| 1836 | 40,61 | 42,31 | 1883 | 41,85 | 44,44 |
| 1837 | 38,45 | 39,67 | 1884 | 41,04 | 43,66 |
| 1838 | 38,50 | 39,82 | 1885 | 42,18 | 44,87 |
| 1839 | 40,16 | 41,43 | 1886 | 41,15 | 43,88 |
| 1840 | 39,07 | 40,73 | 1887 | 42,24 | 44,80 |
| 1841 | 39,07 | 41,28 | 1888 | 42,41 | 45,48 |
| 1842 | 38,79 | 40,66 | 1889 | 44,03 | 46,87 |
| 1843 | 39,90 | 41,27 | 1890 | 41,34 | 44,25 |
| 1844 | 41,47 | 42,82 | 1891 | 42,21 | 45,19 |
| 1845 | 42,61 | 43,89 | 1892 | 41,88 | 44,84 |
| 1846 | 39,38 | 40,74 | 1893 | 42,03 | 45,20 |
| 1847 | 39,28 | 40,91 | 1894 | 43,88 | 47,16 |
| 1848 | 39,31 | 40,99 | 1895 | 42,72 | 46,20 |
| 1849 | 35,12 | 36,64 | 1896 | 45,43 | 48,70 |
| 1850 | 42,43 | 43,81 | 1897 | 46,19 | 49,29 |
| 1851 | 40,73 | 42,03 | 1898 | 44,47 | 47,43 |
| 1852 | 40,40 | 41,63 | 1899 | 43,70 | 47,11 |

guerre de Crimée. Nouvelle crise pour les deux sexes en 1859, due à une épidémie de dysenterie, avec 34,4 ans pour les hommes et 35,7 ans pour les femmes.

La décennie qui suit, 1860-1869, est plus calme mais marquée par une détérioration sensible de l'espérance de vie.

La guerre de 1870 et surtout la Commune de Paris ouvrent la crise la plus grave du siècle. Non seulement elles frappent les hommes presque autant que les années les plus sombres de l'Empire mais elles atteignent aussi les femmes avec presque autant de violence. La vie moyenne n'est plus, en 1871, que de 26,3 ans pour les hommes et 31,7 pour les femmes.

Suivent cinq années de progrès faisant passer l'espérance de vie de 41,8 et 43,9 ans selon le sexe en 1872 à 43,0 et 45,0 ans en 1877, mais celle-ci plafonne ensuite pendant plus de 10 ans. Tout à fait à la fin du siècle, à partir de 1893, la progression reprend, plus vive qu'à aucun autre moment du XIX^e siècle mais on entre en fait cette fois dans la deuxième grande phase de la transition sanitaire qui caractérise le XX^e siècle. A tel point que, contrairement aux historiens qui voient souvent dans la guerre

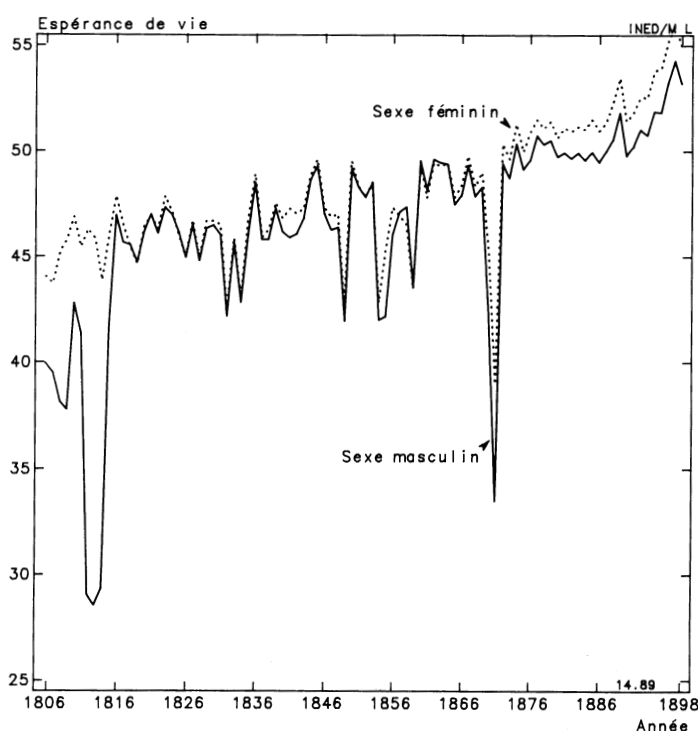


Figure 8. – Évolution annuelle de l'espérance de vie à 1 an selon le sexe, de 1806 à 1898.

de 1914-1918 le tournant du siècle, on pourrait plutôt considérer ici que ce dernier s'est produit au début des années 1890.

Cette fin de siècle est aussi marquée par l'aggravation de la surmortalité masculine qui ne fera que s'accroître ensuite. Assez voisines jusqu'aux années 1870 (abstraction faite des guerres), les espérances de vie à la naissance divergent beaucoup plus fortement durant les années 1880 et 1890. Le phénomène est encore plus net si l'on considère l'espérance de vie à un an (figure 8). Presque insignifiant jusqu'en 1872 (sauf guerres), l'écart entre les sexes ne prend de consistance que dans le dernier quart du siècle. On pourrait même croire que jusqu'alors, la mortalité infantile était seule responsable de l'écart d'espérance de vie entre les sexes. Comme nous le verrons en détail ci-après, la réalité est plus complexe. Toujours est-il qu'au-delà d'un an, les facteurs défavorables aux hommes étaient compensés par d'autres, défavorables aux femmes. C'est seulement avec le dernier quart du XIX^e siècle que les premiers l'emportent franchement sur les seconds.

2) Quotients par âge

L'évolution de la mortalité au cours du XIX^e siècle a été sensiblement différente selon l'âge.

Celle de la *mortalité infantile* est connue (figure 9). De l'ordre de 200 p. 1000 au début du siècle, le taux de mortalité infantile baisse très lentement au cours des trois premières décennies. Cette baisse s'accroît de 1835 à 1845, année où le taux atteint son minimum pour tout le siècle (144 p. 1000), mais, à partir des années 1850, elle est suivie par une remontée. Le taux s'élève à 206 p. 1000 en 1870 et arrive même à son maximum pour le siècle en 1871, année exceptionnelle, il est vrai, avec 226 p. 1000. Comme l'ont déjà montré Robert Nadot [12] et Catherine Rollet [13], cette évolution résulte en fait des mouvements divergents de la mortalité endogène qui diminue assez régulièrement durant tout le siècle et de la mortalité exogène qui augmente assez fortement durant les années 1850 et 1860. D'une part, la formation des sages-femmes et des médecins, l'amélioration de l'hygiène obstétricale et des soins aux nouveau-nés ont commencé à faire baisser la mortalité des premiers jours depuis la fin du XVIII^e siècle. Au contraire, à partir de 1850, l'industrialisation rapide et les transformations sociales qu'elle a entraînées ont détérioré les conditions d'élevage des nourrissons. Celui-ci a posé de plus en plus de problèmes à nombre de familles ouvrières, souvent contraintes de recourir à l'allaitement artificiel voire d'envoyer leurs nouveau-nés en nourrice dans des conditions sanitaires désastreuses [13].

Après la crise de 1871, le taux de mortalité infantile retombe à 160 p. 1000 en 1872 mais reste à ce niveau, toujours supérieur à celui des années 1840, jusqu'aux dernières années du siècle et c'est à peine si l'on devine sur notre graphique l'amorce de la grande baisse qui va suivre.

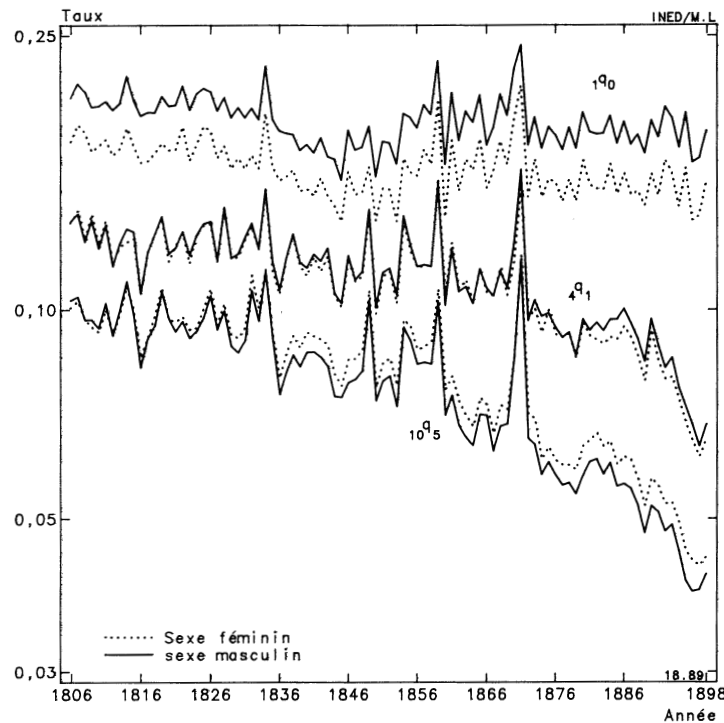


Figure 9. – Évolution annuelle du taux de mortalité infantile et des quotients de mortalité à 1-4 ans et 5-14 ans.

Les progrès sont beaucoup plus nets pour la *mortalité à 1-4 ans et à 5-14 ans* (figure 9). A 5-14 ans, si l'on fait abstraction des aléas, c'est à une baisse régulière et profonde que l'on assiste sur l'ensemble du siècle. Le risque de décéder entre le 5^e et le 15^e anniversaire, de l'ordre de 100 p. 1000 au début du siècle, tombe en dessous de 40 p. 1000 à la fin. Ce mouvement va même en s'accéléralant et n'est en rien interrompu ni même freiné durant les années 1850 et 1860 où augmente la mortalité infantile. L'évolution de la mortalité à 1-4 ans suit un cours intermédiaire entre celui de la mortalité infantile et celui de la mortalité à 5-14 ans, mais se rapproche plus du second, l'évolution de la mortalité infantile au XIX^e siècle prenant ainsi un relief très particulier. Les facteurs évoqués pour expliquer ce dernier ne jouent plus au-delà d'un an. Pour les enfants plus âgés et surtout pour les adolescents, les conditions générales du progrès sanitaire l'emportent sur les effets négatifs de l'industrialisation.

On a déjà souligné à propos de la différence entre les sexes, le poids de la mortalité avant un an dans la surmortalité masculine. On voit ici que celle-ci est quasi inexistante à 1-4 ans jusque vers 1880 où elle ne fait qu'une timide apparition. A 5-14 ans, elle cède la place à une sur-

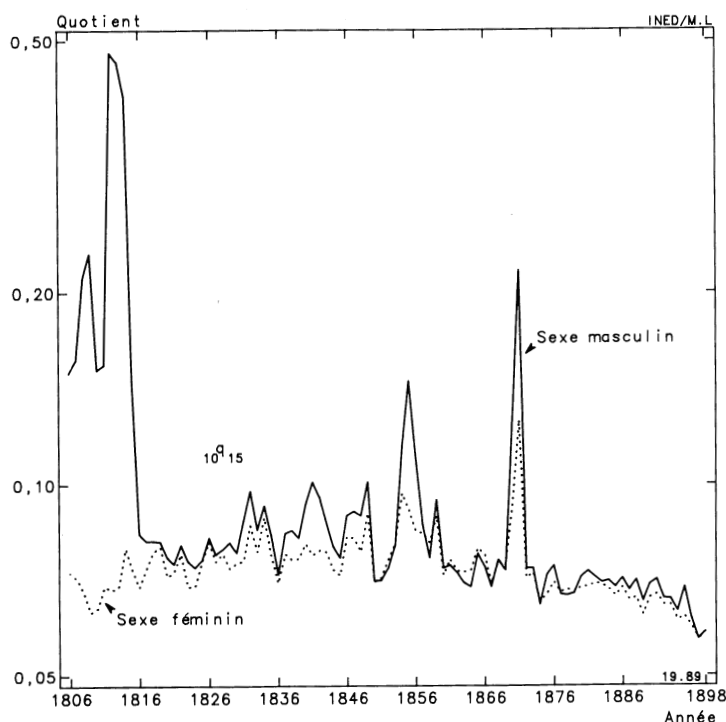


Figure 10. – Évolution annuelle du quotient de mortalité à 15-24 ans.

mortalité féminine depuis la fin des années 1820 et celle-ci s'accroît même en fin de période.

A 15-24 ans (figure 10) et à 25-34 ans (non représenté ici) le profil d'évolution de la mortalité est presque le même. Il est évidemment très marqué, pour les hommes, par les faits de guerre. Entre les pics spectaculaires de 1812-1814 et de 1871, les surmortalités dues à la conquête de l'Algérie et à la guerre de Crimée apparaissent clairement. Au-delà de ces fortes perturbations, se dessine aussi une tendance générale qui ne ressemble ni à celle de la mortalité des nouveau-nés ni à celle de la mortalité des enfants. On observe en effet ici une augmentation dans la première moitié du siècle suivie d'une diminution dans la seconde. Ce mouvement est sans doute en relation avec le développement de la tuberculose.

Aux âges adultes, l'évolution est encore différente. Pour chacun des cinq quotients décennaux représentés à la figure 11, après une courte période de baisse (particulièrement sensible entre 35 et 55 ans), on assiste chez les hommes à une quasi-stagnation de 1825 à 1890. L'évolution est un peu plus favorable aux femmes, ce qui se traduit en fin de siècle par

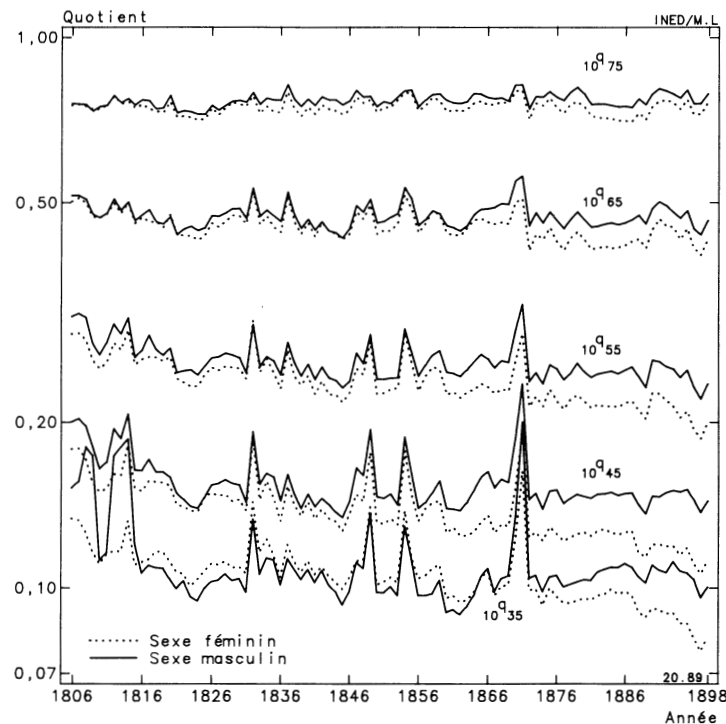


Figure 11. – Évolution annuelle des quotients de mortalité à 35-44 ans, 45-54 ans, 55-64 ans, 65-74 ans et 75-84 ans.

une forte surmortalité masculine à tous ces âges et surtout chez les jeunes adultes. A 35-44 ans, cette évolution est particulièrement nette puisque jusque vers 1870, la mortalité des femmes était sensiblement plus forte que celle des hommes.

Ces évolutions divergentes de la mortalité aux divers âges a entraîné une modification du profil par âge de la mortalité. Pour en apprécier l'étendue, il faut mettre à part les années de crise. Commençons néanmoins par donner un aperçu des profils tout à fait particuliers observés en 1813 et 1871 en les comparant à celui d'une année noire plus récente, 1915.

B) Trois profils de crise

Comparés à ceux des années 1816 (première année du siècle sans opération militaire) et 1898, les profils de mortalité masculine par âge de 1813 (campagne d'Allemagne), 1871 (Commune de Paris) et 1915 (année la plus meurtrière de la Première Guerre mondiale) apparaissent évidemment très spécifiques (figure 12). Ils ne se ressemblent pas complètement pour autant. La campagne d'Allemagne (mais on pourrait en dire autant de toutes

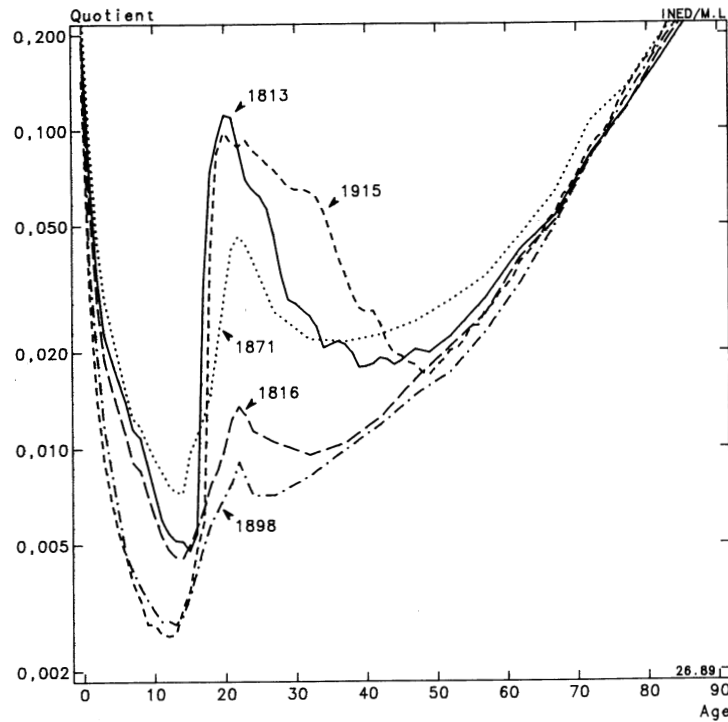


Figure 12. – Quotients de mortalité par âge pour trois années de crise, sexe masculin.

celles de l'Empire) est celle qui concentre le plus ses effets sur les jeunes hommes, avec un pic de mortalité très élevé à 20 et 21 ans. L'année 1915, qui pourtant opère un prélèvement encore plus sévère, ne dépasse pas ce maximum à 20-21 ans. Elle étend en revanche ses effets massifs bien au-delà de cet âge, le quotient de mortalité restant très élevé jusqu'à 35 ans et encore fort jusqu'à 40. Bien que ses effets sur l'espérance de vie soient du même ordre de grandeur, la crise de 1871 apparaît ici toute différente. La mortalité à 20-21 ans est presque trois fois moins élevée qu'en 1813 ou 1915 mais la surmortalité par rapport aux années de paix est patente à tous les âges, y compris à moins d'un an et chez les vieillards. La dégradation générale des conditions de vie, aggravée par une épidémie de variole, compte au moins autant que les violences militaires. Cela concorde avec le fait qu'en 1871 ce ne sont pas seulement les hommes mais aussi les femmes qui voient leur vie moyenne s'effondrer (figure 7).

Ces différences entre les mortalités de crise donnent des profils très spécifiques d'espérance de vie en fonction de l'âge (figure 13). Alors qu'en temps normal, en raison de l'importance de la mortalité infantile, l'espérance de vie passe par un maximum autour de 5 ans mais décline ensuite

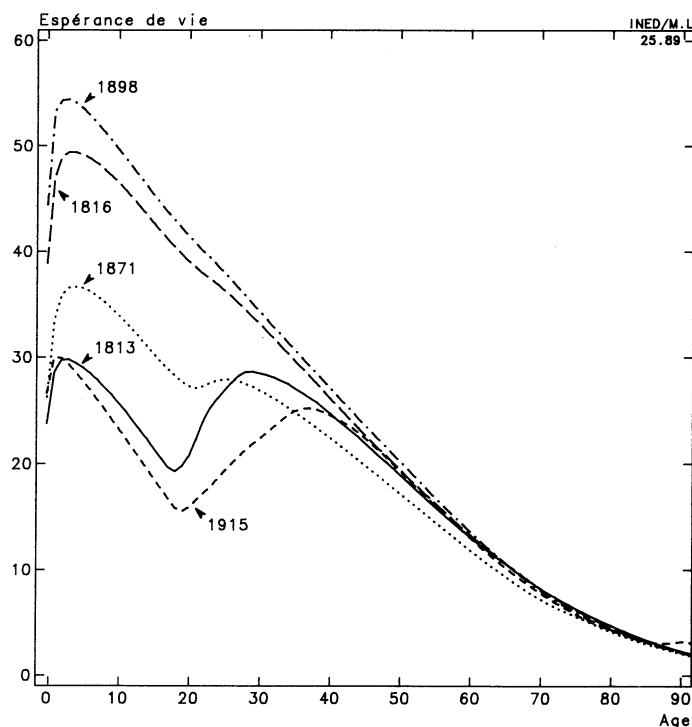
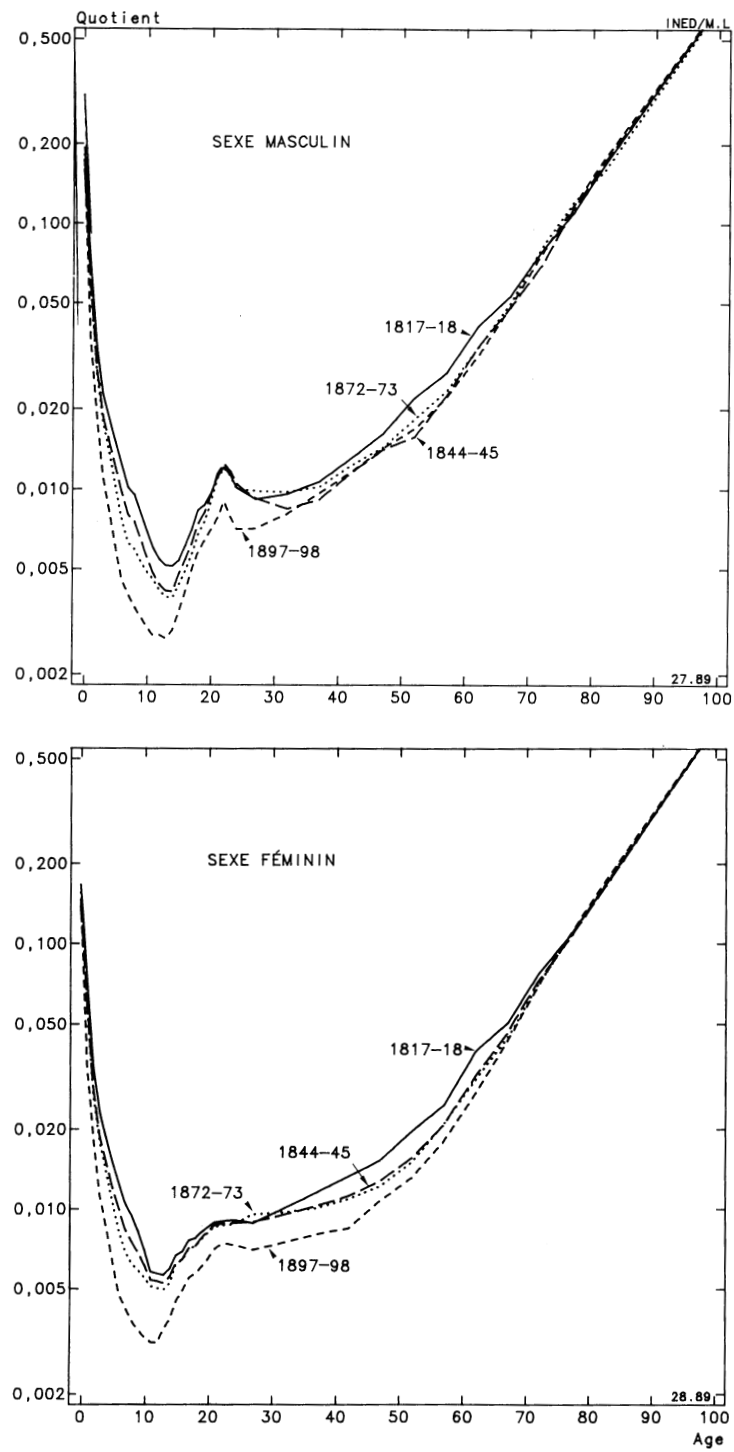


Figure 13. – Espérances de vie par âge durant trois années de crise, sexe masculin.

très régulièrement avec l'âge, chacune des trois crises fait apparaître une dépression aux alentours de 20 ans suivie d'un second maximum aux âges adultes. Le schéma varie cependant d'une crise à l'autre. En 1871, le phénomène est relativement mineur. Il est au contraire particulièrement aigu en 1813. Il l'est tout autant en 1915 mais avec une plus grande amplitude d'âges. Ainsi, en 1813, l'espérance de vie masculine est inférieure à tous les âges compris entre 6 et 28 ans aux 28,6 ans qu'elle atteint à 29 ans. Cette année-là, les hommes de 18 ans n'avaient pas, en transversal, une plus grande espérance de vie que ceux de 49 ans. En 1915, ce sont tous les âges compris entre 8 et 37 ans pour lesquels l'espérance de vie est inférieure à celle de 38 ans, les hommes de 19 ans ayant une espérance de vie inférieure à ceux de 55 ans.

C) Changements de la structure par âge de la mortalité

Les modifications à long terme de la mortalité par âge sont évidemment beaucoup moins spectaculaires. Laissant de côté le début du siècle trop perturbé par les guerres de l'Empire, la figure 14 illustre les quotients de mortalité par âge de quatre



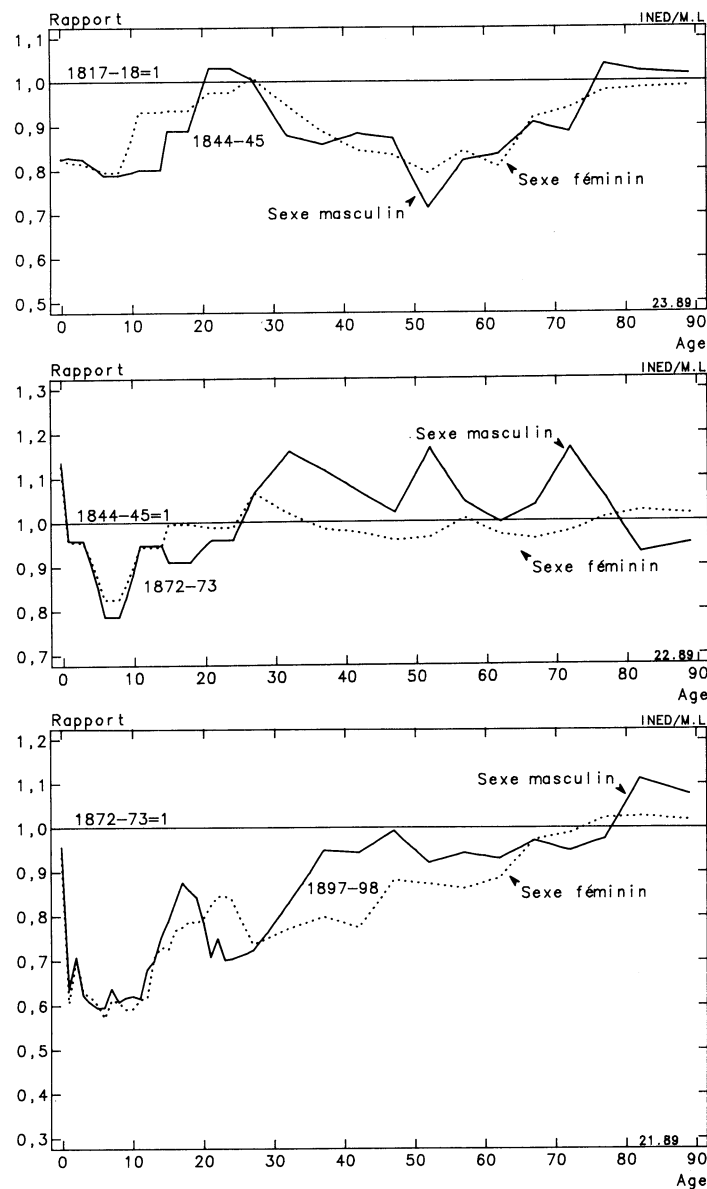


Figure 15 (ci-dessus). – Rapports des quotients de 1844-1845, 1872-1873 et 1897-1898 aux quotients correspondants de 1817-1818, 1844-1845 et 1872-1873.

Figure 14 (page ci-contre). – Quotients de mortalité par âge en 1817-1818, 1844-1845, 1872-1873 et 1897-1898.

périodes bisannuelles exemptes de crise et représentatives des principales ruptures observées dans l'évolution de la vie moyenne (figure 7). Au cours de la première étape (1817-1818 à 1844-1845) qui se solde par un progrès sensible de l'espérance de vie, ce sont surtout les adultes qui ont bénéficié de ce dernier. Dans la seconde (1844-1845 à 1872-1873), globalement marquée par un recul de la vie moyenne, on note au contraire un léger progrès aux jeunes âges. Avec la troisième période (1872-1873 à 1897-1898) où la vie moyenne gagne à nouveau du terrain, les progrès favorisent les moins de 40 ans et plus particulièrement les femmes.

En rapportant respectivement chaque quotient de 1844-1845, 1872-1873 et 1897-1898 au quotient correspondant de 1817-1818, 1844-1845 et 1872-1873 (figure 15), on a une vue plus claire des transformations du profil par âge de la mortalité propres à chaque période et notamment de la nette divergence entre les sexes au cours de la dernière période.

D) Différences entre les sexes

Passée la surmortalité masculine classique de la première année de vie, on note au début du siècle (table 1817-1818) une quasi-égalité entre les sexes de 1 à 10 ans, suivie d'une assez forte surmortalité féminine autour de 15 ans (figure 16). Alors que la situation des enfants de moins d'un an reste inchangée, de ce point de vue, durant tout le siècle, la surmortalité des filles s'accroît et s'étend aux jeunes âges durant la première période et reste forte jusqu'à la fin du siècle. Ce phénomène est peut-être lié à la fois au développement de la tuberculose, auquel les adolescentes semblent avoir été plus sensibles que les garçons du même âge, et à la

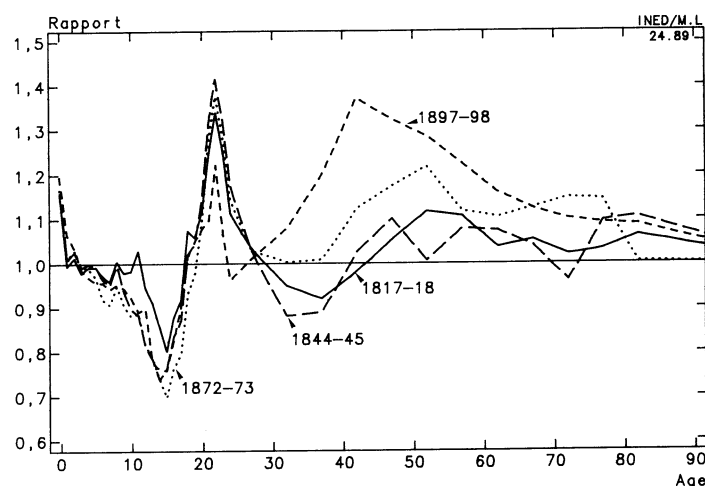


Figure 16. – Rapports de surmortalité masculine selon l'âge, en 1817-1818, 1844-1845, 1872-1873 et 1897-1898.

diffusion de la vaccination contre la variole qui a sans doute plus profité au départ aux enfants de sexe masculin.

A 20-24 ans, la situation s'inverse complètement produisant un pic de surmortalité masculine particulièrement aigu. Ce pic correspond d'ailleurs, sur la courbe des quotients (figure 14), à une convexité tellement marquée que le risque de décès est moindre entre 25 et 30 ans qu'à 20-24 ans. On trouve évidemment là, au XIX^e siècle comme aujourd'hui, la trace d'une mortalité violente beaucoup plus grande chez les jeunes hommes que chez les jeunes femmes. Cependant l'origine en est toute différente. Non seulement les accidents de la route qui en sont aujourd'hui la cause ne comptaient guère autrefois, mais ce phénomène visible ici sur tout le XIX^e siècle avait en fait entre temps disparu, pour ne réapparaître qu'au lendemain de la Seconde Guerre mondiale. Le principal risque de mort violente était à l'époque la noyade [5]; il est possible qu'elle ait eu une incidence particulière à cet âge et sa régression au début du XX^e siècle pourrait expliquer la disparition, provisoire, de cette forte surmortalité des jeunes hommes. Mais celle-ci était aussi liée aux fréquentes épidémies de typhus dans les casernes qui ont par la suite quasiment disparu.

Entre 25 et 40 ans, au moins dans la première moitié du siècle, on note à nouveau une surmortalité féminine, très certainement liée cette fois aux risques propres à la maternité, mais au-delà de 40 ans, on retrouve la surmortalité masculine, encore très modérée il est vrai à l'époque.

En 1872-1873, cette surmortalité masculine s'accroît légèrement tandis que la surmortalité féminine à 25-40 ans s'efface, davantage en raison d'une augmentation des risques masculins que sous l'effet d'une diminution des risques féminins, comme le montre la figure 15. C'est au contraire la diminution rapide des risques féminins qui en fin de siècle produit une brusque augmentation de la surmortalité masculine autour de 40-50 ans.

Les figures 17, 18 et 19 permettent de suivre en détail l'évolution annuelle sur tout le siècle des rapports de surmortalité masculine pour quelques groupes d'âges choisis.

A moins d'un an, la surmortalité masculine se maintient constamment aux environs de 15 % jusqu'à la fin des années 1870 mais augmente légèrement (à 20 %) en fin de siècle (figure 17). A 1-4 ans et 5-9 ans les deux sexes sont à peu près à égalité au début du siècle. Dès la fin des années 1820 apparaît cependant une légère surmortalité féminine à 5-9 ans et à partir de 1875, celle-ci se renforce tandis que se dessine une nette surmortalité masculine à 1-4 ans. A 10-14 ans la surmortalité féminine fait une brutale apparition dans le premier quart du siècle. Elle s'installe ensuite durablement au-dessus de 10 %. Le XIX^e siècle se singularise ainsi par le développement d'une importante surmortalité féminine aux jeunes âges. Une telle surmortalité ne semble pas avoir existé au XVIII^e siècle. D'après Louis Henry, il y aurait même eu à l'époque une nette surmortalité masculine à ces âges [7]. Cette surmortalité féminine perdurera au début du

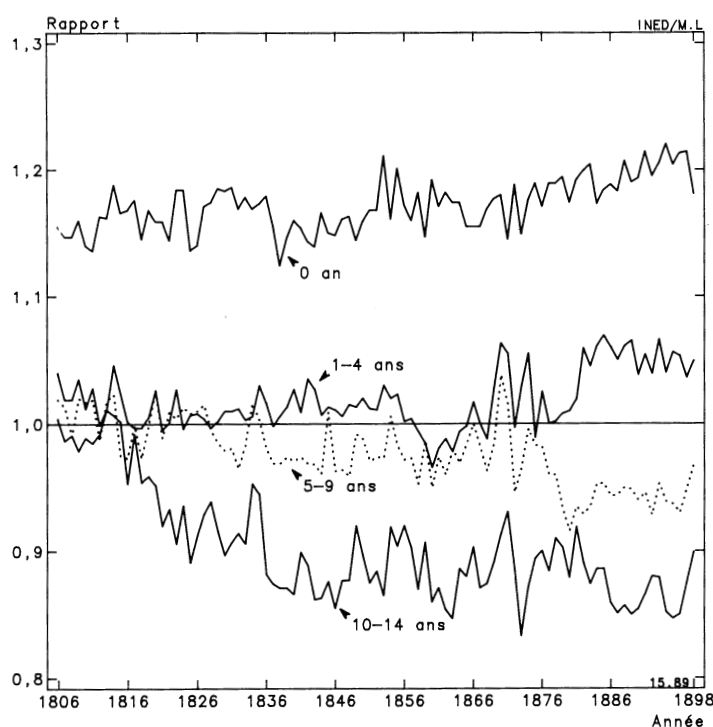


Figure 17. – Évolution annuelle des rapports de surmortalité masculine à 0, 1-4, 5-9, 10-14 ans.

XX^e siècle [15] mais s'effacera rapidement ensuite. A cet âge, la mortalité est en baisse sous l'effet conjoint d'une meilleure alimentation et de pratiques médicales qui commencent à être efficaces. Les garçons semblent en avoir davantage profité que les filles. De nombreux auteurs ont souligné le fait qu'autrefois on portait une moindre attention aux filles qu'aux garçons [15]. L'inégalité dans l'alimentation ne peut expliquer, comme l'écrit Louis Henry, que «la surmortalité des filles augmente quand l'alimentation s'améliore, car plus on a faim, plus on a tendance à se nourrir au détriment des plus faibles» [7]. En revanche, l'inégalité dans le recours à la médecine qui ne pouvait avoir que des effets limités tant que les pratiques restaient inefficaces, a pu avoir des conséquences croissantes à partir du moment où la lutte contre les maladies infantiles est devenue plus performante. Il faudra attendre le XX^e siècle et l'évolution des mentalités pour que les petites filles bénéficient à leur tour pleinement du progrès sanitaire.

A 20-24 ans, on l'a vu, la surmortalité masculine est de règle durant tout le XIX^e siècle, essentiellement en relation avec les morts violentes. On voit ici (figure 18) qu'elle est extrêmement sensible à la conjoncture. Ne parlons pas des guerres napoléoniennes qui sortent de l'épure. L'année

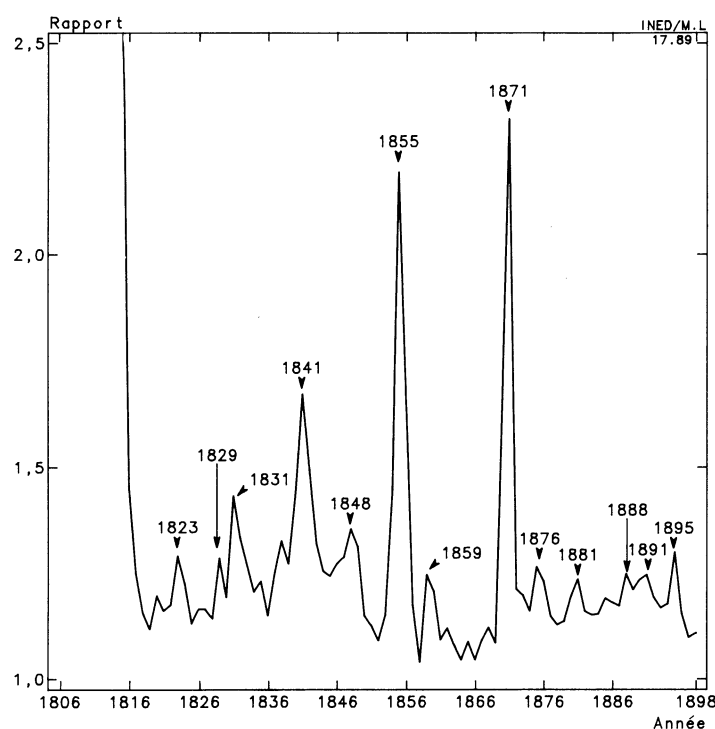


Figure 18. – Évolution annuelle des rapports de surmortalité masculine à 20-24 ans.

1871 est évidemment marquée par une forte pointe de surmortalité masculine. Celle-ci se situe cependant bien en dessous des perturbations dues aux guerres de l'Empire; les troubles de la Commune de Paris ont certes fait davantage de victimes chez les hommes que chez les femmes mais celles-ci ont néanmoins payé elles-mêmes un tribut exceptionnel. La pointe de 1855 est presque aussi accusée : la guerre de Crimée (et notamment le siège de Sébastopol) a été moins meurtrière que la Commune de Paris mais elle n'a touché que les hommes. On voit encore très nettement à la figure 18 la marque des troubles sociaux de 1831 (révolte des canuts, notamment), puis celle de l'extension de la conquête de l'Algérie (1840, 1841 et 1842). Quoique moins saillantes, on voit aussi les traces de l'intervention française en Espagne (1823), de la révolution de 1848, de la bataille de Solferino (1859), de la conquête du Tonkin (1876-1877 et 1881) et de celle de Madagascar (1895).

A 30-34 ans et 35-39 ans, dès la fin des guerres de l'Empire, réapparaît la surmortalité féminine liée à la maternité déjà décrite par Louis Henry pour le XVIII^e siècle (figure 19, seul le groupe d'âges 35-39 ans est représenté pour éviter les chevauchements avec le groupe 30-34 ans

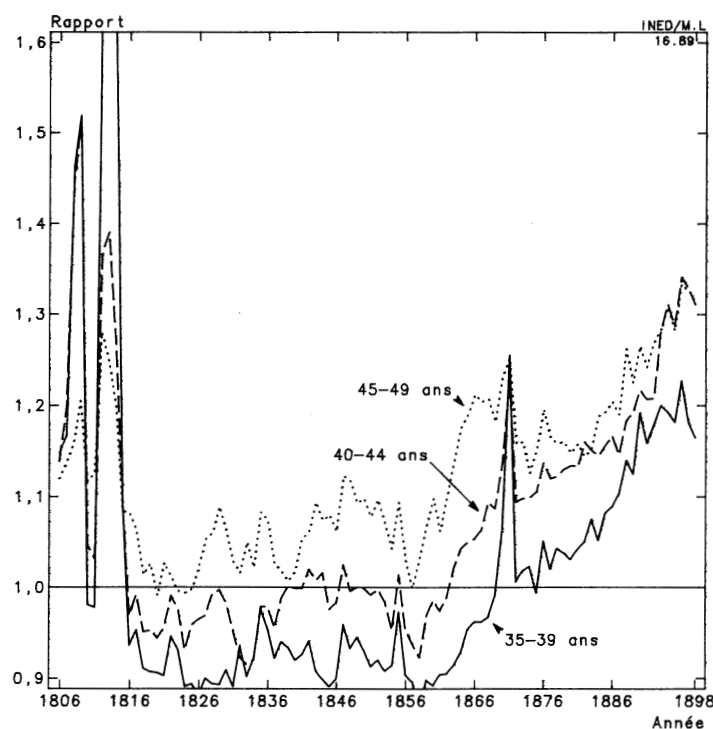


Figure 19. – Évolution annuelle des rapports de surmortalité masculine à 35-39, 40-44 et 45-49 ans.

qui suit presque exactement le même cours). Cette surmortalité disparaît à la fin des années 1860 pour laisser la place à une surmortalité masculine croissante. Ce changement est en fait partie prenante d'un mouvement d'ensemble plus vaste s'étendant aux groupes d'âges suivants, eux-mêmes marqués par une forte progression de la surmortalité masculine, avec une parfaite synchronisation. Malgré les apparences, ce ne sont pas, à cette époque, les causes de la surmortalité maternelle qui disparaissent mais les facteurs de la surmortalité masculine qui se renforcent avec l'industrialisation.

Conclusion

Le XIX^e siècle n'est pas une période de grands progrès sanitaires mais c'est une époque où les conditions de la mortalité ont profondément changé. La reconstitution détaillée de tables de mortalité par année d'âge et par année de calendrier permet de suivre en détail ces modifications en

faisant la part des variations conjoncturelles et celle des changements de structure. Nous avons privilégié, dans cet article, l'illustration graphique et fourni très peu de résultats chiffrés. Les tables complètes de mortalité par sexe et âge, de 1806 à 1898, feront ultérieurement l'objet d'une publication mais sont dès à présent disponibles à l'INED sous forme de fichiers informatiques. Nous avons également privilégié dans cette première étape l'analyse transversale. Dans une seconde étape, les résultats ainsi obtenus seront raccordés aux séries déjà disponibles pour le XX^e siècle, offrant à l'analyse longitudinale des perspectives nouvelles : alors que, jusqu'à présent, avec moins de quatre-vingt-dix années d'observation, on ne pouvait suivre complètement l'histoire d'aucune génération, on pourra désormais en décrire près d'une centaine.

France MESLÉ et Jacques VALLIN.

ANNEXE ESTIMATION DES DÉCÈS MILITAIRES DE 1806 À 1815

Dans le cadre de leur reconstitution de la population française, Louis Henry et Yves Blayo ont évalué à 932 000 le total des pertes militaires de la Révolution et de l'Empire non enregistrées à l'état civil et estimé leur répartition par période de cinq ans et par groupe de cinq générations [8]. Le tableau A1 reprend ces estimations pour les périodes qui nous intéressent ici. Le total des pertes non enregistrées de la période 1805-1815 ainsi estimées s'élève à 592 000.

Étudiant plus précisément les registres matricules de l'armée de terre conservés aux Archives de Vincennes, Jacques Houdaille [9] a estimé à 856 000 le total des pertes militaires (enregistrées ou non à l'état civil) de la même période 1805-1815⁽¹⁾.

TABLEAU A1. – RÉPARTITION PAR PÉRIODE ET GROUPE DE GÉNÉRATIONS DES DÉCÈS MILITAIRES NON ENREGISTRÉS (EN MILLIERS), D'APRÈS LOUIS HENRY ET YVES BLAYO (1805-1815)

| Génération | Période | | | |
|------------|-----------|-----------|------|-------|
| | 1805-1809 | 1810-1814 | 1815 | Total |
| 1765-1769 | 12,0 | 4,3 | | 16,3 |
| 1770-1774 | 14,0 | 10,1 | 1,0 | 25,1 |
| 1775-1779 | 12,0 | 21,5 | 1,0 | 34,5 |
| 1780-1784 | 32,0 | 41,9 | 3,0 | 76,9 |
| 1785-1789 | 49,7 | 120,3 | 7,0 | 177,0 |
| 1790-1794 | 4,0 | 217,1 | 15,0 | 236,1 |
| 1795-1799 | | 23,0 | 3,0 | 26,0 |
| Total | 123,7 | 438,2 | 30,0 | 591,9 |

⁽¹⁾ En réalité Houdaille [9] n'a publié d'estimation que pour l'ensemble de la période 1803-1815 (872 000) mais nous a aimablement communiqué cette estimation pour la période 1805-1815.

Pour comparer ces 856 000 décès militaires totaux de Houdaille aux 592 000 décès militaires non enregistrés de Henry et Blayo, il faut connaître le nombre de décès militaires enregistrés. Henry et Blayo les estiment à 189 000. Ce chiffre que nous avons utilisé dans un premier temps nous paraît exagéré, car il nous conduisait dans les calculs qui suivent à des effectifs de décès militaires enregistrés supérieurs, à certains âges, au total des décès enregistrés. Nous l'avons donc réestimé en comparant les décès de l'année 1816 à ceux des années 1812-1813 d'une part et 1814 de l'autre, les plus meurtrières. La première comparaison nous paraît pouvoir être représentative de la mortalité militaire enregistrée dans la période 1805-1813, marquée par des campagnes extérieures au territoire national et donc par un plus grand risque de sous-enregistrement; la seconde convient mieux à la période 1814-1815, davantage marquée par des combats en France même. On aboutit ainsi à un total de 123 600 décès militaires enregistrés sur l'ensemble de la période 1805-1815.

Diminuée de ces 123 600 décès militaires enregistrés, l'estimation de 856 000 décès militaires fournie par Jacques Houdaille, conduit à un chiffre de pertes non enregistrées (732 400) nettement supérieure à celui de Louis Henry et Yves Blayo (592 000)⁽²⁾. Reposant sur une étude détaillée du devenir des soldats à partir de leurs numéros matricules, elle nous paraît plus plausible. En revanche, Jacques Houdaille ne donnant pas de répartition croisée de ces pertes par période et groupe de générations, celle de Louis Henry et Yves Blayo va nous servir de référence.

Jacques Houdaille nous a fourni une répartition des pertes militaires totales par année de décès (tableau A2), que nous avons réparties entre décès enregistrés et décès non enregistrés comme indiqué précédemment.

Nous avons dans un premier temps regroupé ces décès par périodes quinquennales pour en obtenir une répartition croisée par période et groupe de générations conforme à celle de Louis Henry et Yves Blayo (tableau A3). A l'intérieur de chacun de ces croisements période/groupe de générations, on a ensuite réparti les décès militaires par année de calendrier et génération en tenant compte d'une part de la répartition par année du tableau A2 et d'autre part, d'une évaluation des effectifs courants des armées de l'Empire.

TABLEAU A2. – RÉPARTITION ANNUELLE DES DÉCÈS MILITAIRES
DE LA PÉRIODE 1805-1815, D'APRÈS JACQUES HOUDAILLE (EN MILLIERS)

| Année | Décès | | |
|-------|-------------|-----------------|-------|
| | Enregistrés | Non enregistrés | Total |
| 1805 | 3,2 | 26,8 | 30 |
| 1806 | 3,3 | 27,7 | 31 |
| 1807 | 3,3 | 27,7 | 31 |
| 1808 | 6,3 | 53,7 | 60 |
| 1809 | 6,3 | 53,7 | 60 |
| 1810 | 1,6 | 13,4 | 15 |
| 1811 | 1,6 | 13,4 | 15 |
| 1812 | 21,0 | 181,0 | 202 |
| 1813 | 21,0 | 181,0 | 202 |
| 1814 | 48,0 | 132,0 | 180 |
| 1815 | 8,0 | 22,0 | 30 |
| Total | 123,6 | 732,4 | 856 |

⁽²⁾ Il est vrai que les pertes ainsi estimées par Jacques Houdaille englobent un certain nombre de disparus qui sont en fait restés vivre hors de France et ne sont morts que plus tard.

TABLEAU A3. – DÉCÈS MILITAIRES ESTIMÉS PAR JACQUES HOUDAILLE RÉPARTIS PAR PÉRIODE ET GROUPE DE GÉNÉRATIONS AU PRORATA DES ESTIMATIONS DE LOUIS HENRY ET YVES BLAYO

| Génération | Période | | | |
|-------------------------------|-----------|-----------|------|-------|
| | 1805-1809 | 1810-1814 | 1815 | Total |
| Décès enregistrés | | | | |
| 1765-1769 | 2,2 | 0,9 | | 3,1 |
| 1770-1774 | 2,5 | 2,1 | 0,3 | 4,9 |
| 1775-1779 | 2,2 | 4,6 | 0,3 | 7,1 |
| 1780-1784 | 5,8 | 8,9 | 0,8 | 15,5 |
| 1785-1789 | 9,0 | 25,6 | 1,8 | 36,4 |
| 1790-1794 | 0,7 | 46,2 | 4,0 | 50,9 |
| 1795-1799 | | 4,9 | 0,8 | 5,7 |
| Total | 22,4 | 93,2 | 8,0 | 123,6 |
| Décès non enregistrés | | | | |
| 1765-1769 | 18,4 | 5,1 | | 23,5 |
| 1770-1774 | 21,5 | 12,0 | 0,7 | 34,2 |
| 1775-1779 | 18,4 | 25,6 | 0,7 | 44,7 |
| 1780-1784 | 49,0 | 49,8 | 2,2 | 101,0 |
| 1785-1789 | 76,2 | 143,0 | 5,2 | 224,4 |
| 1790-1794 | 6,1 | 258,0 | 11,0 | 275,1 |
| 1795-1799 | | 27,3 | 2,2 | 29,5 |
| Total | 189,6 | 520,8 | 22,0 | 732,4 |
| Ensemble des décès militaires | | | | |
| 1765-1769 | 20,6 | 6,0 | | 26,6 |
| 1770-1774 | 24,0 | 14,1 | 1,0 | 39,1 |
| 1775-1779 | 20,6 | 30,2 | 1,0 | 51,8 |
| 1780-1784 | 54,8 | 58,7 | 3,0 | 116,5 |
| 1785-1789 | 85,2 | 168,6 | 7,0 | 260,8 |
| 1790-1794 | 6,8 | 304,2 | 15,0 | 326,0 |
| 1795-1799 | | 32,2 | 3,0 | 35,2 |
| Total | 212,0 | 614,0 | 30,0 | 856,0 |

Pour obtenir cette évaluation des effectifs de l'armée en milieu de chaque année, nous avons suivi pas à pas l'histoire des levées d'hommes effectuées par Napoléon (bien décrite par Roger Darquenne [6]) et estimé ainsi le nombre d'hommes de chaque classe de conscription nouvellement incorporés chaque année. Ces hommes étaient censés rester cinq ans dans l'armée mais pour estimer chaque année l'effectif courant il faut tenir compte des décès. Jacques Houdaille a montré que, pour les générations 1790 à 1795, sur 775 000 mobilisés, 370 000 étaient morts avant juin 1815, soit un taux moyen de survie de 52 %. Selon la génération, cela couvre une période d'activité militaire de 2 à 7 ans mais le gros de ces effectifs (générations 1792 et 1793) a servi moins de trois ans. Considérant que la mortalité devait être plus forte la première année d'activité militaire et diminuer ensuite, nous

TABLEAU A4. — EFFECTIFS DES ARMÉES DE NAPOLEON : ESTIMATION EN MILIEU D'ANNÉE (EN MILLIERS)

| Génération | 1806 | 1807 | 1808 | 1809 | 1810 | 1811 | 1812 | 1813 | 1814 | 1815 |
|------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1781 | 14,0 | 6,5 | | | | | | | | |
| 1782 | 15,0 | 14,0 | 6,5 | | | | | 2,5 | 4,5 | 3,5 |
| 1783 | 17,0 | 15,5 | 14,0 | 6,5 | | | | 2,5 | 4,5 | 3,5 |
| 1784 | 20,5 | 17,0 | 15,5 | 7,5 | | | | 2,5 | 4,5 | 3,5 |
| 1785 | 26,5 | 20,5 | 17,0 | 8,0 | | | | 2,5 | 4,5 | 3,5 |
| 1786 | | 44,0 | 39,0 | 37,5 | 33,0 | 29,2 | 16,2 | 7,0 | 6,5 | 3,5 |
| 1787 | | 40,5 | 39,0 | 39,5 | 34,5 | 23,5 | 14,5 | 13,0 | 9,2 | 5,8 |
| 1788 | | 25,0 | 42,9 | 51,9 | 39,4 | 34,9 | 39,3 | 34,6 | 21,3 | 11,6 |
| 1789 | | | 71,0 | 80,3 | 65,8 | 60,3 | 52,3 | 48,2 | 36,8 | 20,5 |
| 1790 | | | | 87,0 | 75,0 | 65,0 | 72,7 | 80,7 | 62,6 | 35,9 |
| 1791 | | | | | | 88,8 | 116,5 | 128,8 | 122,2 | 106,7 |
| 1792 | | | | | | | 130,8 | 154,7 | 140,7 | 123,2 |
| 1793 | | | | | | | | 145,2 | 121,7 | 101,7 |
| 1794 | | | | | | | | 155,8 | 151,3 | 126,2 |
| 1795 | | | | | | | | 100,0 | 108,0 | 91,0 |
| 1796 | | | | | | | | | 8,8 | 6,8 |
| Total | 93,0 | 183,0 | 244,9 | 318,2 | 247,7 | 301,7 | 442,3 | 878,0 | 807,1 | 646,9 |

D'OBSERVATION

| Génération | 1805 | 1806 | 1807 | 1808 | 1809 | 1810 | 1811 | 1812 | 1813 | 1814 | 1815 | Total |
|------------|------|------|------|------|------|------|------|-------|-------|-------|------|--------|
| 1765 | 0,5 | 0,6 | 0,6 | 1,1 | 1,1 | 0,03 | 0,03 | 0,3 | 0,3 | 0,3 | | 4,86 |
| 1766 | 0,5 | 0,6 | 0,6 | 1,1 | 1,1 | 0,03 | 0,03 | 0,3 | 0,3 | 0,3 | | 4,86 |
| 1767 | 0,6 | 0,6 | 0,6 | 1,1 | 1,1 | 0,03 | 0,03 | 0,4 | 0,4 | 0,4 | | 5,26 |
| 1768 | 0,6 | 0,6 | 0,7 | 1,2 | 1,2 | 0,03 | 0,03 | 0,5 | 0,4 | 0,4 | | 5,66 |
| 1769 | 0,7 | 0,7 | 0,7 | 1,2 | 1,2 | 0,03 | 0,03 | 0,5 | 0,5 | 0,4 | | 5,96 |
| 1770 | 0,7 | 0,7 | 0,6 | 1,3 | 1,3 | 0,07 | 0,07 | 0,9 | 0,9 | 0,8 | 0,1 | 7,44 |
| 1771 | 0,7 | 0,7 | 0,6 | 1,3 | 1,3 | 0,07 | 0,07 | 0,9 | 0,9 | 0,8 | 0,1 | 7,44 |
| 1772 | 0,7 | 0,7 | 0,6 | 1,3 | 1,4 | 0,07 | 0,07 | 0,9 | 0,9 | 0,8 | 0,3 | 7,74 |
| 1773 | 0,7 | 0,8 | 0,7 | 1,5 | 1,5 | 0,07 | 0,07 | 1,0 | 1,0 | 0,8 | 0,3 | 8,44 |
| 1774 | 0,7 | 0,7 | 0,7 | 1,3 | 1,5 | 0,07 | 0,07 | 1,0 | 1,0 | 0,8 | 0,2 | 8,04 |
| 1775 | 0,6 | 0,6 | 0,6 | 1,2 | 1,2 | 0,10 | 0,10 | 1,9 | 1,9 | 1,8 | 0,1 | 10,10 |
| 1776 | 0,6 | 0,5 | 0,6 | 1,2 | 1,2 | 0,10 | 0,10 | 1,9 | 2,0 | 1,8 | 0,1 | 10,10 |
| 1777 | 0,5 | 0,5 | 0,6 | 1,2 | 1,2 | 0,10 | 0,20 | 2,0 | 2,0 | 1,8 | 0,2 | 10,30 |
| 1778 | 0,5 | 0,6 | 0,6 | 1,2 | 1,2 | 0,20 | 0,20 | 2,0 | 2,0 | 1,8 | 0,3 | 10,60 |
| 1779 | 0,6 | 0,6 | 0,6 | 1,2 | 1,2 | 0,20 | 0,20 | 2,0 | 2,0 | 1,8 | 0,3 | 10,70 |
| 1780 | 0,7 | 0,7 | 0,7 | 1,2 | 1,2 | 0,20 | 0,20 | 3,5 | 3,3 | 3,1 | 0,5 | 15,30 |
| 1781 | 3,8 | 3,1 | 0,8 | 1,2 | 1,2 | 0,20 | 0,20 | 3,5 | 3,3 | 3,3 | 0,5 | 21,10 |
| 1782 | 4,1 | 3,4 | 1,6 | 1,0 | 1,2 | 0,20 | 0,20 | 3,6 | 3,7 | 4,1 | 0,5 | 23,60 |
| 1783 | 4,6 | 3,8 | 1,8 | 2,2 | 0,9 | 0,20 | 0,20 | 4,1 | 3,9 | 4,4 | 0,7 | 26,80 |
| 1784 | 5,6 | 4,6 | 1,9 | 2,5 | 1,0 | 0,20 | 0,20 | 4,1 | 4,0 | 4,8 | 0,8 | 29,70 |
| 1785 | 2,0 | 5,9 | 2,4 | 2,7 | 1,1 | 0,30 | 0,20 | 5,6 | 6,4 | 5,4 | 1,2 | 33,20 |
| 1786 | | | 5,0 | 6,3 | 5,0 | 1,70 | 1,20 | 10,0 | 9,1 | 7,3 | 1,4 | 47,00 |
| 1787 | | | 4,6 | 6,3 | 5,3 | 1,80 | 1,00 | 13,4 | 10,2 | 8,1 | 1,4 | 52,10 |
| 1788 | | | 2,8 | 6,8 | 6,9 | 2,00 | 1,50 | 16,7 | 11,4 | 8,8 | 1,5 | 58,40 |
| 1789 | | | | 11,4 | 10,7 | 3,20 | 2,50 | 20,1 | 11,9 | 8,8 | 1,5 | 70,10 |
| 1790 | | | | | 6,8 | 3,80 | 2,70 | 22,9 | 12,8 | 9,3 | 1,5 | 59,80 |
| 1791 | | | | | | | 3,60 | 36,7 | 20,3 | 18,3 | 2,9 | 81,80 |
| 1792 | | | | | | | | 41,3 | 24,4 | 21,0 | 3,7 | 90,40 |
| 1793 | | | | | | | | | 23,1 | 18,3 | 3,1 | 44,50 |
| 1794 | | | | | | | | | 23,1 | 22,6 | 3,8 | 49,50 |
| 1795 | | | | | | | | | 14,6 | 16,0 | 2,7 | 33,30 |
| 1796 | | | | | | | | | | 1,6 | 0,3 | 1,90 |
| Total | 30,0 | 31,0 | 31,0 | 60,0 | 60,0 | 15,0 | 15,0 | 202,0 | 202,0 | 180,0 | 30,0 | 856,00 |

avons adopté les probabilités de survie suivantes fondées sur un taux de survie légèrement supérieur à 50 % au bout de la troisième année :

| Année | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|------------|-------|-----|-----|-----|-----|-----|
| Survivants | 1 000 | 750 | 600 | 540 | 486 | 440 |

Combinant ces trois informations (effectifs incorporés, durée d'activité militaire et mortalité) nous parvenons au tableau A4 donnant pour chacune des années 1806 à 1815 l'effectif de l'armée évalué au 30 juin.

Ces effectifs ne comportent pas les hommes ou officiers restés dans l'armée, au-delà de leur service obligatoire de cinq ans. Ils ne nous sont donc d'aucune utilité pour répartir les décès des générations antérieures à 1781. Le nombre des décès militaires des générations 1765 à 1779 s'élève pourtant à 117 500 pour la période 1805-1815. Sans être négligeables, ces décès ne représentent qu'une petite fraction du total des pertes militaires (14 %). Nous les avons directement répartis par année d'observation au prorata de la répartition du total des décès proposée par Jacques Houdaille (tableau A2) et nous avons considéré qu'à l'intérieur d'un groupe de 5 générations chaque génération intervient pour un cinquième des décès de l'année.

On retranche alors, pour chacune des années 1805 à 1815, les décès des générations 1765 à 1779 ainsi estimés du total des décès militaires non enregistrés donnés par Jacques Houdaille (tableau A2) et, pour les années 1806 à 1815 qui nous intéressent ici, nous répartissons la différence entre les générations 1780 à 1796 grâce au tableau A4. On admet qu'à l'intérieur de chacun des groupes de générations du tableau A3, les pertes non enregistrées de chaque année sont proportionnelles aux effectifs militaires de chaque génération composant ce groupe. Pour certaines années, certaines générations antérieures à 1786 n'apparaissent pas au tableau A4 parce que démobilisées. Pour tenir compte des soldats et officiers de ces générations ayant néanmoins continué à faire carrière dans l'armée, nous leur affectons ces années-là des effectifs de pertes assurant un minimum de cohérence entre les jeunes générations et les générations plus anciennes. La répartition finale est donnée au tableau A5 pour l'ensemble des générations concernées et pour la période 1806-1815, mais, faute de place, seulement pour l'ensemble des pertes militaires (enregistrées ou non).

RÉFÉRENCES

- [1] BIRABEN (Jean-Noël). – Inventaire des listes nominatives de recensement en France. – *Population*, vol. 18, n° 2, 1963, pp. 305-328.
- [2] BLAYO (Yves). – La mortalité en France de 1740 à 1829. – *Population*, vol. 30, n° spécial, «Démographie historique», 1975, pp. 123-142.
- [3] BOURGEOIS-PICHAT (Jean). – Évolution générale de la population française depuis le XVIII^e siècle. – *Population*, vol. 6, n° 4, 1951, pp. 635-662.
- [4] BOURGEOIS-PICHAT (Jean). – Note sur l'évolution générale de la population française depuis le XVIII^e siècle. – *Population*, vol. 7, n° 2, 1952, pp. 319-329.
- [5] CHESNAIS (Jean-Claude). – *Les morts violentes en France depuis 1826, comparaisons internationales*. – Paris, INED-PUF, 1976. – (Travaux et Documents, Cahier n° 75).
- [6] DARQUENNE (Roger). – La conscription dans le département de Jemappes (1798-1813) : bilan démographique et médico-social. – *Annales du cercle archéologique de Mons*, vol. 67, 1968-1970, pp. 1-425.
- [7] HENRY (Louis). – Mortalité des hommes et des femmes dans le passé. – *Annales de démographie historique*, 1988, pp. 87-118.

- [8] HENRY (Louis) et BLAYO (Yves). – La population de la France de 1740 à 1860. – *Population*, vol. 30, n^o spécial, «Démographie historique», 1975, pp. 71-122.
- [9] HOUDAILLE (Jacques). – Pertes de l'armée de terre sous le premier Empire, d'après les registres matricules. – *Population*, vol. 27, n^o 1, 1972, pp. 27-50.
- [10] INED. – *Sixième rapport sur la situation démographique de la France*. – Paris, Ministère du Travail, 1977.
- [11] INSEE. – *Annuaire statistique de la France : résumé rétrospectif*. – INSEE, 1966.
- [12] NADOT (Robert). – Évolution de la mortalité infantile endogène en France dans la deuxième moitié du XIX^e siècle. – *Population*, vol. 25, n^o 1, 1970, pp. 49-58.
- [13] ROLLET (Catherine). – La mortalité infantile en France au XIX^e siècle, importance du mode d'alimentation. – Communication au V^e Colloque national de démographie sur l'analyse démographique et ses applications, Paris, 20-22 octobre 1975. – Paris, CNRS.
- [14] TABAH (Léon). – La répartition par âge de la population française en 1851. – *Population*, vol. 2, n^o 2, 1947, pp. 349-354.
- [15] TABUTIN (Dominique). – La surmortalité féminine en Europe avant 1940. – *Population*, vol. 33, n^o 1, 1978, pp. 122-148.
- [16] VALLIN (Jacques). – *La mortalité par génération en France depuis 1899*. – Paris, INED-PUF, 1973. – (Travaux et Documents, Cahier n^o 63).
- [17] VALLIN (Jacques). – *Tables de mortalité du moment et par génération 1899-1981 : mise à jour provisoire des tables annexes du cahier n^o 63*. – Paris, INED, 1984. – (3 volumes).

MESLÉ France et VALLIN Jacques. - Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France au XIX^e siècle.

Depuis les années 1950, on dispose pour le XIX^e siècle, grâce aux travaux de Jean Bourgeois-Pichat, d'une série de tables abrégées de mortalité triannuelles centrées sur les recensements. On connaît donc bien la tendance générale. Il nous a cependant paru intéressant de tenter de reconstruire un jeu complet de tables de mortalité par année d'âge et année de calendrier comparable à celui dont on dispose pour le XX^e siècle. Non seulement cela permettrait de mieux suivre la conjoncture du siècle passé mais on pourrait aussi connaître ainsi l'histoire complète d'un nombre important de générations.

Pour ce faire, nous avons d'abord calculé pour chaque année des taux de mortalité quinquennaux en rapportant les décès enregistrés à l'état civil à des populations en milieu d'année obtenues par interpolation des reconstitutions de Jean Bourgeois-Pichat. Nous avons ensuite fait éclater ces taux quinquennaux en taux par année d'âge en nous appuyant sur les deux seules périodes du siècle (1851-1856 et 1896-1901) pour lesquelles existent des données détaillées tant du côté du recensement que de l'état civil. Nous avons enfin, pour l'époque des guerres napoléoniennes, procédé à une répartition par âge des pertes militaires pour corriger ces taux.

On aboutit ainsi à une série annuelle de tables complètes allant de 1806 à 1898, couvrant l'essentiel de la première phase de la transition sanitaire.

MESLÉ France and VALLIN Jacques. - Reconstitution of Annual Mortality Tables in 19th Century France.

Since the 1950's, as a result of work by Jean Bourgeois-Pichat, a series of triennial abridged tables of mortality centered on census years has become available. General trends are, therefore well known. However, it seemed useful to attempt to construct a complete series of mortality tables by single years of age for each calendar year, comparable to figures available for the 20th century. This would make it possible not only to trace the situation during the past century more accurately, but also to reconstitute the histories of many cohorts.

With this object, we first calculated quinquennial age-specific mortality rates for each year by comparing the deaths recorded in the civil registers with the population in the middle of the year obtained by interpolating Bourgeois-Pichat's reconstituted figures. We then disaggregated these quinquennial rates into single years of age using the only two periods during the century (1851-1856 and 1896-1901) for which detailed data both from censuses and civil registers were available. Finally, for the period of the Napoleonic wars, we corrected these rates for military losses at different ages.

The result was a complete series of annual tables from 1806 to 1898, covering almost all of the initial period of transition in life expectancy.

MESLÉ France y VALLIN Jacques. - Reconstitución de tablas anuales de mortalidad para la Francia del siglo XIX.

Desde los años cincuenta se dispone para el siglo XIX, gracias a los trabajos de Jean Bourgeois-Pichat, de una serie de tablas abreviadas de mortalidad trianuales centradas sobre los censos. Se conoce bien por lo tanto la tendencia general. Sin embargo nos ha parecido interesante intentar constituir un juego completo de tablas de mortalidad por año de edad y año calendario semejante al conjunto de que se dispone para el siglo XX. Ello habría de permitir no sólo seguir mejor la coyuntura del siglo pasado sino también conocer la historia completa de un gran número de generaciones.

Para lograr esto, calculamos en primer lugar para cada año tasas de mortalidad quinquenales estableciendo la relación de las defunciones anotadas en el registro civil con las poblaciones a la mitad del año, calculadas por interpolación de las reconstituciones de Jean Bourgeois-Pichat. A continuación convertimos las tasas quinquenales en tasas por años de edad apoyándonos en los dos únicos períodos del siglo (1851-1856 y 1896-1901) para los que existen datos detallados tanto censales como del registro civil. Finalmente, para la época de las guerras napoleónicas, procedimos a una repartición por edad de las pérdidas militares a fin de corregir esas tasas.

Obtenemos así una serie anual de tablas completas que van de 1806 a 1898, cubriendo lo esencial de la primera fase de la transición sanitaria.