

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

MICHEL HUBER

Chronique de démographie

Journal de la société statistique de Paris, tome 57 (1916), p. 153-157

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1916__57__153_0

© Société de statistique de Paris, 1916, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

II

CHRONIQUE DE DÉMOGRAPHIE

MOUVEMENT DE LA POPULATION EN FRANCE EN 1914

1^o *Résultats du premier semestre 1914* (1) comparés à ceux du premier semestre 1913 pour 82 départements (1) (manquent les résultats de 5 départements : Aisne, Meuse, Nord, Pas-de-Calais, Somme). Population correspondante : 35.243.232 habitants en 1911.

1 ^{er} semestre	Mariages	Divorces	Enfants déclarés vivants	Mort-nés	Décès
—	—	—	—	—	—
1914	134.113	6.445	331.398	15.293	357.256
1913	136.124	6.723	335.369	15.190	336.411

2^o *Résultats du 2^e semestre 1914* (2) comparés à ceux de la période correspondante en 1913; manquent les résultats de 7 départements : Aisne, Ardennes, Meurthe-et-Moselle, Meuse, Nord, Pas-de-Calais, Somme et des arrondissements de Reims et de Sainte-Menehould (Marne), Compiègne (Oise) et Saint-Dié (Vosges). Population correspondante : 33.915.231 habitants en 1911 (2).

2 ^e semestre	Mariages	Divorces	Enfants déclarés vivants	Mort-nés	Décès
—	—	—	—	—	—
1914	43.585	2.014	293.628	12.704	323.018
1913	122.754	6.307	300.304	13.591	280.804

3^o *Résultats de l'année 1914* comparés à ceux de l'année précédente pour 77 départements (non compris : Aisne, Ardennes, Marne, Meurthe-et-Moselle, Meuse, Nord, Oise, Pas-de-Calais, Somme, Vosges) avec rappel des chiffres de 1913 pour la France entière.

(1) *Journal officiel* du 14 avril 1915.

(2) *Journal officiel* du 10 novembre 1915.

ANNÉES	POPULATION en milliers	MARIAGES	DIVORCES	ENFANTS déclarés vivants	MORT-NÉS	DÉCÈS	EXCÉDENTS de naissances (+) ou de décès (-)
1914 (77 départements)	33.079	169.011	17.884	591.223	26.551	617.549	- 53.327
1913 (77 —)	33.079	247.753	12.314	604.454	27.401	588.809	+ 15.645
1913 (France entière)	39.602	298.760	15.076	715.539	34.119	703.638	+ 11.901

MOUVEMENT DE LA POPULATION EN PRUSSE EN 1914

Le *Times* du 21 mars 1916 a fait connaître, d'après un journal allemand, les résultats du mouvement de la population pour le royaume de Prusse en 1914. Voici les chiffres, comparés à ceux des années précédentes :

Années	Mariages	Naissances, mort-nés compris	Mort-nés	Décès, mort-nés compris	Excédent des naissances
1914	286.197	1.202.528	»	802.776	399.752
1913	323.709	1.209.518	35.975	656.490	553.028
1912	328.340	1.222.168	35.925	672.228	549.940

De 1913 à 1914, le nombre des naissances n'a pour ainsi dire pas varié, tandis que celui des décès augmentait de 146.286 unités, soit de 21 %. Il est d'ailleurs certain que ce nombre de décès est très incomplet. La guerre a fait baisser le chiffre des mariages de près de 38.000 unités.

On sait que la population de la Prusse représente environ les deux tiers de celle de l'Empire allemand : 40.165.000 habitants sur 64.926.000 d'après le recensement le plus récent (1^{er} déc. 1910).

MOUVEMENT DE LA POPULATION EN ANGLETERRE EN 1915

Le *Registrar general* a publié, le 31 janvier 1916, la statistique sommaire des actes de l'état civil enregistrés, au cours de l'année 1915, en Angleterre et dans le pays de Galles. Voici ces résultats, comparés à ceux des années précédentes :

Années	Population en milliers d'habitants	Mariages	Naissances vivantes	Décès	Proportion pour 10.000 habitants		
					Nouveaux mariés	Nés vivants	Décédés
1915.	»	360.026	814.527	562.326	193	218	151
1914.	37.303	294.087	878.822	516.778	158	236	139
1913.	36.919	286.583	881.890	504.975	155	239	137
1912.	36.540	283.834	872.737	486.939	155	238	133
1911.	36.164	274.943	881.138	527.810	152	244	146

On remarquera l'augmentation du nombre des mariages, déjà sensible en 1914, considérable en 1915. Il n'est pas sans intérêt de suivre cet accroissement par trimestre, ce que permet le tableau ci-après :

Mariages par trimestre.

	1915	1914	1913
1 ^{er} trimestre	55.406	51.016	60.926
2 ^e —	97.038	81.096	65.904
3 ^e —	102.567	82.024	83.636
4 ^e —	105.015	79.951	76.117

La diminution du nombre des naissances, insignifiante en 1914, devient très notable en 1915. Pendant cette année, le nombre des naissances enregistrées est en déficit de 64.000 unités par rapport à l'année précédente; le nombre des décès, au contraire, a augmenté de 55.000 unités environ.

TABLES DE MORTALITÉ : ANGLETERRE ET GALLES
(*English life table*, n° 7, 1901-1910 et n° 8, 1910-1912.)

Tous les dix ans, le *Registrar general* des naissances, décès et mariages en Angleterre et dans le pays de Galles, publie un supplément (1) à son rapport annuel, spécialement consacré à l'étude détaillée de la mortalité par âge, par causes et par professions pendant une période de dix années.

Le premier de ces suppléments décennaux, publié en 1864 par W. Farr, était relatif à la décade 1851-1860; vers la fin de 1914 a paru la première partie du 5^e volume de la série, consacrée aux tables de mortalité, calculées, d'une part pour la décade 1901-1910, conformément aux pratiques antérieures, et, d'autre part, pour la période triennale 1910-1912.

Cette innovation a été introduite pour deux motifs : 1^o à cause de l'abaissement progressif de la fréquence des décès pendant ces dernières années; on obtient une mesure plus précise de la mortalité en prenant pour base une période courte; 2^o le classement des décès pendant les années 1910 à 1912 et le classement des vivants au recensement de 1911 ayant été effectué année par année, au lieu de l'être par groupes d'âge quinquennaux ou décennaux comme précédemment, on disposait de matériaux spécialement appropriés au calcul d'une table de mortalité pour la période 1910-1912.

L'état matrimonial des femmes décédées de 1910 à 1912 ayant été relevé pour la première fois dans les statistiques anglaises, on a pu calculer des tables de mortalité séparément pour les femmes célibataires, mariées et veuves. Malheureusement le même travail n'a pu être exécuté pour le sexe masculin.

Pour les décades 1881-1890 et 1891-1900, des tables de mortalité spéciales avaient été construites pour des *selected healthy districts*, le criterium choisi étant un taux de mortalité n'excédant pas une certaine limite. Cependant, les décès étaient alors enregistrés au lieu où ils se produisaient, ce qui aggravait indûment le taux de mortalité dans les circonscriptions où se trouvaient des hôpitaux, hospices, etc., recevant des personnes venues d'autres districts. Le mode de dépouillement adopté depuis 1911 pour le mouvement de la population aurait permis de corriger les résultats en attribuant chaque décès au lieu du dernier domicile. On a cependant jugé préférable de renoncer aux *selected healthy districts* un peu arbitrairement constitués et l'on a calculé, pour 1910-1912, des tables de mortalité pour les groupes suivants : comté administratif de Londres, ensemble des *county boroughs*, ensemble des districts urbains, ensemble des districts ruraux, qui correspondent à des degrés différents d'agglomération de la population.

Le calcul de ces diverses tables a été effectué sous la direction de M. Georges King, ancien président de l'Institut des actuaires anglais, qui a rédigé le rapport dans lequel sont exposées les méthodes employées :

1^o *Tables de mortalité n° 7 (1901-1910)*. — La population moyenne prise pour base des calculs de mortalité n'est pas la simple moyenne arithmétique des populations recensées en 1901 et 1910 et classées par groupes d'âge quinquennaux. On a utilisé une formule de M. A. C. Waters, qui permet le calcul exact des années vécues dans un intervalle déterminé par une population qui s'accroît suivant une proportion géométrique.

(1) *Supplement to the seventy-fifth annual report of the Registrar general of births, deaths and marriages in England and Wales*, Part I, Life tables. London, 1914.

Les décès enregistrés pendant les années 1901 à 1909 sont connus par année d'âge jusqu'à 5 ans, par groupes quinquennaux de 5 à 24 ans, par groupes décennaux de 25-34 ans jusqu'à 75-84 ans, puis pour les groupes 85-99 ans, 100 et plus. En tablant sur la statistique des décès enregistrés par année d'âge en 1910, 1911, 1912, on a pu répartir aisément par groupes quinquennaux tous les décès de la décennie 1901-1910.

Ayant ainsi respectivement pour la population et pour les décès le classement par groupes d'âges 5-9, 10-14, etc., jusqu'à 100-104, on a déterminé la population et les décès pour les âges-pivots 12, 17, 22... jusqu'à 97 ans, à l'aide d'une formule déduite d'un calcul de différences finies. Ensuite, en divisant le nombre de décès par la population, on a obtenu le taux annuel moyen de mortalité ou taux central de mortalité m_x à chacun des âges 12, 17, ... 97; on en a déduit la probabilité de mort q_x par la formule connue :

$$q_x = \frac{2 m_x}{2 + m_x}.$$

Les valeurs de la probabilité de mort correspondant à chacune des quatre années intercalaires entre les âges-pivots, ont été déterminées ensuite à l'aide d'une formule d'interpolation basée sur l'emploi de courbes du troisième degré, avec la condition que, à leurs points de raccordement, c'est-à-dire aux âges-pivots, ces courbes soient tangentes. Les calculs ont été effectués à l'aide des formules établies par M. le Dr Sprague. Celui-ci avait à l'origine indiqué une méthode d'interpolation basée sur l'emploi de courbes du cinquième degré, avec la condition qu'à leurs points de raccordement ces courbes fussent osculatrices, c'est-à-dire aient même tangente et même rayon de courbure. Mais l'expérience a montré que, pour l'interpolation de tables de mortalité, il était très suffisant de s'en tenir à des courbes du troisième degré simplement tangentes aux points servant de pivots.

En réalité l'interpolation n'a pas été effectuée directement sur les valeurs de q_x mais avec celles de l'expression $\log(q_x + 0,1)$ qui a paru plus commode pour les calculs. Ceux-ci ont donné en définitive les valeurs de q_x avec 7 décimales, année par année de 17 à 92 ans et, en dehors de ces limites, q_x était connu pour les âges-pivots 12 et 97. Il restait à compléter la table pour les enfants de moins de 17 ans et pour les vieillards de plus de 92 ans.

Pour chacune des cinq premières années de la vie, les probabilités de mort ont été calculées à l'aide des naissances enregistrées de 1896 à 1910 et des décès de 0 à 1, 1 à 2, 2 à 3, 3 à 4, et 4 à 5 ans constatés de 1897 à 1910. Ayant ainsi la probabilité de mort pour chacune des années 0 à 4 et pour les âges 12, 17 et 18 précédemment calculées, on en a déduit les valeurs de cette probabilité aux âges intermédiaires 5 à 11 et 13 à 16 en appliquant la méthode d'interpolation de Lagrange, qui convient aux cas d'intervalles inégaux.

Pour compléter la table aux âges élevés, on a déterminé les valeurs de la fonction $\log p_x$ aux âges 89, 90, 91, 92 et 97, on a formé les différences quatrièmes de cette série et par sommation de ces différences on a prolongé la table de mortalité.

2° *Tables de mortalité n° 8 (1910-1912)*. — La population recensée le 2 avril 1911 était classée par année d'âge; on en a déduit la population au point central de la période 1910-1912, c'est-à-dire au 1^{er} juillet 1911, en admettant qu'à chaque âge l'accroissement pendant les 90 jours considérés a été proportionnellement le même qu'entre les deux censuses de 1901 et de 1911.

Les décès enregistrés en 1910, 1911 et 1912 étant également classés par année d'âge, on aurait pu effectuer directement le calcul des taux annuels moyens de mortalité et ajuster ensuite les valeurs brutes ainsi obtenues. On a préféré former pour la population et les décès les groupes quinquennaux 4-8, 9-13, etc., jusqu'à 99-103, calculer les valeurs du taux annuel moyen de mortalité aux âges-pivots 11, 16, etc., jusqu'à 96 et déterminer les valeurs de ce taux aux âges intermédiaires de 16 à 91 ans par interpolation comme pour la table n° 7.

Pour les six premières années de vie, le taux de mortalité a été calculé d'après

les naissances enregistrées de 1904 à 1912 et les décès des années 1910 à 1912, exactement d'après les mêmes principes que pour la table n° 7. On a ensuite employé les taux correspondant aux âges 4, 5, 11, 16 et 17 pour la détermination des taux intermédiaires par la méthode d'interpolation de Lagrange, comme ci-dessus.

Enfin, à l'aide des différences quatrièmes des taux calculés pour les âges 88, 89, 90, 91 et 96, on a prolongé la table de mortalité vers les âges élevés.

Les chiffres ci-après sont extraits des tables nos 7 et 8 et de la table spéciale calculée pour les filles, femmes mariées et veuves en 1910-1912.

Angleterre et Galles.

	Nombre de survivants pour 1 000.000 nés vivants				Nombre de survivantes pour 100.000 femmes de 25 ans		
	Table n° 7 (1901-1910)		Table n° 8 (1910-1912)		(1910-1912)		
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Femmes célibataires	Femmes mariées	Veuves
1 an . . .	855.657	852.565	879.559	902.330	»	»	»
10 ans . . .	780.829	807.556	812.414	835.983	»	»	»
20 — . . .	761.125	787.558	793.435	816.814	»	»	»
25 — . . .	745.453	773.909	778.699	804.126	100.000	100.000	100.000
30 — . . .	727.407	757.789	762.227	789.536	98.333	98.064	97.389
40 — . . .	676.684	713.082	716.727	749.881	93.722	93.079	90.918
50 — . . .	599.032	647.424	643.333	688.808	86.252	85.696	81.337
60 — . . .	475.637	541.572	521.103	586.599	74.080	73.553	66.981
70 — . . .	298.983	376.459	334.308	416.875	53.939	53.385	45.922
80 — . . .	106.076	155.445	121.935	180.863	25.113	24.765	19.029
90 — . . .	11.116	21.580	13.608	27.641	3.911	3.886	2.846
100 — . . .	125	427	298	674	94	94	66

La comparaison des tables 7 et 8 dénote une diminution notable de la mortalité, que faisait prévoir l'abaissement du coefficient de mortalité calculé chaque année pour la population totale de 1900 à 1912.

D'après les tables relatives aux femmes, à partir de 25 ans la mortalité des femmes mariées est à peine plus rapide que celle des célibataires; celle des veuves est plus considérable. A 60 ans, il ne reste plus que 67.000 veuves au lieu de 74.000 célibataires et 73.500 femmes mariées, sur 100.000 femmes de 25 ans dans chaque catégorie.

Michel HUBER.