

# JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

FRANCISCO JAVIER DE BONA

## **De la durée de la vie humaine en Espagne**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 9 (1868), p. 81-87

[<http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1868\\_\\_9\\_\\_81\\_0>](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1868__9__81_0)

© Société de statistique de Paris, 1868, 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/>

# JOURNAL

DE LA

## SOCIÉTÉ DE STATISTIQUE DE PARIS.



### I.

#### *De la durée de la vie humaine en Espagne.*

Il n'existait, jusqu'à ce jour, en Espagne, aucun travail sur la loi de la mortalité de l'ensemble de la population. Plusieurs savants avaient bien fait des recherches de cette nature pour quelques villes; mais les résultats de leurs calculs ne pouvaient s'appliquer à l'Espagne entière. Ainsi, nous possédions des tables pour Barcelone, dues à M. Figuerola; pour Gerona, au docteur Capelera; pour Granollens et Tamasa, à M. Colly Masadas; pour Bilbao, à M. Epolra; enfin, quelques documents publiés sur la mortalité de leurs assurés par diverses compagnies d'assurances sur la vie. Ces documents avaient le double inconvénient de n'embrasser qu'un petit nombre d'observations et de s'appliquer à des têtes choisies. De là, à ce dernier point de vue, une probabilité de vie de beaucoup supérieure à celle du pays, c'est-à-dire d'une population qui, d'après les résultats des deux derniers recensements, a dû atteindre, au commencement de 1867, le chiffre de 16,410,908, Péninsule, îles Baléares et Canaries comprises.

Une lacune aussi considérable dans les statistiques européennes relatives à la mortalité devait être nécessairement comblée; aussi la junta centrale de statistique du royaume a-t-elle décidé, dans sa séance du 27 avril 1864, la préparation de tables dites de mortalité, applicables, pour chaque sexe et les deux sexes réunis, aux catégories ci-après : 1<sup>o</sup> Tables générales de tout le royaume; 2<sup>o</sup> Tables urbaines; 3<sup>o</sup> Tables rurales; 4<sup>o</sup> Mortalité dans les 24 provinces où elle paraît être la plus élevée; 5<sup>o</sup> Mortalité dans les 24 provinces où elle paraît l'être le moins.

Le premier groupe, comme son nom l'indique, comprend la population entière; le second, les villes de plus de 18,000 habitants. Comme ce dernier travail exigeait un temps considérable et qu'il importait d'obtenir un résultat aussi prompt que possible, on s'est borné tout d'abord à établir les tables des 49 chefs-lieux de province, dont la population totale s'élève, d'après le dernier recensement (1860), à 1,851,193 âmes. On a dû éliminer ainsi plusieurs villes importantes, qui, sans être capitales de province, comme Xérès, Ecija, Carmona, Lorca, Figueras, Reuss et autres, ont plus d'habitants que plusieurs chefs-lieux. Le troisième groupe (population rurale) comprend toutes les agglomérations inférieures à 5,000 habitants.

Il a été reconnu nécessaire de calculer séparément les quatrième et cinquième groupes, les influences climatériques et autres partageant la Péninsule ibérique, au point de vue de la durée de la vie, en zones très-distinctes, comme celle du Nord, par exemple, placée dans des conditions de longévité beaucoup plus favorables

que celle du Midi, où la vie est à peu près la même qu'en Sicile et dans la Turquie d'Europe.

Ces bases définitivement arrêtées, et un rapport que je lui avais soumis dans ce sens ayant été approuvé, la junte décida, le 23 juillet de la même année, d'abord que le travail serait confié à une seule personne, puis que j'en serais chargé.

Mes opérations ont porté sur 3,121,531 décès classés par âge et recueillis par mes soins, comme chef du service de la population dans le bureau de la junte générale de statistique du royaume. Mais je n'ai pu réunir un aussi grand nombre de cas pour chaque sexe séparément, la statistique de la mortalité par sexe ne remontant qu'à 1863. Mes données, dans ce sens, ne comprennent donc que 498,589 cas pour le sexe masculin et 464,192 pour le sexe féminin, se rapportant aux années 1863 et 1864. Je n'avais ainsi, pour les âges élevés, qu'un nombre de faits insuffisant pour pouvoir en déduire une loi à peu près exacte.

Cette difficulté devait s'accroître pour le groupe des capitales, qui ne me fournissaient, avec la distinction du sexe et de l'âge, que 72,000 décès du sexe masculin et 63,767 du sexe féminin. Je ne m'en suis pas moins mis à l'œuvre, ajournant à l'époque où je disposerais de documents plus nombreux le calcul des neuf tables restantes<sup>1</sup>.

Je dois indiquer maintenant la méthode que j'ai adoptée.

« La mort ne peut mesurer la vie, » a dit mon savant ami, M. Guillard; il est donc nécessaire d'augmenter le coefficient vital que donne le temps vécu par une population chez laquelle les naissances excèdent les décès.

L'oubli d'une vérité si simple a conduit à de grandes erreurs de la part de plusieurs arithméticiens des plus distingués. Quant à moi, j'ai toujours eu présent à l'esprit ce sage conseil du statisticien français, si nécessaire à suivre pour la détermination de la mesure de la vie en Espagne, où la population rurale présente un notable excédant des naissances sur les décès, excédant, au contraire, très-faible dans la population urbaine. Des 995,320 individus formant l'accroissement de population dû à cet excédant dans ma période d'observations, 23,249 seulement appartiennent à la population urbaine et les 972,071 autres à la population rurale. Il en résulte que, de 1858 à 1864, j'ai obtenu les résultats suivants :

	Naissances.	Décès.	Excédant absolu des naissances.	Accroissement p. 100.
Le royaume. . . . .	4,116,851	3,121,531	995,320	31.88
Les villes capitales . . . .	461,706	438,453	23,253	5.33
Le reste de la population.	3,655,149	2,683,078	972,071	36.23

Décidé à rectifier mes tables mortuaires avec la somme de vie produite par l'excédant des naissances sur les décès, je dus me demander tout d'abord comment cette somme devait être répartie entre les différentes périodes d'âges. La première pensée qui, en pareil cas, se présente à l'esprit, c'est celle d'une répartition proportionnelle, et j'ai cru devoir l'adopter, malgré les critiques qu'elle peut, qu'elle doit soulever, en attendant que de nouveaux travaux sur la matière en Espagne conduisent à déterminer une loi de mortalité pouvant servir de guide pour la répartition, à chaque période d'âge, de l'excédant de naissances qui nous occupe.

Autre difficulté : Comment augmenter le coefficient vital dont on cherche l'expression ? En calculant la quantité dont s'accroît, par le fait de cet excédant de longévité, la durée du temps à vivre ? ou en augmentant proportionnellement le

1. Je m'occupe en ce moment de la construction de ces tables, avec les données de 1865 et 1866.

terme de la vie future dans la relation de l'excédant des naissances sur les décès? Ce dernier mode m'a paru préférable, non-seulement par sa simplicité, mais encore et surtout par ce fait que le premier donne un résultat peu conforme à la moyenne résultant des vingt tables construites pour différents pays par les hommes les plus compétents, et le second, au contraire, un résultat assez rapproché.

Voici le coefficient de la vie probable que l'augmentation ainsi obtenue produit, pour chaque période d'âge, dans l'ensemble de la population, et séparément dans les villes capitales, avec la division des sexes.

Périodes d'âge.	Dans tout le royaume.			Dans les capitales.		
	Les deux sexes.	Sexe masculin.	Sexe féminin.	Les deux sexes.	Sexe masculin.	Sexe féminin.
A la naissance . . .	7.74	5.93	7.15	1.32	0.52	2.25
0 à 1 an. . . . .	9.87	7.71	9.00	2.67	0.66	2.79
1 à 5 ans. . . . .	13.26	10.76	12.43	2.11	0.84	3.62
5 à 10. . . . .	12.90	10.50	11.21	2.02	0.80	3.45
10 à 15. . . . .	11.89	9.62	11.18	1.84	0.72	3.16
15 à 20. . . . .	10.89	8.75	10.31	1.69	0.65	2.92
20 à 25. . . . .	10.02	8.10	9.34	1.59	0.61	2.71
25 à 30. . . . .	9.10	7.30	8.73	1.41	0.57	2.47
30 à 35. . . . .	8.20	6.55	8.04	1.28	0.50	2.24
35 à 40. . . . .	7.31	5.85	7.32	1.16	0.45	2.03
40 à 45. . . . .	4.44	5.13	6.67	1.04	0.40	1.81
45 à 50. . . . .	5.49	4.39	5.92	0.91	0.35	1.59
50 à 55. . . . .	4.57	3.66	5.19	0.78	0.29	1.35
55 à 60. . . . .	3.72	2.93	4.50	0.67	0.24	1.12
60 à 65. . . . .	3.12	2.43	4.34	0.59	0.21	0.95
65 à 70. . . . .	2.76	1.97	3.35	0.51	0.17	0.78
70 à 75. . . . .	2.06	1.06	2.48	0.47	0.14	0.64
75 à 80. . . . .	1.65	1.28	2.20	0.48	0.11	0.52
80 à 85. . . . .	1.37	1.07	1.66	0.27	0.09	0.48
85 à 90. . . . .	1.25	0.87	1.35	0.27	0.09	0.52
90 à 95. . . . .	1.15	0.70	0.93	0.23	0.08	0.41
95 à 100 et plus. .	0.79	0.06	0.07	0.13	0.05	0.22

Pour apprécier les différences qui existent entre l'augmentation afférente à chaque sexe et celle qui s'applique aux deux sexes réunis, il ne faut pas oublier que les calculs relatifs à chaque sexe ont été faits sur des observations beaucoup moins nombreuses que pour l'ensemble de la population.

Celui qui ne voudrait pas admettre ce mode d'accroissement de la longévité d'après l'excédant des naissances, n'aurait qu'à retrancher, des sommes portées dans la colonne *Vie probable* des tableaux, les coefficients que je viens d'établir, et à reconstruire la probabilité suivant ce que détermine l'augmentation proportionnelle équivalente des naissances sur les décès.

J'ai dit que le résultat de mes calculs se rapproche beaucoup, pour les principales périodes d'âge, de ceux qui sont consignés dans vingt tables établies par différents mathématiciens. C'est ce que je vais démontrer.

Ces tables, qui jouissent d'une certaine notoriété, sont : celles de l'*Equitable Society* (Angleterre), par Farr et Finlaison; — de Londres, par Smart; — de Carlisle, par Milne; — de Northampton, par Price; — de France, par Deparcieux, par Duvillard et Demontferrand; — de Paris, par Dupré de Saint-Maur; — de Belgique, par Quetelet (1<sup>re</sup> et 2<sup>e</sup> méthode); — de Hollande, par Kerseboom; — de Suède, par Wargentin; — de Brandebourg, par Süsmilch; — du canton de Vaud, par Muret; — d'Allemagne, par Baumann; — de Breslau, par Halley; — de Leipzig, par Hülse; — et de Berlin, par Casper.

On vient de voir que de ces vingt tables quelques-unes s'appliquent à la population générale, d'autres à des villes seulement. En comparant la moyenne qui s'en déduit avec celle des six tables que j'ai calculées (dont trois générales et trois urbaines), en prenant, en outre, pour chaque sexe, une période d'âge autre que pour les deux sexes réunis, on trouve le résultat ci-après :

Périodes de la vie.	Vie probable suivant la moyenne déduite	
	Des 20 tables citées plus haut.	Des 6 tables calculées pour l'Espagne.
A la naissance . . .	28.9	28.6
A 5 ans . . . . .	48.8	48.3
A 10 . . . . .	46.2	46.5
A 20 . . . . .	38.6	38.8
A 40 . . . . .	24.9	26.8
A 60 . . . . .	12.3	14.4
A 75 . . . . .	5.4	7.9

Ainsi, pour les quatre premières périodes, la vie probable est à peu près égale, et, dans les trois autres, elle est de deux ans plus longue en Espagne.

Je venais de calculer mes tables, et j'en avais fait connaître, en Espagne seulement, quelques données, lorsqu'un mathématicien espagnol des plus distingués, M. Merino, astronome en chef de l'Observatoire à Madrid, a publié une brochure intitulée : *Réflexions et conjectures sur la loi de la mortalité en Espagne*. Dans cette brochure, l'auteur obtient une probabilité de vie qui donne, pour les mêmes âges que ci-dessus, les nombres suivants :

Âges.	Années de vie probable.
A la naissance . . .	20.3
A 5 ans . . . . .	53.5
A 10 . . . . .	51.0
A 20 . . . . .	42.7
A 40 . . . . .	26.5
A 60 . . . . .	11.6
A 75 . . . . .	4.5

Les résultats qu'obtient M. Merino, qui a opéré, dit-il, d'après une table mortuaire construite par mes soins et publiée par la junta générale de statistique, auraient pour éléments les décès de la période 1858-1862. Il est certain qu'ils diffèrent très-notablement de la moyenne qui se déduit de mes six tables, sauf à l'âge de 40 ans. Je cite cette discordance uniquement pour appeler l'attention des hommes spéciaux sur le travail de M. Merino, dont je reconnais la science profonde, mais qui, dans le cas qui nous occupe, n'a peut-être pas pénétré dans la nature intime des faits sur lesquels il base ses calculs. Bien qu'ils aient eu pour éléments exclusifs les listes mortuaires que j'ai préparées et que la junta générale a publiées, je ne puis m'expliquer comment, à la naissance, il suppose une probabilité de vie de 20.3 ans, lorsqu'il est cependant facile de démontrer le contraire. Chaque million d'Espagnols morts de 1858 à 1862 a vécu en tout 24,371,536 années; en se bornant à appliquer l'axiome mathématique de Nicolas Bernouilli, que « si le jeu finit avant que la partie soit terminée, chaque joueur a droit à une part égale », chaque décédé, dans le million dont il s'agit, possède, à la naissance, une probabilité de vie de 24.37 années; et en ajoutant à ce chiffre le coefficient 7.74 pour le surplus de vie que représente l'excédant des naissances sur les décès, on trouve les 32.11 années de ma table de vie probable pour la population du

royaume, sans distinction de sexes. Et maintenant voici mes tables; j'en élimine, pour ne pas trop compliquer ce travail, d'une lecture assez difficile, celles qui sont relatives à chaque sexe pris isolément.

*Pour tout le royaume.*

AGES.	LISTES DE			TABLES DE				
	population d'après le recensement de 1860.	décès annuels.	mortalité. (Coefficient de mortalité.)	mortalité rapportée à 1 million.	vie moyenne 1.	survie.	vie probable.	population déduite de la survie.
Ans.								
0	408,988	108,959	0.26661	243,400	31.05	1,000,000	32.11	442,873
1	1,323,648	113,655	0.06236	253,900	46.72	756,800	40.92	1,857,995
5	1,667,249	90,170	0.01209	45,000	50.57	503,700	54.78	1,678,522
10	1,560,501	9,359	0.00592	20,900	52.39	457,700	53.47	1,563,411
15	1,469,868	9,928	0.00675	22,122	54.24	436,800	49.28	1,472,945
20	1,292,719	12,485	0.00965	27,885	56.53	414,678	45.13	1,296,602
25	1,393,855	11,664	0.00836	26,061	58.63	386,793	41.55	1,397,482
30	2,359,892	12,463	0.01061	27,808	60.81	360,732	37.73	2,367,734
35	1,673,292	12,742	0.01555	28,469	63.00	332,924	34.01	1,681,385
40	1,673,292	13,519	0.01555	30,288	65.29	304,455	30.31	1,681,385
45	1,673,292	12,505	0.01555	27,917	67.27	274,167	24.73	1,681,385
50	1,127,212	13,743	0.02602	27,700	69.38	246,350	22.76	1,127,212
55	1,127,212	15,591	0.02602	34,612	71.71	215,560	18.95	1,127,212
60	659,350	20,579	0.03085	45,949	74.82	180,938	14.43	659,350
65	659,350	18,036	0.02685	40,919	78.06	134,989	12.94	671,869
70	195,122	16,585	0.01460	37,053	81.50	94,070	10.22	195,122
75	195,122	11,904	0.01460	26,597	85.20	57,012	8.56	208,982
80	27,404	8,285	0.30233	18,511	89.33	30,415	6.85	29,990
85	11,507	3,756	0.32641	8,433	93.94	11,904	5.70	13,188
90	2,265	1,214	0.53598	2,655	98.63	3,471	5.19	2,642
95	1,280	300	0.23437	635	102.50	816	4.78	1,373
100	219	82	0.37442	181	?	181	3.29	344
Totaux.	15,678,371	447,524	0.02855	1,000,000	24.37			15,813,152

*Pour les chefs-lieux des provinces.*

AGES.	LISTES DE			TABLES DE				
	population d'après le recensement de 1860.	décès annuels.	mortalité. (Coefficient de mortalité.)	mortalité rapportée à 1 million.	vie moyenne.	survie.	vie probable.	population déduite de la survie.
Ans.								
0	41,161	13,789	0.33500	223,258	31.43	1,000,000	26.27	41,891
1	169,263	14,734	0.08704	238,555	44.83	776,742	34.15	170,043
5	154,967	2,734	0.01642	44,266	48.18	538,187	41.94	155,111
10	165,486	1,283	0.00772	20,778	49.74	493,920	40.20	165,554
15	187,328	1,807	0.00962	29,257	51.88	473,146	36.58	187,423
20	198,837	2,676	0.01345	43,327	55.04	443,889	33.56	198,978
25	197,626	2,324	0.01175	21,436	56.64	400,563	31.63	197,749
30	810,659	2,284	0.01500	36,970	59.21	379,126	28.05	310,906
35		2,377		38,486	61.95	342,156	25.49	

1. Comptée à partir de la naissance.

AGES.	LISTES DE			TABLES DE			
	population d'après le recensement de 1860.	décès annuels.	mortalité. (Coefficient de mortalité.)	mortalité rapportée à 1 million.	vie moyenne.	survie.	population déduite de la survie.
Ans.							
40	.	2,317	.	37,514	64.70	303,671	23.11
45	204,143	2,125	0.02175	34,406	67.25	266,156	20.74
50	.	2,171	.	35,150	69.39	231,750	18.16
55	127,906	2,225	0.02153	36,025	72.67	196,600	15.67
60	.	2,519	.	40,785	76.14	160,575	13.34
65	65,668	2,168	0.07137	35,102	79.72	119,790	11.73
70	.	1,916	.	31,022	83.90	84,689	10.23
75	22,849	1,495	0.15262	24,222	89.16	53,667	9.37
80	.	1,036	0.30452	16,774	90.10	29,445	9.64
85	3,402	516	0.31178	8,355	95.12	12,671	5.37
90	1,655	165	0.309192	2,668	99.36	4,317	5.39
95	421	64	0.23880	1,034	102.49	1,649	4.59
100	268	38	0.70370	615	?	615	2.62
Totaux.	1,851,193	62,763	0.03390	1,000,000	24.95		1,854,519

Je me fais à la fois un devoir et un plaisir de déclarer ici que j'ai reçu, pour la préparation de ces tables, un concours très-utile de M. de Santos, ancien directeur général de la statistique. Non-seulement ce savant a bien voulu m'aider de ses conseils, mais encore il a usé de toute l'influence que lui donnait sa position officielle pour recueillir les données dont j'avais besoin. J'ajouterai que c'est grâce à lui que je suis arrivé à améliorer très-sensiblement cette branche si importante de la statistique officielle; le relevé annuel de l'état civil ne laissant plus que très-peu de chose à désirer, en Espagne, de la part de l'immense majorité des alcaldes des 10,000 et quelques districts municipaux qui forment la division administrative du royaume.

Je terminerai en reproduisant le tableau comparatif des six tables que l'on trouve dans le premier volume de la *Statistique internationale*, publiée en Belgique en 1866, avec le concours des chefs des bureaux de statistique des principaux pays. J'y ai ajouté la mienne (population générale et les deux sexes réunis).

*Vie probable pour les deux sexes.*

Agés.	Bavière. (M. Hermann.)	France. (M. Legoyt.)	Belgique. (M. Quetelet.)	Hollande. (M. Baumhauer.)	Angleterre. (M. W. Farr.)	Espagne. (M. J. de Bona.)	Suède. (M. de Berg.)	Moyenne générale.
A la naissance . . .	27	32	42	34	45	32	51	37.5
A 5 ans . . . . .	53	51	53	53	55	55	56	53.7
A 10 . . . . .	50	48	50	50	51	53	53	50.7
A 15 . . . . .	45	44	46	46	47	49	48	46.3
A 20 . . . . .	41	41	43	42	43	45	43	42.6
A 25 . . . . .	38	38	39	38	39	41	39	39.3
A 30 . . . . .	34	34	35	34	35	37	35	35.0
A 35 . . . . .	29	30	31	30	31	34	31	31.0
A 40 . . . . .	26	26	27	26	27	30	27	27.0
A 45 . . . . .	22	23	23	23	23	24	23	23.0
A 50 . . . . .	18	19	20	19	20	22	19	19.6
A 55 . . . . .	15	16	16	16	17	19	16	17.0
A 60 . . . . .	12	13	13	12	13	14	13	13.0
A 65 . . . . .	9	9	10	9	10	13	10	10.0
A 70 . . . . .	7	7	7	7	7	10	7	7.7
A 75 . . . . .	5	5	5	5	5	8	5	5.6
A 80 . . . . .	4	3	4	3	4	7	4	4.1

Il est évident que, pour pouvoir comparer les résultats qui se déduisent de ces diverses tables, il importerait de savoir comment elles ont été calculées, et c'est ce que ne disent pas les auteurs du volume auquel je les ai empruntées.

FRANCISCO JAVIER DE BONA.

*Nota.* La Rédaction ne prend en aucune manière la responsabilité de la théorie de l'auteur sur la manière de construire une table de mortalité avec des relevés de naissances et de décès. Elle se borne à faire remarquer que la méthode de M. de Bona a été employée, pour la première fois, par le directeur du bureau de statistique de Belgique, M. X. Heuschling. Ce savant en a fait, en 1851, l'objet d'une communication à notre Académie des sciences morales et politiques, au rapport de feu M. Villermé, et d'une brochure publiée en septembre de la même année. Les hommes spéciaux se rappelleront peut-être la très-vive discussion dont cette méthode a été l'objet, dans le *Journal des économistes*, entre son auteur et l'éminent directeur de l'Observatoire de Bruxelles, M. Quetelet.

---