

# JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

L. MARCH

## Questions de méthode statistique (suite et fin)

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 44 (1903), p. 399-402

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1903\\_\\_44\\_\\_399\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1903__44__399_0)

© Société de statistique de Paris, 1903, 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/>

IV.

QUESTIONS DE MÉTHODE STATISTIQUE.

(Suite et fin [1].)

IV

Lorsqu'on fait choix d'un coefficient, on peut s'en servir pour juger du caractère des fluctuations de la natalité dans le temps, signaler les années de forte et de faible natalité, à condition d'être assuré de l'exactitude des informations et d'avoir égard aux variations dites accidentelles.

Prenons la série des rapports calculés entre le nombre des naissances d'une année, d'une part, et, d'autre part, soit le nombre des mariages contractés depuis moins de quinze ans affectés des poids proposés par M. Cauderlier, soit le nombre des mariages contractés depuis moins de six ans, rapports que nous avons désignés par les lettres *c* et *d*. Les trente-six coefficients de chaque série fournissent, par rapport à leur moyenne, trente-six écarts, tantôt en plus, tantôt en moins, dont le module de dispersion *m* (2) exprimé en proportion pour cent de la moyenne est égal respectivement à 3,465 pour le coefficient *c* et à 3,658 pour le coefficient *d*.

Ces trente-six coefficients peuvent se classer ainsi :

	Coefficient <i>c</i> .	Coefficient <i>d</i> .
Plus petits que $-m$ . . . . .	7	7
Compris entre $-m$ et $+m$ . . . . .	22	23
Plus grands que $+m$ . . . . .	7	6

Si ces écarts étaient accidentels, leur répartition serait, d'après la table de probabilité des erreurs accidentelles :

Plus petits que $-m$ . . . . .	5,7
Compris entre $-m$ et $+m$ . . . . .	24,6
Plus grands que $+m$ . . . . .	5,7

On voit qu'un petit nombre d'écarts seulement peuvent être considérés marquant réellement une tendance. Il est indispensable de les mesurer et d'examiner leur distribution, avant de leur dénier tout caractère fortuit.

V

Nous ne pousserons pas plus loin cette discussion ; il s'agit de procédés connus ; et nous résumerons les observations précédentes en ce qu'elles nous paraissent avoir d'essentiel.

(1) Voir numéro de novembre, p. 367.

(2) Racine carrée du carré moyen, conformément à la règle de Legendre et Gauss.

1° La faculté de reproduction est un caractère *individuel* mesurable par un rapport numérique de natalité. Cette faculté et cette mesure conservent une signification précise quand on les applique à des groupes homogènes d'individus, l'homogénéité résultant de la parité des facultés ou du moins, eu égard à l'insuffisance des moyens d'observation, de la concentration autour d'une valeur-type.

Moyennant certaines hypothèses provisoires quant à la composition du groupe étudié, on applique encore légitimement les mêmes notions à des populations hétérogènes, lorsque, d'après les hypothèses admises, on suppose que les variations du rapport de natalité sont parallèles à celles du rapport analogue calculé pour une partie homogène de la population.

2° L'analyse statistique des relevés démographiques procède par décomposition en groupes homogènes. Pour découvrir ces groupes, il est nécessaire que l'observation fournisse de multiples détails. Dans l'état actuel de nos connaissances, on ne saurait appliquer correctement la méthode si l'on ne distingue pas au moins l'âge des parents, la durée de leur mariage, leur profession et leur situation sociale, le nombre antérieur des enfants, car des constatations récentes ont démontré que ces distinctions correspondent à des modifications profondes de la natalité.

D'autres encore seraient probablement instructives ; le champ des recherches est toutefois limité par l'exactitude des observations.

Les relevés de l'état civil constituent un terrain d'observation plus sûr que les recensements ; par suite, c'est dans la rédaction des actes de l'état civil qu'il est désirable de voir multiplier les informations de nature à faciliter la formation de groupes homogènes. Ces actes peuvent notamment fournir les éléments de deux rapports importants : l'un applicable à la fécondité *totale* des mariages, déterminée au moment de leur dissolution ; l'autre applicable à la fécondité *annuelle* et déterminée à la naissance d'un nouvel enfant.

3° Nous ne pouvons percevoir de tendances que si celles-ci se conforment à des lois très simples. Il est d'ailleurs difficile de fixer des limites, en sorte que le degré de simplicité auquel on s'arrêtera comporte forcément un certain arbitraire.

D'autre part, pour des motifs analogues à ceux indiqués au paragraphe 1°, on ne peut concevoir de tendances significatives que dans des groupes homogènes ou supposés homogènes.

Ces tendances se mesurent par des rapports qui résultent de la combinaison des observations. Les rapports qui les déterminent le mieux sont ceux qui se mesurent avec le plus de précision, cette précision étant le *criterium a posteriori* de l'homogénéité. Ce ne sont pas d'ailleurs les seuls rapports instructifs.

Cependant l'exactitude et le nombre des observations jouent un rôle important. Tel coefficient qui semble devoir marquer beaucoup mieux qu'un autre une dépendance étroite entre les éléments comparés peut subir des variations plus considérables à cause des erreurs dont les éléments sont affectés.

4° Dans l'analyse des fluctuations de la natalité, comme dans toute étude de variations statistiques, il importe de séparer les changements fortuits, dus à l'effet combiné d'influences multiples peu actives et indépendantes, qu'il serait vain d'espérer démêler, dans l'état de nos connaissances, des modifications significatives qui marquent des tendances et peuvent, dans une certaine mesure, révéler des influences, autoriser des prévisions.

**TABLEAUX.**



**TABLEAU III. — Coefficients de natalité calculés, pour la France, de 1857 à 1892.**

ANNÉES.	NAISSANCES TOTALES LÉGITIMES				NAISSANCES TOTALES POUR 100 HABITANTS.	ENFANTS NÉS VIVANTS POUR 100 HABITANTS.	ENFANTS NÉS VIVANTS pour 50 femmes.		ENFANTS LÉGITIMES nés vivants pour 25 femmes mariées.	
	PAR MARIAGE CONCLU		POUR CINQ MARIAGES CONCLUS depuis quinze ans au plus et affectés de petits ménages.	POUR SIX MARIAGES CONCLUS depuis moins de six ans.			de plus de 1 ans.	de 15 à 50 ans.	de plus de 15 ans.	de 15 à 50 ans.
	la même année.	six ans avant.								
(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	
1857.	3,07	3,16	2,57	3,08	2,71	2,59	3,52	4,96	3,04	4,27
1858.	3,04	3,31	2,65	3,02	2,79	2,67	3,60	5,05	3,09	4,35
1859.	3,27	3,48	2,55	3,23	2,92	2,79	3,75	5,30	3,20	4,51
1860.	3,20	3,42	2,58	3,03	2,74	2,62	3,50	4,95	3,00	4,23
1861.	3,17	3,41	2,58	3,13	2,81	2,69	3,66	5,17	3,11	4,39
1862.	3,16	3,37	2,59	3,07	2,77	2,65	3,61	5,11	3,07	4,33
1863.	3,24	3,50	2,57	3,07	2,81	2,69	3,66	5,19	3,10	4,38
1864.	3,24	3,16	2,54	3,10	2,78	2,66	3,62	5,11	3,06	4,33
1865.	3,24	3,25	2,55	3,10	2,77	2,65	3,61	5,13	3,04	4,31
1866.	3,20	3,36	2,54	3,08	2,76	2,64	3,60	5,13	3,02	4,20
1867.	3,23	3,18	2,49	3,09	2,76	2,64	3,59	5,12	3,01	4,28
1868.	3,15	3,13	2,51	3,02	2,69	2,57	3,50	5,00	2,92	4,16
1869.	3,02	3,20	2,50	3,05	2,69	2,57	3,35	4,86	2,80	3,99
1870.	4,07	3,20	2,30	3,14	2,67	2,55	3,32	4,77	2,77	3,76
1871.	3,05	2,78	2,56	2,77	2,40	2,29	3,12	4,48	2,64	3,97
1872.	2,70	3,20	2,58	3,12	2,79	2,67	3,63	5,17	3,06	4,36
1873.	2,84	3,18	2,51	3,00	2,72	2,60	3,53	5,11	2,97	4,22
1874.	3,05	3,07	2,47	3,01	2,74	2,62	3,55	5,12	2,97	4,23
1875.	3,07	3,04	2,50	3,01	2,71	2,59	3,51	5,03	2,95	4,18
1876.	3,22	4,19	3,46	2,95	2,71	2,62	3,55	5,11	2,97	4,21
1877.	3,29	3,49	2,43	2,85	2,67	2,55	3,47	5,02	2,90	4,13
1878.	3,24	2,57	2,45	2,94	2,64	2,52	3,48	4,97	2,88	4,11
1879.	3,21	2,83	2,44	3,00	2,63	2,51	3,41	4,95	2,89	4,13
1880.	3,18	2,93	2,46	2,99	2,57	2,46	3,34	4,86	2,83	4,07
1881.	3,21	3,01	2,49	3,08	2,61	2,49	3,40	4,94	2,89	4,16
1882.	3,21	3,10	2,51	3,08	2,60	2,48	3,38	4,92	2,88	4,15
1883.	3,17	3,24	2,51	3,07	2,59	2,48	3,38	4,92	2,88	4,16
1884.	3,11	3,22	2,48	3,04	2,59	2,47	3,47	4,90	2,88	4,15
1885.	3,14	3,14	2,45	3,00	2,54	2,48	3,32	4,82	2,81	4,10
1886.	3,09	3,14	2,42	2,95	2,50	2,39	3,27	4,71	2,80	4,05
1887.	3,11	3,05	2,38	2,92	2,46	2,35	3,21	4,66	2,71	3,96
1888.	3,05	3,00	2,37	2,86	2,42	2,31	3,14	4,56	2,67	3,85
1889.	3,08	2,96	2,30	2,85	2,41	2,30	3,12	4,53	2,66	3,83
1890.	2,98	2,77	2,34	2,77	2,29	2,18	2,96	4,30	2,52	3,62
1891.	2,90	2,93	2,31	2,82	2,37	2,26	3,05	4,43	2,59	3,72
1892.	2,82	2,89	2,36	2,81	2,34	2,23	3,00	4,36	2,55	3,65
MOYENNES.	3,11	3,16	2,48	3,00	2,64	2,52	3,42	4,91	2,83	4,13

(c) La série des coefficients inscrits dans cette colonne résulte de la multiplication par 5 des coefficients communiqués par M. Caudebec à la Société de statistique de Paris (*Journal de la Société de statistique de Paris*, numéro de février 1902, p. 59).

**TABLEAU IV. — Coefficients de natalité calculés, pour la Finlande, de 1881 à 1900.**

ANNÉES.	NAISSANCES VIVANTES pour 100 habitants.	ACCOUCHÉS POUR 100 FEMMES		ANNÉES.	NAISSANCES VIVANTES pour 100 habitants.	ACCOUCHÉS POUR 100 FEMMES	
		de 20 à 45 ans.	de 25 à 29 ans.			de 20 à 45 ans.	de 25 à 29 ans.
		(k)	(l)			(m)	
1881.	3,50	18,65	22,68	1892.	3,15	17,97	22,01
1882.	3,63	19,37	23,58	1893.	2,99	17,00	20,91
1883.	3,59	19,16	23,35	1894.	3,08	17,49	21,33
1884.	3,61	19,45	23,43	1895.	3,26	18,55	22,72
1885.	3,42	18,47	22,63	1896.	3,21	18,24	22,66
1886.	3,53	19,28	23,40	1897.	3,19	18,13	22,81
1887.	3,62	20,09	24,45	1898.	3,40	19,27	23,95
1888.	3,49	19,72	24,00	1899.	3,32	18,26	21,70
1889.	3,34	19,03	23,15	1900.	3,20	18,18	22,90
1890.	3,29	18,80	23,06				
1891.	3,43	19,58	23,79	MOYENNES.	3,36	18,76	23,03

L. MARCH.