

# JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

PIERRE DEPOID

## **Influence de la nuptialité sur les taux de reproduction et d'accroissement de la population Française**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 78 (1937), p. 342-346

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1937\\_\\_78\\_\\_342\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1937__78__342_0)

© Société de statistique de Paris, 1937, 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/>

**Influence de la nuptialité sur les taux de reproduction et d'accroissement  
de la population française.**

Dans le numéro de juin 1937 du *Journal* (p. 253), M. Arthur Linder a publié un article du plus haut intérêt dans lequel il indique un procédé permettant de tenir compte de la nuptialité dans le calcul des taux nets de reproduction et du

taux naturel d'accroissement. Connaissant à chaque âge la répartition par état matrimonial des survivants de la table de mortalité, il établit que l'égalité fondamentale servant de base à la théorie de Lotka :

$$G(t) = \sum_{y=1}^{y=n} G(t-y) p_y f_y$$

devient :

$$G(t) = \sum_{y=1}^{y=n} G(t-y) \left\{ p_y^m f_y^m + p_y^c f_y^c \right\}$$

l'indice  $m$  s'appliquant à la population mariée et l'indice  $c$  à la population non mariée (célibataires, veuves et divorcées). Il en résulte que la théorie de Lotka subsiste entièrement, la population féminine totale étant remplacée par la somme de deux populations ayant des lois de fécondité connues :  $p_y f_y$  sera remplacé dans les calculs par :  $p_y^m f_y^m + p_y^c f_y^c$ .

Ce calcul, qui introduit un élément nouveau dans l'étude théorique des mouvements d'une population, est malheureusement d'une application pratique difficile. Pour établir la répartition des survivants à chaque âge suivant leur état matrimonial, il faut en effet posséder *pour la même période* :

- a) les quotients de mortalité par état matrimonial;
- b) les quotients de nuptialité suivant l'état civil antérieur;
- c) les probabilités de divorce à chaque âge.

Il faut de plus connaître les taux par âge de fécondité légitime et illégitime : ces divers coefficients sont très rarement connus simultanément dans un même pays.

Signalons d'ailleurs qu'il convient de faire une légère réserve sur la valeur des taux que l'on pourrait calculer : l'hypothèse de la stabilité dans le temps des lois de fécondité, nuptialité, mortalité et divorce établies pour une même période n'est pas tout à fait logique. Chacune des lois actuelles subit l'influence des variations survenues aux autres lois dans le cours du temps : ainsi la nuptialité actuelle dépend de la mortalité et de la nuptialité passées, des divorces antérieurs et même de la fécondité observée vingt à cinquante ans plus tôt. Si les lois de fécondité, nuptialité, mortalité et divorce avaient été jadis ce qu'elles sont aujourd'hui, les lois actuelles de nuptialité seraient sans doute quelque peu différentes.

De même, les naissances, à chaque âge de la mère, sont la somme des naissances légitimes et illégitimes, le premier nombre étant en général très supérieur au second (sauf aux âges les plus jeunes); leur total à chaque âge dépend donc de la proportion des femmes mariées, c'est-à-dire de la nuptialité, de la mortalité et des divorces au cours des années précédentes : le taux de reproduction calculé à partir des coefficients de fécondité générale reflète donc les conditions démographiques des trente-cinq années antérieures. Le fait de tenir compte séparément de la fécondité légitime et illégitime revient à remplacer un complexe des lois évoluant depuis trente-cinq ans par les lois actuellement observées. Il est donc normal que les deux procédés donnent des résultats différents et on ne peut présumer *a priori* quel sera le sens des écarts.

De plus, les taux de reproduction étant une projection dans le temps des conditions actuelles, les résultats qu'ils indiquent sont des limites qui seront atteintes seulement lorsque le régime normal sera établi : on sait, en effet, qu'en France, par exemple, les naissances d'une année proviennent dans la proportion de 24 % des mariages célébrés dans l'année présente et l'année antérieure; la proportion atteint 50 % pour les quatre premières années de mariage et 90 % pour les douze premières années.

\*  
\* \*

Comme nous avons calculé récemment pour la France l'ensemble des lois démo-

graphiques élémentaires en vigueur vers 1931 (a), il nous a été possible d'appliquer la méthode indiquée ci-dessus à la population française.

AOES	FÉCONDITÉ		NUPTIALITÉ FÉMININE			MORTALITÉ FÉMININE			MORTALITÉ moyenne des époux	PROBABILITÉ de divorce
	légitime	illégitime	Célibataires	Veuves	Divorcées	Célibataires	Mariées	Veuves et divorcées		
	p. 10.000		p. 10.000			p. 100.000			p. 100.000	p.100.000
15	3.020	26	55	—	—	304	—	—	—	—
16	3.600	49	179	—	—	351	—	—	—	9
17	3.440	89	412	—	—	390	—	—	—	40
18	3.300	141	799	—	—	423	412	—	310	100
19	3.100	178	1.133	600	480	483	417	—	320	166
20	2.801	221	1.475	682	790	505	421	995	332	225
21	2.624	245	1.735	757	1.054	542	423	994	346	281
22	2.459	261	1.834	826	1.254	577	424	992	362	335
23	2.300	270	1.764	890	1.365	605	424	988	379	385
24	2.140	275	1.650	937	1.410	629	424	980	398	428
25	1.978	272	1.505	945	1.418	646	423	965	418	454
26	1.816	266	1.335	919	1.409	660	418	942	439	466
27	1.660	258	1.168	871	1.385	668	413	911	462	469
28	1.505	248	1.016	816	1.353	672	413	876	486	465
29	1.370	234	881	757	1.311	674	415	842	513	457
30	1.255	220	758	697	1.254	675	417	815	541	447
31	1.147	205	651	631	1.190	676	420	796	570	433
32	1.057	190	564	564	1.117	677	424	784	601	416
33	970	174	504	502	1.043	679	432	778	635	397
34	889	158	451	444	972	686	443	776	671	373
35	807	146	401	388	906	698	456	776	708	350
36	723	135	361	337	845	716	471	777	748	329
37	638	122	321	290	787	739	487	780	791	310
38	555	106	284	248	734	765	503	785	836	293
39	469	90	243	213	682	793	521	793	885	277
40	382	72	217	186	634	823	539	804	936	262
41	299	55	197	168	592	856	557	818	990	247
42	218	39	179	154	554	891	578	838	1.048	232
43	145	27	162	143	520	929	603	861	1.110	217
44	90	18	146	133	487	970	635	890	1.177	203
45	52	11	130	124	455	1.016	670	928	1.249	189
46	28	5	116	115	424	1.066	709	973	1.326	175
47	13	2	107	106	393	1.120	749	1.019	1.408	162
48	7	1	96	98	362	1.176	790	1.066	1.498	150
49	3	1	86	90	332	1.233	833	1.114	1.594	137

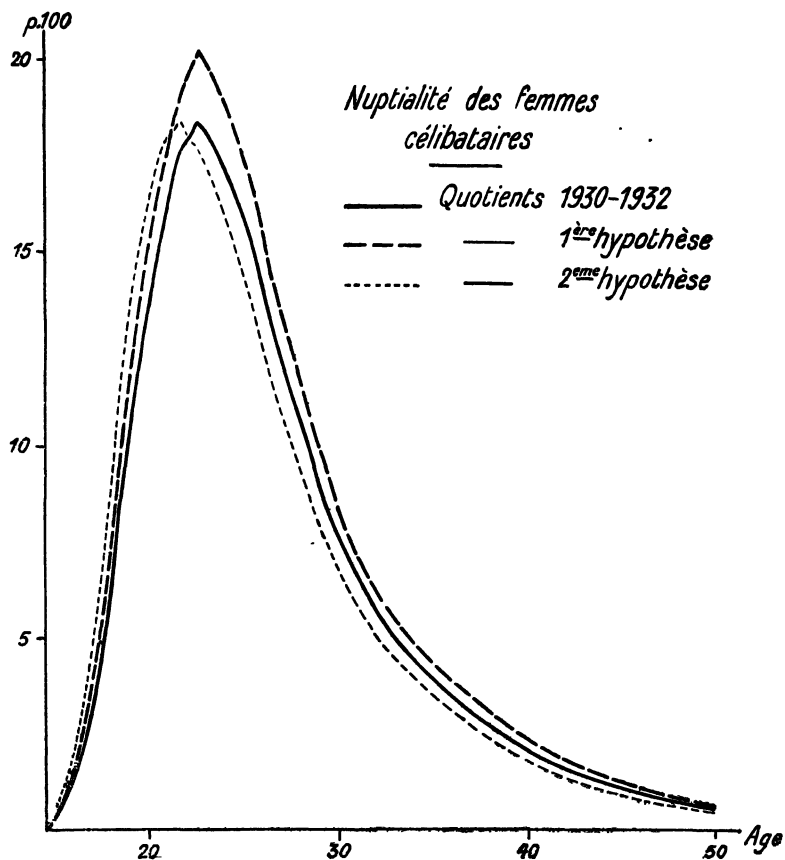
Cette méthode permet également d'estimer quelle serait l'influence d'une variation de la nuptialité sur la « reproduction » du peuple français, en supposant la fécondité par âge invariable, ce qui revient à admettre que les taux de fécondité sont indépendants de la durée du mariage et de l'importance de la nuptialité. On a donc fait successivement les deux hypothèses suivantes :

1<sup>o</sup> Accroissement uniforme de 10 % des taux de nuptialité quels que soient l'âge et l'état civil antérieurs. Le calcul montre que cette hypothèse entraîne dans la population stationnaire une majoration de 3 % du nombre annuel des mariages conclus entre 15 et 49 ans et un abaissement de quatre mois de l'âge moyen au mariage. A 50 ans, la proportion des femmes demeurant célibataires se trouve réduite de 8,1 à 6,2 % tandis que celle des mariées passe de 74,5 à 76,3 % ;

2<sup>o</sup> Avance de l'âge au mariage des célibataires (on ne peut avancer l'âge au mariage des veuves et divorcées, qui dépend surtout de l'âge à la dissolution de l'union antérieure) : on a supposé qu'à partir de 18 ans, les taux de nuptialité des célibataires étaient avancés d'un an ; de 15 à 18 ans, on a opéré un ajustement en supposant nulle la nuptialité à 14 ans. Cette hypothèse avance de huit mois environ

(a) Tables de nuptialité et de fécondité pour la France 1930-1932 : *Bulletin de la S. G. F.*, janvier-mars 1937, p. 305-340. — Tables de mortalité par état matrimonial pour la population de la France, 1928-1933 : Communication au *Congrès international de la population*, Paris, 1937. — Les probabilités de divorces, établies pour le calcul de la table d'extinction des mariages (Communication au *Congrès international de la population*, Paris, 1937) n'ont pas encore été publiées.

l'âge moyen au mariage des célibataires, mais ne modifie ni le nombre total des unions, ni les proportions des femmes célibataires ou mariées à 50 ans.



On trouvera ci-dessous la répartition de la population féminine stationnaire en mariées et non mariées, telle qu'elle résulte des lois démographiques enregistrées vers 1931 ainsi que des deux hypothèses envisagées :

AGES	POPULATION STATIONNAIRE 1931		PREMIÈRE HYPOTHÈSE (nuptialité accrue)		DEUXIÈME HYPOTHÈSE (avance de l'âge au mariage)	
	Mariées	Non mariées	Mariées	Non mariées	Mariées	Non mariées
15-19	29.431	408.747	32.212	405.967	41.327	396.854
20-24	209.865	218.434	224.194	204.120	236.111	192.267
25-29	318.000	99.647	331.526	86.405	323.357	94.637
30-34	334.342	73.565	345.110	63.107	334.228	73.930
35-39	327.137	70.622	336.499	61.712	326.060	71.962
40-44	310.091	76.223	318.523	68.345	308.766	77.767
45-49	286.023	86.579	293.669	79.570	284.843	87.932
Ensemble.	1.814.894	1.033.822	1.881.733	969.226	1.854.697	995.349
	2.848.716		2.850.959		2.850.046	

On remarquera que la population diffère légèrement d'une hypothèse à l'autre; on a supposé en effet que la mortalité par état matrimonial était fixe : plus l'effectif des personnes mariées est élevé, plus le nombre des décès est faible et plus les sur-

vivants sont nombreux. Les différences observées sont d'ailleurs minimes (inférieures à 1 ‰).

Les divers cas examinés fournissent les résultats suivants :

		Taux net de reproduction	Taux naturel d'accroissement (p. 10.000)
Conditions actuelles	Sans tenir compte de la nuptialité (emploi des taux de fécondité générale) . . . . .	0,914	— 32
	En tenant compte de la nuptialité (emploi des taux de fécondité légitime et illégitime) . . . . .	0,933	— 25
1 <sup>re</sup> hypothèse :	taux de nuptialité majorés de 10 % . . . . .	0,969	— 12
2 <sup>e</sup> hypothèse :	avance de huit mois de l'âge moyen au mariage des célibataires . . . . .	0,973	— 10

Le taux net de reproduction calculé sans tenir compte de l'état matrimonial diffère légèrement de celui déjà publié (a) : on l'a établi ici en se servant de la table de mortalité 1928-1933, alors que les calculs antérieurs avaient été faits à l'aide d'une table abrégée s'appliquant à la période 1930-1932.

On voit que, si la nuptialité restait invariable à partir de 1931, toutes les autres conditions demeurant identiques, le taux net de reproduction tendrait à s'élever progressivement de 0,914 à 0,933. Un accroissement uniforme de 10 % des taux de nuptialité aurait pour effet d'élever cette limite à 0,969, soit de 4 %. Une avance de huit mois de l'âge moyen au mariage des célibataires aurait une influence analogue.

\* \*

Ainsi, un accroissement uniforme de 18 % des taux de nuptialité permettrait à la population française d'atteindre la position d'équilibre démographique, *en supposant la fécondité indépendante de la nuptialité*. Cette majoration correspondrait à un nombre annuel de mariages supérieur d'environ 5 % au nombre actuel et aurait pour effet de faire passer de 8 à 5 % la proportion des femmes restant célibataires à 50 ans. Le même résultat pourrait d'ailleurs être atteint en combinant une augmentation plus faible de la nuptialité avec une avance de l'âge au mariage.

Il est intéressant de rapprocher ces résultats de ceux qu'on obtient par ailleurs en supposant que l'on tente de rétablir l'équilibre en agissant uniquement soit sur la fécondité, soit sur la mortalité : toutes choses égales d'ailleurs, il faudrait accroître la fécondité de 7 % ou bien réduire uniformément de 40 % la mortalité des filles de 0 à 49 ans.

Pierre DEPOID.

\* \*