JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

PIERRE DEPOID

Mortalité par état matrimonial. Dissolution des unions suivant la durée et l'âge combiné des deux époux (suite)

Journal de la société statistique de Paris, tome 79 (1938), p. 100-111

<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1938__79__100_0>

© Société de statistique de Paris, 1938, 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

MORTALITÉ PAR ÉTAT MATRIMONIAL DISSOLUTION DES UNIONS SUIVANT LA DURÉE ET L'AGE COMBINÉ DES DEUX ÉPOUX [1]

(*Suite*).

III. — Extinction des couples suivant l'âge combiné des deux époux et la durée de l'union.

Le taux annuel d'extinction d'un couple constitué par un homme et une femme d'un certain âge est une fonction des quotients de mortalité de chacun des deux époux et du taux de divorce du couple, en supposant la mortalité d'une personne mariée indépendante de la différence d'âge entre les époux et de la durée du mariage. Les quotients de mortalité de chaque époux sont connus, mais les taux de divorce des couples suivant l'âge combiné des deux époux restent à déterminer.

A. *Probabilités de divorce suivant l'âge combiné des deux époux.* — On dispose pour leur calcul des nombres de divorces (moyenne 1930-1932), par groupes de cinq ou dix années de naissance des couples, après répartition des divorces de personnes d'âge non déclaré. On possède également une répartition évaluée des couples par groupes de 5 ans au 1er janvier 1931. En opérant les quotients des nombres de divorces pour chaque groupe de couples par les effectifs évalués des couples correspondants, on obtient des taux moyens de divorce par groupes d'années de naissance de chaque époux. On détermine les taux intermédiaires par des interpolations en ayant soin que, dans chaque sens, les variations soient continues. Le calcul a été limité aux couples tels que la différence d'âge entre la femme et son mari soit comprise entre + 20 (femme ayant 20 ans de plus que son époux) et — 30 (épouse ayant 30 ans de moins que son mari) : les différences d'âge supérieures se présentent très rarement (1,5 ‰ d'après le tableau de la page 88-mars) et les nombres de divorce extrêmement réduits ne permettent pas de calculer des taux significatifs.

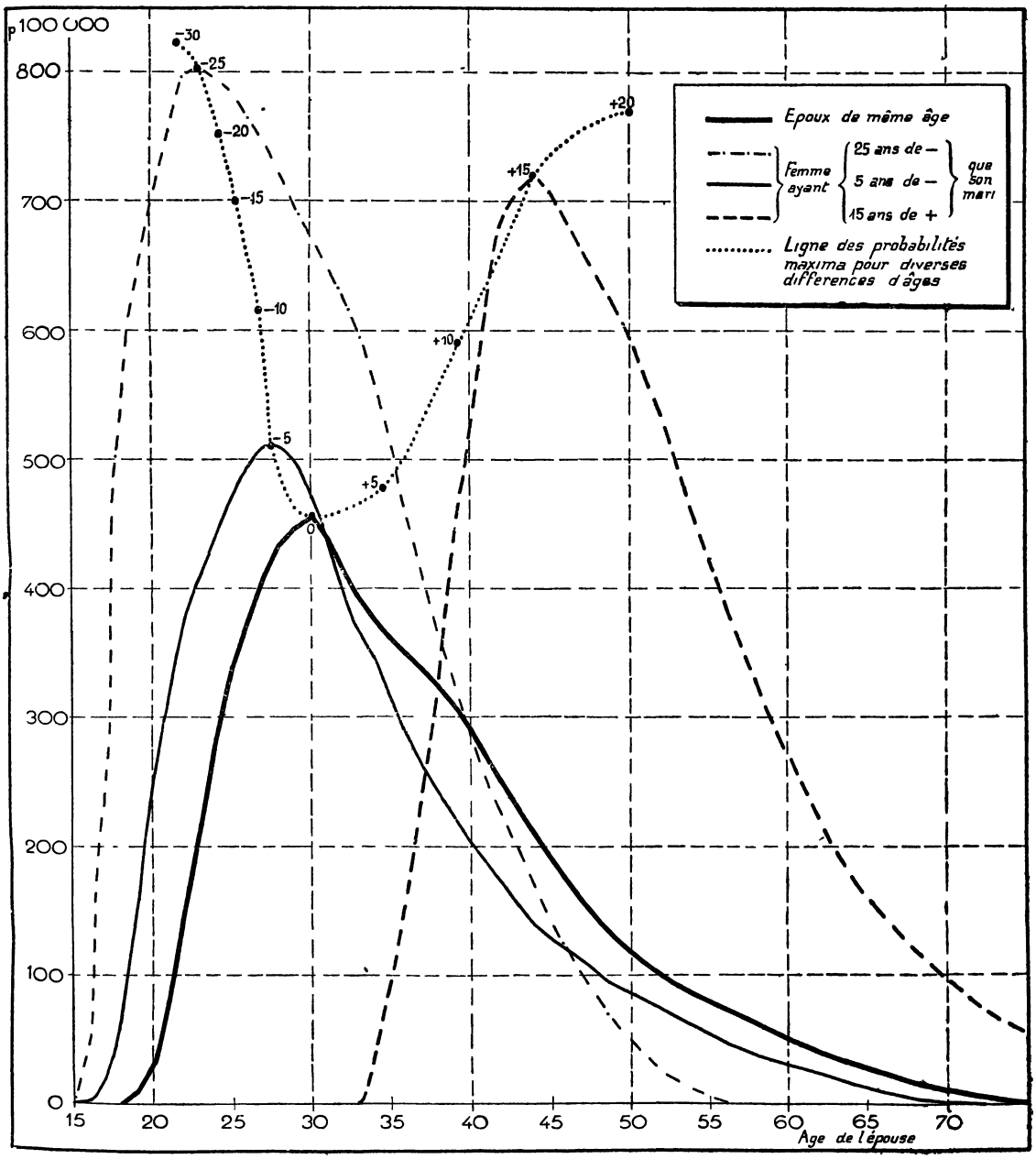
Le graphique VII représente les courbes des probabilités de divorce dans quatre cas particuliers : époux du même âge, mari ayant 5 et 25 ans de plus que son épouse, femme ayant 15 ans de plus que son conjoint. On constate que les plus faibles maxima de divorce correspondent aux époux dont la différence d'âge est faible : ces unions, qui sont les plus nombreuses,

---

(1) Voir *Journal de Statistique*, n° de mars 1938.

sont donc les mieux assorties à ce point de vue. L'écart entre les probabilités maxima de divorce relatives à des couples formés d'époux d'âge voisin et à des couples présentant une grande différence d'âge est considérable : les coefficients varient du simple au double.

B. *Extinction des couples suivant l'âge combiné des deux époux.* — A partir

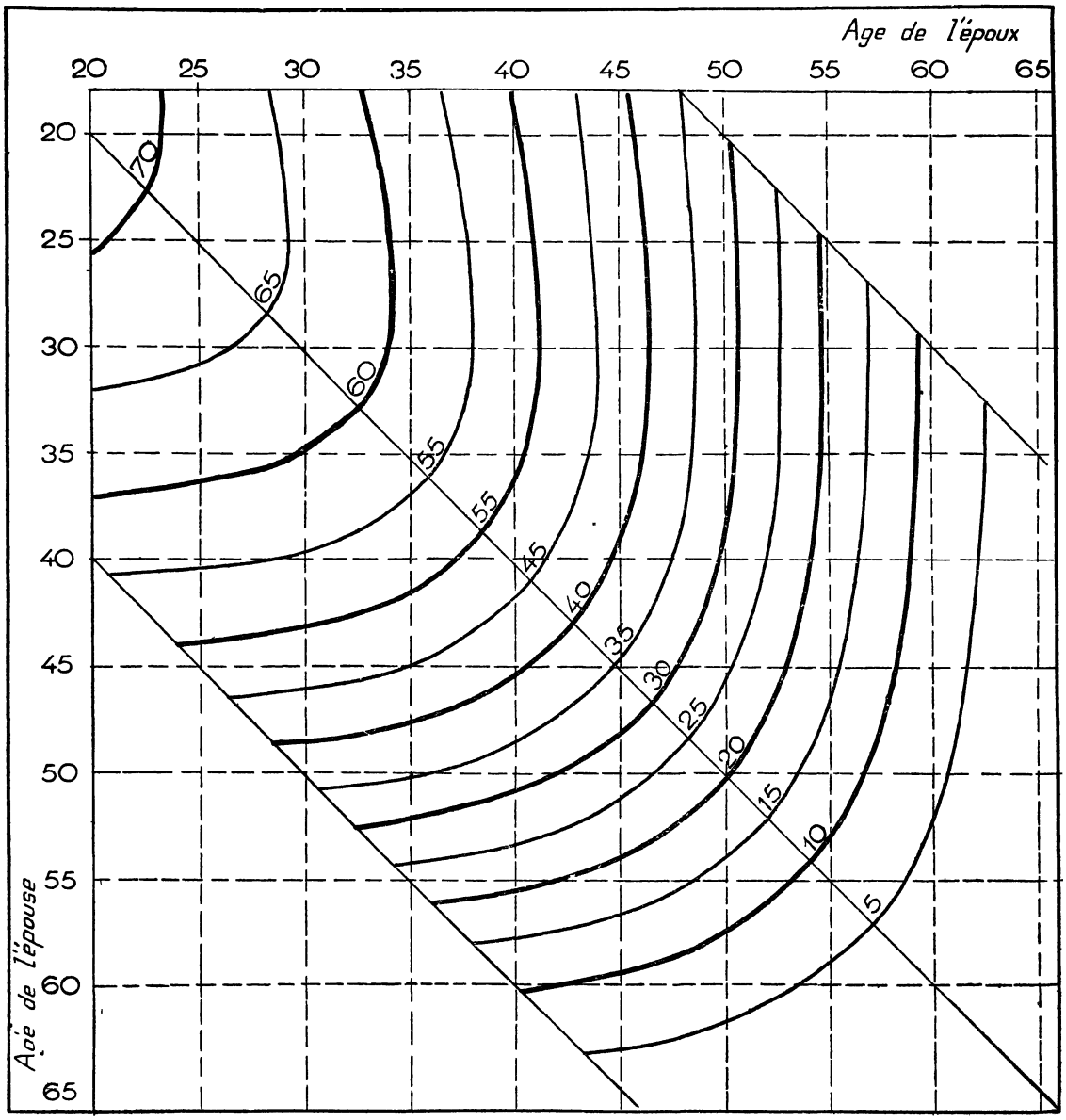


Graphique 7. — Probabilités annuelles de divorce suivant l'âge pour quelques différences d'âge entre les deux epoux.

des résultats précédents, on a dressé un tableau donnant pour chaque âge du mari et chaque différence d'âge, — d'où l'on déduit facilement l'âge de

l'épouse — les taux annuels globaux de dissolution des mariages à partir des hommes de 20 ans et des femmes de 18 ans. Le tableau de la page 105 donne un résumé des résultats obtenus pour des différences d'âge espacées de 5 en 5 ans. Ces coefficients sont des valeurs moyennes ne tenant pas compte de la durée de l'union : on sait en effet que les probabilités de divorce varient dans une certaine mesure avec la durée du mariage.

A partir de ces taux, on a calculé les nombres de couples survivants à chaque



Graphique 8. — Probabilité (%) pour un couple de subsister dans 25 ans suivant l'âge combiné des deux époux

âge sur 10.000 à l'origine (20 ans pour les hommes et 18 ans pour les femmes). Ce tableau fournit par un calcul immédiat la probabilité de subsister au bout de n années pour un ménage constitué par un homme d'âge x et une femme

d'âge y : on trouve à l'intersection de la ligne x et de la colonne y-x un nombre S_{xy}; dans la même colonne, n années plus tard, $S_{x+n\ y+n}$. La probabilité cherchée est $p = \frac{S_{x+n\ y+n}}{S_{xy}}$.

A titre d'exemple, on a déterminé, pour toutes les combinaisons de couples, la probabilité de subsister encore dans 25 ans : les résultats figurant sur le graphique VIII. Dans la limite des cas pratiques, on voit que cette probabilité dépasse 0,5 pour tous les ménages tels que la somme des âges des deux époux soit inférieure ou égale à 76 ans, l'âge de l'homme ne dépassant pas 41 ans et celui de la femme 43 ans. La probabilité la plus élevée correspond au couple formé d'un homme de 20 ans uni à une femme de 18 ans : elle atteint alors 725 ‰.

Les lois d'extinction des couples pour chaque différence d'âge entre les époux permettent de calculer pour chaque âge du mari la durée moyenne de l'union (ou espérance de durée) à partir de l'époque actuelle. Le tableau ci-dessous donne un résumé de ces résultats pour des âges espacés de 5 en 5 ans.

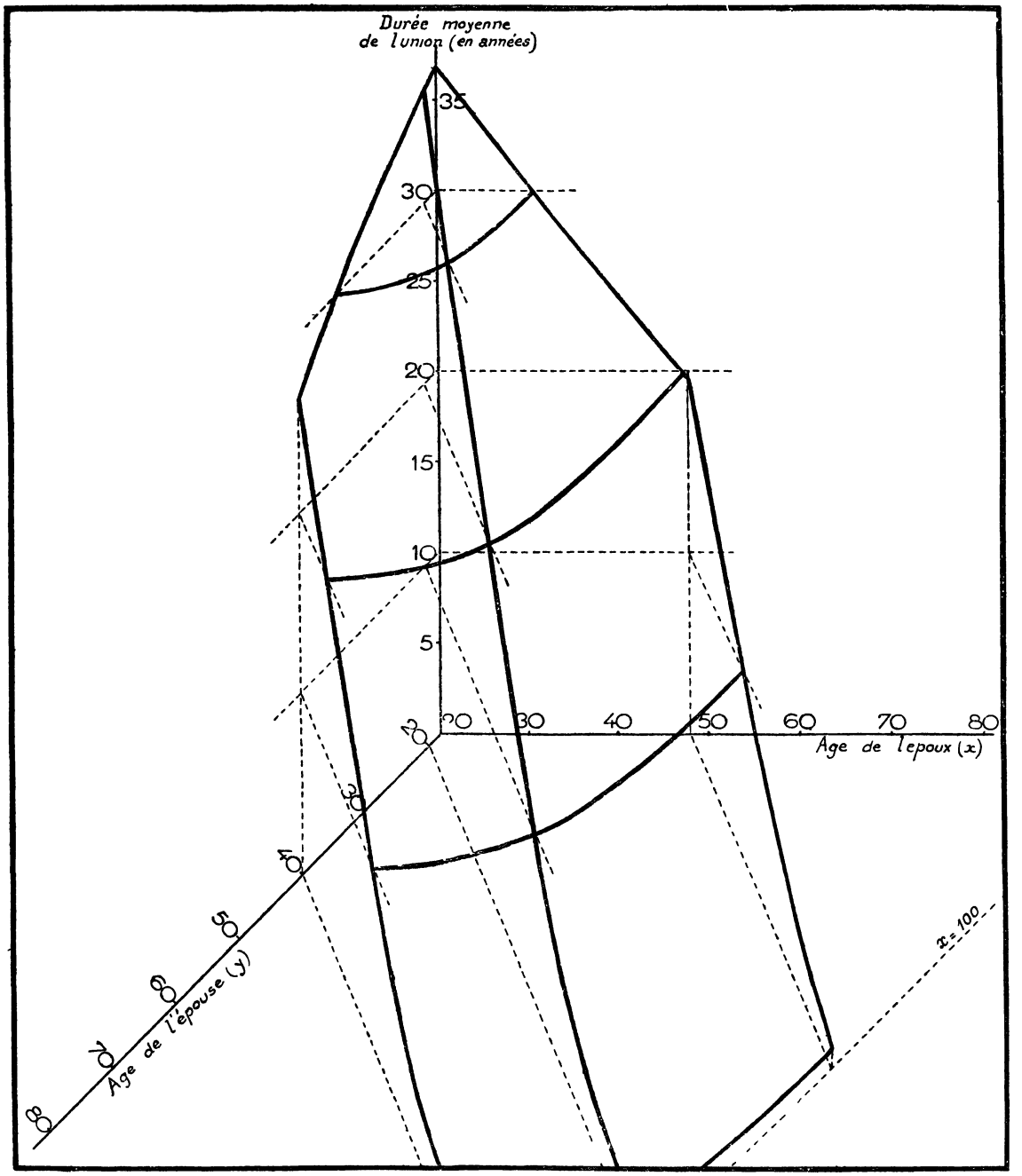
Durée moyenne des unions suivant l'âge combiné des deux époux.

AGE du mari	AGE DE L'EPOUSE														
	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85	90
20. . .	36,07	34,38	32,12	29,51	26,91	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
25. . .	33,45	32,50	30,79	28,52	25,89	23,23	—	—	—	—	—	—	—	—	—
30. . .	30,48	30,28	29,35	27,59	25,38	22,86	20,17	—	—	—	—	—	—	—	—
35. . .	27,38	27,50	27,30	26,21	24,47	22,34	19,90	17,26	—	—	—	—	—	—	—
40. . .	24,38	24,56	24,69	24,21	23,01	21,32	19,28	16,91	14,34	—	—	—	—	—	—
45. . .	21,45	21,65	21,83	21,70	21,03	19,82	18,19	16,20	13,92	11,49	—	—	—	—	—
50. . .	18,60	18,77	18,95	18,97	18,62	17,85	16,68	15,09	13,21	11,05	8,87	—	—	—	—
55. . .	—	15,96	16,11	16,20	16,04	15,56	14,79	13,66	12,17	10,39	8,47	6,60	—	—	—
60. . .	—	—	13,37	13,45	13,40	13,14	12,66	11,91	10,84	9,46	7,88	6,25	4,76	—	—
65. . .	—	—	—	10,85	10,85	10,71	10,44	9,98	9,28	8,31	7,09	5,78	4,48	3,40	—
70. . .	—	—	—	—	8,48	8,41	8,26	8,00	7,58	6,95	6,12	5,12	4,06	3,16	2,47
75. . .	—	—	—	—	—	6,35	6,27	6,13	5,90	5,53	5,01	4,33	3,56	2,84	2,20
80. . .	—	—	—	—	—	—	4,65	4,57	4,45	4,24	3,94	3,52	3,01	2,43	1,98
85. . .	—	—	—	—	—	—	—	3,32	3,26	3,15	2,97	2,75	2,42	2,07	1,71
90. . .	—	—	—	—	—	—	—	—	2,44	2,38	2,27	2,13	1,93	1,73	1,46

On a représenté la surface figurant les durées moyennes en fonction de l'âge combiné des deux époux au moyen de ses lignes de niveau : celles-ci, qui ont une allure tout à fait analogue à celle des courbes du graphique VIII, semblent à première vue pouvoir être assimilées à des paraboles. D'autre part, les sections par le plan vertical bissecteur (couples formés d'époux du même âge) et par des plans parallèles à celui-ci (à différence d'âge constante) fournissent des courbes ressemblant à des branches d'hyperbole ayant une asymptote horizontale. Dans ces conditions, la surface pourrait être assimilée à une surface du second degré, qui serait ici un hyperboloïde à une nappe.

On a donc essayé de déterminer l'équation de l'hyperboloïde s'ajustant le mieux aux données en appliquant la méthode des moindres carrés : la possession de cette équation présente l'avantage de ramener la détermination de la durée moyenne d'un couple à la simple résolution d'une équation du second degré (graphique 9).

Un premier essai, effectué sans pondération en utilisant 130 valeurs calculées de 5 en 5 ans, a fourni des résultats qui ne concordaient pas d'une manière suffisamment précise avec les nombres observés. Nous avons alors



Graphique 9. — Durée moyenne de l'union suivant l'âge combiné des deux époux.

tenté un nouvel essai en pondérant les données, la détermination des poids étant basée sur la répartition des mariages suivant la différence d'âge entre les époux (voir p. 88-mars). Les résultats obtenus ainsi paraissent satisfaisants

Taux annuels de dissolution des unions suivant l'âge combiné des deux époux (p. 100.000).

AGE du mari	DIFFÉRENCE D'AGE ENTRE LES ÉPOUX (AGE DE LA FEMME — AGE DU MARI)										
	— 30	— 25	— 20	— 15	— 10	— 5	0	+ 5	+ 10	+ 15	+ 20
20.	—	—	—	—	—	—	666	711	726	769	832
21.	—	—	—	—	—	—	739	781	815	874	915
22.	—	—	—	—	—	—	832	859	913	989	1.023
23.	—	—	—	—	—	763	925	945	1.011	1.110	1.182
24.	—	—	—	—	—	878	1.013	1.038	1.147	1.270	1.350
25.	—	—	—	—	—	996	1.090	1.118	1.234	1.393	1.513
26.	—	—	—	—	—	1.085	1.145	1.186	1.310	1.525	1.666
27.	—	—	—	—	—	1.166	1.196	1.229	1.378	1.635	1.817
28.	—	—	—	—	998	1.228	1.242	1.283	1.455	1.701	1.919
29.	—	—	—	—	1.130	1.284	1.280	1.332	1.523	1.767	2.005
30.	—	—	—	—	1.240	1.332	1.312	1.372	1.559	1.810	2.080
31.	—	—	—	—	1.316	1.374	1.320	1.405	1.592	1.849	2.130
32.	—	—	—	—	1.395	1.406	1.323	1.438	1.628	1.891	2.200
33.	—	—	—	1.226	1.463	1.432	1.335	1.470	1.664	1.933	2.265
34.	—	—	—	1.365	1.529	1.449	1.360	1.506	1.709	1.985	2.345
35.	—	—	—	1.476	1.594	1.456	1.389	1.538	1.751	2.035	2.425
36.	—	—	—	1.582	1.642	1.458	1.422	1.572	1.798	2.085	2.510
37.	—	—	—	1.688	1.685	1.459	1.459	1.607	1.843	2.150	2.600
38.	—	—	1.460	1.764	1.709	1.469	1.496	1.639	1.887	2.215	2.700
39.	—	—	1.617	1.823	1.708	1.495	1.535	1.684	1.932	2.290	2.815
40.	—	—	1.768	1.863	1.706	1.519	1.574	1.737	1.987	2.375	2.945
41.	—	—	1.898	1.903	1.706	1.549	1.614	1.796	2.050	2.465	3.090
42.	—	—	1.984	1.938	1.708	1.586	1.659	1.858	2.125	2.565	3.240
43.	—	1.822	2.055	1.969	1.728	1.631	1.715	1.928	2.220	2.690	3.475
44.	—	1.984	2.115	1.997	1.761	1.684	1.782	2.010	2.330	2.835	3.725
45.	—	2.100	2.165	2.015	1.796	1.736	1.854	2.085	2.440	2.985	3.990
46.	—	2.210	2.195	2.040	1.829	1.788	1.927	2.170	2.550	3.150	4.250
47.	—	2.310	2.230	2.055	1.868	1.845	2.005	2.260	2.670	3.320	4.575
48.	2.200	2.380	2.270	2.090	1.921	1.916	2.095	2.375	2.815	3.575	4.925
49.	2.320	2.450	2.330	2.145	1.989	2.015	2.200	2.515	2.990	3.870	5.330
50.	2.440	2.520	2.390	2.200	2.075	2.120	2.315	2.665	3.190	4.165	5.800
51.	2.595	2.580	2.450	2.265	2.160	2.235	2.445	2.820	3.395	4.475	6.295
52.	2.735	2.645	2.520	2.335	2.245	2.350	2.580	2.980	3.615	4.850	6.820
53.	2.825	2.720	2.600	2.410	2.365	2.485	2.735	3.170	3.920	5.255	7.485
54.	2.925	2.810	2.680	2.500	2.485	2.630	2.920	3.385	4.245	5.705	8.195
55.	3.025	2.900	2.760	2.600	2.615	2.780	3.100	3.620	4.585	6.215	8.940
56.	3.120	2.995	2.835	2.710	2.770	2.940	3.290	3.865	4.935	6.740	9.710
57.	3.210	3.100	2.925	2.835	2.915	3.115	3.495	4.120	5.345	7.310	10.600
58.	3.320	3.210	3.030	2.965	3.080	3.300	3.720	4.460	5.780	8.000	11.590
59.	3.480	3.365	3.195	3.165	3.290	3.555	4.015	4.865	6.305	8.785	12.760
60.	3.655	3.535	3.375	3.380	3.530	3.820	4.330	5.285	6.900	9.605	13.970
61.	3.835	3.695	3.560	3.605	3.770	4.100	4.660	5.720	7.510	10.460	15.220
62.	4.025	3.875	3.770	3.850	4.025	4.390	5.005	6.220	8.170	11.430	16.560
63.	4.225	4.065	3.995	4.095	4.305	4.705	5.430	6.740	8.940	12.490	18.010
64.	4.450	4.295	4.250	4.370	4.615	5.055	5.890	7.325	9.780	13.710	19.550
65.	4.720	4.575	4.565	4.700	4.980	5.475	6.415	8.010	10.690	15.000	21.310
66.	5.000	4.860	4.890	5.045	5.365	5.910	6.950	8.715	11.630	16.320	23.040
67.	5.290	5.180	5.240	5.420	5.765	6.370	7.560	9.475	12.690	17.750	24.740
68.	5.605	5.520	5.605	5.810	6.200	6.915	8.200	10.360	13.850	19.290	26.590
69.	6.020	5.960	6.075	6.320	6.745	7.565	8.965	11.370	15.230	20.970	28.540
70.	6.475	6.455	6.590	6.865	7.340	8.270	9.820	12.440	16.670	22.760	30.500
71.	6.945	6.965	7.110	7.430	7.955	9.070	10.700	13.550	18.130	24.620	32.450
72.	7.465	7.515	7.690	8.030	8.610	9.780	11.650	14.780	19.720	26.550	34.390
73.	8.060	8.135	8.345	8.725	9.410	10.670	12.770	16.170	21.460	28.570	36.210
74.	8.845	8.960	9.210	9.630	10.420	11.780	14.100	17.850	23.420	30.750	37.910
75.	9.685	9.815	10.100	10.560	11.440	12.950	15.490	19.570	25.450	32.920	39.190
76.	10.540	10.700	11.010	11.530	12.500	14.170	16.900	21.320	27.550	35.080	40.240
77.	11.440	11.610	11.950	12.520	13.630	15.410	18.420	23.160	29.690	37.190	41.160
78.	12.350	12.570	12.940	13.600	14.790	16.810	20.050	25.100	31.880	39.160	41.950
79.	13.320	13.570	13.980	14.740	16.020	18.240	21.810	27.110	34.080	40.910	42.700
80.	14.420	14.700	15.150	15.000	17.420	19.830	23.700	29.280	36.370	42.320	43.540
81.	15.640	15.950	16.430	17.360	18.940	21.520	25.690	31.570	38.690	43.590	—
82.	17.070	17.400	17.920	18.970	20.640	23.470	27.910	34.040	41.080	44.800	—
83.	18.660	19.010	19.630	20.740	22.620	25.630	30.330	36.630	43.410	46.000	—
84.	20.310	20.700	21.390	22.580	24.630	27.920	32.810	39.230	45.520	47.170	—
85.	21.980	22.400	23.170	24.470	26.680	30.210	35.320	41.800	47.240	48.350	—
86.	23.660	24.100	24.940	26.370	28.710	32.510	37.850	44.310	48.740	—	—
87.	25.340	25.820	26.770	28.280	30.830	34.850	40.380	46.750	50.110	—	—
88.	27.060	27.620	28.620	30.310	33.020	37.250	42.930	49.030	51.370	—	—
89.	28.840	29.470	30.530	32.370	35.320	39.700	45.480	51.120	52.600	—	—
90.	30.710	31.400	32.560	34.530	37.690	42.240	48.030	52.890	53.880	—	—
91.	32.550	33.300	34.580	36.660	40.030	44.770	50.510	54.450	—	—	—
92.	34.340	35.180	36.520	38.780	42.330	47.240	52.860	55.840	—	—	—
93.	36.110	36.990	38.490	40.860	44.620	49.630	55.000	57.080	—	—	—
94.	37.800	38.750	40.370	42.970	46.840	51.930	56.900	58.200	—	—	—
95.	39.070	40.100	42.100	44.610	49.200	54.440	58.000	59.200	—	—	—

pour les unions présentant une différence d'âge entre les époux s'écartant de moins de cinq ans de la différence d'âge moyenne. L'ensemble des unions répondant à ces conditions constitue les trois quarts du total. Dans les limites ainsi définies, les écarts entre les durées moyennes calculées et celles observées restent inférieures à deux mois, tant que les époux n'ont pas dépassé 60 ans.

C. *Probabilités totales pour qu'une union soit dissoute d'une manière déterminée* (décès du mari, décès de l'épouse ou divorce). — Le calcul des tables de survie des couples pour chaque différence d'âge entre les deux époux fournit simultanément les nombres d'unions dissoutes année par année. En employant les taux partiels de dissolution pour chaque cause, on a pu réaliser la discrimination de ces unions dissoutes suivant la cause d'extinction. En totalisant, depuis les âges (x, y) jusqu'à extinction totale de ces couples, les nombres d'unions dissoutes pour chaque cause, on en déduit les probabilités totales pour qu'un couple d'âge donné (x, y), soit dissous d'une manière déterminée, c'est-à-dire soit par décès du mari, soit par décès de l'épouse, soit par divorce.

L'examen des résultats obtenus montre que l'égalité des risques de décès pour l'homme et la femme est à peu près réalisée lorsque le mari a environ 4 ans de moins que son épouse : en se référant aux quotients de mortalité des personnes mariées, on voit que pour ces couples la probabilité annuelle de décès de l'épouse est supérieure à celle de son mari tant que celui-ci n'a pas atteint 30 ans ou lorsqu'il a dépassé 62 ans; ce désavantage est compensé aux âges intermédiaires par une mortalité supérieure de l'homme. Lorsque la différence d'âge est supérieure à 4 ans, la femme étant la plus âgée, l'homme a une probabilité supérieure à 0,5 de survivre à son épouse; dans tous les autres cas, c'est la femme qui a la probabilité la plus grande de devenir veuve un jour.

La probabilité totale de divorce dépend essentiellement de la différence d'âge entre les époux; parmi tous les couples ayant le même âge moyen, elle est la plus faible lorsque la femme a environ 3 ans de moins que son mari. Si nous examinons par exemple tous les couples dont l'âge moyen est 30 ans, ceux formés d'hommes de 31 ans et de femmes de 29 ans ont une probabilité totale de divorce inférieure de plus de moitié à celle des couples présentant une différence d'âge de 20 ans entre les deux époux; remarquons toutefois que, dans ce dernier cas, l'un des conjoints a 20 ans, ce qui implique que le mariage est récent, tandis que les couples formés d'hommes de 31 ans et de femmes de 29 ans ont une ancienneté moyenne de 5 ou 6 ans environ.

D. *Extinction des mariages suivant la durée.* — Une table d'extinction des mariages a été dressée par M. Huber pour la période 1906-1909 (1) à l'aide des décès et divorces des personnes mariées classés d'après la durée de leur mariage et d'un dépouillement des bulletins d'hommes mariés au recenment de 1906 d'après l'année du mariage.

On a établi des tables analogues pour une période entourant le dénombrement de 1931. On a dû recourir à une méthode indirecte de calcul, les renseignements disponibles en 1906 n'ayant pas été établis au recensement de 1931.

1. *Méthode de calcul.* — Le procédé naturel consisterait à dresser un tableau à double entrée donnant les nombres de mariages suivant l'âge combiné des

(1). Bulletin de la S. G. F., octobre 1913, pages 94 à 111.

époux et à appliquer à chaque effectif les probabilités annuelles de survie de ces couples figurant au tableau de la page 105.

Cette méthode est d'une application pénible : elle exige la construction d'un tableau d'environ 60 lignes et 60 colonnes pour chaque année de mariage, soit un total approximatif de 70 tableaux. D'ailleurs le caractère aléatoire des évaluations faites dans le cours des calculs fait ressortir l'inutilité d'un aussi long travail. Toutefois, on l'a effectué complètement pour six durées de mariage (15, 25, 35, 45, 55 et 65 ans) à l'aide de la distribution évaluée des mariages subsistant après 5 ans de ménage et des probabilités de survivance des couples au bout de dix ans. On obtient ainsi les nombres de couples survivants après 15, 25, 35, 45, 55 et 65 ans; on en déduit les probabilités de décès pour chaque cause aux mêmes âges : ces taux servent de repères. Pour faciliter l'interpolation aux âges intermédiaires, on a calculé les taux annuels d'extinction des mariages par une méthode plus simple mais moins rigoureuse. La comparaison avec les taux repères montre que les erreurs commises sont toujours inférieures à 5 %.

Pour les premières années de mariage, le classement des divorces suivant la durée du mariage dissous et les indications fournies par les tables antérieures 1906-1909 ont conduit à supposer nuls les taux de divorce au cours de la première année de mariage et à les réduire au cours des trois années suivantes en les multipliant par les coefficients suivants :

2e année : 0,4; 3e année : 0,6; 4e année : 0,8.

Les taux de divorce par âge étant des moyennes pour l'ensemble des durées de mariage, ceux qui s'appliquent à des durées de mariage supérieures devraient logiquement être multipliés par des facteurs légèrement plus grands que l'unité. On s'est abstenu de faire une pareille correction après avoir remarqué que l'on avait majoré de 13 % les coefficients fournis par les statistiques de l'état civil pour tenir compte des divorces non transcrits. Cette majoration, qui est légitime pour estimer la valeur exacte des probabilités de divorce par âge, peut accroître dans une certaine mesure les taux réels de mariages dissous, puisque les personnes divorcées n'ayant pas fait transcrire leur divorce peuvent à leur décès être classées parmi les mariées ou parmi les veuves.

2. *Résultats.* — La probabilité d'extinction par décès du mari part d'une valeur voisine de 4,5 ‰ pour la première année du mariage et s'accroît ensuite rapidement avec l'âge à une cadence voisine de 6 % par an; le taux atteint 1 % au bout de seize ans de mariage, 2 % après vingt-neuf ans. L'allure de la courbe est celle de la courbe de mortalité des hommes mariés à partir d'un âge voisin de 30 ans.

La probabilité d'extinction par décès de la femme a pour la première année du mariage une valeur sensiblement égale à celle du taux correspondant par décès du mari; il croît ensuite lentement (de 1 % par an environ au cours des cinq premières années) pendant les vingt premières années du mariage; il atteint alors 7 ‰. A partir de ce moment, l'augmentation s'accentue, mais elle est un peu plus lente que pour les hommes : vers 29 ans de mariage, l'écart relatif entre la mortalité des deux époux atteint son maximum : la mortalité du mari surpasse alors de 78 % celle de son épouse.

La probabilité d'extinction par divorce passe par un maximum au cours

de la huitième année de mariage (4 °/oo) et décroît ensuite lentement quand la durée de mariage augmente : il est de 2 °/oo au bout de 22 ans, de 1 °/oo après 31 ans.

La probabilité globale sert à calculer combien sur 100.000 mariages, il en subsiste au bout de 1, 2, 3, ... *n* années. Les taux partiels permettent de déterminer la répartition des unions dissoutes chaque année d'après la cause : sur 1.000 mariages au total, 70 environ sont dissous par divorce, 354 par décès de l'épouse et 576 par décès du mari : ainsi, l'homme n'a qu'environ 38 chances sur 100 de survivre à son épouse. Il ne s'agit là que d'une moyenne; on a vu que l'âge relatif des deux conjoints pouvait modifier très sensiblement cette proportion.

3. *Comparaison avec la table 1906-1909.* — Elle ne peut être rigoureuse, les méthodes de calcul étant entièrement différentes. De plus, les taux calculés n'ont pas tout à fait la même signification : la table 1906-1909 fournissait pour la durée *n* le taux d'extinction des mariages contractés *n* années auparavant, alors que, dans la table présente, on est parti d'une composition fixe de mariages et on lui a appliqué les lois actuelles de mortalité et de divorce.

Par rapport à 1906-1909, les taux de dissolution par décès sont en diminution à tous les âges : la baisse est presque toujours comprise entre 20 et 30 %. Dans les deux tables, la mortalité est à peu près la même pour chacun des deux sexes au cours de la première année de mariage; mais, en 1906-1909, le taux d'extinction des unions par décès de l'épouse passait par un maximum au cours de la quatrième année de mariage, alors qu'en 1930-1932 la courbe de mortalité féminine présente un accroissement modéré et continu. La disparition du maximum, attribué à la mortalité puerpérale, est sans doute une conséquence de la précision insuffisante des calculs.

A partir des nombres de mariages subsistant au bout de *n* années, on a calculé la *durée moyenne* des mariages d'une manière analogue à l'espérance de vie en répartissant la durée totale de tous les mariages entre les 100.000 mariages existant au début : on obtient une durée de 31 ans 6 mois. Le même calcul avait donné 29 ans 4 mois en 1906-1909 : en 24 ans, il y a donc un accroissement de plus de deux ans.

***

Le présent exposé est quelque peu disparate : notre intention a été de profiter des circonstances favorables offertes par le recensement de 1931 pour établir quelques tables et coefficients nouveaux, qui ne sont pas établis d'habitude par suite du manque de données. Les éléments disponibles étaient toutefois encore insuffisants et les méthodes employées ont été le plus souvent approximatives, si bien que les résultats acquis n'ont rien de très précis. Le but poursuivi a été seulement de préciser des ordres de grandeur en laissant aux personnes qui s'occupent de ces questions le soin de mettre au point des procédés de calcul plus rigoureux.

Nous n'avons pas la prétention d'avoir calculé toutes les tables intéressantes, mais seulement quelques-unes : c'est ainsi que nous avons entièrement laissé

dans l'ombre les problèmes de l'orphelinat, alors que les éléments dont nous disposons auraient permis d'en examiner certains aspects.

Terminons en exprimant le souhait que ce travail ne soit pas complètement inutile : certains des résultats établis pourraient être, croyons-nous, utilement mis en application par les actuaires et rendre des services aux compagnies d'assurance.

Pierre DEPOID.

DISCUSSION

M. HUBER s'associe aux félicitations adressées à M. Depoid par le Président.

M. DEPOID vient d'exposer des résultats démographiques importants qui, pour une part, confirment et précisent des résultats connus, mais qui, pour une part plus grande encore, sont entièrement nouveaux et n'avaient jusqu'à présent fait l'objet d'aucune étude.

Le conférencier a su allier aux méthodes classiques de la démographie ses dons de finesse et d'ingéniosité, qui lui ont permis de suppléer aux renseignements non fournis par l'observation directe par des estimations dont la précision est suffisante pour donner une idée de l'ordre de grandeur des phénomènes.

M. HUBER est particulièrement satisfait des perspectives que les travaux de M. Depoid ouvrent pour l'avenir des études démographiques dans notre pays.

M. BOURDON désire poser plusieurs questions au conférencier :

1° Est-il exact que la différence entre les âges moyens au divorce de l'homme et de la femme soit sensiblement la même que la différence entre les âges moyens au mariage qui serait d'environ trois ans trois mois, ou bien au contraire, les divorces sont-ils plus nombreux pour les différences d'âge supérieures?

2° Il aurait été intéressant d'établir les taux par année d'âge ou par année de naissance, plutôt que par groupe de cinq ans.

M. A. RISLER rappelle qu'en donnant la courbe de mortalité par durée de mariage, le conférencier a montré que, jusqu'à un certain âge, la femme avait plus de chance de devenir veuve que l'homme et demande si la comparaison a été faite pour des êtres de même âge.

On voit également qu'un homme marié a plus de chance de vivre qu'un homme célibataire, de même qu'une femme mariée en a de vivre plus longtemps qu'une femme célibataire; l'avantage est-il le même pour l'homme que pour la femme?

M. le Dr SOREL désirerait savoir si le conférencier a procédé à la vérification de ses résultats sur des exemples concrets et si les graphiques produits correspondent bien à la réalité pour des années autres que celles choisies comme années de base. Ces résultats présentent-ils une fixité suffisante, dans le temps, pour autoriser les actuaires à s'en prévaloir, lorsqu'ils déterminent des taux d'assurances.

En réponse à M. Bourdon, M. Depoid indique que la statistique annuelle du mouvement de la population fournit bien à peu près la même différence d'âge de trois ans trois mois entre les âges moyens des époux lors du mariage et au moment du divorce; mais ces moyennes ne permettent pas de tirer des conclusions au sujet de l'intensité de la fréquence des divorces suivant la différence d'âge entre les époux. Le graphique 7, qui donne une représentation des taux de divorce pour quelques différences d'âge, montre bien que la fréquence des divorces croît en même temps que l'écart entre les âges des deux époux. L'insuffisance des données n'a pas permis de publier les valeurs des coefficients annuels, qui ont été déterminés approximativement par interpolation à partir des taux par groupes d'âges.

La réponse à la question posée par M. A. Risler est fournie par les graphiques I et II, représentant les probabilités de décès à chaque âge des personnes de chaque sexe et de chaque état matrimonial : il suffit de superposer ces deux graphiques pour voir les positions respectives des diverses courbes. Ce procédé permet également, par une simple translation horizontale, de comparer la mortalité de deux personnes de sexes et d'âges différents.

Quant aux éléments qui ont servi de base à cette étude, ce sont d'une part les résultats du recensement de 1931 pour la France entière et d'autre part les mariages et divorces enregistrés de 1930 à 1932 et les décès survenus au cours des six années 1928 à 1933.

M. Bunau-Varilla voudrait attirer l'attention sur la portée non seulement actuelle, mais future, des questions qui viennent d'être traitées.

Il ne faut pas croire que la mortalité ait un coefficient permanent. A Paris, nous avons vu le taux de la mortalité baisser d'une façon considérable, notamment entre zéro et vingt ans où elle a diminué de moitié grâce à la verdunisation des eaux d'arrosage et de nettoyage, les eaux de consommation étant javellisées depuis 1914 déjà. Il en a été de même à Lyon. Il est incontestable que la facilité d'application de la verdunisation, qui n'exige pas de laboratoires comme la javellisation, permet son application non seulement dans les villes mais dans les campagnes, à la fois aux hommes et aux bêtes. Elle élimine la fièvre de Malte, la dysenterie amibienne et bacillaire, la fièvre jaune, la typhoïde. Elle aurait raison probablement de la fièvre aphteuse. Les réductions de mortalité constatées dans les grandes villes à statistiques précises et suivies montrent le chemin aux Services publics. Mais, par malheur, ils restent sourds et indifférents à cette question vitale pour la France : la généralisation de la verdunisation pour faire baisser la mortalité.

M. Landry joint ses félicitations aux éloges adressés à M. Depoid. Il a trouvé dans la communication qui vient d'être présentée le prolongement d'une communication produite par le même conférencier au Congrès récent de la population, et qui avait particulièrement attiré l'attention des spécialistes.

Depuis quelque temps, des travaux analogues se poursuivent aux États-Unis. L. Dublin et Lotka ont publié tout dernièrement un ouvrage dont notre Secrétaire général a signalé la parution; on y peut voir la réduction que la mortalité a subie aux États-Unis depuis un quart de siècle, pour chaque cause

de décès : cancer, pneumonie, etc. Avant l'ouvrage mentionné, les mêmes auteurs avaient publié d'autres études montrant non seulement l'espérance de vie aux différents âges : dix ans, quinze ans, vingt ans, etc., mais aussi la probabilité à chacun de ces âges de mourir de telle ou telle maladie, en distinguant d'après les sexes.

L. Dublin et Lotka sont des actuaires de la grande Compagnie d'assurances de la Metropolitan Life, qui compte 17 millions de porteurs de polices; ils ont donc un vaste champ d'études et, d'autre part, ils disposent de crédits certainement très supérieurs à ceux alloués à notre Statistique générale de la France!

M. Huber signale que le bureau de statistique de la Metropolitan Life, dirigé par MM. Dublin et Lotka, dispose d'un personnel plus nombreux que celui de la Statistique générale de la France tout entière.