

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

Journal de la société statistique de Paris, tome 79 (1938), p. 77-92

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1938__79__77_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/>

III

MORTALITÉ PAR ÉTAT MATRIMONIAL

DISSOLUTION DES UNIONS SUIVANT LA DURÉE

ET L'ÂGE COMBINÉ DES DEUX ÉPOUX ⁽¹⁾

Depuis longtemps, l'absence de tables françaises de mortalité par état matrimonial se faisait sentir et divers organismes en ont à plusieurs reprises demandé l'établissement. Mais l'insuffisance des données disponibles n'avait pas permis jusqu'à présent d'entreprendre ce travail. Le dépouillement complet de la population au recensement de 1931 par sexe, état matrimonial et année de naissance a fait faire un grand progrès à l'étude de cette question : en combinant ces résultats avec le classement des décès, connue chaque année par sexe, état civil et groupes de cinq ans, on a jugé qu'il était possible de dresser d'une manière satisfaisante des tables de mortalité par état matrimonial : celles-ci ont été établies pour la même période que les tables de mortalité générale.

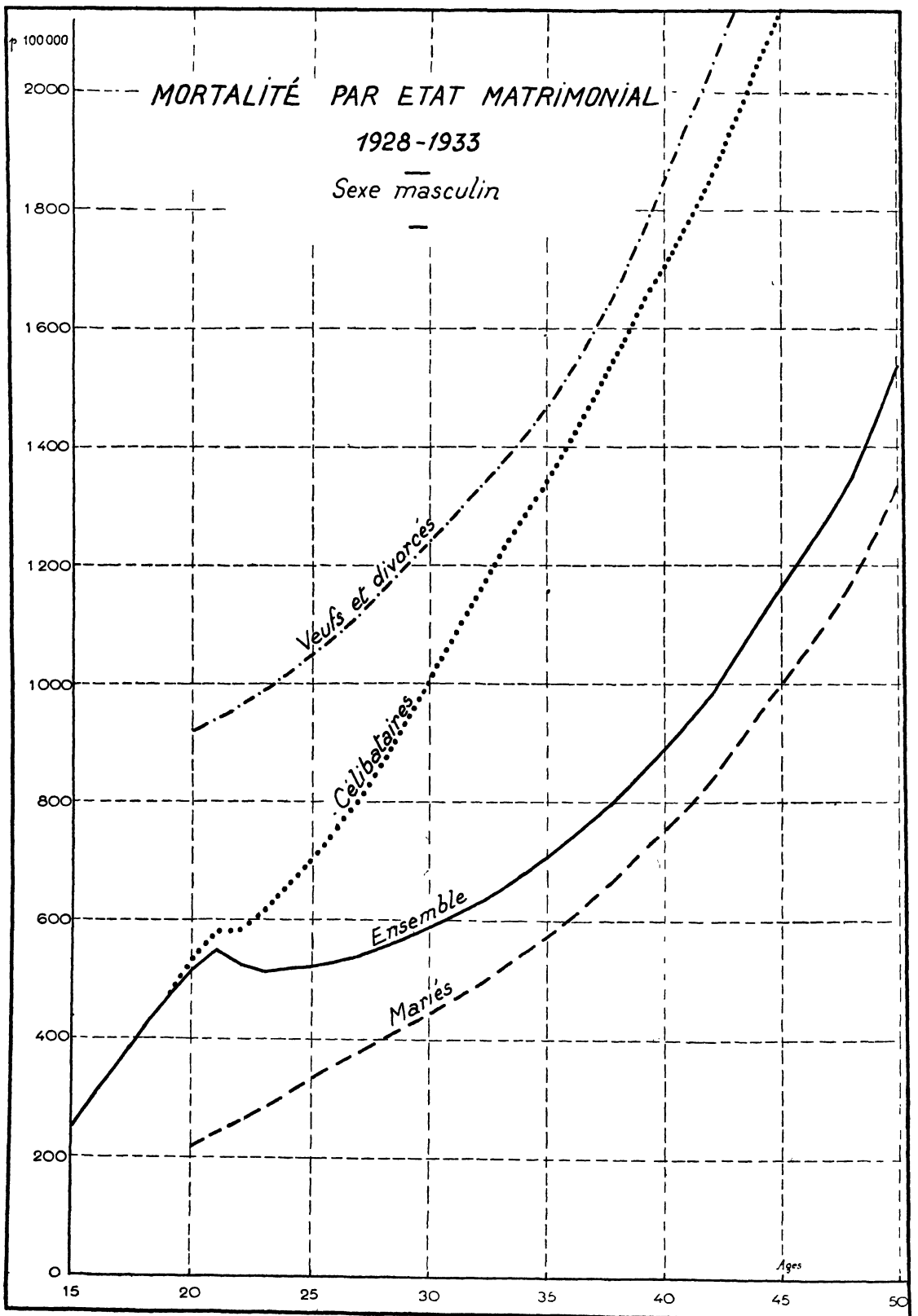
En combinant ces résultats avec les tables françaises de nuptialité récemment calculées, on a pu déterminer la répartition de la population stationnaire par état civil ainsi que les lois d'extinction des unions suivant la durée du mariage et l'âge combiné des deux époux. Ces diverses tables sont accompagnées de plusieurs séries de coefficients nouveaux : le calcul de certains d'entre eux (probabilités de divorce, de veuvage) s'est avéré nécessaire pour l'élaboration des tables précitées; d'autres au contraire ont été obtenus comme des conséquences directes des résultats fournis par les tables nouvelles (probabilités totales de mariage des célibataires suivant leur âge, probabilités totales pour qu'une union soit dissoute d'une manière déterminée suivant l'âge combiné des deux époux).

Les diverses tables calculées reposent sur les résultats fournis par la population française aux alentours de 1931 : les chiffres de base ayant servi à l'étude sont de 4.060.914 décès (total de six années), 983.700 mariages et 63.307 divorces transcrits (totaux de trois années seulement).

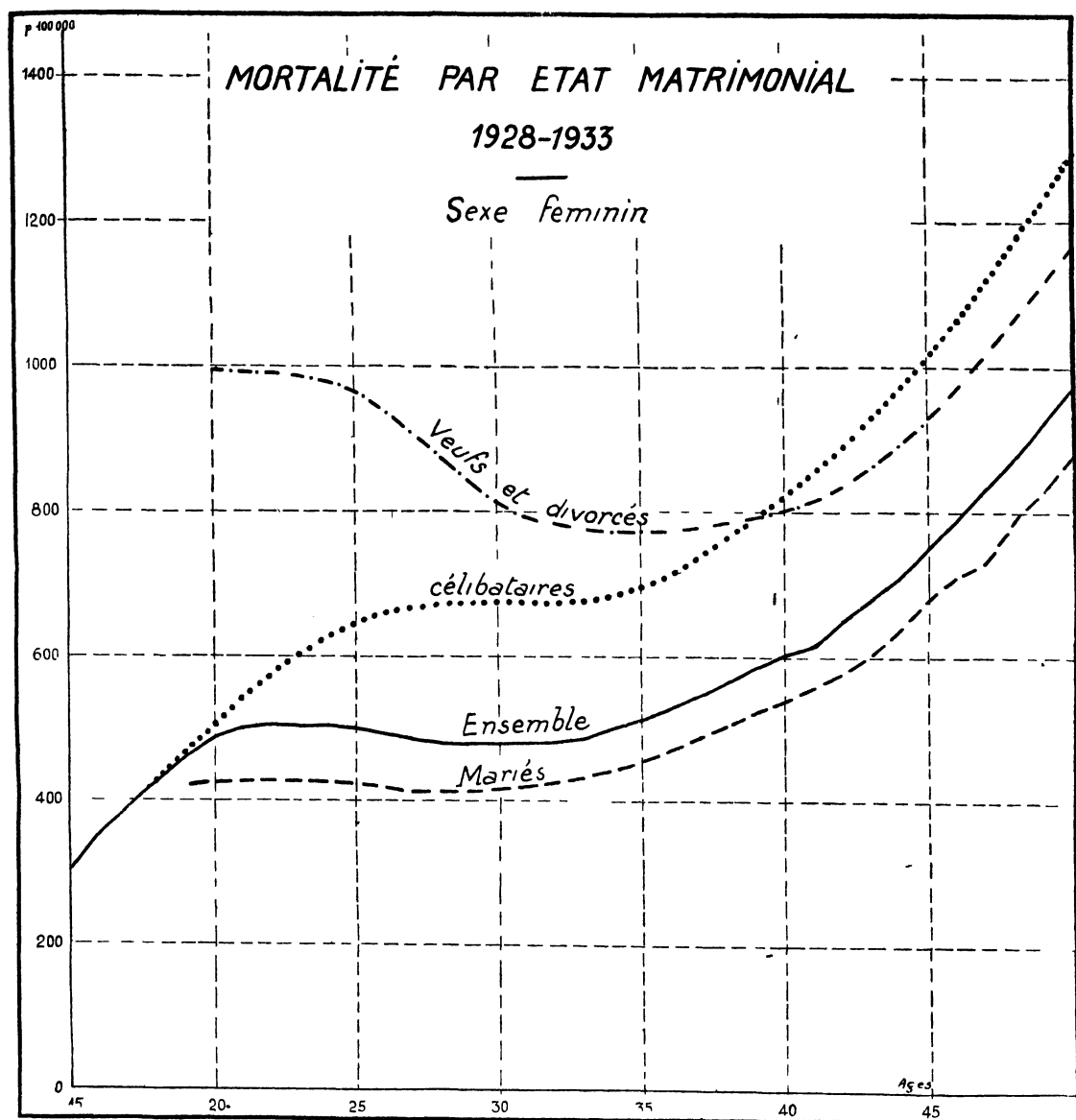
I. — Tables de mortalité par état matrimonial 1928-1933.

A. *Méthodes.* — Les éléments du calcul sont, ainsi que nous l'avons déjà signalé, la distribution par année de naissance et état civil des vivants recensés le 8 mars 1931 et le classement des décédés de 1928 à 1933 par état matrimonial et par groupes de cinq années de naissance.

(1) Cette étude complète sur certains points celle parue dans le *Bulletin de la Statistique générale de la France* de janvier-mars 1938 et qui contient les résultats numériques que nous n'avons pu reproduire ici.



Graphique 1.



Graphique 2.

A l'aide du classement des vivants au 8 mars 1931 et des résultats du mouvement de la population au cours de la même année, on a déterminé le classement approché des vivants par âge et état civil au 1^{er} janvier 1931. On s'est occupé ensuite de calculer la répartition par groupes de cinq ans et par état civil de l'ensemble des décédés au cours des années 1928 à 1933 : ce classement n'est en effet connu que par groupes d'années de naissance. Or, les décès au cours d'une année, 1930 par exemple, des personnes nées en 1910 se produisent à un âge compris entre $19 + \varepsilon$ ans et $21 - \varepsilon$ ans, soit en moyenne à 20 ans juste; au cours de la même année, les décès à l'âge de 20 ans ont lieu en moyenne à 20 ans et demi. Le classement des décès par groupes d'années de naissance présente donc un décalage d'environ six mois avec le classement

suivant l'âge. La correction de ce décalage a été faite par interpolation graphique des courbes représentatives des décès dans chaque état matrimonial.

Après avoir effectué un léger ajustement pour tenir compte du fait que les tables de mortalité générale 1928-1933 s'appliquent à une période de cinq ans qui laisse de côté la moitié environ des années extrêmes, on a effectué le calcul des quotients annuels moyens de mortalité dans chaque état matrimonial suivant deux méthodes différentes, méthode abrégée de King (1) et une autre que nous désignerons sous le nom de méthode d'interpolation directe. Les résultats fournis par les deux procédés concordent assez bien, puisque les différences observées sont presque toujours inférieures à 1 %. On a adopté les taux fournis par la seconde méthode, en raison de leur meilleur ajustement.

Aux âges élevés (hommes de plus de 85 ans, femmes de plus de 70 ans), les taux moyens quinquennaux indiquent que la mortalité des personnes mariées, qui depuis les âges les plus jeunes tendait à se rapprocher en valeur relative de la mortalité générale, se ralentit et diminue même chez les femmes de plus de 90 ans. Ce résultat assez paradoxal semble devoir être attribué à l'imprécision de certaines données et en particulier à la présence de lacunes dans la rédaction des bulletins de recensement aux âges élevés : des personnes ont pu indiquer qu'elles ont contracté mariage, mais omettre de signaler qu'elles ont divorcé ou perdu leur conjoint. Dans ces conditions, on a admis qu'aux âges élevés la mortalité dans chaque état matrimonial tendait à se rapprocher progressivement en valeur relative de la mortalité générale pour se confondre avec celle-ci à 100 ans. Les taux à chaque âge ont été déterminés de telle sorte que la somme des décès leur correspondant soit égale au nombre fourni par le quotient de la table de mortalité.

En admettant que les taux évalués correspondent à la réalité et que les différences avec les valeurs brutes proviennent bien de la cause indiquée, on a déterminé les nombres de personnes qui devraient être recensées comme mariées aux âges élevés : l'écart avec les nombres réellement observés s'élève à 1.710 en moins parmi les hommes de 85 ans et plus et à 18.400 en moins chez les femmes de plus de 70 ans : ces différences doivent être ajoutées aux effectifs des personnes veuves.

B. Résultats. — Les variations des quotients de mortalité dans chaque état matrimonial, qui sont particulièrement intéressantes aux âges inférieurs à 50 ans, sont mises en évidence dans les graphiques I et II. Les faits essentiels qui apparaissent au premier examen de ceux-ci sont les suivants : l'influence de l'état matrimonial sur la mortalité est très marquée et plus forte pour les hommes que pour les femmes. Les personnes mariées présentent toujours les taux les plus faibles. Aux âges les plus jeunes, les veufs ont des quotients relativement très élevés qui surpassent ceux des célibataires, mais la mortalité des veufs se rapproche plus vite de la moyenne, à mesure que l'âge s'élève.

Examinons maintenant ces résultats plus en détail :

1. La mortalité des hommes mariés, très faible aux âges les plus jeunes,

(1) Supplement to the 75th annual report of the Registrar General for England and Wales, part I, life tables.

croît d'une manière continue avec l'âge. Elle est inférieure de plus de moitié à la mortalité générale vers 20 ans, mais l'écart se réduit ensuite rapidement en valeur relative.

La mortalité des femmes mariées, voisine de la mortalité générale jusque vers 20 ans, en raison des accidents de la grossesse et de l'accouchement, particulièrement fréquents pour le premier enfant, reste ensuite à peu près stationnaire jusque vers 33 ans : elle est alors inférieure de 16 % à la mortalité générale.

2. Chez les hommes célibataires, la mortalité croît, à partir de 18 ans, en suivant la même cadence que de 14 à 18 ans, sans accuser de ralentissement analogue à celui de la mortalité générale. La courbe présente toutefois une légère bosse de 20 à 22 ans qui peut s'expliquer soit par la défaillance de certains organismes débiles qui succombent au moment d'atteindre l'âge adulte, soit par le service militaire qui, en réunissant dans des mêmes locaux des groupes d'individus, accroît les chances de propagation des maladies contagieuses (grippe, rougeole, etc...), soit par l'influence combinée de ces deux causes. Cette bosse correspond à un surplus annuel d'environ 220 décès de jeunes gens de 20 à 22 ans.

Chez les femmes, la mortalité croît de même rapidement entre 15 et 25 ans, mais ne présente pas d'irrégularités vers 21 ans; par contre, elle présente un palier de 28 à 33 ans.

L'écart entre la mortalité des célibataires et la mortalité générale croît jusque vers 36 ans pour le sexe masculin, 30 ans pour le sexe féminin : il est à tous les âges plus grand chez les hommes que chez les femmes. Cette différence s'explique en partie par le fait qu'à partir de 30 ans environ, les personnes demeurant célibataires sont relativement moins nombreuses chez les hommes que chez les femmes : c'est ainsi qu'à 50 ans par exemple, les hommes célibataires constituent 9,5 % de l'effectif de la population masculine du même âge contre 11 % chez les femmes. De la sorte, les personnes infirmes ou atteintes de maladies incurables, qui ont une mortalité très élevée et qui se marient dans une proportion assez faible, constituent à nombre égal une part plus importante chez les hommes que chez les femmes.

On a signalé enfin que, parmi les hommes, la mortalité croît sans cesse aussi bien chez les célibataires que chez les mariés; pour l'ensemble, au contraire, il y a maximum à 21 ans, suivi d'un minimum à 23 ans. Ce résultat s'explique par le passage de la population d'un état matrimonial à l'autre, qui est en France rapide et précoce : il y a, en quelque sorte, décrochage d'une courbe vers l'autre. Pour le sexe féminin, le phénomène est moins marqué, la mortalité des célibataires et des mariées différant peu au début; toutefois la mortalité générale féminine présente un maximum vers 23-24 ans, suivi d'un minimum vers 30-31 ans, avec un écart entre ces deux valeurs de 5 %, alors que chez les femmes mariées, un mouvement analogue ne fournit qu'une variation de 3 %

3. Chez les hommes veufs et divorcés, la mortalité est très élevée aux âges les plus jeunes, mais elle s'accroît lentement avec l'âge, si bien que vers 54 ans, elle devient inférieure à la mortalité des célibataires. Pour les femmes, la mortalité, également très élevée vers 20 ans, diminue ensuite et passe par

un minimum vers 35 ans; de la sorte, sa courbe de variation passe en dessous de celle des célibataires à 39 ans, soit quinze ans plus tôt que chez les hommes.

C. *Comparaison internationale.* — Des tables de mortalité par état matrimonial n'ont été établies jusqu'à présent que dans un nombre de pays assez restreint : avant de les énumérer, remarquons que nous ne tenons pas compte ici des études relatives à la mortalité par état matrimonial qui fournissent des taux par groupes d'âge, fort intéressants en eux-mêmes, mais qui ne constituent pas à proprement parler des tables de mortalité. Parmi ces études, citons en particulier celle du Dr Bertillon, publiée dans le *Dictionnaire encyclopédique des sciences médicales* (article Mariage, p. 43-49), qui fournit des taux de mortalité par état civil et par groupes de cinq ans pour la France, la ville de Paris, la Belgique et la Hollande vers 1860.

Les premières tentatives pour tenir compte de l'état matrimonial dans l'étude des tables de survie semblent avoir été faites par von Baumhauer aux Pays-Bas (table de mortalité des personnes mariées, 1850-1859) et par von Mayr en Bavière (1876). Depuis lors, plusieurs pays ont pris l'habitude d'accompagner leurs tables de mortalité des quotients de mortalité dans chaque état matrimonial : ces calculs sont effectués en Suède depuis 1871-1880, en Norvège depuis 1891-1900, en Allemagne depuis 1901-1910, en Angleterre depuis 1910-1912 mais pour le sexe féminin seul. Enfin l'Écosse et l'Italie ont calculé récemment des tables de mortalité par état matrimonial pour la période 1930-1932.

Toutes les tables existantes présentent les mêmes caractères généraux, également observés en France dans les tables actuelles; mais les tables françaises diffèrent toutefois sur un point particulier : si l'on détermine pour les divers pays, par sexe et à chaque âge, les rapports $\frac{\text{mortalité célibataires}}{\text{mortalité mariés}}$

et $\frac{\text{mortalité veufs et divorcés}}{\text{mortalité mariés}}$, qui permettent d'apprécier les écarts entre la

mortalité dans les divers états matrimoniaux, on constate que les indices relatifs à la France sont toujours plus élevés qu'ailleurs. On peut se demander si ce résultat ne provient pas d'une imperfection des données : si les renseignements figurant sur les bulletins de décès peuvent être considérés comme à peu près exacts, l'établissement d'un acte de décès se faisant en général sur présentation des papiers d'identité du défunt, il n'en est pas de même du recensement, qui enregistre seulement les déclarations sans possibilité de contrôle : les personnes vivant ensemble sans être unies légalement (célibataires, veuves ou divorcées) peuvent avoir intérêt à se déclarer mariées; des personnes divorcées peuvent de même se donner comme célibataires; certaines personnes veuves peuvent indiquer qu'elles se sont mariées (et préciser la date de ce mariage) et omettre de signaler leur veuvage, si elles lisent d'une manière insuffisante leur bulletin de recensement. Enfin, il faut également se rappeler qu'un nombre important de bulletins mal remplis ne portent aucune indication d'état civil : ils ont été répartis proportionnellement aux nombres de personnes d'état matrimonial déclaré, ce qui est évidemment arbitraire.

Ces erreurs peuvent avoir d'autant plus d'importance que les célibataires

de plus de 30 ans et les veufs de moins de 50 ans sont peu nombreux : un nombre restreint de bulletins erronés à chaque âge suffit à modifier très sensiblement les taux de mortalité.

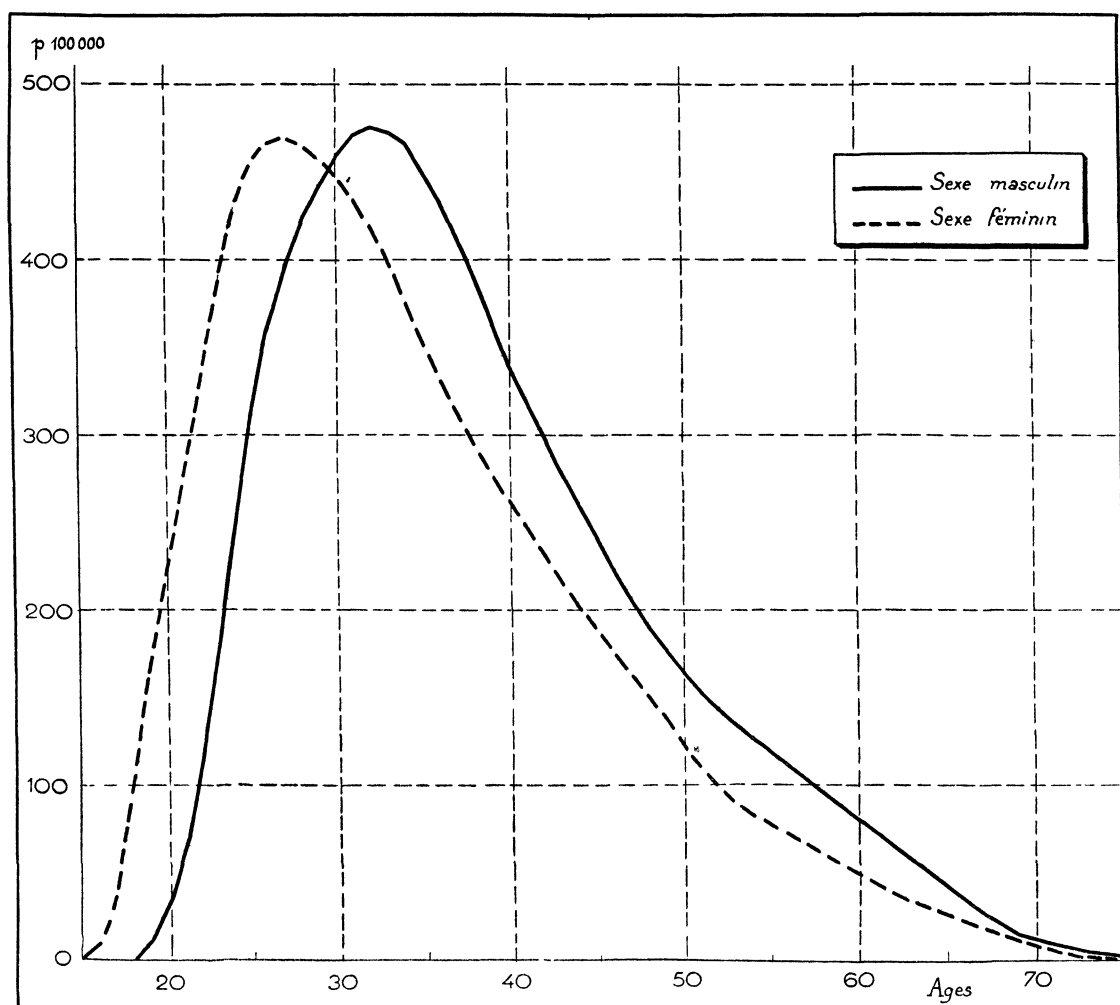
L'hypothèse formulée est d'autant plus plausible qu'une hypothèse analogue a déjà été faite pour expliquer les anomalies observées dans les taux bruts de mortalité aux âges élevés.

II. — Autres tables relatives à la population française.

Applications à la populations stationnaire.

Pour compléter l'étude des lois démographiques générales suivant l'âge, il nous reste encore à déterminer les probabilités de divorce et de veuvage pour les personnes de chaque sexe.

A. *Probabilités de divorce par sexe et par âge.* — Elles ont été calculées de



Graphique 3. — Probabilités de divorce par sexe et par âge (1930-1932).

la manière suivante : on a d'abord déterminé des taux moyens de divorce par groupes quinquennaux d'années de naissance en utilisant les données de la

Statistique annuelle du mouvement de la population pour les années 1930 à 1932; puis on a interpolé les taux par année de naissance. Ceux-ci ont été majorés de 13 % pour tenir compte du fait qu'une partie des divorces prononcés ne sont pas transcrits et ne figurent pas dans les statistiques de l'état civil, ainsi qu'il résulte de la comparaison des deux séries de nombres annuels (la comparaison directe des deux chiffres d'une même année ne peut être faite, la transcription pouvant être opérée avec un certain retard).

Les résultats sont représentés sur le graphique III : pour l'un et l'autre sexe, les probabilités de divorce augmentent rapidement à partir des âges les plus jeunes, passent par un maximum, puis diminuent plus lentement; elles deviennent inférieures à 1 ‰ à partir de 70 ans.

Les valeurs maxima ont à peu près la même grandeur et se situent à 27 ans pour les femmes, à 32 ans chez les hommes. La similitude des deux courbes représentatives de ces taux est très accentuée : elles ne diffèrent essentiellement que par un décalage moyen de quatre années d'âge.

B. *Répartition évaluée des couples suivant l'âge combiné des deux époux.* — En l'absence du classement des décès de personnes mariées d'après l'âge de l'époux survivant, la connaissance de cette répartition est nécessaire pour déterminer les probabilités de veuvage à chaque âge. Elle servira également plus loin à établir les probabilités de divorce suivant l'âge combiné des deux époux. Le calcul a été conduit de la manière suivante :

a) On dispose du classement des nouveaux époux de chaque sexe par année de naissance et de la distribution des couples formés par groupes de 5 ou 10 années de naissance. On en déduit par interpolation la double répartition par *année de naissance* des mariages célébrés au cours de l'année moyenne 1930-1932.

b) A partir du tableau précédent, on évalue la double répartition des mariages par *année d'âge*. Pour se guider, on utilise la distribution approchée par sexe et année d'âge des époux mariés pour la première fois établie pour les besoins des tables de nuptialité 1930-1932.

c) A l'aide de la double répartition des nouveaux époux par année d'âge, on a déterminé la distribution hypothétique des couples qui résulterait de la stabilité dans le temps du nombre et de la répartition par âge des mariages et du maintien des lois actuelles de mortalité et de divorce. L'hypothèse faite se justifie en partie par la stabilité relative des lois de nuptialité dans le temps. En l'absence de renseignements plus précis, on a admis que les taux de divorce étaient indépendants de la différence d'âge entre les époux : on verra plus loin qu'il n'en est pas tout à fait ainsi, mais les taux de divorce sont relativement faibles et l'hypothèse faite influe assez peu sur les répartitions des couples par âge.

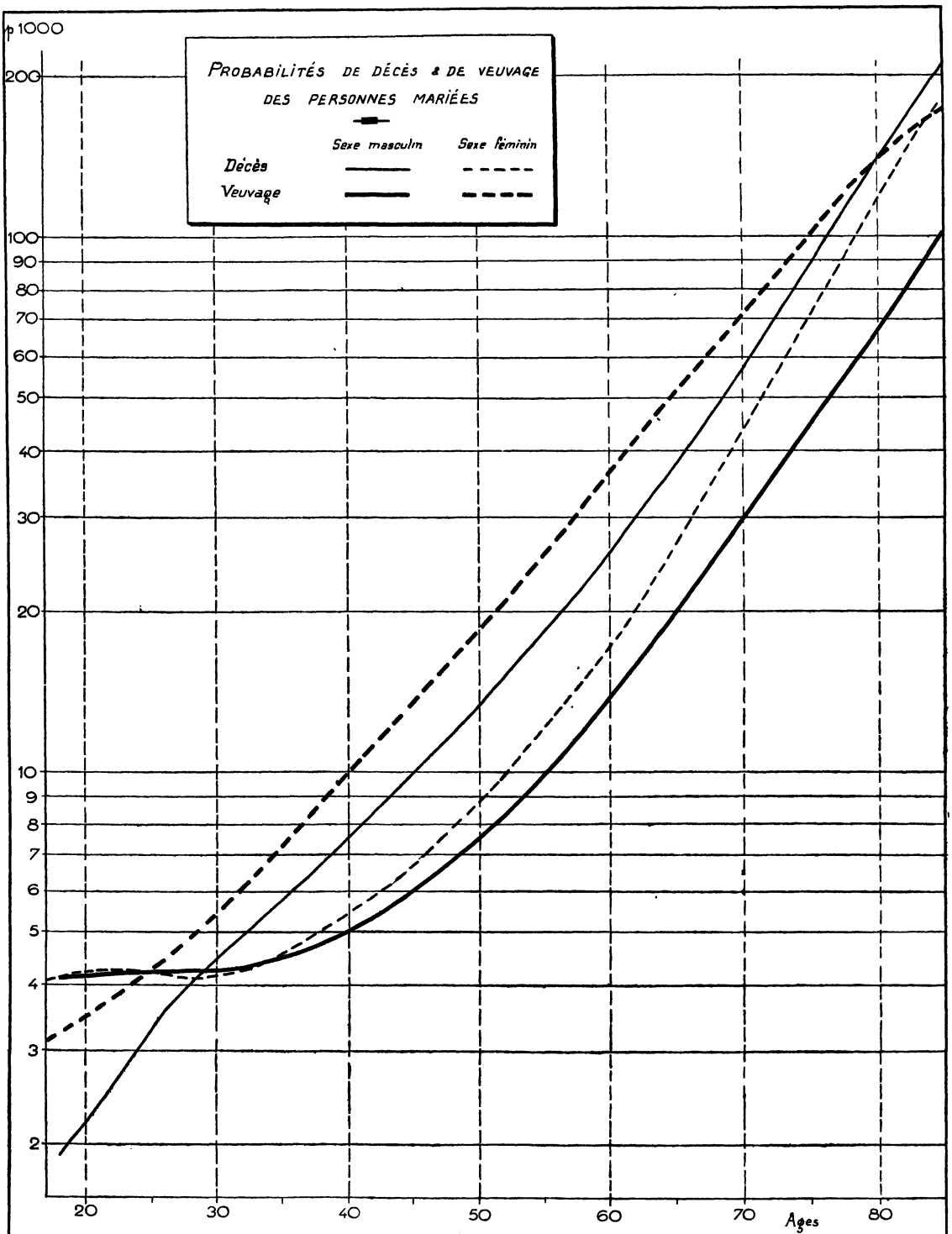
d) A partir de cette répartition hypothétique des couples, on a évalué la répartition des couples au 1^{er} janvier 1931 par groupes de 5 ans des âges combinés des deux époux, en se basant sur la distribution par âge des personnes mariées de chaque sexe (on a tenu compte des corrections à apporter aux âges élevés, signalées p. 80). Cette répartition évaluée figure dans le tableau de la page 85.

C. *Probabilités de veuvage par sexe et par âge.* — C'est la probabilité moyenne

Répartition évaluée des couples au 1^{er} janvier 1931 (nombres en milliers).

Répartition avancée des couples au 1 ^{er} janvier 2002																		
Femmes Hommes		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90 et plus	Ensemble
18-19	3,1	2,52	0,34	0,04	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6,0
20-24	62,5	216,4	55,0	6,42	1,11	0,22	0,05	0,01	—	—	—	—	—	—	—	—	—	341,7
25-29	33,1	441,8	518,2	106,8	14,2	3,07	0,67	0,16	0,03	0,01	—	—	—	—	—	—	—	1.118,0
30-34	4,88	108,1	518,3	521,3	111,7	17,1	4,09	0,96	0,20	0,05	0,02	—	—	—	—	—	—	1.286,7
35-39	0,63	15,0	114,0	453,2	377,7	85,7	15,9	4,07	0,94	0,21	0,05	0,02	—	—	—	—	—	1.067,4
40-44	0,13	2,85	24,3	151,2	453,7	327,0	81,3	15,6	3,98	0,89	0,20	0,04	0,01	—	—	—	—	1.061,2
45-49	0,04	0,95	7,0	40,7	169,6	404,0	301,4	75,0	14,5	3,4	0,74	0,14	0,03	—	—	—	—	1 017,5
50-54	0,02	0,39	2,67	11,2	43,6	188,0	379,5	288,0	62,4	12,3	2,85	0,56	0,09	0,02	0,06	0,01	—	991,6
55-59	—	0,14	0,82	3,65	11,6	42,9	172,0	341,6	249,1	51,8	9,8	2,08	0,34	0,06	0,03	—	—	985,9
60-64	—	0,07	0,31	1,11	3,85	11,4	40,1	135,8	268,2	192,5	39,0	6,7	1,18	0,25	0,03	—	—	700,5
65-69	—	0,03	0,13	0,42	1,14	3,7	10,8	34,2	107,8	197,2	140,2	25,6	3,48	0,79	0,10	0,01	—	525,6
70-74	—	—	0,05	0,19	0,42	1,02	3,15	8,7	26,0	68,6	129,5	79,9	12,2	1,77	0,25	0,05	—	331,8
75-79	—	—	—	0,07	0,15	0,32	0,85	2,22	6,6	15,8	36,0	61,7	31,1	4,45	0,54	0,10	—	159,9
80-84	—	—	—	—	0,03	0,06	0,17	0,42	0,90	2,23	5,7	13,8	20,8	8,65	1,10	0,14	—	54,0
85-89	—	—	—	—	—	—	0,02	0,06	0,14	0,28	0,58	1,25	2,92	4,35	1,37	0,14	—	11,12
90 et plus.	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0,01	0,03	0,06	0,11	0,20	0,29	0,28	0,10	1,08
Ensemble.	104,4	788,2	1.241,1	1.296,3	1.188,8	1.084,5	1.010,0	906,8	740,8	545,3	364,7	191,9	72,35	20,63	3,68	0,54	—	9.560,0

pour une personne mariée d'un certain âge de perdre son conjoint dans un délai d'un an, en supposant inconnu l'âge de celui-ci. Les taux moyens de veuvage par groupes de 5 ans se déduisent donc facilement de la répartition



Graphique 4.

précédente des couples : en effet, considérons par exemple les femmes mariées d'un certain groupe d'âge : leur taux moyen de veuvage est la moyenne pondérée des taux moyens de mortalité des hommes mariés, les poids étant définis par la répartition de leurs époux dans les divers groupes d'âge. De ces taux moyens de veuvage, on déduit par interpolation les taux par année d'âge.

Les résultats des calculs indiquent qu'aux âges les plus jeunes, les hommes ont deux fois plus de chances de perdre leurs épouses que de mourir eux-mêmes, mais cette différence s'atténue rapidement pour s'annuler à 29 ans. Aux âges supérieurs, l'homme a toujours une probabilité de mourir supérieure à celle de devenir veuf : l'écart relatif entre ces deux coefficients croît constamment avec l'âge.

Pour le sexe féminin, les résultats sont analogues : jusqu'à 25 ans, l'épouse a une probabilité de décès supérieure à celle de veuvage. Puis, jusqu'à 84 ans, c'est l'inverse qui se produit, l'écart relatif entre les deux probabilités atteignant son maximum entre 50 et 60 ans. Aux âges très élevés, les couples subsistant étant formés en majorité de femmes unies à des hommes plus jeunes qu'elles, la mortalité des épouses devient supérieure à la mortalité moyenne de leurs maris.

D. *Distribution des mariages suivant la différence d'âge entre les époux.* — Le tableau à double entrée donnant la répartition des mariages suivant les années de naissance des deux époux permet d'obtenir, en totalisant par diagonales, la distribution des mariages suivant la différence d'âge, si nous mesurons celle-ci par la différence entre l'année de naissance de l'épouse et celle de son mari.

La distribution globale se présente sous la forme d'une courbe de Gauss légèrement déviée du côté des maris plus âgés que leurs épouses; les mariages les plus nombreux sont formés d'hommes s'unissant à des femmes ayant 2 ou 3 ans de moins qu'eux. Si, à partir de ces résultats, on calcule la différence d'âge moyenne, on trouve 3 ans 1 mois, au lieu de 3 ans 5 mois par la méthode approchée utilisée d'ordinaire.

Distribution des mariages suivant la différence d'âge entre les époux.
(1930-1932).

DIFFÉRENCE d'âge (a)	ENSEMBLE des mariages	HOMMES			FEMMES		
		18-24 ans	25-29 ans	30 ans et plus	15-21 ans	22-26 ans	27 ans et plus
+ 26 et plus. . . .	42	9	17	16	—	—	42
+ 21 à 25.	130	33	39	58	—	—	130
+ 20	57	12	18	27	—	—	57
+ 19	72	15	23	34	—	—	72
+ 18	95	20	31	44	—	—	95
+ 17	133	28	42	63	—	—	133
+ 16	172	38	54	80	—	—	172
+ 15	229	56	69	104	—	—	229
+ 14	306	78	93	135	—	—	306
+ 13	399	104	127	168	—	—	399
+ 12	521	133	172	216	—	—	521
+ 11	682	178	228	276	—	—	682
+ 10	904	258	296	350	—	—	904
+ 9	1.199	367	388	444	—	—	1.199
+ 8	1.615	549	501	565	—	11	1.604
+ 7	2.196	816	660	720	—	58	2.138
+ 6	2.994	1.202	887	905	—	201	2.798
+ 5	4.131	1.796	1.204	1.131	—	558	3.573
+ 4	5.888	2.810	1.665	1.413	1	1.501	4.386
+ 3	8.649	4.526	2.398	1.725	103	3.535	5.011
+ 2	12.822	7.296	3.429	2.097	492	6.804	5.526
+ 1	18.553	11.246	4.766	2.541	1.570	11.301	5.682
0	25.231	15.764	6.403	3.064	3.875	15.654	5.702
— 1	30.890	19.089	8.187	3.614	8.388	17.007	5.495
— 2	34.529	20.273	10.140	4.116	14.778	14.650	5.101
— 3	34.610	18.500	11.642	4.468	13.500	11.642	4.468
— 4	31.296	14.219	12.347	4.730	13.524	8.916	3.856
— 5	26.047	8.981	12.176	4.890	15.946	6.781	3.320
— 6	20.580	4.456	11.132	4.992	12.636	5.056	2.888
— 7	15.720	1.562	9.149	5.009	9.439	3.759	2.522
— 8	11.743	390	6.434	4.919	6.824	2.696	2.223
— 9	8.656	49	3.889	4.718	4.788	1.909	1.959
— 10	6.866	1	2.003	4.362	3.287	1.343	1.736
— 11	4.568	—	813	3.755	2.087	961	1.520
— 12	3.365	—	252	3.113	1.339	710	1.316
— 13	2.528	—	60	2.468	866	539	1.123
— 14	1.953	—	9	1.944	586	402	965
— 15	1.515	—	—	1.515	383	304	823
— 16	1.188	—	—	1.188	256	226	706
— 17	956	—	—	956	183	172	601
— 18	777	—	—	777	129	138	510
— 19	639	—	—	639	96	117	428
— 20	525	—	—	525	71	99	355
— 21	428	—	—	428	52	85	291
— 22	352	—	—	352	44	71	237
— 23	289	—	—	289	36	61	192
— 24	237	—	—	237	31	51	155
— 25	199	—	—	199	29	43	127
— 26	161	—	—	161	22	35	104
— 27	139	—	—	139	20	31	88
— 28	106	—	—	106	15	24	67
— 29	92	—	—	92	11	22	59
— 30	77	—	—	77	10	18	49
— 31 à 35.	217	—	—	217	30	48	139
— 36 et plus. . . .	132	—	—	132	21	28	83
TOTAUX	327.900	134.854	111.743	81.303	125.468	117.567	84.865

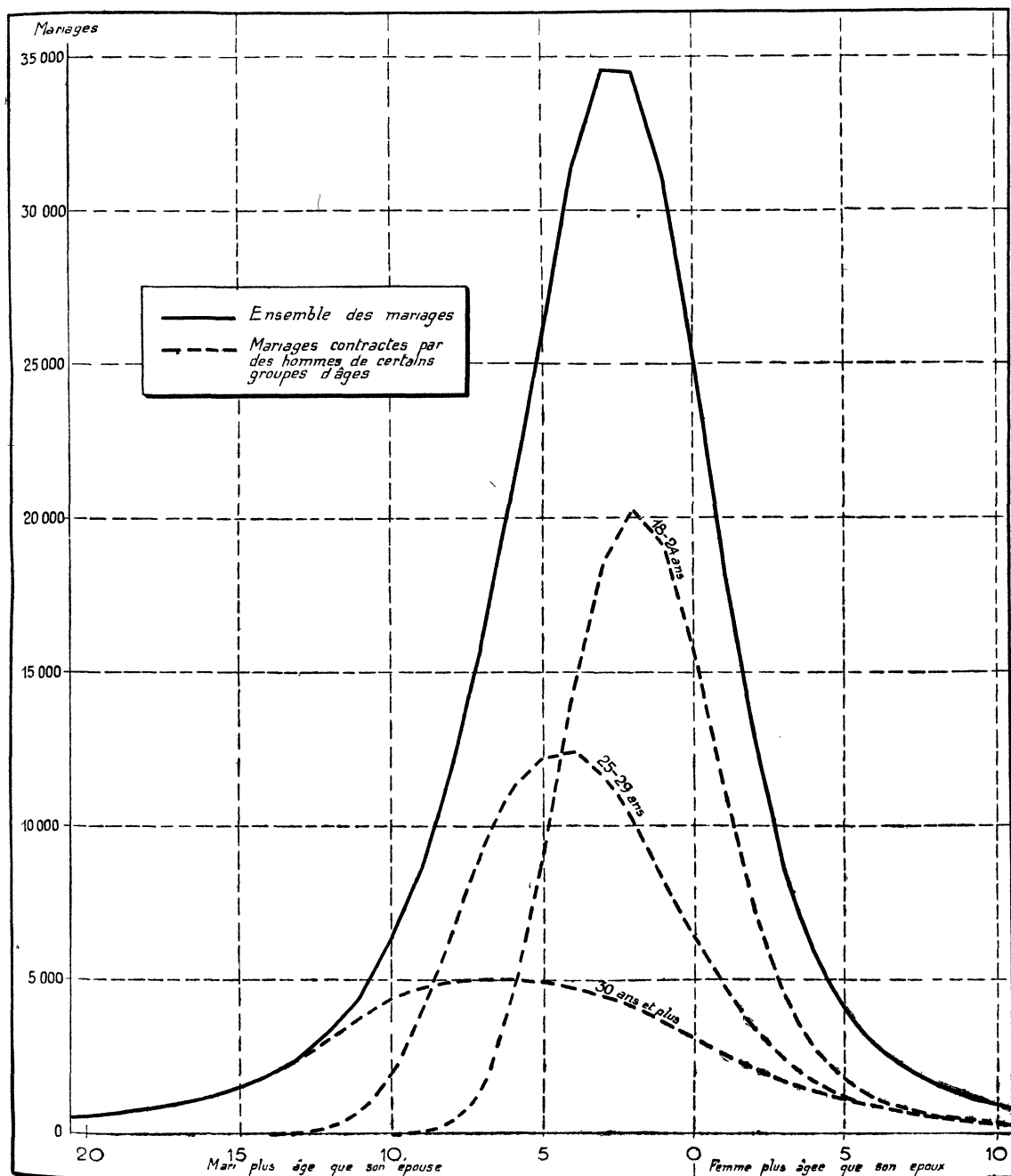
(a) Année de naissance de l'épouse — année de naissance du mari.

En répartissant les mariages contractés à différence d'âge nulle proportionnellement aux nombres de mariages où l'un des époux a un an de plus que l'autre, on trouve que les 327.900 unions réalisées annuellement en moyenne au cours de la période 1930-1932 se répartissent ainsi :

Mariages { l'époux est plus âgé que sa femme : 256.640, soit 783 o/oo.
pour lesquels { l'épouse est plus âgée que son mari : 71.260, soit 217 o/oo.

La distribution des mariages suivant la différence d'âge varie avec l'âge

de chacun des deux époux pris séparément : ainsi, les hommes de moins de 25 ans se marient le plus fréquemment (15 % des cas) à des femmes de 2 ans plus jeunes qu'eux; ceux de 25 à 29 ans s'unissent le plus souvent (11 % du



Graphique 5. — Distribution des mariages suivant la différence d'âge entre les époux (1930-1932).

total) à des femmes ayant 4 ans de moins qu'eux; quant aux hommes d'âge supérieur à 30 ans, leur choix est plus étendu puisque les femmes plus jeunes

de 7 ans formant le groupe le plus nombreux ne constituent que 6 % du total. La considération des âges moyens donne des résultats analogues :

Age de l'époux	Age moyen de l'épouse	Différence d'âge moyenne
20	20,1	+ 0,1
25	22,2	— 2,8
30	25,7	— 4,3
35	30,1	— 4,9
40	34,5	— 5,5
45	37,5	— 7,5
50	41,2	— 8,8
60	49,1	— 10,9
70	54,5	— 15,5

Pour les femmes, celles de 15 à 21 ans s'unissent de préférence à des hommes ayant 4 ans de plus qu'elles (15 %); celles de 22 à 26 ans, à des hommes ayant seulement 1 an de plus (14 %); celles de 27 ans et plus, à des hommes du même âge, mais ici encore le maximum est beaucoup moins accentué.

E. *Répartition de la population stationnaire par état civil.* — A l'aide des tables de nuptialité et des divers coefficients que nous venons d'établir (quotients de mortalité par état matrimonial, probabilités de divorce et de veuvage), on a dressé pour chaque sexe un tableau donnant la répartition à chaque âge de la population stationnaire (définie par les tables de survie 1928-1933) par état matrimonial (1), ainsi que la distribution par âge et état civil des mariages, divorces et décès relatifs à la même population. Ces tableaux fournissent un grand nombre de données intéressantes :

1. Comme, au cours des calculs, on a pu faire une distinction parmi les personnes mariées entre celles qui sont au cours de leur première union et celles qui sont remariées, on constate que, dans l'ensemble des personnes mariées de chaque sexe, les remariées forment 8,8 % chez les hommes et 6 % chez les femmes. A 50 ans, les proportions correspondantes sont respectivement de 11 et 8,5 %. A 80 ans, âge auquel les mariages ont complètement pris fin, elles atteignent 17,5 et 12 %.

2. La concordance entre les nombres de mariages, de divorces et de décès des personnes mariées calculés pour l'un et l'autre sexe n'est pas absolument rigoureuse : on peut toutefois la considérer comme satisfaisante si l'on observe que les calculs ont été menés séparément pour chaque sexe en appliquant à la population stationnaire des coefficients calculés à partir de la population actuelle dans laquelle l'équilibre entre les deux sexes n'est pas réalisé dans les mêmes conditions.

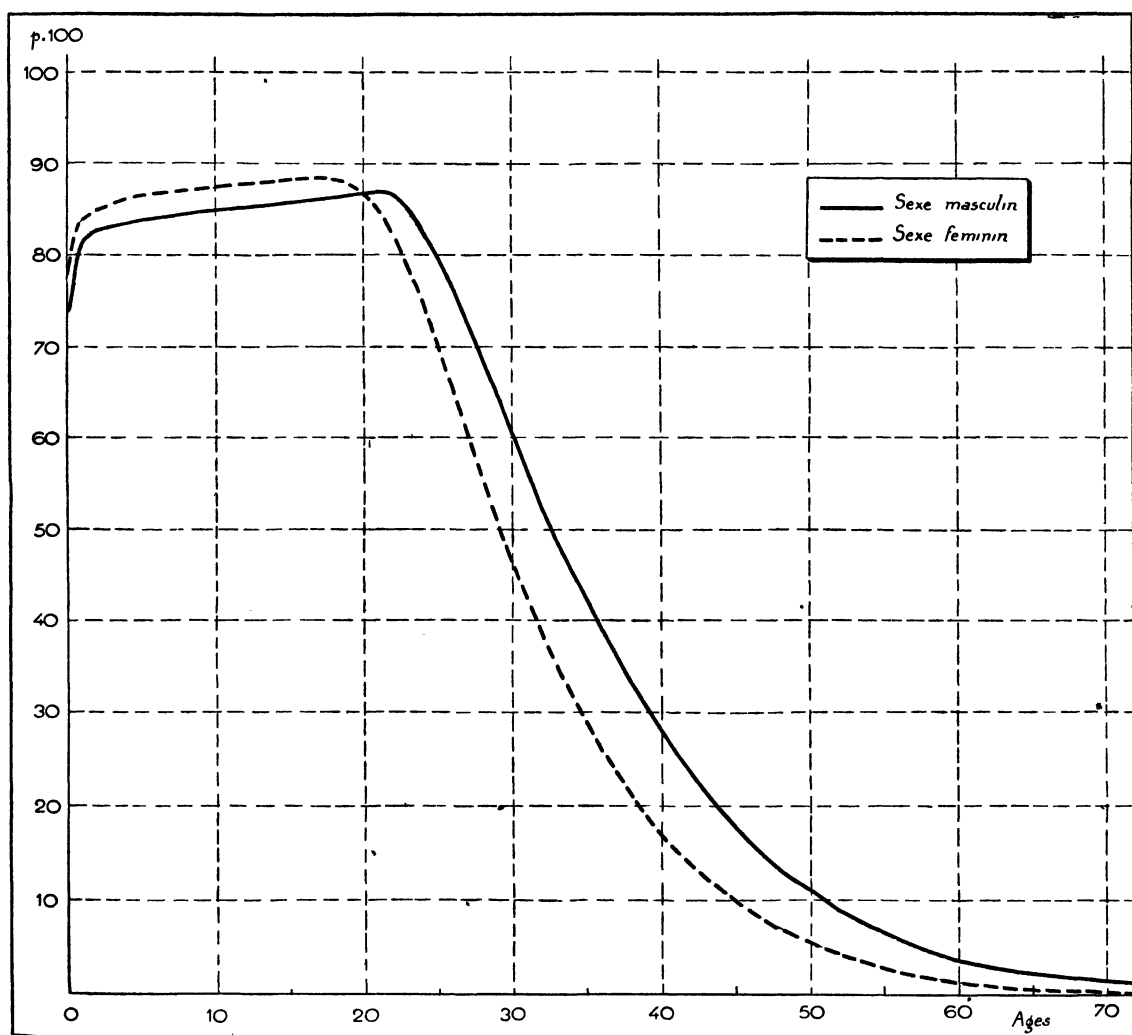
En prenant la moyenne des résultats obtenus pour chaque sexe, la population stationnaire possède des taux annuels de 149 nouveaux mariés pour 10.000 habitants (au lieu de 157 dans la population réelle en 1930-1932, 175 décès (au lieu de 159) et 10,95 personnes décédées (contre 10,11). Sur 1.000 unions dissoutes par décès, il y en a 629 par décès du mari et 371 par décès de l'épouse.

3. La table de survie de 100.000 nouveau-nés de chaque sexe par état matrimonial fournit facilement la probabilité totale pour un célibataire d'âge x

(1) On a admis que veufs et divorcés satisfaisaient aux mêmes lois de mortalité.

de se marier au cours de son existence : c'est le quotient du nombre total de mariages de célibataires aux âges supérieurs à x par le nombre des célibataires à l'âge x . Ce coefficient fait intervenir à la fois les probabilités de mariage et de décès à chaque âge; son complément à l'unité représente la probabilité pour un célibataire de mourir sans contracter mariage.

La probabilité totale de mariage, représentée par le graphique 6, est à la naissance de 74 % chez les garçons et de 78 % chez les filles; elle croît aux âges les plus jeunes, la réduction du nombre des survivants s'opérant à ce moment uniquement par décès : elle passe par un maximum à 21 ans chez



Graphique 6. — Probabilité pour un célibataire de se marier au cours de sa vie.

les garçons (87 %), à 17 ans chez les filles (88,5 %), puis diminue ensuite rapidement à mesure que l'âge croît. La probabilité de se marier n'est plus que de 1/2 parmi les hommes célibataires de 33 ans et chez les filles de 29 ans; les célibataires n'ont plus qu'une chance sur dix de se marier dans le cours de leur existence lorsqu'ils atteignent 51 ans pour le sexe masculin et 45 ans pour le sexe féminin.

4. On a un aperçu du temps moyen que passe une personne de l'un ou l'autre sexe dans chaque état matrimonial.

		Sexe masculin	Sexe féminin
Durée moyenne (en années)	{ du célibat.	25,0	23,5
	{ du mariage	26,1	26,7
	{ du veuvage et du divorce. .	3,2	8,9
Durée moyenne de la vie.		54,3	59,1

5. La distribution par âge des mariages, divorces et décès suivant l'état matrimonial permet le calcul des âges moyens au mariage et à la dissolution des unions relatifs à la population stationnaire. Le calcul a été fait séparément pour l'ensemble des mariages et pour les unions en premières noces seules.

		Sexe masculin	Sexe féminin
Age moyen au mariage.	{ Célibataires.	26,2	23,0
	{ Veufs et divorcés	44,0	40,6
	{ Ensemble.	28,5-	24,6
Age moyen à la dissolution de l'union.	{ Mariés en premières noces .	58,4	55,3
	{ Remariés.	65,2	62,1
	{ Ensemble des mariés. . . .	59,3	55,9

La différence entre l'âge moyen à la dissolution de l'union et l'âge moyen au mariage est d'environ 31 ans : ce résultat est à rapprocher de celui fourni par la table d'extinction des mariages qui indique 31 ans 1/2 comme durée moyenne des unions. Mais la différence entre l'âge moyen au mariage des célibataires et l'âge moyen à la dissolution de l'union des personnes mariées en premières noces fournit un résultat un peu supérieur, 32,2 ans, ce qui indique que la durée des premières unions surpasse d'environ un an la moyenne générale; corrélativement, les remariages (qui forment seulement le dixième du total des mariages) ne durent en moyenne que 21 ans.

(A suivre.)

Pierre DEPOID.