

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

LUCIEN MARCH

Tables de mortalité de la population de la France au début du vingtième siècle

Journal de la société statistique de Paris, tome 47 (1906), p. 325-349

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1906__47__325_0

© Société de statistique de Paris, 1906, 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

N° 10. — OCTOBRE 1906

I

TABLES DE MORTALITÉ DE LA POPULATION DE LA FRANCE AU DÉBUT DU VINGTIÈME SIÈCLE

(Suite et fin [1])

III. — DÉTERMINATION DU RISQUE DE MORT A CHAQUE AGE (suite et fin)

Si l'on suppose que, d'un âge au suivant, la mortalité diminue proportionnellement au changement d'âge, l'écart entre les taux de mortalité à vingt ans et à vingt et un ans est à peu près égal à la moitié des taux moyens applicables aux âges dix-neuf à vingt ans et vingt et un à vingt-deux ans.

Désignons par V le nombre des individus âgés de vingt à vingt et un ans et soumis au risque de mort en 1900, par t_{21} et t_{20} les taux de mortalité à vingt et un ans et à vingt ans, à la quantité $\frac{1}{12} V(t_{21} - t_{20})$ on peut substituer $\frac{1}{24} (D_{21} - D_{19})$, D_{21} représentant les décès observés en 1900 entre les âges vingt et un et vingt-deux ans et D_{19} les décès observés dans la même année entre les âges dix-neuf ans et vingt ans, étant admis que V est peu différent de la moyenne des nombres d'individus qui fournissent les nombres D_{19} et D_{21} de décès.

En fait, la loi de variation de la mortalité n'est pas rectiligne, la variation est plus rapide que le changement d'âge. En raison de ce fait et pour simplifier les calculs, on a adopté comme correction $\frac{1}{25} (D_{21} - D_{19})$.

Ainsi, pour tenir compte de la variation de la mortalité au cours de l'année, dans le calcul du nombre de têtes soumises au risque de mort à l'entrée dans un âge quelconque, vingt à vingt et un ans par exemple, on peut se contenter de retrancher de la moitié des décès constatés dans l'année 1900, à l'âge de vingt à vingt et un ans, le $\frac{1}{25}$ de la différence entre les décès survenus entre vingt et un et vingt-deux ans et entre dix-neuf et vingt ans, au cours de la même année

Reprenons la figure 2 (°). On se proposait de trouver le nombre des individus

1. Voir numéro du Journal de septembre 1906, p. 293

2. *Id.*, p. 312.

entrés dans leur vingt et unième année en 1900, c'est-à-dire le nombre de lignes de vie coupant A_{20} entre p et q . On connaît le nombre des vivants le 1^{er} janvier 1901, c'est-à-dire le nombre des lignes de vie coupant qp' ; il faut y ajouter le nombre de points mortuaires compris dans le triangle qpp' . On admet d'abord que le nombre des points mortuaires compris dans le triangle qxp' est le même que dans le triangle $pp'q'$. Puis le nombre des points mortuaires du triangle qpp' est supposé égal à la moitié des points contenus dans le losange $pqp'q'$ augmenté du $1/25$ de la différence entre les nombres de points mortuaires contenus dans les losanges $mnpq$ et $p'q'zv$. Aux âges où la mortalité décroît (après la naissance) la correction est additive : elle est soustractive aux âges élevés où la mortalité va en croissant.

Cette méthode n'est pas applicable aux décès de la première année, parce que la mortalité y varie beaucoup plus vite que l'âge ; on verra plus loin quelles ont été les opérations pour la première année de vie.

En ce qui concerne les autres âges, le nombre de têtes soumises au risque de mort en 1900 étant calculé à l'entrée dans un âge quelconque, vingt ans par exemple, il n'y a plus qu'à déterminer le nombre des décès correspondant, dans le cours d'une année. Sur la figure 2, page 312, les individus entrant dans leur vingt et unième année en 1900 sont représentés sur l'intervalle pq . Les décès qu'ils subissent sont représentés par les points mortuaires du carré $pqxp'$. Leur nombre n'est pas connu, car ce sont des décès survenus dans une même génération (1880) au cours de deux années successives (1900, 1901). On connaît seulement le nombre des décès survenus, en 1900, de vingt à vingt et un ans, quelle que soit la génération à laquelle appartient le décédé, c'est-à-dire le nombre des points mortuaires compris dans le losange $pqp'q'$. Mais les générations de même âge étant à peu près d'égale importance, et la mortalité étant supposée invariable quand l'âge ne change pas, le nombre des points mortuaires contenus dans le carré $pqxp'$ est égal au nombre des points mortuaires contenus dans le losange $pqp'q'$. Il suffit donc de diviser le nombre des décès survenus en 1900 de vingt à vingt et un ans par le nombre des têtes soumises au risque en 1900 pour obtenir le taux correct de mortalité en 1900.

On déterminera de même les taux de mortalité en 1899, 1898, 1904, 1902, 1903. Mais il faut commencer par déterminer le nombre des vivants de chaque âge à la fin de chacune de ces années ou au début de la suivante.

IV. — DÉTERMINATION DU NOMBRE DES VIVANTS AU 1^{er} JANVIER DE CHACUNE DES ANNÉES VOISINES DE 1901

Reportons-nous à la figure 2, page 312. Déterminer le nombre des vivants de chaque âge, le 1^{er} janvier 1902, en partant du nombre des vivants à la date du 1^{er} janvier 1901, c'est déterminer le nombre des lignes de vie qui, après avoir traversé la diagonale R_{01} , traversent encore la diagonale R_{02} . Il suffit évidemment pour cela de retrancher du premier nombre le nombre des points mortuaires compris dans l'intervalle. Pour obtenir le nombre des individus âgés de vingt à vingt et un ans le 1^{er} janvier 1902, c'est-à-dire nés en 1881, il faut retrancher le nombre des individus de la même génération décédés en 1901 du nombre des individus âgés de dix-neuf à vingt ans le 1^{er} janvier 1901. Malheureusement, le nombre des décès survenus en 1901, dans la génération née en 1881, n'est pas connu. Ce nombre est égal au

nombre des points mortuaires contenus dans le losange $ntxq$, et la statistique française des décès fait seulement connaître le nombre des points contenus dans le losange $xp'tq$ ou $nqtA$, c'est-à-dire le nombre des décès survenus en 1901 entre les âges dix-neuf à vingt ans et vingt à vingt et un ans. Il est visible que le nombre cherché est à peu près égal à la demi-somme de ces deux derniers.

Ainsi, pour trouver le nombre des vivants de vingt à vingt et un ans le 1^{er} janvier 1902, on retranchera du nombre des vivants de dix-neuf à vingt ans, le 1^{er} janvier 1901, la demi-somme des décès survenus en 1901 entre dix-neuf et vingt et un ans.

De même pour trouver le nombre des vivants de dix-neuf à vingt ans le 1^{er} janvier 1900, on ajoutera au nombre des vivants de vingt à vingt et un ans, le 1^{er} janvier 1901, la demi-somme des décès survenus en 1900 entre dix-neuf et vingt et un ans. Faisant application de la méthode indiquée dans le paragraphe précédent aux nombres qui viennent d'être calculés et aux décès enregistrés dans les années successives, on détermine les taux de mortalité par âge dans les diverses années : 1898 à 1903.

V. — INFLUENCE DE L'ÉMIGRATION

Les raisonnements qui précèdent supposent que l'on opère sur une population stationnaire dans laquelle les générations successives comprennent à peu près le même nombre d'individus, et où le nombre des vivants à un âge donné est déterminé uniquement par le nombre des vivants à l'âge voisin et par les décès survenus entre les deux âges. En fait, les générations successives sont inégales, mais leur consistance n'est pas soumise à de brusques variations ; les corrections faites précédemment suppriment en partie l'effet de ces inégalités et, d'ailleurs, l'objet d'une table de mortalité n'est pas de fournir des taux applicables précisément à une génération déterminée. Revenant à la figure 2, page 312, dans le calcul du nombre de têtes soumises au risque, nous avons substitué au nombre d de points mortuaires contenus dans le triangle qxp' , le nombre d' des points mortuaires contenus dans le triangle $pp'q'$, et de même dans le calcul du nombre des décès à rapporter au nombre de têtes soumises au risque, en sorte que si l'on désigne par N le nombre des individus de vingt à vingt et un ans, recensés le 1^{er} janvier 1900, par δ le nombre des points mortuaires compris dans le triangle pqp' , le quotient de mortalité calculé approximativement est $\frac{d' + \delta}{N + \frac{d' + \delta}{2}}$ au lieu de $\frac{d + \delta}{N + \frac{d + \delta}{2}}$. La différence

est de l'ordre $\frac{d - d'}{N}$ ou, si l'on appelle D et D' les nombres de décès observés de vingt à vingt et un ans en 1900 et en 1901, de l'ordre $\frac{D - D'}{2N}$.

Or, de 1898 à 1903, le rapport moyen du nombre des décès au chiffre de la population, tous âges réunis $\frac{\sum D}{\sum N}$, a varié au maximum de $\frac{18}{10\,000}$ entre une année et la suivante. L'erreur commise est donc inférieure à $\frac{1}{1\,000}$. On l'éviterait si les décès étaient classés à la fois suivant l'âge et suivant l'année de naissance.

Une seconde cause d'erreur provient des mouvements migratoires qui, s'ils sont importants, peuvent fausser considérablement les conditions naturelles de la morta-

lité de la population étudiée. En France, les mouvements migratoires par rapport à l'extérieur du pays ne sont pas relevés directement. On ne peut avoir une idée de leur importance que par la comparaison des recensements.

En 1896, le nombre des habitants recensés comme présents sur le territoire le jour du recensement a atteint le chiffre de 38 269 011. Comme, de 1896 à 1901, les naissances ont été plus nombreuses que les décès de 224 564, s'il ne s'était produit aucun mouvement migratoire, on aurait dû trouver, en 1901, 38 493 575 habitants présents. Toutefois, en 1901, l'expédition de Chine a retenu au loin 17 547 soldats, ce qui réduit le chiffre précédent à 38 476 024.

En 1901, le nombre total des habitants recensés et classés s'élève à 38 450 788. Il se serait donc produit entre les deux recensements une émigration de 25 236 individus, indépendamment du corps expéditionnaire de Chine dont il a été tenu compte dans les calculs du nombre des vivants.

On peut déterminer autrement l'importance de la population émigrée.

Puisque nous comparons les deux recensements en tenant compte de l'excédent des naissances sur les décès, il est intéressant de relever le nombre des individus qui à chaque recensement ont déclaré être nés hors de France, car ceux-là ne sont pas compris sur les registres des nouveau-nés.

En 1896, on a relevé environ 1 100 000 individus nés hors de France, à l'étranger, en Algérie ou dans une colonie. En 1901, le nombre des individus nés hors de France est d'environ de 1 020 000, en tenant compte des déclarations imparfaites. La différence 88 000 correspond à une diminution du nombre des individus nés à l'étranger, c'est-à-dire à une sortie d'une partie de ceux qui étaient présents antérieurement. Ce chiffre est plus élevé que celui qui résulte de la comparaison des nombres d'habitants. Toutefois, le classement des individus nés en Alsace-Lorraine a pu donner lieu à des appréciations différentes aux deux recensements. En 1901, le service du recensement a compté comme né en France tout individu né en Alsace-Lorraine avant 1870, tandis qu'en 1896, les administrations communales ont pu suivre d'autres règles.

Le chiffre de 80 000 est donc probablement trop élevé. Celui de 25 236 n'est pas non plus certain. D'abord, il résulte de la comparaison des nombres fournis par le recensement, et l'on ne sait quelle est l'importance des omissions. Il résulte de plus de la balance des naissances sur les décès. Or, si le chiffre des naissances ne comprend pas les étrangers nés hors de France, le chiffre des décès comprend tous ceux qui, nés hors de France, sont cependant morts sur le territoire français. Comme le nombre des étrangers vivant en France est beaucoup plus grand que le nombre des Français vivant à l'étranger, il est probable que le nombre des décès d'étrangers enregistrés en France est plus grand que le nombre des Français nés en France, mais décédés à l'étranger. Donc, parmi les décès constatés de 1896 à 1901, un certain nombre ne font pas partie de la balance propre à la population indigène. Si on avait pu les éliminer, on aurait trouvé un excédent de naissances plus élevé et par conséquent une émigration également plus considérable.

D'après cela, nous admettrons que la diminution de la population née hors de France représente à peu près 50 000 personnes, soit une sortie annuelle de 10 000 personnes, indépendamment des décès.

Pour répartir ces 10 000 personnes par sexe et par âge, nous supposons que cette répartition est proportionnelle aux nombres d'individus de chaque sexe et de

chaque âge parmi ceux qui ont été classés au recensement comme nés hors de France. Sur 10 000 individus nés hors de France, on en compte 5 300 de sexe masculin et 4 700 de sexe féminin.

La répartition par âge de ces individus, proportionnellement aux chiffres fournis par le recensement de 1901 pour les individus nés hors de France, serait la suivante :

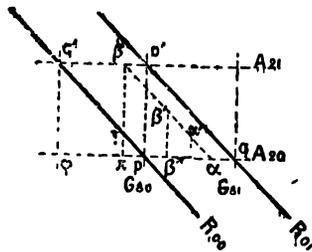
DESIGNATION	ENSEMBLE	0-4 ans	5-9 ans	10-14 ans	15-19 ans	20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40-44 ans	45-49 ans	50-54 ans	55-59 ans	60-64 ans	65-69 ans	70-74 ans	75-79 ans	80-84 ans	85-89 ans	90-94 ans
<i>Sexe masculin</i>																				
Au total	5 300	108	171	239	415	614	691	638	510	489	414	335	268	208	110	87	46	18	5	1
Par année d'âge . . .	»	22	34	48	81	123	139	108	102	98	82	67	54	42	28	18	9	4	1	»
<i>Sexe féminin</i>																				
Au total	4 700	111	167	227	388	588	619	462	426	390	316	279	235	189	134	90	50	24	8	2
Par année d'âge . . .	»	22	34	46	77	118	124	92	85	78	63	56	47	38	27	16	10	5	2	»

D'après ce tableau, les nombres deviennent de plus en plus petits aux âges élevés. L'addition ou la soustraction d'un de ces nombres ne modifierait le nombre des vivants correspondant que d'une quantité inférieure à $\frac{1}{3\ 000}$ de sa valeur à certains âges, beaucoup moins à d'autres. Une correction aussi faible affecterait le taux de mortalité correspondant de moins de $\frac{1}{3\ 000}$ de sa valeur. D'autre part, nous nous proposons de prendre la moyenne des taux correspondant aux années 1898 à 1903 et nous serons forcés d'admettre que, durant cette période, l'émigration est régulière et constante : la correction sera donc positive avant 1901, négative après. Par conséquent, les taux moyens de natalité ne seront pas influencés d'une manière appréciable [erreur inférieure à $\frac{1}{7\ 000}$] par la correction de l'émigration effectuée sur les nombres de vivants au 1^{er} janvier de chaque année.

Mais il faut encore examiner l'effet de l'émigration ou de l'immigration dans le calcul du nombre de têtes soumises au risque à un âge quelconque.

Reprenons la représentation graphique dont nous nous sommes déjà servis et considérons, par exemple, les individus âgés de vingt à vingt et un an en 1900.

Les décès survenus en 1900 parmi les individus âgés de vingt à vingt et un ans sont représentés par les points mortuaires compris dans le losange $pp'q'$. De même, les émigrants peuvent être représentés par des points, dits *points de sortie*, contenus dans le même losange. Supposons l'émigration régulière au cours de l'année et considérons les émigrants classés par âge de jour en jour, l'année 1900 étant elle-même décomposée en ses 365 jours. On peut alors diviser les émigrants en 365^2 sous-groupes d'individus de même âge et sortis au cours de la même journée. Si l'on appelle N le nombre total



. Fig. 4.

des émigrants de l'année, $\frac{N}{365^2}$ sera le nombre des émigrants d'un sous-groupe, les individus de tous âges entre vingt et vingt et un ans, émigrés le même jour, formant un groupe de $\frac{N}{365}$ émigrants.

Ceux qui sortent le 31 décembre 1901 sont restés soumis au risque de mort pendant 365 jours ; ce sont les individus dont les points représentatifs sont sur qp' ; ceux qui sortent le 30 décembre 1901 ont été soumis au risque pendant 364 jours ; leurs points représentatifs sont sur la droite $\alpha\beta$ et ainsi de suite.

Ainsi, la durée pendant laquelle chaque groupe d'individus sortis le même jour est resté soumis au risque décroît régulièrement, à mesure que la date de sortie est plus près du 1^{er} janvier 1900, c'est-à-dire à mesure que les droites telles que $\alpha\beta$ sont plus voisines de pq' .

D'autre part, pour un groupe quelconque de ces individus, $\alpha\beta$, par exemple, composé d'une série de sous-groupes d'âges différents représentés par $\alpha, \alpha' \dots \beta\beta$, la durée de risque dépend également du temps depuis lequel les individus du sous-groupe sont entrés dans leur vingt et unième année. Ce temps varie régulièrement depuis zéro, lorsque le sous-groupe tombe en α , jusqu'à des valeurs telles que $\alpha'\alpha''$, $\beta'\beta''$ et enfin un an, soit $\beta\pi$.

Pour un groupe tel que celui des individus représentés sur $\alpha\beta$, le nombre des décédés est donc égal au nombre des points mortuaires compris dans le triangle $\alpha\beta\pi$.

Par suite, le total des décès fournis par les émigrants sera représenté par les points mortuaires d'une suite de triangles égaux et superposés en retrait $qpp', \alpha\beta\pi \dots pq'q'$.

Mais, parmi ces points mortuaires, les uns appartiennent à l'année 1900 (par exemple pour les individus représentés sur $\beta\pi$, les points compris entre β et γ), les autres appartiennent à l'année 1899 (par exemple, pour les mêmes individus, les points compris entre γ et π). Il suffit de déterminer le nombre des points mortuaires correspondant à l'année 1900, c'est-à-dire compris dans le losange $pqp'q'$. Pour chaque groupe d'émigrés, la durée de risque est moins grande que si les individus du groupe étaient restés toute l'année soumis au risque et, si l'on admet que les dates d'émigration s'échelonnent régulièrement au cours de l'année, Böckh a établi que les décès survenus parmi les émigrés ne représentent que le tiers des décès qu'aurait produits le même nombre d'individus soumis au risque toute l'année⁽¹⁾.

Pour tenir compte de l'émigration dans le calcul du nombre des têtes d'un certain

1. L'emploi des représentations analytiques conduit rapidement au résultat.

Soit une émigration régulière de N individus âgés de vingt à vingt et un ans se produisant au cours de l'année 1900. Prenons pour origines des temps et des âges le 1^{er} janvier 1900 et l'âge de vingt ans, et cherchons combien de décès ont produits les N individus observés depuis le moment de leur entrée en observation jusqu'au moment de leur émigration. Considérons le groupe qui émigre à un certain moment de l'année 1900 compris entre t et $t + dt$. Ce groupe peut être décomposé en deux sous-groupes suivant que les individus sont entrés dans la période de risque le 1^{er} janvier 1900, à un âge compris entre vingt et vingt et un ans, ou qu'ils ont atteint l'âge de vingt ans à un moment quelconque de l'année 1900 antérieur à t .

Sur la figure 4, le premier est celui des individus entrant suivant pq' ; le second, celui des individus entrant suivant pq . Soit τ le taux de mortalité suppose invariable au cours de l'année.

Le premier sous-groupe est composé d'individus d'âges différents. Ceux dont l'âge est compris entre x et $x + dx$ donnent $N\tau dx$ décès à l'âge x et à chaque instant. Ils restent soumis au risque de mort du 1^{er} janvier 1900 au temps t et durant ce temps ; par conséquent, ils donneront $t \times N\tau dx$ décès.

Mais, en comptant à partir des origines indiquées plus haut, les individus du sous-groupe sont entrés le 1^{er} janvier 1900 à tous les âges compris entre 0 et $1 - t$ (l'âge limite étant 1 et le temps passé en 1900 étant t). Donc le sous-groupe produira, tous âges réunis, $N\tau t(1 - t)dt$ décès.

Quant au second sous-groupe, dont les membres atteignent vingt ans à un moment quelconque de l'année 1900, il est également composé d'éléments qui produisent à chaque instant et à chaque élément d'âge $N\tau dx$ décès ; totalisant ces décès pour la durée x pendant laquelle les individus d'âge x ont été

âge soumis au risque de mort pendant une année, il faut donc retrancher du nombre des vivants relevé le 1^{er} janvier le tiers du nombre des émigrés de même âge sortis au cours de l'année, indépendamment des corrections dont il a été question précédemment.

soumis au risque, on obtient comme nombre de décès fournis par le sous-groupe d'émigrés à l'instant compris entre t et $t + dt$ et à l'âge x la valeur $N\tau x dt dx$.

Intégrant pour tous les âges compris entre $x = 0$ et $x = t$, l'expression $N\tau \frac{t^2}{2} dt$ représente les décès fournis en 1900 par le second sous-groupe d'émigrés, depuis qu'ils ont eu vingt ans jusqu'à l'époque t .

Groupant maintenant les deux sous-groupes d'émigrés, le total des décès fournis en 1900 entre vingt et vingt et un ans par les individus émigrés entre t et $t + dt$ est égal à $N\tau \left[\frac{t^2}{2} dt + t(\tau - t) dt \right] = N\tau \times t \left(1 - \frac{t}{2} \right) dt$. Intégrant de 0 à 1 afin d'obtenir les décès de l'année entière, le nombre total est $N\tau \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{6} \right) = \frac{1}{3} N\tau$.

Dans le journal de la Société de statistique de Paris, numéro de juin 1903, M. Cauderlier a donné de cette formule une démonstration géométrique que l'on peut présenter ainsi :

Nous avons vu, sur la fig. 4, page 331 (*), que les décès fournis par les émigrants sont représentés par des points mortuaires contenus dans une série de triangles égaux et superposés en retrait, $qp p'$, $\alpha\beta\pi$, etc. Pour représenter ces triangles, supposons-leur une certaine épaisseur, figure 5.

Le premier triangle reste figuré en $qp p'$, le dernier $p'q'q''$ se trouve transporté parallèlement à lui-même à une certaine hauteur en $p''q''q'''$. Le nombre des points mortuaires distribués sur les triangles superposés devient le nombre des points mortuaires compris dans le prisme triangulaire $qp p' p''q''q'''$. Le plan $q''p''p'$ partage le prisme en deux parties : $q''p''p'q'p$ comprend les décès survenus en 1900 parmi les individus des deux générations 1879 et 1880 ; la pyramide $p''q''q'''$ comprend les décès survenus en 1899, parmi les individus de la génération 1880, entre le moment où ils entrent dans leur vingt et unième année et la fin de l'année 1899. Le nombre de décès représentés par cette pyramide est égal au nombre de décès représentés par la pyramide $p''p'q'p$, car celle-ci représente les décès produits par les individus de la génération 1880 entre le moment où ils ont vingt ans et la fin de l'année 1900. Les deux nombres sont égaux d'après l'hypothèse de l'égalité des générations successives qui sert de base au calcul (d'ailleurs les deux pyramides sont égales comme ayant même base et même hauteur).

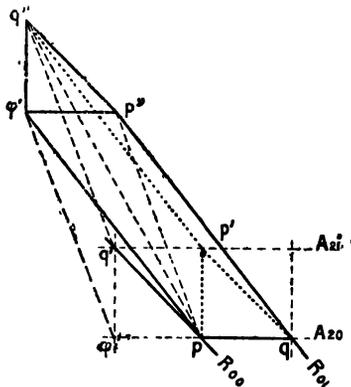


Fig. 5.

Quant à la partie $q''p''p'q'p$, qui comprend les points mortuaires des individus décédés en 1900 entre vingt et vingt et un ans, c'est-à-dire les points mortuaires se projetant sur l'ensemble des deux triangles $q'p p'$ et $qp p'$, elle se compose des deux pyramides égales comme ayant même base $p p' p''$ et des hauteurs égales respectivement à la longueur qui mesure une année.

Si nous coupons ces deux pyramides par des plans parallèles au plan $p p' p''$ et également distants de ce plan, la distance commune correspondant par exemple à un mois d'âge ou à un mois de durée, l'un de ces plans, celui qui coupe la pyramide $q'p p'p'$ comprend les points mortuaires des individus qui meurent en 1900 entre l'âge de vingt ans un mois et l'âge de vingt et un ans ; l'autre, celui qui coupe la pyramide $p''p'q'p$, comprend les points mortuaires des individus qui meurent en 1900, de vingt à vingt et un ans, entre le 1^{er} février et le 31 décembre 1900. L'égalité de ces deux nombres de décès s'appliquant à des durées de séjour égales soit dans l'âge, soit dans le temps, est une seconde hypothèse.

De ce qui précède, il résulte que le nombre des journées vécues par les émigrés entre l'âge de vingt ans, et le moment de leur sortie, au cours de l'année 1900, représenté par la partie $q'p'p'q'p$ du prisme, forme les deux tiers des journées représentées par le prisme entier. Or, nous avons vu que le nombre des décès subis par les individus sortis à une date quelconque était proportionnel à la surface d'un triangle tel que $\alpha\beta\pi$ (fig. 4). Si l'on prend l'année pour unité de temps, le nombre total des émigrés

(*) Voir numéro du Journal de septembre.

Si l'on se reporte au tableau de la page 329 et au tableau I, page 346, où les vivants sont classés par âge, on voit que, dans le cas dont nous nous occupons, la correction serait très faible à tous les âges. En la négligeant, l'erreur ne dépasse pas $\frac{1}{10\,000}$, dans le cas le plus défavorable.

VI. — DÉTERMINATION DES TAUX DE MORTALITÉ INFANTILE POUR LA PÉRIODE 1899-1903

La mortalité des enfants décroissant très rapidement, les calculs précédents ne pourraient s'appliquer avec une exactitude suffisante aux enfants de moins d'un an que si l'on prenait pour unité de temps une durée notablement inférieure à une année, le mois par exemple. Encore, pour le premier mois, serait-il nécessaire d'adopter le jour comme unité de temps.

Il serait donc utile : 1° que le recensement fit connaître le nombre des enfants nés au cours de chacun des mois de l'année 1900 et, pour le dernier mois de l'année écoulée, au cours de chacun des jours du mois ; 2° que la statistique des décès fournisse au moins le classement des décès par mois d'âge et par mois du calendrier pour les enfants âgés de plus d'un mois ; par jour d'âge et par jour du calendrier pour les enfants de moins d'un mois.

On ne possède pas ces détails. Au recensement, les enfants de chaque sexe nés en 1900 ou 1901 ont bien été classés suivant le mois de naissance, mais les décès ne sont classés par âge que pour l'ensemble des enfants de zéro à un an, sans distinguer le mois dans lequel ils sont nés et même sans distinction de sexe ; il est donc nécessaire de décomposer les nombres fournis par la statistique en se basant sur des hypothèses vraisemblables.

On a évalué d'abord le nombre des décès mensuels de garçons et de filles en partageant le nombre total des décès d'enfants de zéro à un an, au cours de chacun des mois de l'année considérée, proportionnellement aux nombres de décès de garçons et de filles de même âge enregistrés dans la même année.

Pour déterminer la répartition par âge des décédés de chaque mois, on a supposé que cette répartition est uniforme et la même que la répartition par âge des décédés dans tout le cours de l'année, laquelle est connue par sexe.

Moyennant ces hypothèses, on a pu évaluer le nombre des décédés de chaque âge au cours de chacun des mois des années 1898 à 1903. On dispose ainsi d'éléments analogues, le mois étant l'unité de temps, à ceux dont on s'est servi pour les décès de toute la population, l'année étant prise comme unité de temps.

Il est vrai que la statistique du mouvement de la population ne fait pas connaître le détail des âges, mois par mois, entre trois et douze mois ; elle ne donne de chiffres

de l'année étant N , un groupe d'émigrés sortant à une date correspondant à la largeur $\alpha\beta$, comptant $\frac{N}{365}$ individus, produit par conséquent $\frac{1}{2} \frac{N}{365} \times \mu$, μ étant le taux de mortalité.

La réunion des 365 groupes d'émigrés donnera donc $\frac{1}{2} N \mu$ décès. Ce sont les décès représentés par le volume du prisme. Et comme la part incombant à l'année 1900 correspond aux $\frac{2}{3}$ de ce volume, il en résulte que les émigrés n'interviennent dans le calcul du taux de mortalité que pour $\frac{1}{2} N \times \frac{2}{3} = \frac{N}{3}$, soit pour un tiers de leur nombre

qué par trimestre, mais on peut déterminer les chiffres mensuels à l'aide d'une interpolation graphique, suffisamment sûre, puisque les chiffres des trois premiers mois sont détaillés par mois et qu'au début du premier mois les chiffres sont donnés par périodes de cinq jours.

Pour déterminer les taux de mortalité, on part du chiffre des naissances. Bien que les statistiques actuelles ne détaillent par mois que l'ensemble des naissances sans distinction de sexe, on pourrait les décomposer par sexe, proportionnellement aux nombres de garçons et de filles nés au cours de l'année. Puis, opérant sur des périodes d'un mois comme on a opéré sur des périodes d'une année, dans les opérations applicables à la population de plus d'un an, on suivrait les effets de la mortalité sur les diverses générations mensuelles, comme on l'a fait pour les générations annuelles de la population totale.

Notre but étant d'obtenir des taux de mortalité par année, cette décomposition n'est pas nécessaire. Il suffit de former le tableau des décès par âge, mois par mois, en plaçant chaque nombre de décès en regard de la génération qui en a fourni au moins une partie.

Reprenons la représentation graphique qui nous a déjà servi. Sur la figure 6, les douze mois de l'année solaire considérée sont représentés par les surfaces comprises entre les verticales $G, G\dots$, et les douze mois d'âge de la première année par les surfaces comprises entre les horizontales $A, A\dots$. Par exemple, la génération née dans le mois de mars est représentée par le rectangle MM , les enfants de cette génération, lorsqu'ils arrivent à l'âge de trois à quatre mois, par le carré $abcd$. Les décès subis par ces enfants ne sont pas connus; on ne connaît que les décès observés au cours du mois de juin de l'année considérée parmi des individus âgés de trois à quatre mois, décès représentés par les points mortuaires compris dans le losange $abce$.

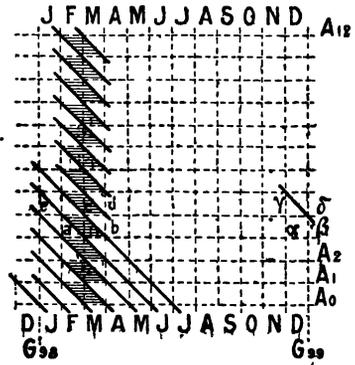


Fig. 6.

Les décès d'une même génération, aux âges successifs, ne sont donc déterminés qu'approximativement, par la connaissance du nombre des points mortuaires compris dans des séries de losanges (losanges hachurés) et observés au cours des mois successifs du calendrier.

Si l'on voulait déterminer un taux de mortalité pour chaque mois de l'année, il y aurait lieu de tenir compte de cette circonstance; comme il suffit de calculer un taux annuel, on a utilisé le nombre des vivants représentés par des points compris entre les verticales G_{00} et G_{99} et le nombre des décès représentés par les points mortuaires compris dans un parallélogramme ayant pour grand côté 12 fois $\alpha\beta$ et pour petit côté $\beta\gamma$. Or le nombre de ces points ne diffère du nombre des points contenus dans le rectangle construit sur le même grand côté que de la petite différence entre les nombres correspondant au triangle $\beta\gamma\delta$ et à son homologue à gauche de la figure. La surface de chacun de ces triangles n'est que le $1/24$ de l'une des surfaces comparées, parallélogramme et rectangle.

Du nombre des naissances de 1898, par exemple, on retranchera les décès de zéro à un mois survenus du 1^{er} janvier au 31 décembre 1898 et on obtiendra le nombre des survivants entrant dans leur second mois de vie en 1898. De ce nombre, on

retranchera les décès survenus à l'âge d'un à deux mois, entre le 1^{er} février 1898 et le 1^{er} février 1899, pour obtenir le nombre des survivants entrés dans leur troisième mois en 1898. En retranchant les décès survenus à l'âge de deux à trois mois, du 1^{er} mars 1898 au 1^{er} mars 1899, on obtiendra les survivants au début du quatrième mois d'âge et ainsi de suite.

On a dressé par ce moyen une table de survie de 1898 à 1903, les âges variant de mois en mois.

La table ainsi calculée fournit des taux de mortalité suffisamment exacts à partir de l'âge d'un mois, parce qu'à partir de cet âge on peut regarder la mortalité comme sensiblement constante dans le cours d'un mois.

Au contraire, de la naissance à un mois, la mortalité décroît rapidement et il faut opérer sur des périodes de temps plus courtes. Malheureusement les procédés qui viennent d'être appliqués au calcul de la mortalité annuelle ou de la mortalité mensuelle ne peuvent plus être employés, faute de statistique suffisamment détaillée. Les décès de l'année sont bien classés par catégories d'âge assez détaillées : 0 à 4 jours, 5 à 9 jours, 10 à 14 jours, 15 à 30 jours. Mais, pour l'application de la méthode, il faudrait que la chronologie des décès fût établie aussi en petits intervalles, ce qui n'est pas.

On est donc obligé de se contenter d'évaluer sommairement les survivants de chaque génération en retranchant du nombre des naissances de l'année le nombre des décès de 0 à 4 jours, puis ceux de 5 à 9, puis ceux de 6 à 10 et ainsi de suite, ce qui fournit approximativement le nombre de survivants aux divers âges parmi les nouveau-nés de l'année.

Si les données de la statistique des décès le permettaient, il serait utile de procéder à des calculs analogues pour déterminer l'effet de la mortalité durant la seconde année de vie. Pour calculer le nombre de têtes soumises au risque de mort pendant la seconde année de vie, nous avons ajouté au nombre des vivants de zéro à un an à la date du 1^{er} janvier la demi-somme des décès de zéro à un an l'année précédente. De plus, afin de tenir compte de la variation du taux de mortalité au cours de l'année, nous avons encore ajouté le $\frac{1}{25}$ de la différence entre les décès survenus aux âges zéro à un an et deux à trois ans. Cette correction a été calculée en faisant l'hypothèse

que le taux de mortalité décroît régulièrement au cours de trois âges successifs. Cette hypothèse, acceptable en général, ne l'est point pour l'âge de zéro à un an.

Représentons par les lignes verticales OZ , $1a$, $2b$, $3c$, les âges 0, 1, 2, 3 ans et, sur ces verticales, portons à partir de la base des longueurs proportionnelles aux taux de mortalité.

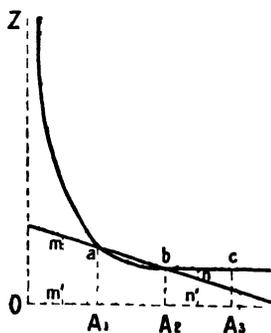


Fig. 7.

La correction à ajouter à la demi-somme des décès de zéro à un an était, comme nous l'avons vu, proportionnelle à la différence des taux de mortalité $A_1 a$, $A_2 b$ à un an et à deux ans, soit $\frac{1}{12} N \times (A_1 a - A_2 b)$. Ne connais-

sant pas les valeurs de ces taux de mortalité, nous avons admis que le nombre de décès fourni par l'expression précédente est la moitié de ce qu'aurait donné l'expression en y remplaçant $A_1 a$ et $A_2 b$ par les taux moyens mm' , nn' aux âges 0-1 an

et 2 à 3 ans, ce qui revenait à admettre que les points m et m' étaient situés soit sur la ligne ab , soit à égale distance de cette droite.

Or le point moyen m réel est sensiblement plus éloigné de la ligne ab que le point n , parce que la courbe des taux de mortalité s'élève brusquement quand on approche de la naissance.

On peut obtenir une valeur plus exacte de la correction en utilisant les résultats fournis par la première méthode, de la façon suivante.

Partons par exemple de l'année 1898. Nous connaissons les décès par mois des individus nés au cours de cette année. Ceux-ci parviennent en 1899 à la fin de leur première année de vie. Or, d'après le calcul des taux provisoires de mortalité pour l'âge d'un à deux ans, en 1899, les survivants à la première année de vie doivent perdre en un an 12 823 des leurs, soit en moyenne 1 069,6 par mois. Ceux qui survivent ensuite arrivent en 1900 à la fin de leur seconde année de vie ; d'après la loi de mortalité calculée provisoirement, ils perdront en un an 6 467 des leurs, soit 539 par mois. A l'aide de ces résultats, on peut construire la courbe des décès survenus de mois en mois dans la génération née en 1898 et, par interpolation graphique, mesurer sur la courbe les nombres de décès aux différents mois. On a obtenu ainsi pour les décès survenus aux différents mois d'âge dans la génération 1898 :

1 ^{er} mois.	1 900	4 ^e mois.	1 250	7 ^e mois.	900	10 ^e mois.	750
2 ^e —	1 650	5 ^e —	1 100	8 ^e —	820	11 ^e —	730
3 ^e —	1 420	6 ^e —	1 000	9 ^e —	780	12 ^e —	720

Ces décès se sont produits soit au cours de l'année 1899, soit au cours de l'année 1900. Pour trouver la part qui revient à l'année 1899, il suffit de prendre le $1/12$ des décès survenus dans le douzième mois d'âge, puis les $2/12$ des décès survenus au cours du onzième mois et ainsi de suite, jusqu'au premier mois d'âge, dont tous les décès seront portés au compte de 1899. Le total des décès ainsi calculés est 7 770. Si l'on se reporte au calcul qui a servi de base à l'établissement de la mortalité provisoire, on constate que le nombre des décès d'un à deux ans en 1899 avait été fixé au chiffre de 9 195, soit, ainsi qu'on l'avait prévu, à un chiffre trop élevé. En le réduisant à 7 770, le nombre de vivants soumis au risque devient 354 169 au lieu de 355 940 et le quotient de mortalité correspondant 3 620 au lieu de 3 605 (année 1899).

VII. — TABLES COMPLÈTES DE MORTALITÉ ET DE SURVIE DE LA POPULATION FRANÇAISE SUIVANT LE SEXE

Reprenons la représentation graphique dont nous avons déjà fait usage pour faciliter les raisonnements. Nous avons déterminé le nombre des vivants de chaque âge au 1^{er} janvier de chacune des années 1899 et 1903. Nous avons donc déterminé, sur la figure ci-contre, le nombre des lignes de vie qui coupent les diagonales $R_{90}, R_{00}, \dots, R_{04}$ entre les horizontales A_0, A_1, A_2, \dots , jusqu'à A_{105} .

On peut concevoir plusieurs sortes de tables de mortalité. Supposons d'abord que l'on observe pendant toute leur vie les N enfants nés en 1898 ; leurs lignes de vie partent

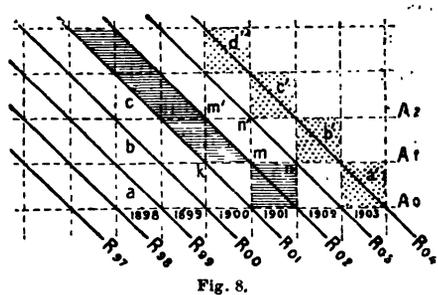


Fig. 8.

de la portion de A_0 marquée 1898 sur la figure 8. En retranchant de leur nombre le nombre M_1 des points mortuaires compris dans le carré a , on obtiendra le nombre des points d'intersection des lignes de vie de la génération considérée avec A_1 , c'est-à-dire le nombre S des survivants à l'entrée de leur première année. En divisant M_1 par N , on obtient un taux de mortalité qui représente la dime prélevée par la mort sur la masse des nouveau-nés, durant le premier âge.

Si, maintenant, du nombre S des survivants on retranche les décès représentés par les points mortuaires contenus dans le carré b , on obtient le nombre des survivants à la fin du second âge, d'où le taux de mortalité pendant le second âge et ainsi de suite. On reconnaît ici la méthode que nous avons appliquée à la recherche des taux de mortalité aux différentes fractions de la première année d'âge (¹). Poursuivi pour le cours ultérieur de la vie, le même mode de calcul ferait connaître la loi de mortalité de la génération née en 1898.

Dans les applications des tables de mortalité, on n'a généralement pas besoin de suivre une génération déterminée dans le cours du temps; on a plutôt besoin des taux *actuels* de mortalité à chaque âge, afin de mesurer les effets actuels de la mortalité parmi les survivants des générations successives. Ces taux actuels assurent une base plus solide aux prévisions.

Considérons, par exemple, l'année 1903, représentée sur la figure par l'espace compris entre les diagonales R_{00} , R_{04} . On veut déterminer les chances de mort aux divers âges à cette époque.

Comme tout à l'heure, si l'on considère les enfants nés en 1903, on obtiendra les survivants à la fin de la première année de vie en retranchant ceux qui sont morts de zéro à un an, c'est-à-dire le nombre des points mortuaires compris dans le carré a' ; mais ces enfants arrivent à la fin de leur première année de vie en 1904; ils ne doivent donc plus figurer dans le groupe des vivants à étudier en 1903. Considérons alors les enfants nés en 1902 et entrant dans leur seconde année de vie en 1903. Si de leur nombre S' on retranche les décès représentés par des points du carré b' , on obtiendra les survivants à la fin de la seconde année de vie, et en divisant b' par S' , on aura le coefficient de mortalité d'un à deux ans en 1903.

De même, pour trouver le coefficient à l'âge de deux à trois ans, on se servira des décès représentés dans le carré c' et ainsi de suite.

Telle est la méthode qui permet de déterminer les chances actuelles de mort aux différents âges.

Les éléments fournis par les statistiques françaises de l'état civil ne permettent pas d'appliquer rigoureusement cette méthode, et voici les résultats que nous avons obtenus.

Considérons l'année 1901 représentée par l'espace compris entre les diagonales R_{01} , R_{02} . Pour les enfants nés en 1901, nous avons déterminé les décès survenus successivement aux différentes fractions de la première année et nous avons obtenu les survivants à la fin de cette première année, représentés sur l'intervalle mn de A_1 . Les individus représentés sur mn ne peuvent servir à déterminer le taux de mortalité en 1901, on partira de ceux qui sont représentés sur km . Leur nombre a

1. Cette méthode, recommandée par Laplace, a reçu quelques applications, notamment en Bavière.

été obtenu de la façon suivante : le recensement a fait connaître le nombre des individus représentés sur mm' ; on y a ajouté le nombre évalué des points mortuaires compris dans le triangle kmm' .

Du nombre des individus représentés sur km , on devrait maintenant retrancher les décès représentés dans le carré $kmm'm'$ pour obtenir les survivants, à la fin de la deuxième année d'âge, des individus considérés au début de leur deuxième année. Le nombre de ces décès n'étant pas fourni par la statistique, on lui a substitué le nombre des décès représentés dans le losange $kmcm'$ et l'on a admis que le nombre des survivants en cm' de la génération 1899 était à peu près égal à la différence entre le nombre des survivants en mn de la génération 1900 et le nombre des décès survenus en 1901 à l'âge d'un à deux ans.

Les tables de mortalité applicables à l'année 1901 présentent les résultats de la comparaison entre les nombres de décès représentés dans la partie hachurée de la figure, comprise entre les diagonales R_{01} , R_{02} (décès par âge en 1901), et les vivants de chaque âge, entrant dans chaque âge en 1901 (points d'intersection des lignes de vie avec A_0 , A_1 , A_2 , etc., compris entre R_{01} et R_{02}). De même pour les autres tables exprimant les effets de la mortalité en 1898, 1899, 1900, 1902, 1903.

Ces tables n'ont point été reproduites ici (1). Sur chacune d'elles, on a calculé les quotients de mortalité par année, à partir d'un an. Puis on a divisé chaque quotient par 365 pour obtenir un taux moyen par jour comparable aux taux moyens journaliers calculés pendant le cours de la première année.

Enfin on a déterminé le nombre des survivants à chaque âge en supposant au point de départ une génération de 100 000 enfants nés vivants.

Bien entendu, chaque table de survie ainsi formée ne correspond à aucune génération réelle, puisque à un âge quelconque le taux de mortalité n'est pas le taux qui conviendrait à la génération suivie dans le cours du temps, mais bien le taux qui convient pour cet âge dans l'année considérée, 1901 par exemple, cette année restant la même pour tous les âges. La table permet de mesurer la chance *actuelle* qu'un individu d'âge donné survive à la fin de cet âge, quel que soit cet âge.

La chance de survie est déterminée avec d'autant plus de précision que le nombre des observations qui servent à en estimer la valeur est plus considérable. On sait en effet que la précision se mesure par une expression dont la grandeur est proportionnelle à la racine carrée du nombre des observations.

Afin d'augmenter cette précision, il sera donc utile de grouper les résultats de plusieurs années voisines, par exemple ceux des six années 1898 à 1903, ce qui augmentera la précision dans le rapport de $\sqrt{6}$ à 1, c'est-à-dire la rendra à peu près deux fois et demie plus grande. On peut, à cet effet, procéder de deux manières. Ou bien totaliser les décès des six années et en diviser le nombre par le nombre total de têtes soumises au risque (soit à peu près six fois le nombre des individus observés à chaque âge le 1^{er} janvier 1901). Ou bien, pour chaque âge, former la moyenne des quotients de mortalité correspondant aux six années 1898 à 1903. Ce dernier procédé fournit le meilleur résultat (2). Les quotients de mortalité à chaque âge,

1. On les trouvera dans le tome IV des *Résultats statistiques du recensement de 1901*, page 66.

2. En effet, si nous designons par P_1, P_2, \dots, P_6 les nombres de têtes soumises au risque au début de l'âge considéré et au cours de chacune des six années, par p_1, p_2, \dots, p_6 la probabilité de mort de

obtenus par ce calcul de moyennes, sont inscrits dans les colonnes 3 et 7 du tableau II ci-après. Les colonnes 2 et 6 renferment les nombres de survivants à chaque âge. Dans les colonnes 4 et 8 se trouvent des quotients moyens par jour, applicables par conséquent à la même durée, quel que soit l'âge. Les colonnes 3 et 9 contiennent les valeurs à chaque âge de l'espérance de vie ou *vie moyenne* (quotient du nombre d'années à vivre par le nombre des survivants).

Dans les colonnes 14 à 16 du tableau II ci-après, les quotients de mortalité calculés pour une génération de 100 000 personnes de l'un ou de l'autre sexe ont été appliqués à des générations dont l'effectif est supposé égal à 51 000 individus pour le sexe masculin et 49 000 individus pour le sexe féminin. Comme, de 1898 à 1903, 100 naissances d'enfants vivants se sont réparties en France entre 51 garçons et 49 filles, le tableau fait connaître le nombre de survivants à attendre d'une population formée par la naissance, dans les conditions actuelles de la natalité, de garçons et de filles soumis aux lois actuelles de la mortalité.

Si l'on suppose que chaque année voit se reproduire le même nombre de naissances, et que les coefficients de mortalité demeurent invariables, la population est dite stationnaire et l'on peut déterminer l'effectif de cette population théorique, à chaque âge, à un moment quelconque.

Reprenons la représentation graphique (fig. 2, page 312 [1]). En appliquant la table de mortalité à une génération constante, avec des quotients de mortalité constants, on se propose de déterminer le nombre des lignes de vie qui coupent une diagonale quelconque, R_{01} , par exemple, en admettant que les générations successives soient d'égale importance et que, dans les carrés successifs correspondant à un âge quelconque, le nombre des points mortuaires soit le même, quelle que soit la génération.

chacun des groupes de têtes pendant une année et par p la moyenne $\frac{1}{6}(p_1 + p_2 + \dots + p_6)$, d'après le théorème de Poisson, le nombre probable des décès pendant la période de six ans est égale à $p(P_1 + P_2 + \dots + P_6)$ avec l'erreur probable

$$(1) \quad 0,47 \sqrt{2 P_1 p_1 (1 - p_1) + P_2 p_2 (1 - p_2) + \dots + P_6 p_6 (1 - p_6)}$$

$$= 0,47 \sqrt{2 [P_1 p_1 + P_2 p_2 + \dots + P_6 p_6 - [P_1 p_1^2 + P_2 p_2^2 + \dots + P_6 p_6^2]].}$$

Si l'on avait groupé les six séries de têtes et les six séries de décès annuels en adoptant comme probabilité de mort la moyenne

$$\Pi = \frac{p_1 P_1 + p_2 P_2 + \dots + p_6 P_6}{P_1 + P_2 + \dots + P_6}$$

l'écart probable de cette valeur eût été

$$(2) \quad 0,47 \sqrt{2 (P_1 + P_2 + \dots + P_6) \frac{p_1 P_1 + \dots + p_6 P_6}{P_1 + P_2 + \dots + P_6} \left(1 - \frac{p_1 P_1 + \dots + p_6 P_6}{P_1 + \dots + P_6}\right)}$$

$$= 0,47 \sqrt{2 [p_1 P_1 + \dots + p_6 P_6 - \left(\frac{p_1 P_1 + \dots + p_6 P_6}{P_1 + \dots + P_6}\right)^2]}.$$

Comparons les deux expressions (1) et (2); elles ne diffèrent que par la partie soustractive. Or,

$$P_1 p_1^2 + \dots + P_6 p_6^2 - \left(\frac{p_1 P_1 + \dots + p_6 P_6}{P_1 + P_2 + \dots + P_6}\right)^2 = \frac{1}{P_1 + \dots + P_6} [P_1 P_2 (p_1 - p_2)^2 + \dots + P_5 P_6 (p_5 - p_6)^2]$$

est toujours positif; donc la partie soustractive de (1) est plus grande que celle de (2) et par suite la valeur de (1) est plus petite que celle de (2).

1. Voir numéro du Journal de septembre.

Or le nombre des lignes de vie qui rencontrent R_{01} entre p' et q par exemple est égal au nombre des lignes qui ont passé entre p et q , diminué du nombre des points mortuaires compris dans le triangle pqp' . En d'autres termes, le nombre des survivants âgés de 20 à 21 ans le 1^{er} janvier de l'année 1900 par exemple est égal au nombre des individus de la génération considérée, entrés dans leur 21^e année en 1900, moins ceux qui sont morts depuis cette entrée et avant le 1^{er} janvier.

Ce nombre n'est pas fourni par la table. Mais nous avons vu (page 316) que l'on pouvait lui substituer la moitié du nombre des décès survenus entre 20 et 21 ans (moitié des points mortuaires du carré $pqxq'$) à la condition d'y ajouter une correction. Cette correction est égale à $\frac{1}{12} (V_1 \tau_1 - V_2 \tau_2) t$, si τ_1, τ_2 désignent les taux de mortalité au début et à la fin de la période, V_1, V_2 les nombres de survivants aux mêmes époques, t la durée de la période mesurée d'après l'unité de temps suivant laquelle les taux τ_1, τ_2 sont déterminés. Les nombres de survivants sont fournis par la table ; quant aux taux τ_1, τ_2 , on les obtient approximativement en prenant les moyennes des quotients de mortalité calculés en moyenne par jour pour les périodes successives, quand ces périodes sont de même durée, en opérant un calcul de parties proportionnelles lorsque les périodes n'ont pas même durée.

Les chiffres de population portés dans les colonnes 14 à 16 du tableau II ont été déterminés par cette méthode.

L'examen de ces tables et du graphique annexé suggère diverses remarques. En comparant les quotients moyens calculés par jour, on remarque que le chiffre le plus élevé correspond à la période de 0 à 5 jours. Par exemple, sur 1 million de garçons nés vivants il en meurt 4187 par jour pendant les cinq premiers jours de l'existence. 4187 étant contenu à peu près 238 fois dans 1 000 000, on voit que, si la mortalité se maintenait au taux moyen des cinq premiers jours, aucun garçon n'atteindrait le 238^e jour ; tous mourraient bien avant, dans un délai qu'il serait facile de calculer.

A partir de la naissance, les quotients moyens de mortalité décroissent rapidement jusqu'à l'âge de 11 ans, puis ils augmentent d'abord lentement, avec un temps d'arrêt entre 22 et 28 ans, ensuite de plus en plus vite jusqu'à la fin de l'existence.

A tous les âges, sauf entre 6 et 16 ans, la mortalité masculine l'emporte sur la mortalité féminine et l'écart va en augmentant aux âges élevés. C'est ce qui explique que, malgré la supériorité du nombre des garçons nés vivants sur celui des filles nées vivantes, la population totale renferme toujours plus de femmes que d'hommes.

Le mouvement relativement rapide de la mortalité que l'on observe aux environs de la 20^e année, et qui est suivi d'un état stationnaire ou même décroissant, est plus accentué pour le sexe masculin que pour le sexe féminin.

Il est assez naturel de supposer que le service militaire n'est pas étranger à cette recrudescence de la mortalité masculine. Cependant, l'accélération de la mortalité aux environs de l'âge de la majorité est très considérable en Norvège, tandis qu'il est insensible en Prusse ; en outre, par rapport aux autres pays, la mortalité française de 20 à 30 ans semble plus défavorable que celle des autres nationalités, aussi bien pour le sexe féminin que pour le sexe masculin. Ces constatations

tendraient à démontrer que l'accélération momentanée de la mortalité à la fin de la période de croissance est principalement imputable à des causes physiologiques, telles que l'arrêt de la croissance, et aux causes professionnelles.

Aux environs de 85 ans, l'allure des courbes de mortalité présente un changement assez brusque. Si l'on se rappelle que le classement, par âge, des décès, à partir de 85 ans, ne résulte pas de l'observation directe, mais résulte d'une évaluation, dans l'hypothèse où la répartition proportionnelle de ces décès, de 1898 à 1902, serait la même que durant l'année moyenne 1903-1904, on s'explique l'irrégularité de la courbe au point où la méthode de calcul a été modifiée.

En raison de l'excès de la mortalité masculine sur la mortalité féminine, le rapport du nombre des survivants de sexe féminin au nombre des survivants de sexe masculin va toujours en augmentant ; il en est de même du rapport des valeurs de l'espérance de vie au même âge.

VIII — COMPARAISON DES TABLES DE MORTALITÉ CALCULÉES DANS DIFFÉRENTS PAYS

Dans le volume consacré au « Mouvement de la population de la France en 1904 » (1), on trouve en appendice une collection aussi complète que possible de tables de mortalité s'appliquant à des populations entières d'États ou de villes.

Pour comparer d'une manière commode les résultats renfermés dans ces tables, on peut faire usage de divers coefficients simples, tels que : taux moyens calculés par groupes d'âge, vie probable (durée après laquelle le nombre des survivants est réduit de moitié) ; espérance de vie ou vie moyenne (nombre d'années à vivre en moyenne par individu) et d'autres encore qu'il est facile d'imaginer. Nous donnerons quelques exemples de la comparaison de ces coefficients. Malheureusement, les tables relatives aux divers pays ne sont pas calculées suivant les mêmes méthodes ni avec la même précision, et surtout elles ne s'appliquent pas exactement à la même époque.

Sous le bénéfice de ces observations, le tableau ci-après (voir p. 341) renferme, pour chaque pays désigné et pour chaque sexe, les valeurs des taux moyens de mortalité entre les âges de 5 à 15 ans, de 20 à 30 ans, de 40 à 50 ans, de 70 à 80 ans.

En laissant hors de comparaison l'Inde, où les conditions de la mortalité sont exceptionnelles, on voit que dans la série des dix-sept autres pays ci-dessus désignés, classés suivant l'ordre de mortalité croissante à chaque âge, la France occupe, pour le sexe masculin : de 5 à 15 ans le 7^e rang, de 20 à 30 ans le 13^e, de 40 à 50 ans le 11^e, de 70 à 80 ans le 13^e ; pour le sexe féminin : de 5 à 15 ans le 7^e rang, de 20 à 30 ans le 12^e, de 40 à 50 ans le 8^e, de 70 à 80 ans le 10^e.

Aux âges élevés, le rang de notre pays est plus favorable pour le sexe féminin que pour le sexe masculin. Pour l'un ou l'autre sexe, la période de 20 à 30 ans est celle à laquelle correspond la place la plus désavantageuse.

1. *Statistique annuelle du mouvement de la population en 1904*, déjà citée, page 230.

Décès pour 100 000 habitants, à chaque âge.

PAYS	QUOTIENTS MOYENS DE MORTALITÉ							
	SEXE MASCULIN				SEXE FÉMININ			
	5 à 15 ans	20 à 30 ans	40 à 50 ans	70 à 80 ans	5 à 15 ans	20 à 30 ans	40 à 50 ans	70 à 80 ans
Angleterre et Galles (1881-1890)	342	625	1 346	10 522	313	611	1 234	9 143
Danemark (1895-1900)	345	556	1 040	8 644	397	506	831	7 557
Norvège (1891-1901)	431	1 001	1 012	6 942	465	674	886	6 230
Suède (1891-1901)	465	664	973	8 101	486	592	822	7 217
Finlande (1881-1890)	721	734	1 229	10 562	719	674	1 026	9 529
Autriche (1900-1901)	541	756	1 898	11 512	609	787	1 176	11 353
Suisse (1881-1888)	410	734	1 524	11 706	435	749	1 183	11 465
Empire allemand (1871-1881)	631	847	1 667	11 800	641	791	1 201	11 304
Prusse (1890-1891)	502	600	1 326	9 231	548	526	1 032	8 692
Saxe (1900)	241	483	1 373	11 421	256	539	897	10 117
Pays-Bas (1890-1899)	475	711	1 198	9 450	491	657	1 052	8 751
Belgique (1891-1900)	343	628	1 300	10 658	367	619	944	9 269
France (1898-1903)	376	751	1 348	10 740	411	720	1 004	9 296
Italie (1899-1902)	454	672	1 045	10 420	513	784	948	10 689
Nouvelle-Galles du Sud (1891)	290	563	1 284	9 369	250	489	1 029	9 590
Australie occidentale (1899-1902)	228	737	1 889	9 530	204	594	955	8 494
État de Massachusetts (1893-1897)	438	817	1 305	8 431	458	778	1 313	7 330
Inde (1901)	1 516	1 673	3 577	15 993	1 787	1 965	3 173	15 549

La comparaison précédente porte sur des âges particuliers. Si l'on calcule, pour chaque pays, et à divers âges, l'espérance de vie ou vie moyenne, on obtient des chiffres qui totalisent les effets de la mortalité au-dessus d'un certain âge, jusqu'à la mort.

Espérance de vie (vie moyenne) à divers âges (en années et fractions centésimales)

PAYS	SEXE MASCULIN						SEXE FÉMININ					
	à la naissance	à 10 ans	à 20 ans	à 30 ans	à 60 ans	à 80 ans	à la naissance	à 10 ans	à 20 ans	à 30 ans	à 60 ans	à 80 ans
Angleterre et Galles (1881-1890)	43,66	49,00	10,27	32,52	12,88	4,52	47,18	51,10	42,42	34,76	14,10	5,00
Danemark (1895-1900)	50,20	52,80	44,50	36,80	14,70	4,90	53,20	54,70	46,70	38,90	16,00	5,30
Norvège (1891-1901)	50,41	51,05	43,58	37,69	16,39	5,64	54,14	54,11	46,54	39,43	17,46	6,14
Suède (1891-1901)	50,94	52,79	44,75	37,50	15,44	4,88	53,67	54,61	46,76	39,31	16,56	5,40
Finlande (1881-1890)	41,40	49,30	11,50	31,30	13,20	4,50	44,20	50,90	43,30	36,00	14,30	5,00
Autriche (1900-1901)	37,58	48,92	40,74	33,51	13,04	4,60	40,08	49,18	41,36	34,30	13,24	4,64
Suisse (1881-1888)	43,29	47,92	39,58	32,21	12,37	4,20	45,70	44,98	40,97	34,76	12,72	4,24
Empire allemand (1871-1881)	35,58	46,51	38,45	31,41	12,11	4,10	38,45	46,18	40,19	35,07	12,71	4,22
Prusse (1890-1891)	42,07	49,95	41,53	33,09	13,03	4,18	45,84	52,04	44,27	36,42	14,01	4,71
Pays-Bas (1890-1899)	42,50	50,40	42,30	35,10	13,90	4,70	45,00	51,50	43,50	36,10	14,80	4,90
Belgique (1891-1900)	45,35	50,25	41,80	34,20	13,40	4,50	48,85	52,75	44,45	36,95	11,75	4,85
France (1898-1903)	45,74	49,75	41,53	34,35	13,81	1,87	49,13	52,08	44,02	36,93	15,08	5,38
Italie (1899-1902)	42,85	51,25	43,10	35,65	13,60	4,35	48,15	51,00	43,15	36,06	13,65	4,15
Nouvelle-Galles du Sud (1891)	49,60	50,89	42,16	34,30	13,60	5,00	52,90	53,89	44,46	36,42	14,51	5,04
Australie occidentale (1899-1902)	47,95	49,87	41,14	33,91	13,72	5,11	52,99	53,51	44,90	37,84	15,22	5,28
État de Massachusetts (1893-1897)	41,09	49,33	41,20	34,28	14,38	5,70	46,61	50,70	42,79	36,85	15,74	6,50
Inde (1901)	23,63	34,73	28,59	22,90	9,53	3,07	23,96	33,80	28,64	23,82	10,02	3,12

En classant les pays énumérés ci-dessus suivant la valeur décroissante de l'espérance de vie à chaque âge, on trouve que la France occupe en général le 6^e rang, sauf à 10 ans et à 20 ans, où elle passe au 8^e et au 10^e rang, et à 80 ans pour le sexe féminin, où elle occupe le 4^e rang.

Mais, comme nous l'avons fait remarquer, la mortalité ayant notablement baissé

depuis une vingtaine d'années, il est très regrettable que nous ne puissions effectuer la comparaison à l'aide de tables s'appliquant à peu près à la même époque, pour tous les pays.

Le calcul de la population que produirait un nombre constant de naissances annuelles, si cette population était soumise aux conditions de mortalité indiquées par les tables, fournit encore une bonne mesure de la résistance aux causes de mort.

Par exemple, on peut calculer le nombre d'hommes de 20 à 45 ans qui résulterait, en régime permanent, de la naissance de 100 garçons, chaque année, soumis ensuite à la loi de mortalité indiquée par la table ; ce nombre, que l'on pourrait appeler *coefficient de survie adulte masculine*, mesure les ressources en hommes adultes de la population considérée, défalcation faite du déchet dû à la mortalité.

Ce coefficient peut être calculé aisément pour la France à l'aide des chiffres contenus dans la colonne 15 du tableau II. Il est, d'ailleurs, peu différent du chiffre que l'on obtient en ajoutant aux survivants de 21 à 44 ans inscrits dans la colonne 2 du même tableau la demi-somme des survivants aux âges 20 et 45 ans. Le calcul effectué pour un certain nombre de pays fournit les chiffres ci-après :

Nombre d'hommes adultes de 20 à 45 ans, résultant de la naissance annuelle de 100 garçons nés vivants, soumis au cours de leur existence à la mortalité indiquée par la table

Danemark	(1895-1900)	1 852
Suède	(1891-1901)	1 777
Australie occidentale	(1899-1902)	1 754
Norvège	(1891-1901)	1 726
Belgique	(1891-1900)	1 657
France	(1898-1903)	1 650
Angleterre et Galles	(1881-1890)	1 624
Suisse	(1881-1888)	1 559
Pays-Bas	(1880-1889)	1 521
Italie	(1899-1902)	1 517
Prusse	(1890-1891)	1 512
Finlande	(1881-1890)	1 489
Autriche	(1900-1901)	1 357
Empire allemand	(1871-1881)	1 322
Inde	(1901)	895

Il est probable que si toutes les tables s'appliquaient à l'époque la plus récente, les pays dont les tables datent de quelques années fourniraient des coefficients plus élevés.

IX — COMPARAISON DES TABLES DE MORTALITÉ CALCULÉES EN FRANCE A DIFFÉRENTES ÉPOQUES

Les plus anciennes tables établies pour la population totale de la France sont celles de Demonferrand, calculées exclusivement d'après les décès de 1817 à 1831 (1).

Les premières tables calculées par comparaison des décès et des chiffres de popu-

1. *Journal de l'École polytechnique*, tome XVI, 1838.

lation à chaque âge sont celles du docteur Adolphe Bertillon. L'une d'elles résulte de la comparaison de la liste des décès de 1840 à 1859 et de la liste de population par âge, moyenne des recensements de 1851, 1856 et 1861. Le coefficient de mortalité à chaque âge est le rapport du nombre des décès au chiffre correspondant des vivants augmenté de la moitié des décès; une correction supplémentaire a été faite de 0 à 1 an et au-dessus de 75 ans pour tenir compte de la variation rapide de la mortalité à ces âges. Cette table donne les survivants année par année jusqu'à 5 ans, de 5 en 5 ans au delà (1).

Une autre table établie par le même auteur, année par année d'âge, à l'aide des décès de 1856 à 1865 et des recensements de 1856, 1861 et 1865, a été reproduite par Quetelet dans le *Bulletin de la Commission centrale de statistique de Belgique*, tome XIII, 1878.

Puis, table construite par le service de la statistique générale de la France d'après les décès enregistrés pendant cinq années et la population moyenne résultant des recensements de 1861 et 1866 (2). Le quotient de mortalité à chaque âge est simplement le rapport du nombre annuel moyen des décédés à celui des vivants $m = \frac{d}{p}$, mais les survivants à chaque âge ont été obtenus par la formule :

$$S_{n+5} = S_n \frac{2 - 5m}{2 + 5m}$$

Enfin, table construite par le service de la statistique générale de la France d'après les décès de la période 1877-1881 et les recensements de 1876 et 1881 (3). Les quotients de mortalité ont été calculés par le rapport du nombre de décès à la population du même âge augmentée de la moitié du nombre des décès.

Sauf celle calculée par le docteur Ad. Bertillon pour la période 1856-1865, ces tables ne font connaître les survivants et les quotients de mortalité que par périodes d'âge quinquennales.

Le tableau ci-après contient une série d'éléments comparatifs, correspondant aux diverses tables calculées pour la population française.

On y a ajouté, à titre documentaire, les valeurs de ces éléments dans quelques tables calculées pour des têtes choisies.

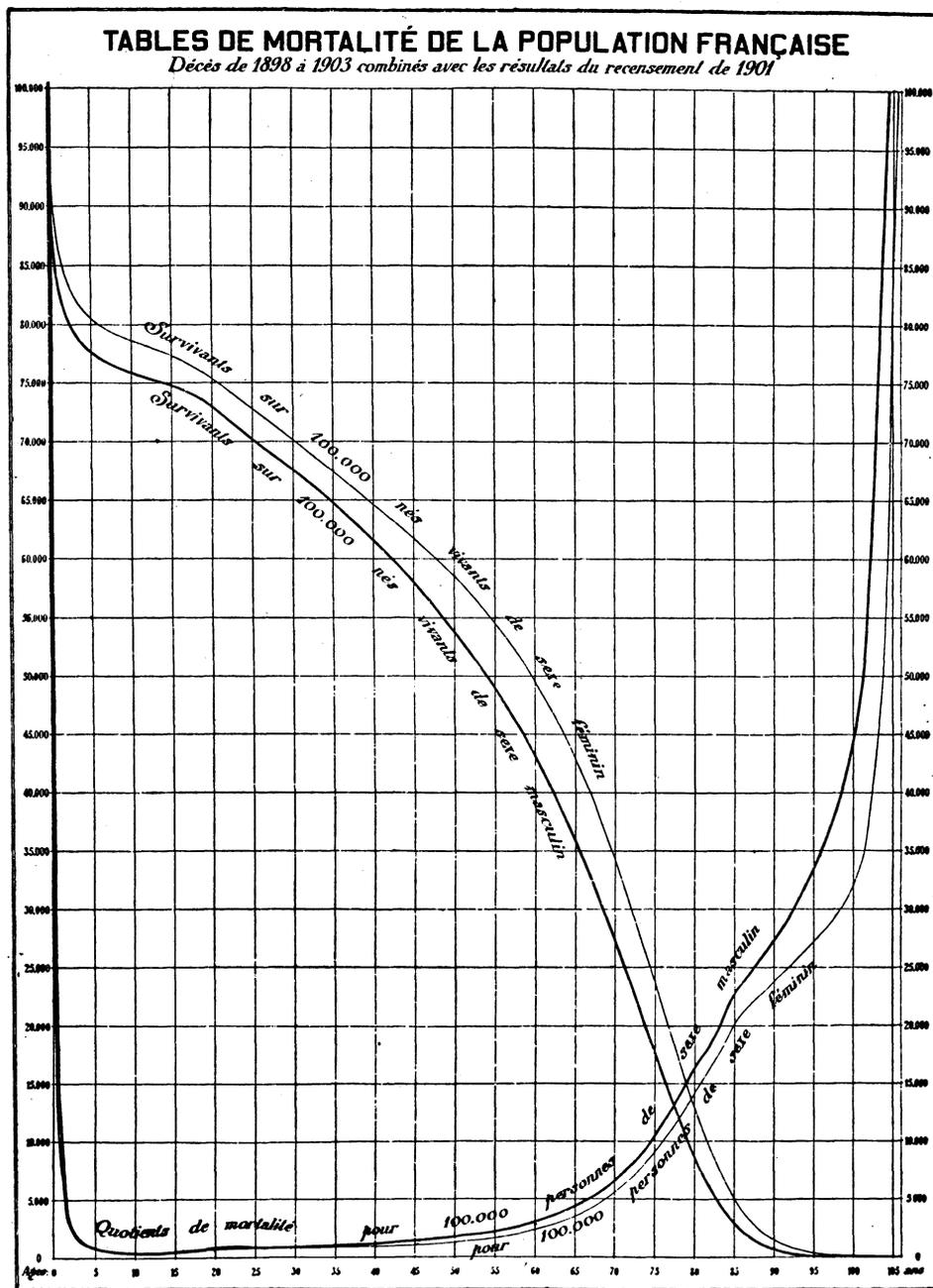
Nous nous bornerons ici à remarquer que la vie probable et l'espérance de vie ont augmenté à presque tous les âges et surtout, comme il est naturel, aux âges peu élevés.

Les deux chiffres inscrits dans la dernière colonne indiquent que 100 garçons mis au monde annuellement auraient produit 1 409 hommes de 20 à 45 ans dans les conditions de mortalité de la période 1856-1865, tandis que sous les conditions actuelles, le nombre d'hommes adultes serait de 1 650.

LUCIEN MARCH.

1. *Journal de la Société de statistique de Paris*, mars 1866, p. 61.
2. *Statistique de la France*, 2^e série, tome XVIII, mouvement de la population de 1861 à 1865, p. xci.
3. *Statistique annuelle du mouvement de la population en 1884*, p. xxxix.

TABLEAUX.



TABEAU I
VIVANTS ET DÉCÉDÉS DE SEXE MASCULIN EN 1900

ANNÉES DE NAISSANCE	AGES en ANNÉES	NOMBRE donne par LE RECENSEMENT du 24 mars 1901	PER-SONNES D'AGE non déclaré réparties	MILL-TAIRES, MARIÉS et trans-portés	ENSEMBLE des VIVANTS le 24 mars 1901	DÉCÉS du 1 ^{er} JANVIER au 24 MARS 1901	NOMBRE DES VIVANTS le 1 ^{er} JANVIER 1901		MOITIÉ DES DÉCÉS de l'année 1900 $\frac{1}{2}(d_n)$	$\frac{1}{25}$ de DIFFÉREN-ces de décès en 1900 $\frac{1}{25}(d_n - d_{n-1})$	NOMBRE de TIRES soumises au risque	DÉCÉS ANNÉE 1900	QUOTIENTS PROVI-SOIRS de mortalité
							BRUT	RECTIFIÉ					
1900	0	356 563	1 000	"	357 563	11 500	869 063	5 972	+	353 208	11 041	3 381	
1899	1	356 491	900	"	357 391	2 995	340 366	3 457	"	340 789	6 513	1 911	
1898	2	356 846	900	"	329 746	1 680	331 436	3 257	"	334 789	4 150	1 880	
1897	3	353 668	900	"	334 768	1 017	335 785	2 075	"	330 895	2 913	898	
1896	4	356 991	800	"	337 791	750	338 541	1 486	"	327 685	2 170	602	
1895	5	323 144	860	"	323 084	530	323 554	1 085	"	326 600	1 790	549	
1894	6	325 996	860	"	326 856	895	327 371	1 085	"	325 495	1 510	466	
1893	7	327 990	860	"	328 780	966	329 146	765	"	323 905	1 610	396	
1892	8	315 685	860	"	316 664	640	316 864	640	"	323 810	1 280	468	
1891	9	313 073	760	"	314 123	319	316 545	565	"	322 315	1 130	350	
1890	10	321 789	870	"	322 914	355	321 750	565	"	322 310	1 020	316	
1889	11	319 974	860	"	323 833	293	321 800	475	"	323 060	960	287	
1888	12	325 179	870	"	326 294	243	326 467	480	"	323 810	960	287	
1887	13	328 075	860	"	326 089	658	329 188	505	"	325 105	1 010	309	
1886	14	323 812	860	"	325 985	335	325 050	560	"	327 760	1 120	341	
1885	15	333 109	870	200	324 772	307	324 786	630	"	329 050	1 300	395	
1884	16	331 898	860	900	324 479	346	324 044	785	"	329 897	1 570	463	
1883	17	327 843	870	1 200	323 698	465	329 700	890	"	330 580	1 780	537	
1882	18	309 075	860	1 500	330 852	465	320 817	1 038	"	331 018	2 085	614	
1881	19	310 939	870	1 800	327 817	492	328 327	1 137	"	331 697	2 375	687	
1880	20	314 871	850	10 000	321 809	565	329 900	1 255	"	330 835	2 470	746	
1879	21	319 645	860	13 000	328 121	625	328 794	1 332	"	330 982	2 643	800	
1878	22	304 785	860	14 000	319 645	725	320 370	1 365	"	329 365	2 720	839	
1877	23	314 376	860	13 000	330 287	684	326 700	1 360	"	328 060	2 720	839	
1876	24	314 376	760	12 000	327 036	617	327 653	1 378	"	326 227	2 655	789	
1875	25	319 864	840	7 000	327 804	614	328 418	1 378	"	323 578	2 555	769	
1874	26	313 441	840	6 000	320 281	629	317 780	1 317	"	318 997	2 435	768	
1873	27	307 625	810	5 900	311 859	582	306 800	1 185	"	307 985	2 370	769	
1872	28	290 253	804	5 700	314 165	605	306 100	1 170	"	297 370	2 343	817	
1871	29	281 451	781	5 300	256 237	534	285 600	1 172	"	286 772	2 380	830	
1870	30	267 552	770	1 700	270 092	582	278 550	1 150	"	279 740	2 380	887	
1869	31	266 561	770	1 700	270 587	585	276 500	1 230	"	277 280	2 460	887	
1868	32	272 865	770	1 700	269 657	628	275 998	1 280	"	276 678	2 560	925	
1867	33	277 047	770	1 600	270 417	616	276 200	1 340	"	276 580	2 660	958	
1866	34	276 609	750	1 600	270 355	635	270 032	1 383	"	276 183	2 765	1 008	
1865	35	267 891	750	1 600	279 447	683	276 838	1 485	"	277 747	2 850	1 064	
1864	36	268 991	750	1 600	270 341	713	274 600	1 470	"	276 070	2 940	1 064	
1863	37	268 248	750	1 500	270 498	747	271 056	1 538	"	273 807	3 015	1 101	
1862	38	263 652	750	1 500	266 656	754	266 656	1 538	"	269 932	3 065	1 135	
1861	39	255 551	740	1 500	257 791	746	263 200	1 563	"	264 753	3 105	1 179	

1860	40	276 515	702	1 400	276 617	809	979 496	957 900	1 572	958 773	8 145	1 314									
1869	41	249 546	690	1 400	251 688	774	252 412	251 200	1 597	252 797	3 195	1 568									
1858	42	239 572	680	1 400	241 932	792	242 124	241 200	1 622	246 622	3 245	1 515									
1857	43	224 400	680	1 400	226 540	777	227 317	229 800	1 645	231 445	3 290	1 302									
1856	44	233 251	680	1 800	235 281	772	236 008	234 488	1 675	236 171	3 345	1 416									
1855	45	227 139	627	1 800	229 066	889	229 905	229 700	1 705	231 455	3 410	1 413									
1854	46	217 421	680	1 100	219 141	813	219 874	225 650	1 750	227 410	3 499	1 588									
1853	47	216 972	680	1 100	218 692	870	219 562	222 100	1 810	223 910	3 620	1 616									
1852	48	225 420	620	1 000	222 540	900	222 540	218 500	1 875	220 725	3 750	1 698									
1851	49	220 285	620	800	227 040	911	227 656	216 650	1 834	217 584	3 867	1 777									
1850	50	230 343	500	700	221 705	911	231 877	212 400	1 995	214 395	3 990	1 861									
1849	51	198 216	570	500	230 683	807	300 437	209 000	2 055	211 055	4 110	1 917									
1848	52	207 253	560	300	208 113	1 132	300 436	205 666	2 110	207 796	4 220	2 070									
1847	53	176 427	540	300	177 267	1 183	309 321	205 666	2 165	207 796	4 330	2 118									
1846	54	186 855	536	300	187 691	1 183	178 450	202 190	2 230	204 355	4 460	2 280									
1845	55	198 121	530	300	199 411	1 304	188 874	198 580	2 330	200 320	4 620	2 347									
1844	56	187 359	510	200	189 451	1 404	189 473	194 450	2 408	196 790	4 815	2 505									
1843	57	178 104	500	200	179 104	1 419	180 538	184 300	2 528	186 828	5 045	2 700									
1842	58	180 991	500	200	183 290	1 539	183 290	178 900	2 640	181 540	5 280	2 908									
1841	59	171 557	480	200	173 773	1 595	173 773	173 500	2 760	176 360	5 530	3 151									
1840	60	190 033	460	200	193 650	1 837	193 650	168 200	2 880	171 080	5 760	3 366									
1839	61	190 311	460	200	193 909	1 891	193 909	168 200	2 997	165 917	5 998	3 611									
1838	62	151 247	440	200	153 867	1 971	153 868	157 800	3 118	160 818	6 283	3 874									
1837	63	144 046	420	200	145 216	2 043	147 280	152 600	3 255	155 835	6 471	4 158									
1836	64	142 573	410	200	145 698	2 043	145 226	147 400	3 395	150 735	6 710	4 450									
1835	65	145 158	380	100	145 698	2 231	147 879	141 900	3 475	143 425	6 960	4 779									
1834	66	125 299	370	100	125 719	2 257	128 006	136 176	3 600	139 776	7 200	5 151									
1833	67	116 222	380	100	116 642	2 280	118 872	129 900	3 738	133 058	7 475	5 618									
1832	68	108 889	290	100	109 219	2 271	111 550	121 100	3 875	124 975	7 750	6 201									
1831	69	108 308	260	100	103 568	2 245	105 813	112 900	3 990	116 190	7 980	6 898									
1830	70	118 559	250	100	118 809	2 693	121 442	104 700	4 080	108 780	8 160	7 501									
1829	71	90 161	240	100	90 401	2 492	92 895	96 500	4 138	100 633	8 265	8 213									
1828	72	86 707	230	100	86 937	2 581	89 518	88 400	4 145	92 545	8 310	8 979									
1827	73	78 902	230	100	79 122	2 575	81 697	80 342	4 145	84 387	8 290	9 983									
1826	74	70 736	210	100	70 946	2 600	73 546	72 900	4 100	76 300	8 200	10 747									
1825	75	65 378	190	100	66 468	2 571	69 039	64 200	4 017	68 217	8 093	11 778									
1824	76	47 925	160	100	47 985	2 373	59 454	55 800	3 915	59 715	7 890	13 112									
1823	77	43 299	130	100	43 449	2 314	50 358	49 500	3 785	53 368	7 570	14 313									
1822	78	36 317	130	100	36 477	2 074	45 763	49 600	3 645	47 217	7 290	15 489									
1821	79	36 513	98	100	36 710	2 148	38 531	38 200	3 440	41 603	6 880	17 567									
1820	80	24 964	80	100	24 844	1 751	26 098	26 100	3 188	36 210	6 966	16 587									
1819	81	18 012	60	100	18 272	1 678	20 650	23 400	2 905	30 959	5 810	18 766									
1818	82	16 667	60	100	16 817	1 490	16 937	19 040	2 315	25 938	5 210	20 070									
1817	83	13 439	20	100	13 469	1 240	14 659	15 100	2 028	21 798	4 680	31 798									
1816	84	10 336	10	100	10 346	982	11 300	11 700	1 722	17 076	4 047	29 699									
1815	85	7 681	10	100	7 691	795	8 294	8 800	1 435	18 378	3 450	25 788									
1814	86	5 175	10	100	5 185	638	5 843	6 300	1 130	10 189	2 970	26 167									
1813	87	3 498	10	100	3 508	486	3 894	4 300	860	7 404	2 300	31 094									
1812	88	2 495	10	100	2 505	437	2 892	3 300	578	5 111	1 720	33 633									
1811	89	1 995	8	100	2 003	289	2 212	2 600	375	3 589	1 155	32 181									
1810	90	1 141	5	100	1 146	175	1 321	1 580	262	2 600	750	26 546									
1809	91	744	3	100	747	131	878	1 000	148	1 778	525	29 527									
1808	92	506	2	100	508	99	693	758	8	1 155	380	37 766									
1807	93	317	1	100	318	72	390	410	6	1 155	285	37 598									
1806	94	237	1	100	237	38	275	272	54	496	183	37 398									
1805	95	184	1	100	184	25	159	155	35	321	108	39 614									
1804	96	92	1	100	92	14	106	74	22	157 4	70	37 333									
1803	97	99	1	100	99	15	111	42	1,16	91 4	41	46 610									
1802	98	99	1	100	99	15	111	42	1,16	33 34	30	58 724									
TOTALS										18 771 863	51 117	187 000	18 959 970	115 340	19 075 310	*	*	*	*	*	*

TABEAU II
TABLES DE MORTALITÉ ET DE SURVIE DE LA POPULATION DE LA FRANCE
D'APRÈS LES RÉSULTATS DU RECENSEMENT DU 24 MARS 1901 COMBINÉS AVEC LES RELEVÉS DE L'ÉTAT CIVIL DE 1898 A 1903

AGES	P ^m (SEXE MASCULIN)					P ^f (SEXE FÉMININ)					P ^{mf} (POPULATION TOTALE)					POPULATION AUX DIFFÉRENTS ÂGES pour 100 000 NAISSANCES ANNUELLES		
	SURVI-VANTS sur 100 000 nés vivants	QUOTIENTS de mortalité		ESPÉ-RANCE DE VIE à chaque âge	SURVI-VANTS sur 100 000 nés vivants	QUOTIENTS de mortalité		ESPÉ-RANCE DE VIE à chaque âge	SURVI-VANTS sur 100 000 nés vivants	QUOTIENTS de mortalité		ESPÉ-RANCE DE VIE à chaque âge	Ensemble	Sexe masculin	Sexe féminin			
		par périodes pour 1 000	MOYENNE par jour pour 1 000 000			par périodes pour 1 000	MOYENNE par jour pour 1 000 000			par périodes pour 1 000	MOYENNE par jour pour 1 000 000							
0 jour	100 000	20,94	4,187	45,74	100 000	18,71	3,942	49,13	100 000	18,87	3,774	47,40	1 356	691	665			
1 jour	97 906	9,74	1,649	46,69	98 939	7,14	1,547	49,35	99 119	8,76	1,753	48,30	1 387	690	657			
10	96 952	9,23	1,545	47,11	97 588	7,17	1,483	50,27	96 124	8,22	1,643	48,71	1 381	685	652			
15	96 058	8,74	1,449	47,52	96 249	7,16	1,416	50,87	95 434	8,22	1,633	49,10	1 374	681	647			
1 mois	94 428	8,07	1,349	48,32	93 911	14,66	1,916	51,58	94 838	16,55	1,103	49,80	1 363	674	640			
2	93 741	7,52	1,259	48,93	93 011	16,11	1,587	52,15	93 140	18,11	1,034	50,12	1 352	670	636			
3	90 741	17,92	1,597	50,74	91 541	14,61	1,487	52,53	91 624	16,23	1,405	51,48	1 342	666	632			
4	88 445	13,54	1,451	50,74	91 541	10,78	1,359	52,52	90 508	12,36	1,268	52,02	1 332	662	628			
5	88 445	11,96	1,396	51,27	90 642	8,32	1,265	52,77	89 522	9,60	1,188	52,82	1 322	658	624			
6	87 532	11,34	1,344	51,72	89 841	8,10	1,215	52,82	88 638	8,74	1,131	53,32	1 312	654	620			
7	86 714	8,68	1,280	52,51	89 113	7,51	1,160	52,82	87 728	8,10	1,074	53,82	1 302	650	616			
8	85 901	7,89	1,226	52,51	87 836	6,66	1,109	52,82	86 539	7,38	1,017	54,32	1 292	646	612			
9	84 475	7,08	1,172	52,51	87 295	5,75	1,058	52,82	85 590	6,62	960	54,82	1 282	642	608			
10	84 143	6,31	1,119	52,51	86 811	5,66	1,005	52,82	85 445	6,25	907	55,32	1 272	638	604			
11	83 674	5,57	1,066	52,51	86 351	5,18	952	52,82	85 445	5,74	854	55,82	1 262	634	600			
12 ans	80 839	33,68	1,95	51,43	83 617	31,95	2,48	56,63	83 200	18,24	1,90	54,72	1 252	630	596			
13	79 310	11,91	1,33	51,43	82 150	11,33	1,25	56,63	80 701	11,75	1,50	55,24	1 242	626	592			
14	78 865	8,59	1,24	51,43	81 200	9,29	1,18	56,63	79 252	8,59	1,32	55,76	1 232	622	588			
15	77 692	7,89	1,191	51,43	79 974	8,37	1,12	56,63	77 803	7,89	1,25	56,28	1 222	618	584			
16	76 809	6,35	1,14	51,43	79 554	6,49	1,08	56,63	76 354	6,16	1,18	56,80	1 212	614	580			
17	76 478	5,06	1,12	51,39	79 199	5,26	1,14	54,11	75 905	5,16	1,14	57,32	1 202	610	576			
18	76 195	4,29	1,10	50,58	78 892	4,45	1,12	55,85	75 456	4,29	1,12	57,84	1 192	606	572			
19	75 944	3,70	1,08	50,58	78 616	3,88	1,11	55,85	75 007	3,59	1,10	58,36	1 182	602	568			
10	75 714	3,20	1,06	48,69	78 351	3,59	1,09	55,03	74 558	3,32	1,08	58,88	1 172	598	564			
11	75 484	2,86	1,04	48,08	78 086	3,33	1,07	55,03	74 109	3,04	1,06	59,40	1 162	594	560			
12	75 197	2,62	1,02	47,16	77 815	3,08	1,05	55,03	73 660	2,76	1,04	59,92	1 152	590	556			
13	75 285	2,91	1,04	46,08	77 544	3,34	1,07	55,03	73 211	3,09	1,06	60,44	1 142	586	552			
14	75 012	2,91	1,04	45,21	77 273	3,63	1,09	55,03	72 762	3,28	1,08	60,96	1 132	582	548			
15	74 812	3,25	1,10	44,62	77 008	4,03	1,14	55,03	72 313	3,62	1,12	61,48	1 122	578	544			
16	74 537	3,75	1,16	43,81	76 743	4,47	1,19	55,03	71 864	4,06	1,16	62,00	1 112	574	540			
17	74 311	4,37	1,24	43,81	76 478	4,89	1,24	46,33	71 415	4,52	1,21	62,52	1 102	570	536			
18	73 837	5,14	1,32	43,81	76 212	5,36	1,29	45,58	70 966	5,00	1,26	63,04	1 092	566	532			
19	73 416	6,10	1,41	43,27	75 999	5,95	1,35	44,83	70 517	5,47	1,31	63,56	1 082	562	528			
20	73 036	7,28	1,50	42,57	75 746	6,37	1,40	44,07	70 068	6,00	1,36	64,08	1 072	558	524			
21	72 636	8,69	1,59	41,58	75 493	7,03	1,46	43,27	69 619	6,52	1,41	64,60	1 062	554	520			
22	72 236	10,33	1,68	40,82	75 240	7,89	1,52	42,57	69 170	7,08	1,46	65,12	1 052	550	516			
23	71 836	12,33	1,77	40,82	74 987	8,88	1,58	41,82	68 721	7,61	1,51	65,64	1 042	546	512			
24	71 436	14,83	1,86	40,82	74 734	9,99	1,64	41,07	68 272	8,14	1,56	66,16	1 032	542	508			
25	71 036	17,83	1,95	39,82	74 481	11,14	1,70	40,32	67 823	8,67	1,61	66,68	1 022	538	504			
26	70 636	21,33	2,04	38,82	74 228	12,33	1,76	39,57	67 374	9,20	1,66	67,20	1 012	534	500			
27	70 236	25,33	2,13	37,82	73 975	13,52	1,82	38,82	66 925	9,73	1,71	67,72	1 002	530	496			
28	69 836	29,83	2,22	36,82	73 722	14,71	1,88	38,07	66 476	10,26	1,76	68,24	992	526	492			
29	69 436	34,83	2,31	35,82	73 469	15,90	1,94	37,32	66 027	10,79	1,81	68,76	982	522	488			
30	69 036	40,33	2,40	34,82	73 216	17,09	1,99	36,57	65 578	11,32	1,86	69,28	972	518	484			
31	68 636	46,33	2,49	33,82	72 963	18,28	2,05	35,82	65 129	11,85	1,91	69,80	962	514	480			
32	68 236	52,83	2,58	32,82	72 710	19,47	2,10	35,07	64 680	12,38	1,96	70,32	952	510	476			
33	67 836	59,83	2,67	31,82	72 457	20,66	2,16	34,32	64 231	12,91	2,01	70,84	942	506	472			
34	67 436	67,33	2,76	30,82	72 204	21,85	2,21	33,57	63 782	13,44	2,06	71,36	932	502	468			
35	67 036	75,33	2,85	29,82	71 951	23,04	2,27	32,82	63 333	13,97	2,11	71,88	922	498	464			

36	64,288	9,426	26	66,825	8,200	22	93,556	65,499	34	81,398	65,791	32,914	38,871
37	68,601	10,059	27	62,209	8,522	23	71,856	64,907	35	80,716	65,209	38,133	43,097
38	69,810	10,579	28	65,147	8,556	24	69,305	63,697	36	80,385	65,002	39,275	45,353
39	63,641	9,74	29	60,583	8,955	25	30,395	63,697	37	62,111	63,390	31,781	37,504
40	80,960	11,04	30	64,015	9,96	26	28,850	62,457	38	72,688	62,770	31,265	30,942
41	81,941	11,94	31	65,441	9,18	27	28,111	61,819	39	76,981	62,139	30,914	30,658
42	59,541	12,46	32	62,859	9,44	28	27,36	60,693	40	78,595	60,693	29,719	36,574
43	58,759	13,03	33	60,343	9,71	29	26,96	59,894	41	79,449	60,486	30,060	30,681
44	59,933	13,69	34	58,861	9,97	30	26,86	58,861	42	77,77	58,861	29,590	30,092
45	58,432	14,26	35	57,57	10,39	31	25,11	57,57	43	74,77	57,57	28,754	28,754
46	54,711	15,94	36	54,319	10,59	32	24,96	54,319	44	72,05	54,319	28,500	28,500
47	55,586	16,36	37	52,78	10,89	33	23,82	52,78	45	72,63	52,78	28,439	28,439
48	54,711	17,02	38	50,757	11,53	34	22,88	50,757	46	71,31	50,757	28,114	28,114
49	53,818	17,73	39	49,084	12,44	35	22,14	49,084	47	71,52	49,084	28,490	28,490
50	52,908	18,48	40	47,559	13,10	36	21,88	47,559	48	71,33	47,559	28,067	28,067
51	51,965	19,31	41	46,094	13,80	37	21,41	46,094	49	70,83	46,094	27,917	27,917
52	51,005	20,32	42	44,532	14,56	38	20,82	44,532	50	70,22	44,532	27,765	27,765
53	49,030	21,53	43	42,829	15,37	39	20,26	42,829	51	69,59	42,829	27,609	27,609
54	47,949	22,99	44	41,187	16,22	40	19,73	41,187	52	68,96	41,187	27,453	27,453
55	46,817	24,59	45	39,565	17,11	41	18,52	39,565	53	68,33	39,565	27,297	27,297
56	45,685	26,22	46	37,943	18,06	42	17,51	37,943	54	67,70	37,943	27,141	27,141
57	44,553	27,86	47	36,321	19,07	43	16,40	36,321	55	67,07	36,321	26,985	26,985
58	43,421	29,52	48	34,700	20,14	44	15,41	34,700	56	66,44	34,700	26,829	26,829
59	42,289	31,19	49	33,078	21,24	45	14,43	33,078	57	65,81	33,078	26,673	26,673
60	41,157	32,86	50	31,456	22,36	46	13,48	31,456	58	65,18	31,456	26,517	26,517
61	40,025	34,53	51	29,834	23,49	47	12,55	29,834	59	64,55	29,834	26,361	26,361
62	38,893	36,20	52	28,212	24,64	48	11,64	28,212	60	63,92	28,212	26,205	26,205
63	37,761	37,87	53	26,590	25,80	49	10,75	26,590	61	63,29	26,590	26,049	26,049
64	36,629	39,54	54	25,000	26,97	50	9,88	25,000	62	62,66	25,000	25,893	25,893
65	35,497	41,21	55	23,410	28,15	51	9,03	23,410	63	62,03	23,410	25,737	25,737
66	34,365	42,88	56	21,820	29,34	52	8,18	21,820	64	61,40	21,820	25,581	25,581
67	33,233	44,55	57	20,230	30,54	53	7,35	20,230	65	60,77	20,230	25,425	25,425
68	32,101	46,22	58	18,640	31,75	54	6,53	18,640	66	60,14	18,640	25,269	25,269
69	30,969	47,89	59	17,050	32,96	55	5,72	17,050	67	59,51	17,050	25,113	25,113
70	29,837	49,56	60	15,460	34,17	56	4,92	15,460	68	58,88	15,460	24,957	24,957
71	28,705	51,23	61	13,870	35,38	57	4,13	13,870	69	58,25	13,870	24,801	24,801
72	27,573	52,90	62	12,280	36,59	58	3,35	12,280	70	57,62	12,280	24,645	24,645
73	26,441	54,57	63	10,690	37,80	59	2,57	10,690	71	56,99	10,690	24,489	24,489
74	25,309	56,24	64	9,100	39,01	60	1,79	9,100	72	56,36	9,100	24,333	24,333
75	24,177	57,91	65	7,510	40,22	61	1,03	7,510	73	55,73	7,510	24,177	24,177
76	23,045	59,58	66	5,920	41,43	62	0,26	5,920	74	55,10	5,920	24,021	24,021
77	21,913	61,25	67	4,330	42,64	63	-0,51	4,330	75	54,47	4,330	23,865	23,865
78	20,781	62,92	68	2,740	43,85	64	-1,26	2,740	76	53,84	2,740	23,709	23,709
79	19,649	64,59	69	1,150	45,06	65	-2,01	1,150	77	53,21	1,150	23,553	23,553
80	18,517	66,26	70	-50	46,27	66	-2,76	-50	78	52,58	-50	23,397	23,397
81	17,385	67,93	71	-110	47,48	67	-3,51	-110	79	51,95	-110	23,241	23,241
82	16,253	69,60	72	-170	48,69	68	-4,26	-170	80	51,32	-170	23,085	23,085
83	15,121	71,27	73	-230	49,90	69	-5,01	-230	81	50,69	-230	22,929	22,929
84	13,989	72,94	74	-290	51,11	70	-5,76	-290	82	50,06	-290	22,773	22,773
85	12,857	74,61	75	-350	52,32	71	-6,51	-350	83	49,43	-350	22,617	22,617
86	11,725	76,28	76	-410	53,53	72	-7,26	-410	84	48,80	-410	22,461	22,461
87	10,593	77,95	77	-470	54,74	73	-8,01	-470	85	48,17	-470	22,305	22,305
88	9,461	79,62	78	-530	55,95	74	-8,76	-530	86	47,54	-530	22,149	22,149
89	8,329	81,29	79	-590	57,16	75	-9,51	-590	87	46,91	-590	21,993	21,993
90	7,197	82,96	80	-650	58,37	76	-10,26	-650	88	46,28	-650	21,837	21,837
91	6,065	84,63	81	-710	59,58	77	-11,01	-710	89	45,65	-710	21,681	21,681
92	4,933	86,30	82	-770	60,79	78	-11,76	-770	90	45,02	-770	21,525	21,525
93	3,801	87,97	83	-830	62,00	79	-12,51	-830	91	44,39	-830	21,369	21,369
94	2,669	89,64	84	-890	63,21	80	-13,26	-890	92	43,76	-890	21,213	21,213
95	1,537	91,31	85	-950	64,42	81	-14,01	-950	93	43,13	-950	21,057	21,057
96	40	92,98	86	-1,010	65,63	82	-14,76	-1,010	94	42,50	-1,010	20,901	20,901
97	0	94,65	87	-1,070	66,84	83	-15,51	-1,070	95	41,87	-1,070	20,745	20,745
98	0	96,32	88	-1,130	68,05	84	-16,26	-1,130	96	41,24	-1,130	20,589	20,589
99	0	98,00	89	-1,190	69,26	85	-17,01	-1,190	97	40,61	-1,190	20,433	20,433
100	0	99,67	90	-1,250	70,47	86	-17,76	-1,250	98	40,00	-1,250	20,277	20,277
101	0	101,35	91	-1,310	71,68	87	-18,51	-1,310	99	39,37	-1,310	20,121	20,121
102	0	103,02	92	-1,370	72,89	88	-19,26	-1,370	100	38,74	-1,370	19,965	19,965
103	0	104,70	93	-1,430	74,10	89	-20,01	-1,430	101	38,11	-1,430	19,809	19,809
104	0	106,37	94	-1,490	75,31	90	-20,76	-1,490	102	37,48	-1,490	19,653	19,653
105	0	108,05	95	-1,550	76,52	91	-21,51	-1,550	103	36,85	-1,550	19,497	19,497
106	0	109,72	96	-1,610	77,73	92	-22,26	-1,610	104	36,22	-1,610	19,341	19,341
107	0	111,40	97	-1,670	78,94	93	-23,01	-1,670	105	35,59	-1,670	19,185	19,185
108	0	113,08	98	-1,730	80,15	94	-23,76	-1,730	106	34,96	-1,730	19,029	19,029
109	0	114,75	99	-1,790	81,36	95	-24,51	-1,790	107	34,33	-1,790	18,873	18,873
110	0	116,43	100	-1,850	82,57	96	-25,26	-1,850	108	33,70	-1,850	18,717	18,717
111	0	118,11	101	-1,910	83,78	97	-26,01	-1,910	109	33,07	-1,910	18,561	18,561
112	0	119,79	102	-1,970	84,99	98	-26,76	-1,970	110	32,44	-1,970	18,405	18,405
113	0	121,47	103	-2,030	86,20	99	-27,51	-2,030	111	31,81	-2,030	18,249	18,249
114	0	123,15	104	-2,090	87,41	100	-28,26	-2,090	112	31,18	-2,090	18,093	18,093
115	0	124,83	105	-2,150	88,62	101	-29,01	-2,150	113	30,55	-2,150	17,937	17,937
116	0	126,51	106	-2,210	89,83	102	-29,76	-2,210	114	30,00	-2,210	17,781	17,781
117	0	128,19	107	-2,270	91,04	103	-30,51	-2,270	115	29,37	-2,270	17,625	17,625
118	0	129,87	108	-2,330	92,25	104	-31,26	-2,330	116	28,74	-2,330	17,469	17,469
119	0	131,55	109	-2,390	93,46	105	-32,01	-2,390	117	28,11	-2,390	17,313	17,313
120	0	133,23	110	-2,450	94,67	106	-32,76	-2,450	118	27,48	-2,450	17,157	17,157
121	0	134,91	111	-2,510	95,88	107	-33,51	-2,510	119	26,85	-2,510	17,001	17,001
122	0	136,59	112	-2,570	97,09	108	-34,26	-2,570	120	26,22	-2,570	16,845	16,845
123	0	138,27	113	-2,630	98,30	109	-35,01	-2,630	121	25,59	-2,630	16,689	16,689
124	0	139,95	114	-2,690	99,51	110	-35,76	-2,690	122	24,96	-2,690	16,533	16,533
125	0	141,63	115	-2,750	100,72	111	-36,51	-2,750	123	24,33	-2,750	16,377	16,377
126	0	143,31	116	-2,810	101,93	112	-37,26	-2,810	124	23,70	-2,810	16,221	1