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>

JOURNAL

DE LA

SOCIÉTÉ DE STATISTIQUE DE PARIS

Nº 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 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 ([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 1er 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, 1901, 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 1er 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 1er janvier 1902, en partant du nombre des vivants à la date du 1er 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 1er 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 1er 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 1er janvier 1902, on *retranchera* du nombre des vivants de dix-neuf à vingt ans, le 1er 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 1er janvier 1900, on *ajoutera* au nombre des vivants de vingt à vingt et un ans, le 1er 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 1er janvier 1900, par δ le nombre des points mortuaires compris dans le triangle pqp', le quotient de mortalité calculé approximativement est $\dfrac{d'+\delta}{N+\dfrac{d'+\delta}{2}}$ au lieu de $\dfrac{d+\delta}{N+\dfrac{d+\delta}{2}}$. La différence est de l'ordre $\dfrac{d-d'}{N}$ 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 $\dfrac{D-D'}{2N}$.

Or, de 1898 à 1903, le rapport moyen du nombre des décès au chiffre de la population, tous âges réunis $\dfrac{\Sigma D}{\Sigma N}$, a varié au maximum de $\dfrac{18}{10\,000}$ entre une année et la suivante. L'erreur commise est donc inférieure à $\dfrac{1}{1\,000}$. 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 mortalité 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 supposerons 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
Sexe masculin																				
Au total.	5 300	108	171	239	415	614	694	538	510	489	414	335	268	208	110	87	46	18	5	1
Par annee d'âge . .	»	22	34	48	81	123	139	108	102	98	82	67	54	42	28	18	9	4	1	»
Sexe féminin																				
Au total.	4 700	111	167	227	388	588	619	462	426	390	316	279	235	189	134	90	50	24	8	2
Par annee 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 modificrait le nombre des vivants correspondant que d'une quantité inférieure à 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 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 $\left[\text{erreur inférieure à } \frac{1}{7\,000}\right]$ par la correction de l'émigration effectuée sur les nombres de vivants au 1er 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 $pqp'q'$. 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

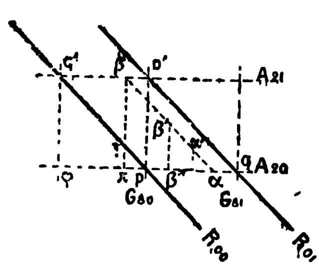

Fig 4.

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 1er 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 α, $\alpha' \ldots \beta'\beta$, 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', $\alpha\beta\pi \ldots pq'\varphi$.

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 1er 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 decomposé en deux sous-groupes suivant que les individus sont entrés dans la periode de risque le 1er 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 $N\tau dt dx$ décès à l'âge x et à chaque instant. Ils restent soumis au risque de mort du 1er janvier 1900 au temps t et durant ce temps ; par consequent, ils donneront $t \times N\tau dt dx$ décès.

Mais, en comptant à partir des origines indiquees plus haut, les individus du sous-groupe sont entrés le 1er janvier 1900 à tous les âges compris entre 0 et $1 - t$ (l'âge limite étant 1 et le temps passe en 1900 etant t). Donc le sous-groupe produira, tous âges reunis, $N\tau t(1 - t) dt$ 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'eléments qui produisent à chaque instant et à chaque élément d'âge $N\tau dt dx$ décès ; totalisant ces decès pour la durée x pendant laquelle les individus d'âge x ont été

âge soumises au risque de mort pendant une année, il faut donc retrancher du nombre des vivants relevé le 1er 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 $x = o$ 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, qpp', $\alpha\beta\pi$, etc. Pour représenter ces triangles, supposons-leur une certaine épaisseur, figure 5.

Le premier triangle reste figuré en pqp', le dernier $pq'\varphi$ se trouve transporté parallèlement à lui-même à une certaine hauteur en $p''q''\varphi''$. Le nombre des points mortuaires distribués sur les triangles superposés devient le nombre des points mortuaires compris dans le prisme triangulaire $pqp'\,p''q''\varphi''$. Le plan $q''p''p$ partage le prisme en deux parties : $q''p''p'qp$ comprend les décès survenus en 1900 parmi les individus des deux générations 1879 et 1880; la pyramide $p''q'\varphi''p$ 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 des décès représentés par cette pyramide est égal au nombre des décès représentés par la pyramide $p''p'qp$, 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).

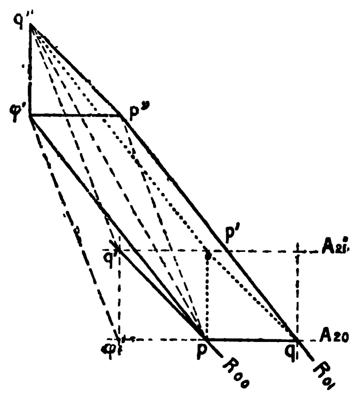

Fig. 5.

Quant à la partie $q''p''p'pq$, 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 $q'pp'$ et pqp', elle se compose des deux pyramides égales comme ayant même base $pp'p''$ et des hauteurs égales respectivement à la longueur qui mesure une année.

Si nous coupons ces deux pyramides par des plans parallèles au plan $pp'p''$ 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 $q'pp'p'$ 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 $p''pp'q$, comprend les points mortuaires des individus qui meurent en 1900, de vingt à vingt et un ans, entre le 1er 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 $q\,p''pqp'$ 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 $\frac{1}{10000}$ 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 fît 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 fournît 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 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.

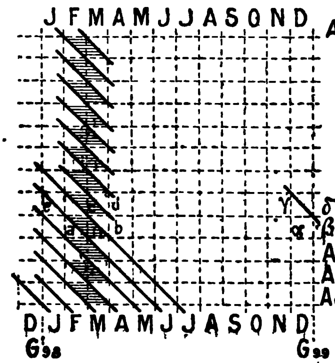

Fig. 6.

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..., et les douze mois d'âge de la première année par les surfaces comprises entre les horizontales A, A... 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*.

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_{98} 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 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 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.

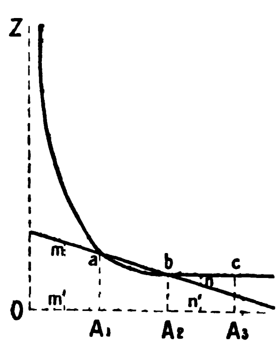

Fig. 7.

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.

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_1a, A_2b à un an et à deux ans, soit $\frac{1}{12} N \times (A_1a - A_2b)$. Ne connaissant 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_1a et A_2b 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 :

1er mois.	1 900	4e mois.	1 250	7e mois.	900	10e mois.	750
2e —	1 650	5e —	1 100	8e —	820	11e —	730
3e —	1 420	6e —	1 000	9e —	780	12e —	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 1er 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_{99}, R_{00},... R_{04} entre les horizontales A_0, A_1, A_2, etc., jusqu'à A_{105}.

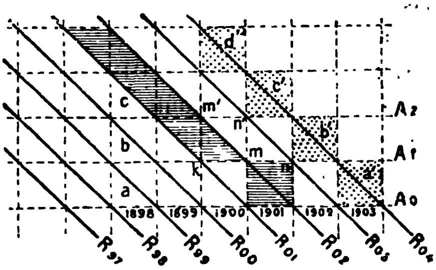

Fig. 8.

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 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 dîme 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_{03}, 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 $kmn'm'$ 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 1er 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 désignons par $P_1, P_2, \cdots P_6$ les nombres de têtes soumises au risque au début de l'âge considéré et au cours de chacune des six années, par $p_1, p_2 \cdots p_6$ 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 $\frac{1}{6}(p_1 + p_2 + \cdots + p_6)$, d'après le théorème de Poisson, le nombre probable des décès pendant la période de six ans est égale à $p\,(P_1 + P_2 + \cdots + P_6)$ avec l'erreur probable

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

$$(1) \qquad = 0,47\sqrt{2\,[P_1 p_1 + P_2 p_2 + \cdots + P_6 p_6 - [P_1 p_1^2 + P_2 p_2^2 + \cdots + P_6 p_6^2]}.$$

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

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

l'écart probable de cette valeur eût été

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

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

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

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

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 1er 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 1er 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 $pqxp'$) 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 4 187 par jour pendant les cinq premiers jours de l'existence. 4 187 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 7e rang, de 20 à 30 ans le 13e, de 40 à 50 ans le 11e, de 70 à 80 ans le 13e; pour le sexe féminin : de 5 à 15 ans le 7e rang, de 20 à 30 ans le 12e, de 40 à 50 ans le 8e, de 70 à 80 ans le 10e.

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 a 50 ans	70 a 80 ans	5 a 15 ans	20 à 30 ans	40 à 50 ans	70 à 80 ans
Angleterre et Galles (1881-1890)	342	625	1 546	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	1 398	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 (1880-1889).	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	724	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	1 389	9 530	204	594	955	8 494
État de Massachusetts (1893-1897) . . .	438	817	1 305	8 431	458	778	1 213	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					
	A la naissance	A 10 ans	A 20 ans	A 30 ans	A 60 ans	A 80 ans	A la naissance	A 10 ans	A 20 ans	A 30 ans	A 60 ans	A 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	41,50	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	48,98	40,97	33,76	12,72	4,24
Empire allemand (1871-1881)	35,58	46,51	38,45	31,41	12,11	4,10	38,45	48,18	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 (1880-1889)	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	52,03	44,02	36,93	15,08	5,38
Italie (1899-1902).	42,85	51,25	43,10	35,65	13,60	4,35	43,15	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	53,39	44,46	36,42	14,51	5,04
Australie occidentale (1899-1902) . . .	47,85	49,87	41,14	33,91	13,72	5,11	52,99	53,51	44,90	37,34	15,22	5,28
État de Massachusetts (1893-1897) . . .	44,09	19,33	41,20	34,28	14,38	5,70	46,61	50,70	42,79	35,85	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 6e rang, sauf à 10 ans et à 20 ans, où elle passe au 8e et au 10e rang, et à 80 ans pour le sexe féminin, où elle occupe le 4e 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 à 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 problable 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,* 2e 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.

	MOYENNES DES QUOTIENTS DE MORTALITÉ (sur 1 000 000)				VIE PROBABLE						ESPÉRANCE DE VIE (VIE MOYENNE)						SURVIE adulte MASCULINE (hommes de 20 à 45 ans p^r 100 garçons nés vivants chaque année)
	de 5 à 15 ans	de 20 à 30 ans	de 40 à 50 ans	de 70 à 80 ans	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	
SEXES RÉUNIS																	
1° *Population totale :*																	
PÉRIODES 1898-1903 (Recensement)	393	731	1 174	9 983	56,69	55,42	46,40	37,96	13,77	3,72	47,40	50,89	42,81	35,65	14,48	5,17	»
1877-1881 (Statistique générale)	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	42,13	49,04	41,38	34,71	14,13	4,96	»
1861-1865 (Statistique générale)	»	»	»	»	44,40	54,20	45,60	37,50	13,50	3,75	39,85	48,70	41,40	34,90	13,75	4,55	»
1856-1865 (Ad. Bertillon)	»	»	»	»	45,67	54,00	45,36	37,31	13,11	4,12	»	»	»	»	»	»	»
1841-1859 (Ad. Bertillon)	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	40,05	»	»	»	»	»	»
2° *Têtes choisies :*																	
3 Compagnies d'assurances (1900 D)	223	»	988	8 082	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»
4 — — (A F 1892)	49[illegible]	662	1 227	10 098	60,09	53,98	45,11	36,47	12,81	3,74	52,02	49,57	41,84	34,38	13,29	4,50	»
4 — — (R F 1892)	496	656	999	7 989	63,33	57,35	48,50	39,85	15,13	4,45	54,15	52,03	44,43	37,12	15,24	5,20	»
Caisse nationale des retraites (C R 1887)	344	743	956	8 680	»	56,10	47,31	38,88	11,50	4,14	»	51,02	43,27	36,25	14,67	4,99	»
Duvillard (1806)	»	»	»	»	20,38	42,75	55,72	29,39	11,14	3,45	28,76	40,80	34,26	28,52	11,95	4,60	»
Deparcieux (1746)	»	»	»	»	»	51,72	44,14	36,81	13,97	4,00	»	46,83	40,22	34,06	14,25	4,69	»
SEXE MASCULIN																	
1° *Population totale :*																	
PÉRIODES 1898-1903 (Recensement)	376	751	1 318	10 740	51,02	53,71	41,69	36,35	13,06	3,49	45,74	49,75	41,53	34,35	13,81	4,87	1 650
1877-1881 (Statistique générale)	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	40,83	48,25	40,42	33,83	13,58	4,83	»
1861-1865 (Statistique générale)	»	»	»	»	43,30	53,60	45,10	37,00	13,40	3,70	39,10	48,70	41,20	34,65	13,55	4,40	»
1856-1865 (Ad. Bertillon)	»	»	»	»	44,67	53,71	45,00	36,91	13,12	3,80	»	»	»	»	»	»	1 469
1841-1859 (Ad. Bertillon)	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	39,30	»	»	»	»	»	»
1817-1831 (Demontferrand)	»	»	»	»	41,90	52,50	41,10	36,50	12,90	3,75	38,30	47,00	40,00	34,00	13,25	4,75	»
2° *Têtes choisies :*																	
3 Compagnies d'assurances (1900 D)	219	»	1 106	9 098	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»
SEXE FÉMININ																	
1° *Population totale :*																	
PÉRIODES 1898-1903 (Recensement)	411	720	1 004	9 296	59,51	57,10	48,08	39,48	14,43	3,90	49,13	52,03	44,02	36,93	15,08	5,38	»
1877-1881 (Statistique générale)	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	43,42	49,75	42,25	35,50	14,53	5,00	»
1861-1865 (Statistique générale)	»	»	»	»	45,50	54,60	46,10	38,00	13,60	3,80	40,55	48,75	41,60	35,10	13,90	4,66	»
1856-1865 (Bertillon)	»	»	»	»	46,67	54,21	45,71	37,69	13,39	4,37	»	»	»	»	»	»	»
1841-1859 (Bertillon)	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	41,00	»	»	»	»	»	»
1817-1831 (Demontferrand)	»	»	»	»	45,60	52,30	43,80	35,60	12,70	3,75	40,80	49,90	43,80	33,40	13,20	4,75	»
2° *Têtes choisies :*																	
3 Compagnies d'assurances (1900 D)	227	»	910	7 440	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»	»

TABLES DE MORTALITÉ DE LA POPULATION FRANÇAISE

Décès de 1898 à 1903 combinés avec les résultats du recensement de 1901

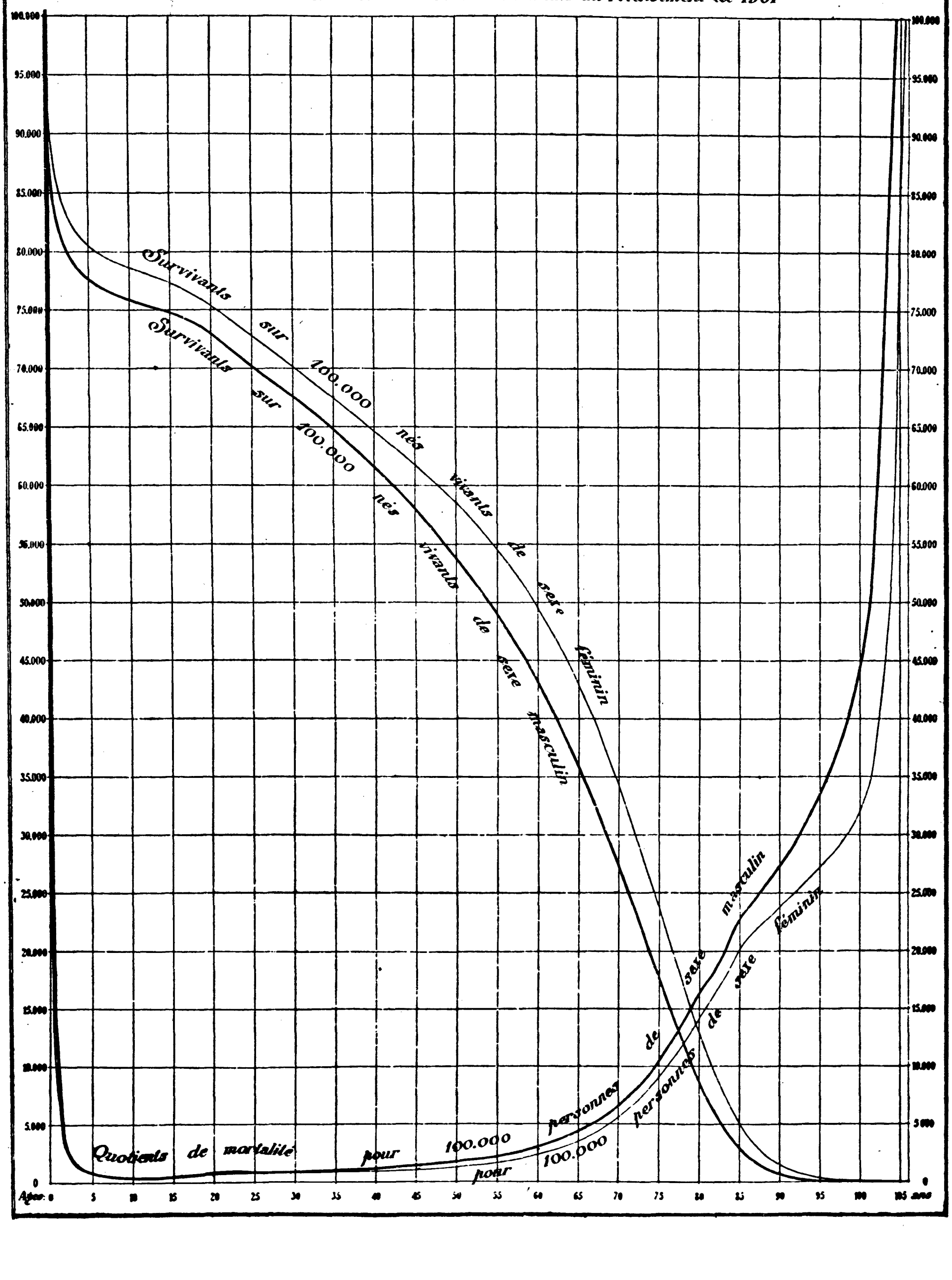

TABLEAU I

VIVANTS ET DÉCÉDÉS DE SEXE MASCULIN EN 1900

ANNÉES DE NAISSANCE	AGES en ANNÉES	NOMBRE donné par LE RECENSEMENT du 24 mars 1901	PERSONNES D'AGE non declaré réparties	MILITAIRES, MARINS et transportes	ENSEMBLE des VIVANTS le 24 mars 1901	DÉCÈS du 1er JANVIER au 24 MARS 1901	NOMBRE DES VIVANTS le 1er JANVIER 1901 BRUT	NOMBRE DES VIVANTS le 1er JANVIER 1901 RECTIFIÉ	MOITIÉ DES DÉCÈS de l'année 1900 $1/2\,(d_n)$	1/25 de DIFFÉRENCES de déces en 1900 $1/25\,(d_{n-1} - d_{n+1})$	NOMBRE de TÊTES soumises au risque	DÉCÈS ANNÉE 1900	QUOTIENTS PROVISOIRES de mortalité
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1900	0	356 563	1 000	»	357 563	11 500	369 063	369 063	»	»	»	»	»
1899	1	336 491	900	»	337 391	2 995	340 386	344 547	5,972	+ 2,689	353 208	11 944	3,381
1898	2	328 846	900	»	329 746	1 680	331 426	337 170	3,257	312	340 739	6 513	1,911
1897	3	333 868	900	»	334 768	1 017	335 785	332 670	2,075	142	334 887	4 150	1,239
1896	4	336 991	800	»	337 791	750	338 541	329 270	1,486	79	330 835	2 978	898
1895	5	322 144	880	»	323 024	530	323 554	326 600	1,085	»	327 685	2 170	662
1894	6	325 996	860	»	326 856	415	327 271	324 600	895	»	325 495	1 790	549
1893	7	327 920	860	»	328 780	366	329 146	323 150	755	»	323 905	1 510	466
1892	8	315 685	860	»	316 545	319	316 864	322 200	640	»	322 810	1 280	396
1891	9	313 073	760	»	313 833	290	314 123	321 750	565	»	322 315	1 130	350
1890	10	321 789	870	»	322 659	255	322 914	321 800	510	»	322 310	1 020	316
1889	11	319 374	860	»	320 234	233	320 467	322 600	480	»	323 080	960	297
1888	12	325 179	870	»	326 049	243	326 292	324 000	475	»	324 475	950	292
1887	13	328 075	860	»	328 935	253	329 188	325 600	505	»	326 105	1 010	309
1886	14	323 812	760	200	324 772	258	325 030	327 200	560	»	327 760	1 120	341
1885	15	333 109	870	500	334 479	307	334 786	328 400	650	»	329 050	1 300	395
1884	16	331 938	860	900	333 698	346	334 044	329 132	765	»	329 897	1 530	463
1883	17	327 843	870	1 200	329 913	405	330 318	329 700	890	»	330 590	1 780	537
1882	18	327 992	860	1 500	330 352	465	330 817	330 000	1,018	»	331 018	2 035	614
1881	19	309 075	760	8 000	317 835	492	318 327	329 900	1,137	»	331 037	2 275	687
1880	20	310 939	870	10 000	321 809	565	322 374	329 600	1,235	»	330 835	2 470	746
1879	21	314 271	850	13 000	328 121	673	328 794	328 900	1,322	»	330 222	2 643	800
1878	22	304 785	860	14 000	319 645	725	320 370	328 000	1,365	»	329 365	2 730	828
1877	23	316 427	860	13 000	330 287	684	330 971	326 700	1,360	»	328 060	2 720	829
1876	24	314 276	760	12 000	327 036	617	327 653	324 900	1,327	»	326 227	2 655	813
1875	25	319 964	840	7 000	327 804	614	328 418	322 300	1,278	»	323 578	2 555	789
1874	26	313 441	840	6 000	320 281	629	320 910	317 780	1,217	»	318 997	2 435	763
1873	27	301 507	840	5 900	311 247	582	311 829	306 800	1,185	»	307 985	2 370	769
1872	28	307 625	840	5 700	314 165	605	314 770	296 100	1,170	»	297 270	2 340	787
1871	29	250 253	804	5 200	256 257	534	256 791	285 600	1,172	»	286 772	2 343	817
1870	30	291 451	781	1 700	293 932	582	294 514	278 550	1,190	»	279 740	2 380	850
1869	31	267 532	770	1 700	270 002	585	270 587	276 000	1,230	»	277 230	2 460	887
1868	32	266 561	770	1 700	269 031	626	269 657	275 398	1,280	»	276 678	2 560	925
1867	33	272 885	770	1 700	275 355	616	275 971	276 200	1,330	»	277 530	2 660	958
1866	34	277 047	770	1 600	279 417	635	280 052	276 800	1,383	»	278 183	2 765	993
1865	35	276 609	750	1 600	278 959	683	279 642	276 322	1,425	»	277 747	2 850	1,026
1864	36	267 991	750	1 600	270 341	715	271 056	274 600	1,470	»	276 070	2 940	1,061
1863	37	268 248	750	1 500	270 498	747	271 245	272 300	1,507	»	273 807	3 015	1,101
1862	38	263 652	750	1 500	265 902	754	266 656	268 400	1,532	»	269 932	3 065	1,135
1861	39	255 551	740	1 500	257 791	746	258 537	263 200	1,553	»	264 753	3 105	1,172

1860	40	276 515	702	1 400	278 617	809	279 426	257 200	1,572	»	258 772	3 145	1,214
1859	41	249 548	690	1 400	251 638	774	252 412	251 200	1,597	»	252 797	3 195	1,263
1858	42	239 252	680	1 400	241 332	792	242 124	245 000	1,622	»	246 622	3 245	1,315
1857	43	224 460	680	1 400	226 540	777	227 317	239 800	1,645	»	241 445	3 290	1,362
1856	44	233 251	680	1 300	235 231	772	236 003	234 498	1,673	»	236 171	3 345	1,416
1855	45	227 139	627	1 300	229 066	839	229 905	229 750	1,705	»	231 455	3 410	1,473
1854	46	217 421	620	1 100	219 141	833	219 974	225 650	1,750	»	227 400	3 499	1,538
1853	47	216 972	620	1 100	218 692	870	219 562	222 100	1,810	»	223 910	3 620	1,616
1852	48	225 420	620	1 000	227 040	900	227 940	218 850	1,875	»	220 725	3 750	1,698
1851	49	220 285	620	800	221 705	951	222 656	215 650	1,934	»	217 584	3 867	1,777
1850	50	229 343	590	700	230 633	1 234	231 867	212 400	1,995	»	214 395	3 990	1,861
1849	51	198 246	570	500	199 316	1 122	200 438	209 000	2,055	»	211 055	4 110	1,917
1848	52	207 253	560	300	208 113	1 208	209 321	205 686	2,110	»	207 796	4 220	2,030
1847	53	176 427	540	300	177 267	1 183	178 450	202 190	2,165	»	204 355	4 330	2,118
1846	54	186 855	536	300	187 691	1 183	188 874	198 590	2,230	»	200 820	4 460	2,220
1845	55	198 621	520	300	199 411	1 304	200 745	194 480	2,310	»	196 790	4 620	2,847
1844	56	187 359	510	200	188 069	1 404	189 473	189 780	2,408	»	192 188	4 815	2,505
1843	57	178 404	500	200	179 104	1 419	180 523	184 300	2,523	»	186 823	5 045	2,700
1842	58	180 991	500	200	181 691	1 539	183 230	178 900	2,640	»	181 540	5 280	2,908
1841	59	171 557	490	200	172 247	1 525	173 772	173 500	2,760	»	176 260	5 520	3,131
1840	60	190 033	480	200	190 713	1 937	192 650	168 200	2,880	»	171 080	5 760	3,366
1839	61	150 411	460	200	151 071	1 831	152 902	163 000	2,997	»	165 997	5 995	3,611
1838	62	151 247	440	200	151 887	1 971	153 858	157 800	3,118	»	160 918	6 235	3,874
1837	63	144 646	420	200	145 266	1 964	147 230	152 600	3,235	»	155 835	6 471	4,152
1836	64	142 573	410	200	143 183	2 043	145 226	147 400	3,355	»	150 755	6 710	4,450
1835	65	145 158	380	100	145 638	2 241	147 879	141 950	3,475	»	145 425	6 950	4,779
1834	66	125 299	350	100	125 749	2 257	128 006	136 176	3,600	»	139 776	7 200	5,151
1833	67	116 222	320	100	116 642	2 230	118 872	129 300	3,738	»	133 038	7 475	5,618
1832	68	108 889	290	100	109 279	2 271	111 550	121 100	3,875	»	124 975	7 750	6,201
1831	69	103 308	260	»	103 568	2 245	105 813	112 900	3,990	»	116 890	7 980	6,826
1830	70	118 559	250	»	118 809	2 633	121 442	104 700	4,080	»	108 780	8 160	7,501
1829	71	90 161	240	»	90 401	2 492	92 893	96 500	4,133	»	100 633	8 265	8,213
1828	72	86 707	230	»	86 937	2 581	89 518	88 400	4,145	»	92 545	8 310	8,979
1827	73	78 902	220	»	79 122	2 575	81 697	80 242	4,145	»	84 387	8 290	9,823
1826	74	70 736	210	»	70 946	2 600	73 546	72 200	4,100	»	76 300	8 200	10,747
1825	75	66 278	190	»	66 468	2 571	69 039	64 200	4,017	»	68 217	8 035	11,778
1824	76	56 880	170	»	57 050	2 404	59 454	55 800	3,915	»	59 715	7 830	13,112
1823	77	47 825	160	»	47 985	2 373	50 358	49 500	3,785	— 22	53 263	7 570	14,212
1822	78	43 299	150	»	43 449	2 314	45 763	43 600	3,645	28	47 217	7 290	15,489
1821	79	36 347	130	»	36 477	2 074	38 551	38 200	3,440	37	41 603	6 880	16,537
1820	80	36 642	98	»	36 740	2 143	38 883	33 100	3,183	43	36 240	6 366	17,566
1819	81	24 264	80	»	24 344	1 754	26 098	28 100	2,905	46	30 959	5 810	18,766
1818	82	18 912	60	»	18 972	1 678	20 650	23 400	2,605	47	25 958	5 210	20,070
1817	83	15 567	50	»	15 617	1 320	16 937	19 040	2,315	47	21 308	4 630	21,728
1816	84	13 439	20	»	13 459	1 240	14 699	15 100	2,023	47	17 076	4 047	23,699
1815	85	10 338	10	»	10 348	952	11 300	11 700	1,725	47	13 378	3 450	25,788
1814	86	7 681	10	»	7 691	793	8 484	8 800	1,435	46	10 189	2 870	28,167
1813	87	5 175	10	»	5 185	658	5 843	6 300	1,150	46	7 404	2 300	31,064
1812	88	3 498	10	»	3 508	486	3 994	4 300	860	46	5 114	1 720	33,633
1811	89	2 495	10	»	2 505	427	2 932	3 050	578	39	3 589	1 155	32,181
1810	90	1 995	8	»	2 003	239	2 242	2 250	375	25	2 600	750	28,846
1809	91	1 141	5	»	1 146	175	1 321	1 530	262	14	1 778	525	29,527
1808	92	744	3	»	747	131	878	970	195	10	1 155	390	33,766
1807	93	506	2	»	508	99	607	623	143	8	758	285	37,598
1806	94	317	1	»	318	72	390	410	92	6	496	185	37,298
1805	95	237	»	»	237	38	275	272	54	5	321	108	33,644
1804	96	134	»	»	134	25	159	155	35	2,56	187 4	70	37,353
1803	97	92	»	»	92	14	106	74	22	1,6	91 4	41	46,610
1802	98	99	»	»	99	15	111	42	15	1,16	35 84	30	53,724
Totaux		18 771 853	51 117	137 000	18 959 970	115 340	19 075 310	»	»	»	»	»	»

Tableau 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 à 1903

AGES	Pm (sexe masculin)				Pf (sexe féminin)				Pmf (population totale)				POPULATION aux divers ages pour 100 000 naissances annuelles		
	Survivants sur 100 000 nés vivants	Quotients de mortalité par période pour 1 000	Quotients de mortalité moyenne par jour pour 1 000 000	Espérance de vie à chaque âge	Survivants sur 100 000 nés vivants	Quotients de mortalité par période pour 1 000	Quotients de mortalité moyenne par jour pour 1 000 000	Espérance de vie à chaque âge	Survivants sur 100 000 nés vivants	Quotients de mortalité par période pour 1 000	Quotients de mortalité moyenne par jour pour 1 000 000	Espérance de vie à chaque âge	Ensemble	Sexe masculin	Sexe féminin
0 jour	100 000	20,94	4 187	45,74	100 000	16,71	3 342	49,13	100 000	18,87	3 774	47,40	1 356	691	665
5 jours	97 906	9,74	1 949	46,69	98 329	7,74	1 547	49,95	98 113	8,76	1 753	48,30	1 337	680	657
10 —	96 952	9,22	1 845	47,14	97 568	7,17	1 433	50,32	97 253	8,22	1 643	48,71	1 327	675	652
15 —	96 058	18,38	1 149	47,52	96 869	14,66	916	50,67	96 454	16,55	1 103	49,10	3 984	2 021	1 963
1 mois	94 292	20,07	669	48,42	95 449	16,11	537	51,38	94 858	18,11	604	49,89	7 712	3 848	3 864
2 —	92 400	17,92	597	49,32	93 911	14,61	487	52,15	93 140	16,28	543	50,72	7 582	3 776	3 806
3 —	90 744	13,54	451	50,14	92 539	10,78	359	52,83	91 624	12,18	406	51,48	7 474	3 717	3 757
4 —	89 515	11,96	398	50,74	91 541	9,82	327	53,32	90 508	10,89	363	52,02	7 389	3 670	3 719
5 —	88 445	10,33	344	51,27	90 642	8,84	295	53,77	89 522	9,60	323	52,52	7 314	3 629	3 685
6 —	87 532	9,34	311	51,72	89 841	8,10	270	54,17	88 663	8,74	291	52,82	7 245	3 594	3 651
7 —	86 714	8,68	289	52,12	89 113	7,51	250	54,52	87 888	8,10	270	53,32	7 186	3 561	3 625
8 —	85 961	7,89	263	52,51	88 443	6,86	229	54,85	87 176	7,38	246	53,67	7 131	3 532	3 599
9 —	85 283	7,08	236	52,83	87 836	6,16	205	55,15	86 533	6,62	221	53,99	7 079	3 505	3 574
10 —	84 679	6,31	210	53,12	87 295	5,66	189	55,40	85 960	5,99	200	54,26	7 036	3 482	3 554
11 —	84 143	5,57	186	53,38	86 801	5,18	173	55,64	85 445	5,37	179	54,51	6 996	3 461	3 535
1 an	83 674	33,88	93	53,59	86 351	31,66	87	55,84	84 986	32,78	90	54,72	83 367	41 838	41 529
2 ans	80 839	18,91	52	54,43	83 617	17,54	48	56,63	82 200	18,24	50	55,54	81 380	40 802	40 578
3 —	79 310	11,91	33	54,47	82 150	11,57	32	56,63	80 701	11,75	32	55,54	80 195	40 190	40 005
4 —	78 365	8,59	24	54,11	81 200	8,67	24	56,28	79 753	8,63	24	55,20	79 393	39 786	39 607
5 —	77 692	6,35	17	53,57	80 496	6,49	18	55,75	79 065	6,42	18	54,67	78 799	39 491	39 308
6 —	77 199	5,06	14	52,91	79 974	5,26	14	55,12	78 557	5,16	14	54,02	78 349	39 269	39 080
7 —	76 808	4,29	12	52,17	79 553	4,45	12	54,41	78 152	4,36	12	53,30	77 978	39 086	38 892
8 —	76 478	3,70	10	51,39	79 199	3,88	11	53,65	77 811	3,79	10	52,53	77 660	38 930	38 730
9 —	76 195	3,30	9	50,58	78 892	3,50	10	52,85	77 516	3,39	9	51,72	77 383	38 795	38 588
10 —	75 944	3,03	8	49,75	78 616	3,28	9	52,03	77 253	3,14	9	50,89	77 132	38 674	38 458
11 —	75 714	2,86	8	48,89	78 358	3,23	9	51,20	77 010	3,04	8	50,04	76 893	38 560	38 333
12 —	75 497	2,84	8	48,03	78 105	3,34	9	50,36	76 776	3,09	8	49,19	76 658	38 451	38 207
13 —	75 283	2,91	8	47,16	77 844	3,63	10	49,53	76 539	3,28	9	48,35	76 415	38 340	38 075
14 —	75 062	3,25	9	46,31	77 561	4,03	11	48,71	76 288	3,62	10	47,50	76 153	38 223	37 930
15 —	74 818	3,75	10	45,45	77 248	4,47	12	47,90	76 012	4,10	11	46,67	75 860	38 091	37 769
16 —	74 537	4,37	12	44,62	76 903	4,89	13	47,11	75 700	4,62	13	45,86	75 528	37 936	37 592
17 —	74 211	5,04	14	43,81	76 527	5,27	14	46,33	75 350	5,16	14	45,07	75 159	37 758	37 401
18 —	73 837	5,70	16	43,03	76 124	5,62	15	45,58	74 961	5,67	16	44,30	74 751	37 555	37 196
19 —	73 416	6,37	17	42,27	75 696	5,95	16	44,83	74 536	6,17	17	43,54	74 309	37 328	36 981
20 —	72 948	6,99	19	41,53	75 246	6,27	17	44,02	74 076	6,63	18	42,81	73 834	37 078	36 756
21 —	72 438	7,51	21	40,82	74 774	6,54	18	43,37	73 585	7,03	19	42,08	73 328	36 809	36 519
22 —	71 894	7,80	21	40,12	74 285	6,80	19	42,64	73 068	7,31	20	41,38	72 801	36 526	36 275
23 —	71 333	7,82	21	39,42	73 780	7,03	19	41,92	72 534	7,43	20	40,67	72 265	36 241	36 024
24 —	70 775	7,70	21	38,73	73 261	7,22	20	41,22	71 995	7,46	20	39,97	71 727	35 959	35 768
25 —	70 230	7,52	21	39,03	72 732	7,35	20	40,51	71 458	7,43	20	39,26	71 193	35 686	35 507
26 —	69 702	7,35	20	37,30	72 197	7,42	20	39,81	70 927	7,39	20	38,55	70 666	35 421	35 245
27 —	69 190	7,33	20	36,57	71 661	7,42	20	39,09	70 403	7,39	20	37,83	70 144	35 161	34 983
28 —	68 683	7,44	20	35,83	71 129	7,45	20	38,37	69 883	7,45	20	37,10	69 623	34 901	34 722
29 —	68 172	7,61	21	35,10	70 599	7,52	21	37,66	69 362	7,57	21	36,37	69 100	34 638	34 462
30 —	67 653	7,86	22	34,35	70 068	7,50	21	36,93	68 837	7,73	21	35,65	68 572	34 370	34 202
31 —	67 121	8,14	22	33,63	69 536	7,68	21	36,21	68 305	7,92	22	34,92	68 035	34 095	33 940
32 —	66 575	8,46	23	32,89	69 002	7,78	21	35,49	67 764	8,12	22	34,17	67 490	33 812	33 678
33 —	66 012	8,76	24	32,16	68 465	7,92	22	34,75	67 214	8,35	23	33,47	66 934	33 521	33 413
34 —	65 434	9,09	25	31,44	67 923	8,06	22	34,02	66 653	8,57	23	32,73	66 368	33 222	33 146
35 —	64 839			30,71	67 377			33,29	66 082			32,00			

36 —	64 228	9,42	26	30,00	66 825	8,20	22	32,56	65 499	8,82	24	31,28	65 791	32 914	32 877
37 —	63 601	9,76	27	29,28	66 269	8,32	23	31,82	64 907	9,04	25	30,56	65 203	32 598	32 605
38 —	62 959	10,09	28	28,57	65 709	8,45	23	31,08	64 306	9,26	25	29,83	64 607	32 275	32 332
39 —	62 306	10,37	28	27,84	65 147	8,56	23	30,35	63 697	9,47	26	29,11	64 002	31 945	32 057
40 —	61 641	10,68	29	27,15	64 583	8,65	24	29,60	63 082	9,66	26	28,38	63 390	31 609	31 781
41 —	60 960	11,04	30	26,44	64 015	8,79	24	28,85	62 457	9,91	27	27,66	62 770	31 266	31 504
42 —	60 261	11,47	31	25,74	63 441	8,96	25	28,11	61 819	10,21	28	26,93	62 139	30 914	31 225
43 —	59 541	11,94	33	25,04	62 859	9,18	25	27,36	61 167	10,55	29	26,21	61 494	30 552	30 942
44 —	58 799	12,46	34	24,34	62 266	9,44	26	26,61	60 498	10,94	30	25,49	60 633	29 979	30 654
45 —	58 033	13,03	36	23,64	61 661	9,71	27	25,86	59 811	11,36	31	24,77	60 156	29 796	30 360
46 —	57 242	13,63	37	22,96	61 043	10,03	27	25,11	59 105	11,80	32	24,05	59 460	29 399	30 061
47 —	56 424	14,29	39	22,28	60 409	10,39	28	24,36	58 377	12,31	34	23,34	58 713	28 989	29 754
48 —	55 580	14,96	41	21,60	59 757	10,79	30	23,62	57 627	12,85	35	22,63	58 004	28 565	29 439
49 —	54 711	15,64	43	20,93	59 084	11,27	31	22,88	56 854	13,43	37	21,91	57 241	28 127	29 114
50 —	53 818	16,32	45	20,26	58 385	11,83	32	22,14	56 057	14,02	38	21,22	56 457	27 678	28 779
51 —	52 903	17,01	47	19,59	57 659	12,44	34	21,41	55 234	14,68	40	20,52	55 647	27 217	28 430
52 —	51 965	17,73	49	18,93	56 904	13,10	36	20,67	54 386	15,35	42	19,83	54 811	26 744	28 067
53 —	51 005	18,48	51	18,27	56 119	13,80	38	19,95	53 511	16,10	44	19,14	53 950	26 260	27 690
54 —	50 020	19,31	53	17,61	55 302	14,56	40	19,23	52 609	16,86	46	18,45	53 062	25 765	27 297
55 —	49 004	20,32	56	16,95	54 452	15,37	42	18,52	51 675	17,75	49	17,76	52 144	25 255	26 889
56 —	47 949	21,53	59	16,30	53 563	16,32	45	17,81	50 702	18,83	52	17,08	51 193	24 728	26 465
57 —	46 847	22,99	63	15,66	52 629	17,44	48	17,11	49 682	20,12	55	16,42	50 196	24 178	26 018
58 —	45 689	24,72	68	15,03	51 640	18,80	52	16,41	48 606	21,61	59	15,75	49 149	23 602	25 547
59 —	44 473	26,61	73	14,42	50 572	20,48	56	15,74	47 468	23,42	64	15,11	48 042	22 996	25 046
60 —	43 199	28,64	78	13,81	49 441	22,36	61	15,08	46 264	25,37	69	14,48	46 871	22 361	24 510
61 —	41 867	30,84	84	13,22	48 237	24,36	67	14,43	44 994	27,45	75	13,86	45 634	21 696	23 938
62 —	40 479	33,16	91	12,64	46 960	26,48	73	13,79	43 659	29,68	81	13,25	44 332	21 002	23 330
63 —	39 036	35,64	98	12,07	45 609	28,78	79	13,32	42 261	32,03	88	12,66	42 965	20 280	22 685
64 —	37 542	38,28	105	11,51	44 187	31,18	85	12,56	40 802	34,53	95	12,07	41 537	19 531	22 006
65 —	35 998	41,14	113	10,96	42 694	33,79	93	11,97	39 282	37,26	102	11,50	40 047	18 756	21 291
66 —	34 403	44,30	121	10,42	41 130	36,64	100	11,38	37 702	40,25	110	10,94	38 498	17 956	20 542
67 —	32 754	47,93	131	9,90	39 493	39,79	109	10,81	36 059	43,59	119	10,39	36 882	17 129	19 753
68 —	31 049	52,04	143	9,39	37 771	43,61	119	10,26	34 316	47,51	130	9,86	35 208	16 274	18 934
69 —	29 287	56,76	155	8,89	35 958	48,01	132	9,73	32 558	52,06	143	9,35	33 459	15 390	18 069
70 —	27 465	62,20	170	8,42	34 053	52,97	145	9,21	30 696	57,20	157	8,85	31 633	14 476	17 157
71 —	25 589	68,32	187	7,96	32 061	58,50	160	8,73	28 763	62,98	173	8,38	29 735	13 533	16 202
72 —	23 669	75,05	206	7,52	29 989	64,63	177	8,26	26 768	69,36	190	7,93	27 770	12 563	15 207
73 —	21 722	82,28	225	7,11	27 850	71,32	195	7,82	24 727	76,25	209	7,51	25 750	11 576	14 174
74 —	19 774	89,69	216	6,71	25 665	78,44	215	7,40	22 662	83,52	229	7,10	23 696	10 582	13 114
75 —	17 815	99,08	271	6,34	23 454	86,15	236	7,00	20 579	91,92	252	6,72	21 621	9 586	12 035
76 —	15 879	108,70	298	5,99	21 237	94,54	259	6,63	18 521	100,00	274	6,35	19 550	8 600	10 950
77 —	13 984	119,40	327	5,67	19 036	103,60	284	6,28	16 474	110,50	303	6,01	17 496	7 630	9 866
78 —	12 152	131,00	359	5,37	16 878	113,40	311	5,96	14 481	121,00	331	5,70	15 473	6 675	8 798
79 —	10 403	143,90	394	5,11	14 787	123,90	339	5,66	12 562	132,40	363	5,42	13 515	5 759	7 756
80 —	8 774	156,60	429	4,87	12 789	135,10	370	5,38	10 750	144,30	395	5,17	11 647	4 894	6 758
81 —	7 302	167,80	460	4,64	10 913	146,70	402	5,14	9 079	155,40	426	4,94	9 903	4 100	5 803
82 —	6 005	177,60	487	4,44	9 194	157,60	432	4,91	7 573	165,90	455	4,72	8 314	3 393	4 921
83 —	4 871	188,90	518	4,24	7 638	169,20	464	4,71	6 231	177,20	486	4,52	6 889	2 772	4 117
84 —	3 885	202,30	554	4,06	6 253	181,40	497	4,53	5 049	189,70	520	4,45	5 628	2 231	3 397
85 —	3 057	218,20	598	3,91	5 037	194,40	533	4,39	4 020	203,80	558	4,20	4 522	1 763	2 759
86 —	2 337	230,50	632	3,78	3 996	206,70	566	4,27	3 152	215,90	592	4,08	3 573	1 367	2 206
87 —	1 778	239,20	655	3,66	3 143	213,40	585	4,16	2 448	223,40	612	3,97	2 788	1 046	1 742
88 —	1 337	248,00	679	3,54	2 451	220,20	608	4,05	1 884	230,40	631	3,86	2 157	792	1 365
89 —	993	257,20	705	3,41	1 895	227,00	622	3,94	1 435	238,30	653	3,76	1 651	591	1 060
90 —	728	266,90	731	3,29	1 452	233,90	641	3,84	1 083	245,30	672	3,65	1 253	437	816
91 —	526	276,80	758	3,18	1 103	240,60	659	3,74	809	253,00	693	3,55	942	319	623
92 —	375	287,70	788	3,05	830	247,40	678	3,64	598	260,80	715	3,45	701	231	470
93 —	263	299,50	820	2,92	619	254,20	696	3,53	438	267,60	733	3,34	517	164	353
94 —	181	312,20	855	2,80	457	261,10	716	3,43	317	276,30	757	3,24	376	114	262
95 —	122	326,10	894	2,66	334	268,40	735	3,33	227	284,00	778	3,12	271	78	193
96 —	80	341,50	936	2,54	242	275,70	755	3,21	160	295,20	809	3,01	193	52	141
97 —	51	358,20	981	2,41	173	283,30	776	3,09	111	306,30	839	2,90	136	34	102
98 —	32	376,80	1 036	2,25	123	292,00	800	2,94	76	315,30	864	2,78	94	21	73
99 —	19	400,00	1 096	2,11	86	302,00	827	2,78	52	315,80	865	2,60	64	13	51
100 —	11	425,00	1 164	1,93	59	314,00	853	2,59	35	327,00	896	2,37	44	8	36
101 —	6	460,00	1 260	1,70	40	329,00	901	2,35	22	371,50	1 018	2,18	29	5	24
102 —	3	500,00	1 370	1,40	26	350,00	959	2,08	13	386,40	1 059	2,00	18	2	16
103 —	1	620,00	1 699	1,20	16	380,00	1 041	1,75	8	437,00	1 197	1,86	11	1	10
104 —	0,2	780,00	2 137	1,00	9	460,00	1 240	1,40	4	486,60	1 333	1,50	5	0	5
105 —	0	1 000,00	2 740	»	3	600,00	1 644	1,00	1	615,40	1 686	1,00	3	0	3
106 —	»				0	1 000,00	2 740	»	0	1 000,00	2 740	»	1	0	1
												Totaux . . .	4 695 276	2 309 519	2 385 757