

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

RENÉ GIRAUD

Les probabilités de survie des polytechniciens (Contribution à leur estimation)

Journal de la société statistique de Paris, tome 104 (1963), p. 199-210

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1963__104__199_0

© Société de statistique de Paris, 1963, 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/>

LES PROBABILITÉS DE SURVIE DES POLYTECHNICIENS

(Contribution à leur estimation)

BUT DE L'ÉTUDE

Au début de l'année 1957, au cours d'un déjeuner de la promotion 1905, un des convives fit cette remarque : « Nous sommes encore 91 camarades vivants sur 169 à notre entrée à l'École, soit un peu plus de 50 %. Cette constatation est fort rassurante, mais combien serons-nous dans dix ans? »

Ainsi se trouva posé le problème des « probabilités de survie » des polytechniciens, question ingrate mais passionnante. Cette étude est une modeste contribution à la recherche d'une solution possible.

EXAMEN DES DONNÉES

En principe, cette question n'a d'intérêt que pour les promotions d'un âge « certain ». C'est pourquoi nous avons porté notre effort sur les promotions 1913 et plus anciennes. Elles se composent en effet d'anciens élèves :

1° pour la plupart retirés des affaires, ce qui les met en principe à l'abri des dangers professionnels;



2° ayant, s'ils conduisent encore une auto, une expérience et des réflexes de « vieux » chauffeurs, et théoriquement, la « prudence » de l'âge;

3° conservant l'espoir qu'après avoir participé à deux guerres mondiales, ils n'auront pas à en subir une troisième;

— en conclusion, pouvant admettre qu'ils ne « disparaîtront » que par *usure normale* de leurs organismes.

Si l'on se place à un tel point de vue, on conclut que les polytechniciens, morts prématurément en raison de causes anormales, ne peuvent entrer en ligne de compte pour apprécier la vitalité normale des promotions envisagées.

Il convient donc d'éliminer de nos calculs *tous* les décès survenus non seulement au cours des guerres diverses, mais encore dus aux accidents de toutes natures : cheval, auto, avion, circulation, attentats, etc., ainsi que ceux dus à des conditions de vie anormales (séjours prolongés aux colonies ou à l'étranger) etc.

Si l'on déduit tous ces cas anormaux de l'effectif d'entrée, on obtient ce que nous appellerons « l'effectif d'entrée rectifié », qui servira de base à nos calculs.

SOURCE DE RENSEIGNEMENTS

C'est « l'Annuaire des Anciens Élèves ». Il porte, par exemple, le titre « Annuaire 1962 mis à jour le 1^{er} janvier 1962, d'après les renseignements reçus avant cette date ». Toutefois dans une dernière page (en 1962 après l'index alphabétique) figure l'état complémentaire des « noms des camarades dont le décès a été connu au cours de l'impression de l'annuaire », ce qui correspond à fin avril. Par exemple, on trouve dans l'état complémentaire de 1962, 42 noms dont quatre décès en avril 1962, le dernier décès datant du 21 avril 1962.

Par suite, sous la réserve évidente que les familles ou les délégués de promotion auront donné connaissance en temps utile des décès survenus (ce qui ne correspond pas toujours à la réalité), l'annuaire de l'année n peut être considéré comme mis à jour à la fin du mois d'avril de l'année n .

MÉTHODE DE CALCUL — DÉFINITION DE LA FRÉQUENCE DE SURVIE

L'annuaire nous permet de calculer :

1° le nombre des survivants de la promotion p à fin avril de l'année n , désigné par M . Depoid par S_p^n

2° le nombre des décès à la même date, que l'on ventilerà en décès normaux et décès anormaux. Si δ est le nombre de ces derniers, l'effectif d'entrée étant S_p^p « l'effectif d'entrée rectifié » aura pour valeur $S_p^p - \delta$.

Nous appellerons « fréquence de survie » de la promotion p en fin d'avril de l'année n le rapport f_p^n du nombre des survivants à l'effectif d'entrée rectifié — soit :

$$f_p^n = \frac{S_p^n}{S_p^p - \delta}$$

Le calcul de f_p^n a été fait pour les promotions 1913 et antérieures; ses valeurs figurent pour l'annuaire 1962 à la 7^e colonne du tableau I.

En reportant ces valeurs sur un graphique, on obtient une ligne brisée. On ajuste une courbe à cette ligne brisée; puis, en remplaçant, pour une même abscisse d'âge, l'ordonnée de la ligne brisée par l'ordonnée correspondante de la courbe, on obtient la « fréquence de survie corrigée » (colonne 8 du tableau I) qui nous servira dans les calculs ultérieurs.

HYPOTHÈSE

Pour poursuivre les calculs, il a fallu faire une hypothèse, sous réserve bien entendu d'en vérifier l'exactitude.

Nous avons admis que la fréquence de survie à un âge déterminé avait la même valeur, *quelle que soit la promotion*, quand la promotion atteignait cet âge.

Autrement dit, f_p^n serait indépendante de p , mais fonction de n .

Dans ces conditions, le nombre probable des survivants dans $n' - n$ années de la promotion p sera : $V_p^{n'} = S_p^n \times \frac{f_{p-n'+n}^n}{f_n^p}$ (1).

On peut alors tracer la courbe des nombres probables des survivants au cours des années futures (voir graphique I); et, par différence entre deux nombres successifs de survivants, obtenir une approximation des nombres des décès au cours des années successives.

L'examen du graphique I, qui donne pour la promotion 1905 les courbes des survivants correspondant aux annuaires 1957, 1958, 1962 accuse une mortalité plus faible que celle prévue en 1957 et 1958. Nous avons vérifié sur divers graphiques que les promotions 1904 et 1905 (celles des plus faibles effectifs d'entrée : 161 et 169) résistaient mieux que les autres à l'usure du temps. Puisque toutes les promotions étudiées contribuent conjointement à l'établissement des fréquences de survie, il est inévitable que les calculs conduisent à des conclusions pessimistes pour les promotions de moindre mortalité, conclusions que la réalité ne confirme heureusement pas.

Il a été possible d'ajuster les courbes des nombres de survivants à des paraboles ou suites de paraboles d'équation générale

$$y = \frac{x^2}{K}$$

$$K \text{ variant entre } 7 \text{ et } 8 \begin{cases} 1957 & K = 7,67 \\ 1958 & K = 8 \\ 1962 & K = 7,6 - 8 - 7 \end{cases}$$

Dans cette formule $\begin{cases} y \text{ est le nombre de survivants} \\ x \text{ la différence entre } 100 \text{ ans et l'âge étudié.} \end{cases}$

On remarquera que la courbe finit tangentiellement à Ox à 100 ans. Il est remarquable que l'on puisse voir fréquemment des polytechniciens âgés de 99 ans, mais que les annuaires n'accusent pas la présence de centenaires.

Une exception était attendue pour le Colonel Nicolas de la promotion 1882. Il aurait atteint 100 ans le 5 février 1963, et il est décédé le 13 novembre 1962!

(1) $f_{p-n'+n}^n$ est la fréquence de survie calculée d'après l'annuaire de millésime n de la promotion entrée à l'École $n' - n$ années avant la promotion p .

VÉRIFICATION DE L'HYPOTHÈSE

Nous avons étudié les annuaires 1957-1958-1961-1962 (des circonstances particulières ne nous ayant pas permis l'examen des annuaires 1959 et 1960), soit quatre années étalées sur six années.

Certes, ne disposer, pour faire une interprétation statistique, que de quatre observations particulières, c'est bien peu de chose, mais tout de même mieux que rien ! D'autant plus que l'on pourra reprendre les calculs quand on aura à sa disposition un nombre d'années plus important (10 par exemple).

Ces quatre annuaires nous ont fourni quatre fréquences de survie pour chaque âge étudié. Nous en avons calculé :

1° la moyenne \bar{x} ;

2° l'écart-type s ;

3° leurs limites de confiance, c'est-à-dire :

$\bar{x} \pm s$ (que nous appellerons limites de confiance *intérieures* des observations individuelles)

$\bar{x} \pm 2s$ (limites de confiance *extérieures*).

ces dénominations éviteront ultérieurement des confusions possibles.

Les résultats de ces calculs figurent sur le tableau n° II, qui remplace assez mal le graphique à grande échelle, utilisé dans l'étude, mais de dimensions trop grandes pour figurer dans cette revue. Une réduction du graphique à petite échelle le rendrait illisible. Le tableau II, qui ne comporte aucune échelle des longueurs, permet tout au moins de situer les diverses mesures individuelles de fréquence de survie par rapport à la moyenne \bar{x} et aux limites de confiance. On y a fait figurer aussi les « probabilités de survie » dont il sera question plus loin.

Le tableau II permet les constatations suivantes :

1° *Toutes* les fréquences individuelles, au nombre total de 105, sont comprises dans l'intervalle $\bar{x} - 2s$, $\bar{x} + 2s$, soit 100 % au lieu de la proportion de 95 % exigée par la loi normale.

2° Entre $\bar{x} - s$ et $\bar{x} + s$ on rencontre 72 fréquences individuelles soit $\frac{72}{105} \times 100 = 68,6$ % alors que la loi normale n'exige que 68 %.

3° Si l'on étudie les 25 années d'âge (de 71 à 95 ans) où quatre fréquences sont représentées, on trouve qu'entre $\bar{x} - s$ et $\bar{x} + s$ il y a :

2 mesures (50 %) pendant 8 années

3 mesures (75 %) pendant 16 années

4 mesures (100 %) pendant 1 année

ce qui représente bien une moyenne de 68 %.

4° Entre $\bar{x} - 2s$ et $\bar{x} - s$ on rencontre 16 fréquences

Entre $\bar{x} + s$ et $\bar{x} + 2s$ on rencontre 17 fréquences

ce qui caractérise une distribution bien équilibrée de part et d'autre de $\bar{x} \pm s$.

CONCLUSION

Pour chaque âge, les quatre fréquences individuelles appartiennent à une distribution normale : ce sont donc des estimations d'une *moyenne vraie*, celle-ci tendant à la limite à la *probabilité de survie* à cet âge.

(Ces probabilités de survie figurent sur le tableau II sous forme d'un cercle noir.)

La *moyenne vraie* a son intervalle de confiance, à l'intérieur duquel on peut la trouver.

L'écart-type des quatre mesures individuelles étant s , celui de la moyenne calculée a pour valeur $\frac{s}{\sqrt{4}} = \frac{s}{2}$.

Les limites de confiance de la moyenne sont donc :

$\bar{x} \pm \frac{s}{2}$ pour les limites intérieures de la moyenne

$\bar{x} \pm s$ pour les limites extérieures de la moyenne

On remarque immédiatement que $\bar{x} \pm s$ sont précisément les limites *intérieures* des mesures individuelles, limites qui figurent sur le graphique non publié, mais sont mentionnées sur le tableau II. Utilisant cette remarque, nous avons pu alors tracer à l'intérieur de l'intervalle $\bar{x} \pm s$ une courbe aussi voisine que possible de la ligne brisée, réunissant les diverses fréquences moyennes d'âge. Les ordonnées de cette courbe ont été calculées d'après l'échelle du graphique, et leurs valeurs, que nous avons appelées *moyennes approchées* des moyennes vraies et désignées par P figurent sur le tableau III (2^e colonne).

La courbe obtenue a pu être ajustée, pour les âges compris entre 75 et 95 ans, à une parabole d'équations $y = \frac{x^2}{41}$, x et y ayant les significations spécifiées plus haut. Cette courbe devrait donner avec une certaine approximation les valeurs des « probabilités de survie » aux divers âges. Elle figure sur le graphique II ainsi que la ligne brisée, qui lui a donné naissance.

PRÉCISION DE LA COURBE DE PROBABILITÉ DE SURVIE

Cette courbe ayant été tracée « au jugé », il est indispensable d'en apprécier la précision.

« Par construction », elle est dans l'intervalle $x \pm s$ (limites de confiance extérieures pour cette courbe, mais intérieures pour les mesures individuelles).

Calculons pour chaque âge la différence $P - \bar{x}$ (P moyenne approchée, \bar{x} moyenne calculée) et comparons cette différence aux écarts de confiance entre la moyenne vraie et la moyenne calculée, qui sont : $\frac{2}{3}$ de $\frac{s}{2}$ ou $\frac{s}{3}$

$\frac{s}{2}$
s.

Les résultats des calculs, figurant sur le tableau III, sont les suivants :

Écart de confiance moyenne vraie		Proportions	
		Loi de Gauss	Chiffres relevés
Limite à 2/3 écart-type	$\frac{s}{3}$	0,498	$\frac{12}{27} = 0,445$
Limite intérieure, à un écart-type	$\frac{s}{2}$	0,682	$\frac{20}{27} = 0,740$
Limite extérieure, à 2 écarts-types	s	0,950	$\frac{27}{27} = 1,000$

CONCLUSIONS

La courbe, tracée « au jugé », appartient à une distribution normale, qui a les *mêmes* limites de confiance que la moyenne vraie. Elle peut donc être considérée comme une estimation suffisamment approchée et correcte de la courbe des « fréquences moyennes vraies » pour qu'on puisse l'utiliser comme la courbe des *probabilités de survie*.

Dans ces conditions, nous pouvons considérer notre hypothèse comme acceptable, ainsi que les modes de calcul des fréquences de survie et des nombres de survivants fondés sur cette hypothèse.

REMARQUES

PROLONGEMENT APPROXIMATIF DE LA COURBE DES PROBABILITÉS DE SURVIE

L'étude a porté sur les promotions d'âges compris entre 69 et 100 ans, plus particulièrement entre 69 et 95 ans, cette dernière période nous ayant fourni des renseignements suffisamment précis.

En deçà de 69 ans, nous avons fait quelques sondages jusqu'à 43 ans, en utilisant les annuaires 1958 et 1962.

Nous avons pu ainsi prolonger en deçà de 69 ans la courbe des probabilités de survie. On en trouvera le tracé en traits interrompus, en haut du graphique II.

L'ensemble des deux courbes cadre d'une façon satisfaisante avec celle faite par d'autres auteurs d'études de longévité (voir plus loin).

INCIDENCE PRATIQUE DES DÉCÈS ANORMAUX

Nous avons considéré comme décès anormaux non seulement ceux dus aux faits de guerre, mais en outre les décès dus à des causes anormales. Cependant, voulant apprécier de plus près l'incidence de ces causes anormales, nous avons calculé leur importance totale par promotion au cours de la période quinquennale 1957-1962 pour les promotions de 1888 à 1905. On en trouvera les résultats sur le tableau n° IV. Le maximum est de huit décès par an, et le minimum de zéro. La moyenne ressort à 2,88 pour cinq ans, soit même pas *un* décès par an et par promotion !

Peut-être dans les plus jeunes promotions rencontrerait-on des différences plus importantes. Sans doute la route, l'auto et l'avion sont aujourd'hui bien « meurtriers ». Mais au début du xx^e siècle, de nombreux accidents d'équitation, de manœuvres, de matériel, de

mise au point des premières autos et des premiers avions causaient de nombreuses victimes. Depuis lors, les progrès de la médecine et de la chirurgie ont prolongé largement la vie humaine ce qui pourrait fournir une compensation éventuelle.

Dans ces conditions, il est permis de se demander si l'étude ci-dessus, limitée en principe à un domaine réduit, ne pourrait pas s'appliquer pratiquement à l'étude *générale* de la survie des polytechniciens.

Nous sommes d'autant plus fondés à le croire, que la courbe de probabilités de survie, que nous avons établie avec l'*unique* annuaire de 1957, suivait parallèlement et de très près (à une distance très faible correspondant aux décès anormaux), la courbe publiée dans le *Bulletin trimestriel de l'Institut des Actuaire français*, de juin 1958 (voir p. 92). Cette dernière courbe ne tenait compte que des décès pour faits de guerre.

CONCLUSIONS GÉNÉRALES

PROBABILITÉS DE SURVIE « SPÉCIFIQUES »

Cette étude permet de « soupçonner » l'existence d'une courbe *spécifique* de probabilités de survie aux divers âges de la famille polytechnicienne.

Nous avons même pu adapter cette courbe à une parabole. Constatation importante, puisque la tradition scientifique prétend que l'on ne connaît bien un phénomène que quand on a pu le chiffrer!

Les études déjà faites par ailleurs sur la mortalité polytechnicienne ont montré que, dans l'ensemble, cette mortalité était inférieure à celle de la population française tout entière. La cause de ce fait était attribuée à la sélection sévère physique et intellectuelle à l'entrée à l'École.

Cette sélection devrait entraîner une certaine *homogénéité*, ce qui expliquerait que les fréquences individuelles suivent la loi normale de distribution statistique.

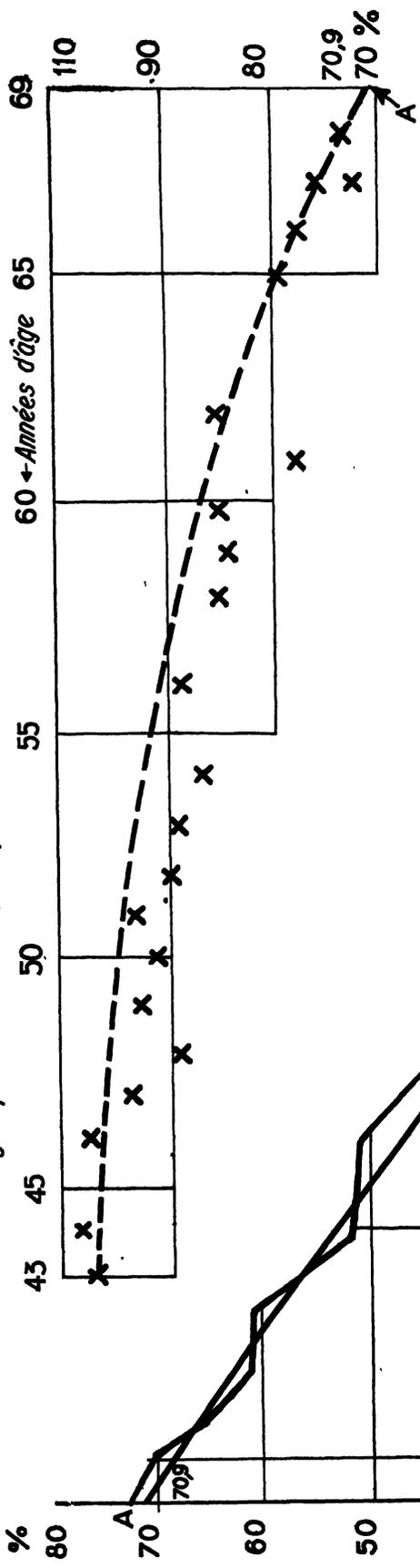
Pour les mêmes raisons, on peut envisager l'hypothèse que les élèves des autres grandes Écoles (Normale supérieure, Centrale, etc.) auraient une courbe de probabilité de survie analogue, mais probablement différente de celle des polytechniciens. Car, si dans ces écoles, la sélection physique ne joue pas aussi sévèrement, la sélection intellectuelle doit être du même ordre.

Toutes ces courbes devraient naturellement s'écarter notablement de celle (éventuelle) de la population française tout entière : cette population ne comprendrait pas hélas! que des personnes « sélectionnées », mais de nombreux cas aberrants, qui écarteraient probablement la possibilité de distributions gaussiennes des fréquences individuelles.

UTILISATION DE LA COURBE DES PROBABILITÉS DE SURVIE ET DES COURBES ANNUELLES DES FRÉQUENCES DE SURVIE

La courbe des probabilités permet de prévoir pour un âge déterminé la survie de la famille polytechnicienne *prise dans son ensemble*. Mais elle n'est pas utilisable pour une promotion particulière, considérée *isolément*. Une promotion déterminée n'est qu'un « échantillon » de la « population », constituée par la famille polytechnicienne tout entière. Or, dans

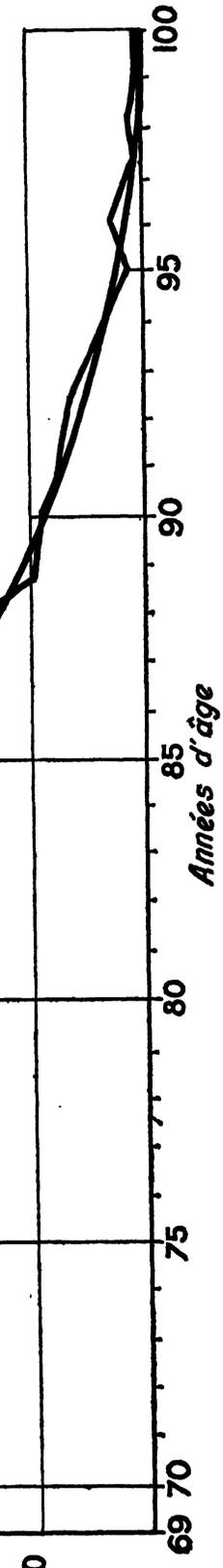
La ligne pleine brisée (croquis du bas) réunit les fréquences moyennes calculées



Nota: Les 2 courbes (— et ---) se raccordent et se prolongent au point A { 69 ans } 70,9 %

Fréquences calculées
de
Probabilités de survie

Graphique II



une distribution, même sans envisager les cas aberrants, on trouve des valeurs fort différentes les unes des autres, sans que cette distribution cesse d'être normale.

Il faut donc étudier chaque promotion pour *elle-même*, et recommencer chaque année des calculs fort simples et ne prenant finalement qu'un temps limité (fréquences annuelles de survie).

Car la mortalité varie d'année en année non seulement pour la promotion elle-même, mais pour toutes celles, dont on calculera la fréquence de survie en même temps que celle de la promotion étudiée. Les variations de mortalité différeront suivant les promotions, d'où la nécessité de refaire les calculs à la parution de chaque nouvel annuaire.

C'est pour ces raisons que, sur le graphique I, on a pu constater des différences entre les tracés des courbes des nombres de survivants de la promotion 1905 pour les années 1957, 1958, 1962. Mais ces courbes sont encore assez voisines les unes des autres pour qu'on puisse répondre avec une certaine vraisemblance à notre interlocuteur du début de l'article :

« A l'échéance de dix ans prévue, c'est-à-dire à la parution de l'annuaire 1967, le nombre des camarades de la promotion 1905, qui auront alors en moyenne 82 ans, sera probablement voisin de 40 unités. »

René GIRAUD.

TABLEAU I

Fréquences de survie et nombres de survivants d'après l'annuaire 1962

AGE MOYEN	PROMOTION	EFFECTIF d'entrée	DÉCÈS ANOTAUX	EFFECTIF rectifié	NOMBRE survivants en 1962	FRÉQUENCE de survie calculée	FRÉQUENCE de survie corrigée	PROBABILITÉ du nombre de survivants de promotion 1905
100	1882	247	?		1	0,4	1,0	1
99	1883	227	?		1	0,45	1,0	1
98	1884	235	?		3	1,3	1,0	1
97	1885	220	?		2	0,9	1,0	2
96	1886	227	?		7	3,0	2,0	3
95	1887	220	?		6	2,7	3,0	4
94	1888	223	18	205	8	4,0	4,0	5
93	1889	261	16	245	14	5,7	5,0	7
92	1890	264	23	241	19	8,0	6,0	9
91	1891	269	20	249	18	7,2	8,0	11
90	1892	251	19	232	15	6,4	9,0	13
89	1893	239	28	211	23	10,9	11,0	15
88	1894	211	15	196	32	16,2	13,0	18
87	1895	223	30	193	34	17,7	15,0	21
86	1896	222	29	193	32	16,7	17,0	24
85	1897	223	24	199	41	21,2	20,0	28
84	1898	201	20	181	45	24,7	23,0	32
83	1899	220	25	195	67	34,3	26,0	36
82	1900	250	30	220	70	32,8	30,0	40
81	1901	180	25	155	67	43,4	34,0	47
80	1902	190	38	152	55	36,3	39,0	54
79	1903	180	28	152	74	48,8	44,0	61
78	1904	161	26	135	65	48,2	50,0	69
77	1905	169	32	137	75	54,0	54,0	75
76	1906	171	23	148	70	47,4	51,0	—
75	1907	166	30	135	71	52,5	54,0	—
74	1908	198	38	160	98	61,2	58,0	—
73	1909	188	44	144	88	61,1	63,0	—
72	1910	187	46	141	84	59,5	65,0	—
71	1911	221	65	156	97	62,2	68,0	—
70	1912	230	64	176	127	72,1	71,0	—
69	1913	268	78	190	147	77,3	77,0	—

Remarque. — La dernière colonne indique les probabilités du nombre de survivants de la promotion 1905, mais le tableau permettrait de faire ce calcul pour l'une quelconque des promotions figurant sur ce tableau.

TABLEAU II

Distribution des fréquences de survie individuelles par rapport à leur fréquence moyenne \bar{x} calculée et aux limites de confiance de la moyenne

Le signe ● désigne la « moyenne approchée », c'est-à-dire la « probabilité de survie ».

AGE	$\bar{x} - 2s$	$\bar{x} - s$	\bar{x}	$\bar{x} + s$	$\bar{x} + 2s$
100	—	—	0,0 ●	—0,4	—
99	—	—	0,4	—0,4	—
98	—	—	0,8	—0,9	—
97	—	—	1,3	—1,3	—
96	—	—	1,8	—2,3	—
95	—1,3	—	—	—1,9	—
94	—	0,9	—	—	—
93	2,08	—	—	—	—
92	4,78	—	—	—	—
91	6,84	—	—	—	—
90	5,94	—	—	—	—
89	5,68	—	—	—	—
88	7,56	—	—	—	—
87	9,88	—	—	—	—
86	10,2	—	—	—	—
85	17,6	—	—	—	—
84	16,3	—	—	—	—
83	20,08	—	—	—	—
82	23,86	—	—	—	—
81	26,42	—	—	—	—
80	27,44	—	—	—	—
79	34,18	—	—	—	—
78	40,78	—	—	—	—
77	43,20	—	—	—	—
76	40,9	—	—	—	—
75	47,0	—	—	—	—
74	48,52	—	—	—	—
73	50,5	—	—	—	—
72	52,1	—	—	—	—
71	51,8	—	—	—	—
70	60,9	—	—	—	—
69	64,0	—	—	—	—

OBSERVATIONS

1° Pour ne pas surcharger le tableau, on n'a pas indiqué les graduations des échelles $\bar{x} - s$ et $\bar{x} + s$.
 2° Le tableau a été établi sans échelle de longueur : on n'a cherché qu'à faire ressortir les situations des mesures individuelles x par rapport à la moyenne et à ses limites de confiance.

TABLEAU III

*Comparaison entre la différence $P - \bar{x}$
(P moyenne approchée — \bar{x} moyenne calculée des fréquences de survie)
et les limites de confiance de la moyenne vraie*

AGE	P	\bar{x}	$P - \bar{x}$	s	$\frac{s}{3}$	$\frac{P - \bar{x}}{s/3}$	$\frac{s}{2}$	$\frac{P - \bar{x}}{s/2}$
100	0,0	0,4	- 0,4					
99	0,4	0,4	0					
98	0,8	0,9	- 0,1					
97	1,3	1,3	0					
96	1,8	2,3	- 0,5					
95	2,5	1,9	0,6	1,60	0,54	1,11	0,80	0,75
94	3,4	3,4	0,0	1,92	0,64	0,—	0,96	0,0
93	4,5	4,8	- 0,3	0,91	0,31	0,96	0,46	0,65
92	5,8	6,9	- 1,1	1,06	0,35	3,14	0,53	2,07
91	7,3	7,6	- 0,3	0,68	0,21	1,48	0,32	0,98
90	8,0	8,7	- 0,7	1,38	0,46	1,62	0,69	1,01
89	10,6	9,5	+ 1,1	1,91	0,64	1,71	0,96	1,15
88	12,3	12,7	- 0,4	2,57	0,86	0,46	1,29	0,32
87	14,4	15,8	- 1,4	2,96	0,99	1,41	1,43	0,94
86	17,1	16,0	+ 1,1	2,90	0,97	1,13	1,45	0,75
85	20,3	20,3	0,0	1,35	0,45	0,—	0,70	0,0
84	24,0	24,1	- 0,1	3,90	1,30	0,77	1,95	0,51
83	27,4	29,4	- 2,0	4,66	1,55	1,39	2,33	0,85
82	30,9	31,9	- 1,0	4,02	1,34	0,74	2,01	0,49
81	34,5	36,3	- 1,8	4,94	1,65	1,09	2,47	0,72
80	37,4	38,6	- 1,2	5,58	1,86	0,64	2,79	0,43
79	41,2	42,9	- 1,7	4,36	1,45	1,17	2,18	0,77
78	43,9	47,1	- 3,2	3,16	1,05	3,00	1,58	2,08
77	47,0	50,6	- 3,6	3,70	1,23	2,90	1,85	1,95
76	50,0	51,1	- 1,1	5,05	1,68	0,65	2,02	0,54
75	53,3	52,0	+ 1,3	2,50	0,83	1,57	1,25	1,04
74	57,0	56,4	+ 0,6	3,94	1,31	0,45	1,97	0,30
73	60,0	60,9	- 0,9	5,20	1,73	0,52	2,60	0,34
72	62,8	61,3	+ 1,5	4,58	1,53	0,97	2,29	0,55
71	65,4	62,4	+ 3,0	5,29	1,76	1,71	2,64	1,14
70	68,0	69,4	- 1,4	4,25	1,42	0,98	2,12	0,66
69	70,9	72,9	- 2,0	4,45	1,48	1,35	2,22	0,90

RÉSULTATS

$\frac{P - \bar{x}}{s/3} < 1$ soit $P - \bar{x} < \frac{s}{3}$	dans 12 cas sur 27	Proportion $\frac{12}{27} = 0,445$
$\frac{P - \bar{x}}{s/2} < 1$ soit $P - \bar{x} < \frac{s}{2}$	dans 20 cas sur 27	Proportion $\frac{20}{27} = 0,740$

TABLEAU IV

Nombre de décès anormaux pour la période 1957 à 1962

AGE	NOMBRE	AGE	NOMBRE	AGE	NOMBRE
77	4	83	0	89	3
78	6	84	1	90	3
79	3	85	5	91	2
80	4	86	0	92	1
81	3	87	2	93	1
82	4	88	2	94	3

Moyenne 2,88 pour 5 ans par promotion soit environ 1 décès pour 2 ans.