

ROYAUME DE BELGIQUE

MINISTÈRE DE L'INTÉRIEUR ET DE LA SANTÉ PUBLIQUE

Office Central de Statistique

Tables de Mortalité de la Population Belge

1928 - 1932

RECENSEMENT GÉNÉRAL DE LA POPULATION AU 31 DÉCEMBRE 1930

TOME VII



KONINKRIJK BELGIË

MINISTERIE VAN BINNENLANDSCHE ZAKEN EN VOLKSGEZONDHEID

Centrale Dienst voor de Statistiek

Sterftetafels voor de Belgische Bevolking

1928 - 1932

ALGEMEENE VOLKSTELLING VAN 31 DECEMBER 1930

VII^e BOEKDEEL

TABLES DE MORTALITÉ DE LA POPULATION BELGE

STERFTETAFELS VOOR DE BELGISCHE BEVOLKING

ROYAUME DE BELGIQUE

MINISTÈRE DE L'INTÉRIEUR ET DE LA SANTÉ PUBLIQUE

Office Central de Statistique

Tables de Mortalité de la Population Belge

1928 - 1932

RECENSEMENT GÉNÉRAL DE LA POPULATION AU 31 DÉCEMBRE 1930

TOME VII



KONINKRIJK BELGIË

MINISTERIE VAN BINNENLANDSCHE ZAKEN EN VOLKSGEZONDHEID

Centrale Dienst voor de Statistiek

Sterftetafels voor de Belgische Bevolking

1928 - 1932

ALGEMEENE VOLKSTELLING VAN 31 DECEMBER 1930

VII. BOEKDEEL

TABLE DES MATIÈRES

CHAPITRE I.	
Historique des tables belges de mortalité	7
CHAPITRE II.	
Vœux émis par l'Institut International de Statistique	9
CHAPITRE III.	
Notions théoriques :	
1. — Eléments fondamentaux	10
2. — Formules de Knapp et de Zeuner dans le cas d'une population fermée	10
3. — Représentation de Lexis	12
4. — Recherche du taux de survie dans le cas d'une population fermée	13
5. — Recherche du taux de survie dans le cas d'une population soumise aux mouvements migratoires	14
6. — Taux de survie et de mortalité aux premiers âges de la vie	15
CHAPITRE IV.	
Application de la théorie aux statistiques démographiques belges :	
1. — Choix de la période d'observation	16
2. — Formules de Knapp et de Zeuner dans le cas qui précède	17
3. — Eléments dont on doit pouvoir disposer pour établir la table actuelle. Eléments dont on dispose	18
4. — Calcul de la population au 31 décembre 1928, 1929, 1931 et 1932	19
5. — Calcul de la répartition des décès par âge et par année de naissance	21
6. — Mouvements migratoires	21
7. — Formules de Knapp et de Zeuner appliquées à la statistique belge	21
CHAPITRE V.	
Ajustement des tables :	
1. — Introduction	23
2. — Exposé sommaire de la méthode de King et Hardy	24
CHAPITRE VI.	
Les fonctions biométriques :	
1. — Tables de survie	29
2. — Tables de vie moyenne	29
3. — Tables de vie probable	31
4. — Taux instantané de mortalité	31
5. — Force de survie ou vitalité moyenne	34
CHAPITRE VII.	
Analyse des résultats :	
1. — Taux de mortalité	36
a) Population entière	36
b) Population de chaque sexe	37
2. — Table de survie	38
a) Table de survie pour la population entière	38
b) Résultats pour chaque sexe	40
3. — La vie moyenne	42
4. — La vie probable	44
5. — Taux instantané de mortalité et vitalité moyenne	45
6. — Comparaisons internationales	46
7. — Ajustement des tables actuelles	50
Table de mortalité brute pour hommes	51
Table de mortalité brute pour femmes	53
Table de mortalité brute, population des deux sexes	55
Table de mortalité ajustée pour hommes	57
Table de mortalité ajustée pour femmes	59
Table de mortalité ajustée, population des deux sexes	61

INHOUDSTAFEL

HOOFDSTUK I.	
Geschiedkundig overzicht van de Belgische sterftetafels	7
HOOFDSTUK II.	
Wenschen uitgedrukt door het Internationaal Instituut voor de Statistiek	9
HOOFDSTUK III.	
Theoretische begrippen :	
1. — Grondelementen	10
2. — Formules van Knapp en van Zeuner voor een besloten bevolking	10
3. — Voorstelling van Lexis	12
4. — Berekening van de overlevingskans bij een besloten bevolking	13
5. — Berekening van de overlevingskans bij een door de verhuizingsbeweging beïnvloede bevolking	14
6. — Overlevings- en sterftetekans in de eerste levensjaren	15
HOOFDSTUK IV.	
Toepassing van de theorie op de Belgische demografische statistieken :	
1. — Keuze van de waarnemingsperiode	16
2. — Formules van Knapp en Zeuner in voormeld geval	17
3. — Gegevens waarover men moet kunnen beschikken voor het opmaken van de huidige tafel. Gegevens waarover men beschikt	18
4. — Berekening van de bevolking op 31 December 1928, 1929, 1931 en 1932	19
5. — Berekening van de indeeling der sterfte naar leeftijd en geboortjaar	21
6. — Verhuizingsbewegingen	21
7. — Toepassing van de formules van Knapp en Zeuner op de Belgische statistiek	21
HOOFDSTUK V.	
Justeering van de tafels :	
1. — Inleiding	23
2. — Beknopte uiteenzetting der methode van King en Hardy	24
HOOFDSTUK VI.	
Biometrische functies :	
1. — Overlevingstafels	29
2. — Tafels van gemiddelden levensduur	29
3. — Tafels van waarschijnlijken levensduur	31
4. — Oogenblikkelijke sterftetekans	31
5. — Overlevingskracht of gemiddelde levenskracht	34
HOOFDSTUK VII.	
Overzicht van de uitkomsten :	
1. — Sterftetekansen	36
a) Gezamenlijke bevolking	36
b) Bevolking elker geslacht	37
2. — Overlevingstafel	38
a) Overlevingstafel voor de gezamenlijke bevolking	38
b) Uitkomsten voor elk geslacht	40
3. — Gemiddelde levensduur	42
4. — Waarschijnlijke levensduur	44
5. — Oogenblikkelijke sterftetekans en gemiddelde levenskracht	45
6. — Internationale vergelijkingen	46
7. — Justeering van de huidige tafels	50
Bruto-sterftetafel voor mannen	51
Bruto-sterftetafel voor vrouwen	53
Bruto-sterftetafel voor de bevolking van beide geslachten	55
Gejusteerde sterftetafel voor mannen	57
Gejusteerde sterftetafel voor vrouwen	59
Gejusteerde sterftetafels voor de bevolking van beide geslachten	61

CHAPITRE I

Historique des tables belges de mortalité

La première table belge de mortalité a été dressée par Quetelet et Smits en 1832. Elle figure dans un travail intitulé *Recherches sur la reproduction et la mortalité de l'homme aux différents âges et sur la population de la Belgique*.

Précédemment déjà, en 1827, Quetelet avait publié une table de mortalité dans ses *Recherches sur la population, les naissances, les décès, les prisons, les dépôts de mendicité, etc... dans le Royaume des Pays-Bas*, travail inséré dans les *Mémoires de l'Académie Royale de Bruxelles* et dans la *Correspondance mathématique et physique*.

Le tome IV du *Bulletin de la Commission Centrale de Statistique* renferme des tables de mortalité calculées par Quetelet en se basant sur les listes mortuaires de 1841 à 1843.

En 1853 et 1860, Quetelet calcula deux nouvelles tables de mortalité, la première à l'aide des résultats du recensement de 1846 et des listes mortuaires de la période 1841-1850, la seconde, à l'aide des données du recensement de 1856 et des décès de 1846 à 1856. Ces tables figurent dans les tomes V et VIII du *Bulletin de la Commission Centrale de Statistique*.

Les premières tables de Quetelet ont été dressées en se basant sur l'hypothèse d'une population stationnaire (hypothèse de Halley); les deux dernières, à l'aide de la méthode utilisée en Allemagne et préconisée par Wargentin.

A son ouvrage sur le *Calcul des probabilités et la théorie des erreurs*, Liagre annexa une table de mortalité établie d'après la formule d'Euler, à l'aide des naissances et des décès enregistrés de 1841 à 1850, dans l'hypothèse d'une population croissant en progression géométrique.

Le tome XVII du *Bulletin de la Commission Centrale de Statistique* contient des tables de mortalité et de survie et des tables de population pour la Belgique, établies au moyen de statistiques officielles de 1880 à 1890 et calculées par J.-M.-J. Leclerc.

Ce travail renferme :

- 1° des tables de mortalité déduites
 - a) de la formule de Bertillon ;
 - b) de celle usitée en Allemagne ;
 - c) de celle d'Euler ;

2° une table de mortalité intermédiaire obtenue en prenant la moyenne des indications fournies par les pré-

HOOFDSTUK I

Geschiedkundig overzicht van de Belgische sterftetafels

De eerste Belgische sterftetafel werd opgemaakt door Quetelet en Smits in 1832. Zij is verschenen in een werk getiteld *Recherches sur la reproduction et la mortalité de l'homme aux différents âges et sur la population de la Belgique*.

Reeds vroeger, in 1827, had Quetelet een sterftetafel uitgegeven in zijn *Recherches sur la population, les naissances, les décès, les prisons, les dépôts de mendicité, etc... dans le Royaume des Pays-Bas*, verschenen in de *Mémoires de l'Académie Royale de Bruxelles* en in de *Correspondance mathématique et physique*.

Boekdeel IV van het *Bulletin de la Commission Centrale de Statistique* bevat de door Quetelet berekende sterftetafels op grond van de sterflijsten van 1841 tot 1843.

In 1853 en in 1860 berekende Quetelet twee nieuwe sterftetafels, de eerste met behulp van de uitkomsten der telling van 1846 en van de sterflijsten over het tijdvak 1841-1850, de tweede met behulp van de gegevens der telling van 1856 en van de sterfgevallen van 1846 tot 1856. Deze tafels zijn verschenen in boekdeelen V en VIII van het *Bulletin de la Commission Centrale de Statistique*.

De eerste tafels van Quetelet werden opgemaakt op grond van de hypothese eener stationnaire bevolking (hypothese van Halley); de twee laatste met behulp van de methode aangewend in Duitschland en aangeprezen door Wargentin.

Bij zijn werk *Calcul des probabilités et la théorie des erreurs*, voegde Liagre een sterftetafel opgemaakt met behulp van de geboorten en sterfgevallen opgenomen van 1841 tot 1850, volgens de formule van Euler, op hypothese eener naar geometrische progressie aangroeiende bevolking.

Boekdeel XVII van het *Bulletin de la Commission Centrale de Statistique* bevat sterfte- en overlevingstafels, zoomede bevolkingstafels voor België, opgemaakt door middel van officieele statistieken over het tijdvak 1880 tot 1890 en berekend door J.-M.-J. Leclerc.

Dit werk bevat :

- 1° sterftetafels afgeleid
 - a) uit de formule van Bertillon ;
 - b) uit die in gebruik in Duitschland ;
 - c) uit die van Euler ;

2° een tusschentafel van de sterfte opgemaakt met behulp van de gemiddelden der gegevens uit de voor-

cédentes pour chaque âge et chaque catégorie de survivants.

Le même auteur a publié en 1905 des nouvelles tables de mortalité ou de survie dressées au moyen de statistiques officielles de 1891 à 1900, et à l'aide de la formule logarithmique de Bertillon.

Elles concernent l'ensemble du Royaume, le groupe des localités de moins de 2,000 habitants, des autres communes, et chacune des neuf provinces.

Enfin, en 1904, l'actuariat de la Caisse d'Épargne et de Retraite a élaboré des tables de mortalité basées sur les résultats des recensements décennaux de 1880, 1890 et 1900, et les listes mortuaires des années 1892 à 1901 et calculées dans l'hypothèse d'une population non influencée par les migrations, à l'aide de la formule de Knapp et de Zeuner encore utilisée de nos jours.

Ces tables sont ajustées par la formule de Makeham pour les âges compris entre 20 et 91 ans, formule dont on a calculé les paramètres en se servant de la méthode empirique de Tobie Mayer.

Si au cours des temps, les méthodes de calcul pour la résolution d'un problème théoriquement si simple, ont varié, c'est parce que les observations sont devenues plus précises. Certaines hypothèses auxquelles on devait avoir recours, il y a un siècle, pour obvier à la déficience des observations, ne seraient d'ailleurs plus justifiables actuellement eu égard aux conditions démographiques de nos jours.

gaande, voor elken leeftijd en elke categorie van overlevenden.

Genoemde schrijver heeft in 1905 nieuwe sterfte- of overlevingstafels uitgegeven, opgemaakt door middel van officieele statistieken over het tijdvak 1891 tot 1900 en met behulp van de logarithmische formule van Bertillon.

Zij hebben betrekking op het heele Rijk, de groep gemeenten met minder dan 2,000 inwoners, de overige gemeenten en op elke der negen provincies.

Ten slotte heeft in 1904 de actuariële dienst der Spaar- en Lijfrentekas sterftetafels opgemaakt steunende op de uitkomsten der tienjaarlijksche tellingen van 1880, 1890 en 1900, zoomede op de sterflijsten der jaren 1892 tot 1901 en berekend op hypothese van een niet door de verhuizingen beïnvloede bevolking, met behulp van de formule van Knapp en van Zeuner, die thans nog gebruikt wordt.

Deze tafels zijn gejusteerd voor de leeftijden begrepen tusschen 20 en 91 jaar door de formule van Makeham, waarvan de parameters berekend zijn door middel van de empirische methode van Tobie Mayer.

Zoo de berekeningsmethoden voor de oplossing van een op theoretisch gebied zoo eenvoudig vraagstuk in den loop der tijden veranderd zijn, is dit te wijten aan het feit dat de waarnemingen nauwkeuriger zijn geworden. Sommige veronderstellingen tot dewelke men, een eeuw geleden, zijn toevlucht moest nemen om de ontoereikendheid der waarnemingen tegemoet te komen, zouden thans, ten aanzien van de hedendaagsche demografische omstandigheden trouwens niet meer te rechtvaardigen zijn.

CHAPITRE II.

Vœux émis par l'Institut International de Statistique

A sa session de Madrid, en 1931, l'Institut International de Statistique, dans le but d'assurer une meilleure comparabilité des tables de mortalité calculée pour la population totale de divers pays, a recommandé :

1° que le classement des décédés servant de base au calcul des tables soit établi à la fois d'après l'année d'âge et l'année de naissance ;

2° que ces tables soient calculées pour des périodes de 2 à 5 ans encadrant un recensement, c'est-à-dire de 2 à 4 ans quand le recensement a lieu à une date voisine du 1^{er} janvier et de 3 ou 5 ans quand le recensement a lieu à une date voisine du 1^{er} juillet.

Ces vœux furent adoptés à la suite d'une communication de M. Huber, directeur de la Statistique Générale de la France, sur l'unification des tables de mortalité. Comme on le constate, ils laissent libre le choix de la méthode de calcul. D'ailleurs, comme le dit M. Huber, il est impossible de recommander avec succès une méthode de calcul unique ; le procédé de calcul suivi par les divers pays dépend de l'expérience acquise en la matière, du soin d'assurer la comparabilité entre les tables successives et surtout des renseignements mis à la disposition des calculateurs.

Au surplus, on peut se demander si l'adoption d'une méthode unique modifierait les résultats obtenus au point que les conclusions à tirer d'une comparaison internationale en seraient profondément altérées.

Si l'on consulte les tables de mortalité actuellement dressées dans les divers pays, on constate qu'elles reposent presque toutes sur la détermination de quotients de mortalité ; ceux-ci sont obtenus à l'aide de renseignements provenant des recensements généraux de la population et des données annuelles du mouvement de la population et de l'état civil.

La méthode préconisée par Laplace dans son *Essai philosophique sur les probabilités* (1818) et qui consiste à suivre l'extinction des diverses générations, n'est plus guère entièrement employée que dans les Pays-Bas. Elle est toutefois encore adoptée dans de nombreux pays pour les premiers âges de la vie.

Quant à la méthode de Halley, basée sur l'hypothèse d'une population stationnaire et recourant uniquement à l'emploi des listes mortuaires, elle n'est plus en usage. Il en est d'ailleurs de même de la méthode d'Euler, employée en Belgique par Liagre en 1850 et dont il a été question plus haut.

HOOFDSTUK II.

Wenschen uitgedrukt door het Internationaal Instituut voor de Statistiek

In zitting van 1931 te Madrid werd door het Internationaal Instituut voor de Statistiek, met het oog op meer onderlinge vergelijkbaarheid van de voor de totale bevolking van verschillende landen berekende sterftetafels, aanbevolen :

1° dat de indeeling van de overledenen, die aan de berekening der tafels ten grondslag ligt, tevens naar leeftijdsjaar en naar geboortjaar geschiede ;

2° dat deze tafels berekend worden over perioden van 2 tot 5 jaren die een telling insluiten, 't is te zeggen van 2 tot 4 jaren, wanneer de telling geschiedt omstreeks 1^{en} Januari, en van 3 of 5 jaren, wanneer zij omstreeks 1^{en} Juli plaats heeft.

Deze wenschen werden aangenomen naar aanleiding van een mededeeling van den H. Huber, directeur van de Algemeene Statistiek van Frankrijk, betreffende de eenmaking van de sterftetafels. Zooals men ziet is daarbij de keuze van de berekeningsmethode vrijgelaten. Het is, zooals de H. Huber zegt, trouwens onmogelijk met succes één enkele berekeningsmethode aan te bevelen ; de methode die door de verschillende landen gevolgd wordt hangt af van de desbetreffende ervaring, van de zorg om onderlinge vergelijkbaarheid van de achtereenvolgende tafels en vooral van de ter beschikking der berekenaars gestelde inlichtingen.

Daarenboven mag men zich afvragen of de aanneming van één enkele methode de bekomen uitkomsten zoodanig zou wijzigen, dat de conclusiën uit een internationale vergelijking er grondige verandering door zouden ondergaan.

Raadpleegt men de thans in de verschillende landen opgemaakte sterftetafels, dan bevindt men dat schier alle steunen op de bepaling van de sterftequotienten ; deze laatste worden bekomen met behulp van de inlichtingen voortvloeiende uit de algemeene volkstellingen en uit de jaarlijksche gegevens van den loop der bevolking en de beweging van den burgerlijken stand.

De methode aangeprezen door Laplace in zijn *Essai philosophique sur les probabilités* (1818) en die bestaat in het nagaan van het verdwijnen der onderscheiden generaties, wordt thans schier niet geheel meer gebruikt dan in Nederland. In talrijke landen wordt zij echter nog aangewend voor de eerste levensjaren.

Wat betreft de methode van Halley, die gesteund is op de onderstelling van een stationnaire bevolking en uitsluitend gebruik maakt van de sterflijsten, deze wordt niet meer gebruikt. Hetzelfde geldt trouwens voor de methode van Euler, welke in 1850 in België gebruikt werd door Liagre en waarvan hierboven sprake is.

Notions théoriques

1. — Éléments fondamentaux.

Les éléments fondamentaux d'une table de mortalité sont, d'une part, la probabilité pour les habitants de chaque âge de vivre encore 1 an, et, d'autre part, la probabilité des habitants de chaque âge de décéder avant d'avoir atteint leur anniversaire suivant.

Soit l_x le nombre de vivants d'âge x et l_{x+1} le nombre de survivants parmi les l_x personnes ci-dessus, à l'âge $x+1$.

La probabilité qu'a une personne d'âge x de vivre encore 1 an est égale à :

$$p_x = \frac{l_{x+1}}{l_x}$$

La seconde probabilité q_x dont il est question plus haut, est égale au rapport du nombre d_x des décès survenus dans le cours d'un an au nombre l_x des personnes d'âge x qui ont été observées.

$$q_x = \frac{d_x}{l_x}$$

Mais,

Doch,

$$d_x = l_x - l_{x+1}$$

Dès lors,

Bijgevolg,

$$p_x = \frac{l_x - d_x}{l_x} = 1 - \frac{d_x}{l_x} = 1 - q_x$$

La connaissance de l'un des coefficients p_x ou q_x permet de déterminer facilement l'autre.

Zoodra een der coëfficiënten p_x of q_x bekend is, kan de andere gemakkelijk bepaald worden.

2. — Formules de Knapp et de Zeuner dans le cas d'une population fermée.

Les quelques notions préliminaires ci-dessus montrent que pour obtenir soit le taux de survie, soit le taux de décès à un âge déterminé, il faut observer un groupe d'habitants de cet âge pendant un an, compter combien d'entre eux sont morts avant leur anniversaire suivant, et effectuer ensuite les divisions.

Theoretische begrippen

1. — Grondelementen.

De grondelementen eener sterftetafel bestaan eensdeels in de waarschijnlijkheid, voor de inwoners van elken leeftijd, nog 1 jaar te leven, en anderdeels in de waarschijnlijkheid, voor de inwoners van elken leeftijd, te sterven, alvorens hun volgenden verjaardag te hebben bereikt.

Veronderstellen wij dat l_x het aantal levenden met een leeftijd x vertegenwoordigt, en l_{x+1} het aantal overlevenden onder de l_x personen hierboven op den leeftijd $x+1$.

De waarschijnlijkheid voor een persoon met den leeftijd x van nog 1 jaar te leven is gelijk aan :

De tweede waarschijnlijkheid q_x waarvan hierboven sprake is, is gelijk aan de verhouding van het aantal d_x sterfgevallen gedurende een jaar tot het aantal l_x personen met den leeftijd x die werden beoogd.

2. — Formules van Knapp en van Zeuner voor een besloten bevolking.

De enkele inleidende begrippen hierboven toonen aan dat men, om hetzij de overlevingskans, hetzij de sterftekans te bekomen op een bepaalden leeftijd, een groep inwoners van dien leeftijd moet nagaan gedurende een jaar, tellen hoeveel personen hiervan gestorven zijn vóór hun volgende verjaring en daarna de deelingen uitvoeren.

Seules les compagnies d'assurances peuvent effectuer de telles observations. Un service de statistique ne peut pousser aussi loin ses investigations ; il doit donc avoir recours pour les déterminations de p_x non plus uniquement à l'observation, mais à la fois à l'observation et au calcul.

Supposons donc que nous voulions établir le taux de survie des personnes ayant atteint leur vingtième année au cours de l'année 1930, et que nous connaissions le nombre de personnes âgées de 20 à moins de 21 ans le 31 décembre 1930. D'après les symboles donnés dans le numéro précédent.

$$p_{20} = \frac{l_{21}}{l_{20}}$$

Dans cette formule l_{20} est le nombre de personnes ayant atteint leur 20^e anniversaire au cours de l'année 1930 et l_{21} le nombre de ces habitants ayant atteint leur 21^e anniversaire.

En première approximation, considérons une population non soumise aux migrations. Nous ignorons le nombre des habitants ayant atteint leur vingtième anniversaire au cours de l'année 1930 ; mais le recensement nous fournit le chiffre des personnes âgées de 20 à moins de 21 ans au 31 décembre 1930, c'est-à-dire des personnes encore vivantes, nées en 1910. Nous représenterons ce nombre pour assurer l'homogénéité des symboles par :

$${}_{1910}L_{20}^{1930}$$

Le nombre l_{20} de personnes ayant atteint l'âge de 20 ans au cours de l'année 1930 est égal, dans le cas d'une population non soumise aux migrations, à ${}_{1910}L_{20}^{1930}$ augmenté du nombre de décédés âgés de 20 ans à moins de 21 ans, nés en 1910, c'est-à-dire ayant atteint leur 20^e anniversaire en 1930. En vertu de ce qui précède :

$$l_{20} = {}_{1910}L_{20}^{1930} + {}_{1910}d_{20}^{1930}$$

De ces l_{20} individus, il en reste ${}_{1910}L_{20}^{1930}$ le 31 décembre 1930 ; parmi ces ${}_{1910}L_{20}^{1930}$ individus, un certain nombre vont mourir en 1931, avant d'avoir atteint leur 21^e année ; nous représenterons ce nombre par ${}_{1910}d_{20}^{1931}$: nombre de décès, en 1931, de personnes âgées de 20 à moins de 21 ans, nées en 1910.

$$l_{21} \text{ est donc égal à } {}_{1910}L_{20}^{1930} - {}_{1910}d_{20}^{1931}$$

On aura par conséquent :

$$p_{20} = \frac{{}_{1910}L_{20}^{1930} - {}_{1910}d_{20}^{1931}}{{}_{1910}L_{20}^{1930} + {}_{1910}d_{20}^{1930}}$$

Alleen de verzekeringsmaatschappijen kunnen zulke waarnemingen doen. Een statistische dienst kan zijn navorsingen zoover niet drijven ; bijgevolg moet hij voor de bepaling van p_x niet meer uitsluitend op waarneming doch op waarneming en tevens berekening steunen.

Veronderstellen wij dus de overlevingskans te willen bepalen van de personen, die den twintigjarigen leeftijd bereikt hebben in den loop van het jaar 1930, en bekend te zijn met het aantal personen die op 31^{en} December 1930, 20 tot minder dan 21 jaar oud waren. Volgens de symbolen vermeld onder voorgaand nummer heeft men,

In deze formule is l_{20} het aantal personen, die hun 20^{en} verjaardag hebben bereikt in den loop van het jaar 1930, en l_{21} het aantal dezer inwoners, die hun 21^{en} verjaardag hebben bereikt.

Laten we, ter eerste benadering, een bevolking beschouwen, die niet aan den invloed der verhuizingsbeweging onderworpen is. Wij kennen het aantal inwoners niet, die hun twintigsten verjaardag hebben bereikt in het jaar 1930, doch de telling verstrekt ons het cijfer der personen van 20 tot minder dan 21 jaar op 31^{en} December 1930, het is te zeggen van de personen geboren in 1910 die nog in leven zijn. Om de homogeniteit der symbolen te verzekeren, zullen wij dit getal voorstellen door :

Het aantal l_{20} der personen die in 1930 20 jaar oud zijn geworden is gelijk, zoo men een niet door verhuizingsbeweging beïnvloede bevolking beschouwt, aan ${}_{1910}L_{20}^{1930}$ vermeerderd met het aantal overledenen van 20 tot minder dan 21 jaar, geboren in 1910, het is te zeggen hebbende hun 20^{en} verjaardag bereikt in 1930. Op grond van hetgeen voorafgaat heeft men :

Van deze l_{20} personen blijven er ${}_{1910}L_{20}^{1930}$ over op 31^{en} December 1930 ; onder deze ${}_{1910}L_{20}^{1930}$ personen zullen er een zeker aantal overlijden in 1931, alvorens hun 21^{en} jaar te hebben bereikt ; dit getal zullen wij voorstellen door ${}_{1910}d_{20}^{1931}$: aantal sterfgevallen in 1931 van personen van 20 tot minder dan 21 jaar, geboren in 1910.

$$l_{21} \text{ is dus gelijk aan } {}_{1910}L_{20}^{1930} - {}_{1910}d_{20}^{1931}$$

Bijgevolg heeft men :

Généralement, on aura :

$$p_x = \frac{\frac{1930}{1930-x} L_x - \frac{1931}{1930-x} d_x}{\frac{1930}{1930-x} L_x + \frac{1930}{1930-x} d_x}$$

C'est la formule de Knapp et Zeuner. Si l'on se souvient que :

$$q_x = 1 - p_x,$$

on en tire,

$$q_x = \frac{\frac{1930}{1930-x} d_x + \frac{1931}{1930-x} d_x}{\frac{1930}{1930-x} L_x + \frac{1930}{1930-x} d_x}$$

3. — Représentation de Lexis.

La formule que nous venons de trouver apparaît plus clairement lorsqu'on se réfère à la représentation de Lexis.

Considérons (graphique I) deux axes rectangulaires Ot (axe des temps) et Oy (axe des âges). A un point N de l'axe des temps correspond une naissance qui s'est produite à un temps ON après l'origine. Une droite quelconque NM limitée à un point M indique que l'individu né au temps ON est décédé à l'âge correspondant à l'ordonnée du point M . Une droite telle que NM est appelée ligne de vie ; un point tel que M est un point mortuaire.

Pour un émigrant né en Belgique, la ligne de vie correspond à la durée de son séjour dans le pays. Pour un immigrant, la ligne de vie ne commence pas à sa naissance, mais bien à l'âge qu'il avait au moment où il est entré dans le pays ; le pied de sa ligne de vie coïncide avec la date de sa naissance.

Supposons que l'on représente l'année d'âge et l'année de temps ou année du calendrier par des longueurs égales ; le plan est alors divisé en carrés correspondant à ces années et l'on voit aisément, en supposant une population non soumise aux mouvements migratoires, que :

1° chaque tranche verticale contient toutes les lignes de vie relatives aux individus nés au cours de l'année du calendrier correspondant à la tranche envisagée ;

2° les tranches horizontales contiennent les points mortuaires relatifs aux personnes décédées ayant un âge correspondant à celui de la tranche envisagée ;

3° chaque tranche oblique délimitée par deux diagonales successives contient les points mortuaires correspondant aux décès survenus au cours d'une même année qui est indiquée par la base inférieure de la tranche ;

4° chaque diagonale correspond au 31 décembre à minuit ; toutes lignes de vie qui coupent une diagonale, indiquent le nombre de personnes encore en vie au 31 décembre de l'année à laquelle la diagonale se réfère ;

In 't algemeen luidt dit :

Dit is de formule van Knapp en Zeuner. Herinnert men zich dat :

dan bekomt men,

3. — Voorstelling van Lexis.

De hierboven gevonden formule wordt duidelijker als men de voorstelling van Lexis onder oogen neemt.

Wij hebben dus (graphiek I) twee assen die elkaar rechthoekig snijden : Ot (tijd-as) en Oy (leeftijd-as). Een punt N op de tijd-as komt overeen met een geboorte die zich heeft voorgedaan op een tijdstip ON na den oorsprong. Een rechte lijn NM eindigende op punt M duidt aan dat de op het tijdstip ON geboren persoon gestorven is op den leeftijd overeenkomende met de ordinaat van punt M . Een rechte lijn gelijk NM noemt men levenslijn en een punt gelijk M , een sterfepunt.

Voor een emigrant, die in België geboren is, komt de levenslijn overeen met den duur van zijn verblijf in het land. Voor een immigrant begint de levenslijn niet aan zijn geboorte, doch aan zijn leeftijd op het oogenblik van zijn aankomst in het land ; de voet van zijn levenslijn komt uit op den datum zijner geboorte.

Veronderstellen wij dat het leeftijdsjaar en het tijdsjaar of kalenderjaar voorgesteld wezen door gelijke lengten ; dan bevindt zich het vlak verdeeld in vierkanten die met deze jaren overeenstemmen, en veronderstellende dat de bevolking door geen verhuizingsbeweging beïnvloed weze, ziet men dan al dadelijk :

1° dat elke verticale schijf al de levenslijnen bevat over de personen die geboren zijn in den loop van het kalenderjaar dat overeenstemt met de beoogde schijf ;

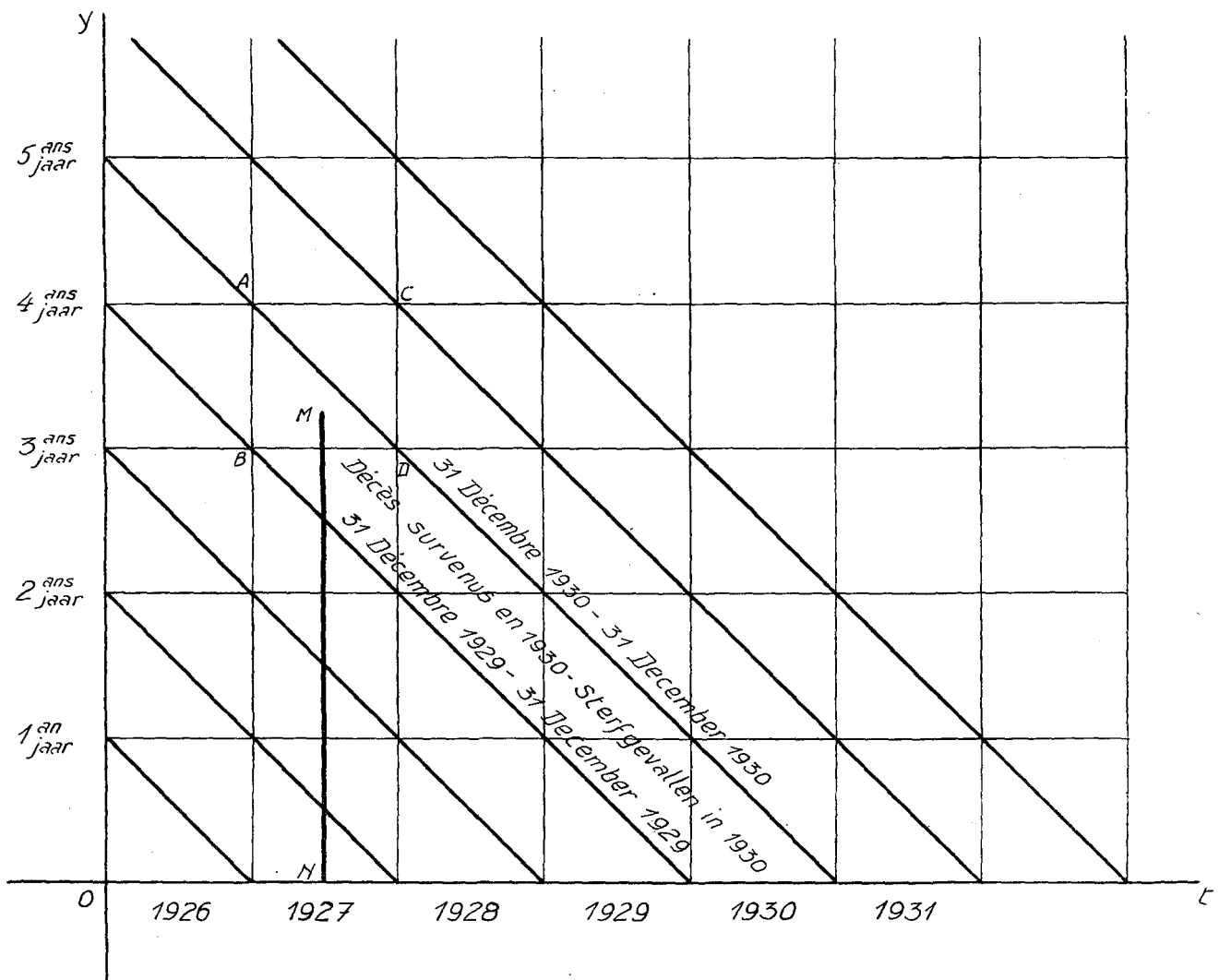
2° dat de horizontale schijven al de sterfepunten bevatten van de personen die overleden zijn op een leeftijd overeenkomende met de beoogde schijf ;

3° dat elke schuine schijf begrensd door twee opeenvolgende diagonalen al de sterfepunten bevat, die overeenstemmen met de sterfgevallen die zich hebben voorgedaan in den loop van eenzelfde jaar aangeduid door de benedenbasis der schijf.

4° dat elke diagonaal overeenkomt met 31^{en} December middernacht ; alle levenslijnen die een diagonaal snijden duiden het aantal personen aan, die nog in leven zijn op 31^{en} December van het jaar waarop de diagonaal betrekking heeft ;

Diagramme de Lexis

Diagram van Lexis



5° le nombre de personnes ayant atteint un anniversaire quelconque est indiqué par le nombre de lignes de vie coupant la ligne horizontale correspondant à cet anniversaire ;

6° le nombre de points mortuaires compris dans un triangle tel que le triangle ABD indique le nombre de personnes nées en 1927, décédées au cours de l'année 1930, entre 3 et 4 ans d'âge.

4. — Recherche du taux de survie dans le cas d'une population fermée.

Ces considérations étant admises, recherchons le taux de survie correspondant à l'âge de trois ans.

En vertu des considérations théoriques exposées plus haut, le taux de survie à l'âge de trois ans est le quotient

$\frac{p_4}{p_3}$ dans lequel p_3 est le nombre de vivants âgés de 3 ans et p_4 le nombre de personnes parmi ces vivants qui ont atteint l'âge de 4 ans.

D'après la représentation de Lexis, le taux de survie à l'âge de trois ans est égal, dans une population fermée, au nombre de lignes de vie traversant la ligne horizontale 4 ans, divisé par celui des lignes de vie coupant la ligne horizontale 3 ans.

Supposons qu'à l'aide d'un recensement, notamment, nous connaissions le nombre de personnes âgées de 3 à moins de 4 ans le 31 décembre 1930, c'est-à-dire le nombre de lignes de vie traversant la diagonale correspondant au 31 décembre 1930 ; supposons de plus que nous connaissions le nombre de décédés de chaque âge et année de naissance pour 1930 et 1931, c'est-à-dire le nombre de points mortuaires contenus dans les triangles ABD et ACD.

Appelons ${}_{1927}^{1930}L_3$ le nombre de vivants âgés de 3 à moins de 4 ans le 31 décembre 1930 ; ${}_{1927}^{1930}d_3$ et ${}_{1927}^{1931}d_3$ le nombre de décédés en 1930 et 1931 entre 3 et 4 ans, nés en 1927.

En vertu de ce que nous venons de dire, le nombre de lignes de vie traversant l'horizontale BD est égal à ${}_{1927}^{1930}L_3 + {}_{1927}^{1930}d_3$; celui des lignes de vie coupant l'horizontale AC est égal à ${}_{1927}^{1930}L_3 - {}_{1927}^{1931}d_3$

Le taux de survie est donc égal à :

$$\frac{{}_{1927}^{1930}L_3 - {}_{1927}^{1931}d_3}{{}_{1927}^{1930}L_3 + {}_{1927}^{1930}d_3}$$

Nous revenons à la formule de Knapp et Zeuner que nous avons établie plus haut pour le cas d'une population fermée.

5° dat het aantal personen die een zekeren verjaardag hebben bereikt, wordt aangeduid door het aantal levenslijnen die de horizontale met dezen verjaardag overeenstemmende lijn snijden ;

6° dat het aantal sterfjepunten bevat in een driehoek zooals ABD, het aantal personen aanduidt die geboren zijn in 1927 en overleden tijdens het jaar 1930, tusschen den 3- en 4-jarigen leeftijd.

4. — Berekening van de overlevingskans bij een besloten bevolking.

Laten wij nu, na deze consideratiën te hebben aangenomen, de overlevingskans berekenen, die overeenstemt met den leeftijd van drie jaar.

Krachtens de hierboven uiteengezette theoretische consideratiën is de overlevingskans op driejarigen leeftijd

gelijk aan het quotiënt $\frac{p_4}{p_3}$ waarin p_3 het aantal levenden van 3 jaar en p_4 het aantal personen verbeeldt die den leeftijd van 4 jaar hebben bereikt.

Volgens de voorstelling van Lexis is de overlevingskans op driejarigen leeftijd, in een besloten bevolking, gelijk aan het aantal levenslijnen die de horizontale lijn 4 jaar snijden, gedeeld door dat der levenslijnen die de horizontale lijn 3 jaar snijden.

Veronderstellen wij nu door middel van een telling namelijk het aantal personen te kennen, die op 31 December 1930, 3 tot minder dan 4 jaar oud zijn, het is te zeggen het aantal levenslijnen die de diagonaal, overeenstemmende met 31 December 1930, snijden ; veronderstellen wij bovendien het aantal overledenen te kennen van elken leeftijd en geboortjaar voor 1930 en 1931, het is te zeggen het aantal sterfjepunten bevat in de driehoeken ABD en ACD.

Drukken wij het aantal levenden van 3 tot minder dan 4 jaar op 31^{en} December 1930 uit door ${}_{1927}^{1930}L_3$ en het aantal overledenen in 1930 en 1931, van 3 tot 4 jaar, geboren in 1927, door ${}_{1927}^{1930}d_3$ en ${}_{1927}^{1931}d_3$

Krachtens het zoeven vermelde is het aantal levenslijnen, die de horizontale lijn BD snijden, gelijk aan ${}_{1927}^{1930}L_3 + {}_{1927}^{1930}d_3$; en dat der levenslijnen, die de horizontale lijn AC snijden, is gelijk aan ${}_{1927}^{1930}L_3 - {}_{1927}^{1931}d_3$

De overlevingskans is dus gelijk aan :

Wij keeren dus weer tot de formule van Knapp en Zeuner, die wij hierboven hebben bepaald bij een besloten bevolking.

5. — Recherche du taux de survie
dans le cas d'une population
soumise aux mouvements migratoires.

Pour pouvoir tenir compte des mouvements migratoires, il faudrait connaître la date de naissance des migrants et la date respective de l'entrée et de la sortie des émigrants et des immigrants; ces renseignements permettraient de tracer la ligne de vie de chacun de ces individus et de fixer l'influence de la durée de leur présence dans la suite des calculs. La date d'entrée de chaque immigrant et la date de sortie de chaque émigrant n'étant pas connues, nous serons obligés d'avoir recours à des approximations.

Supposons que la statistique annuelle nous donne la répartition des immigrants par année de naissance et année d'âge, c'est-à-dire par exemple le nombre des points d'entrée contenus dans les triangles ABD et ACD (immigrants entrés en 1930, nés en 1927 et âgés de 3 à moins de 4 ans et immigrants nés en 1927, entrés en 1931, âgés de 3 à moins de 4 ans).

Considérons d'abord les points d'entrée contenus dans le triangle ABD. Les lignes de vie de ces immigrants coupent la diagonale AD; leur somme est donc contenue dans L_3^{1930} ; mais ces personnes n'ont pas été soumises au risque de mort pendant tout l'intervalle de temps couvert par le triangle ABD; en supposant les points d'entrée uniformément répartis dans le triangle ABD, on peut considérer ces immigrants comme soumis en moyenne pendant $\frac{1}{2}$ temps au risque de mort; le nombre L_3^{1930} doit donc être diminué de $\frac{1}{2} i_3^{1930}$.

En procédant comme nous venons de le faire, nous tenons compte par erreur des immigrants dont le point d'entrée et le point mortuaire se trouvent dans le triangle ABD. Mais ces personnes doivent être en nombre peu élevé et peuvent être négligées.

Considérons maintenant les immigrants dont le point d'entrée se trouve dans le triangle ADC; les lignes de vie de ces immigrants ne sont pas comptées dans le nombre L_3^{1930} et par conséquent pas dans celui qui est obtenu pour la détermination du nombre de survivants atteignant leur 4^e anniversaire. En supposant les points d'entrée uniformément répartis dans le triangle ADC, on considérera ces immigrants comme étant soumis au décès pendant une demi-période.

Leur nombre n'interviendra donc que pour la moitié de sa valeur.

Les corrections que nous venons de calculer pour ce qui concerne les immigrants, nous les établirons par la même méthode pour les émigrants, mais en changeant les signes.

5. — Berekening van de overlevingskans
bij een door de verhuizingsbeweging
beïnvloede bevolking.

Om met de verhuizingsbeweging rekening te kunnen houden zou men den geboortedatum der verhuizers en den respectieven datum van vestiging en van vertrek der emigranten en immigranten moeten kennen; met behulp van deze inlichtingen zou de levenslijn van elk dezer personen kunnen getrokken worden en tevens de invloed worden bepaald van den duur hunner aanwezigheid in het vervolg der berekening. Daar datum van vestiging van elk immigrant en datum van vertrek van elk emigrant ons onbekend zijn, moeten wij met benaderingen omgaan.

Veronderstellen wij dat de jaarlijksche statistiek ons de indeeling verstrekt van de immigranten per geboorteen leeftijdjaar, het is te zeggen bij voorbeeld het aantal vestigingspunten bevat in de driehoeken ABD en ACD (immigranten die zich gevestigd hebben in 1930, geboren zijn in 1927 en 3 tot minder dan 4 jaar oud zijn, alsmede immigranten die geboren zijn in 1927, zich gevestigd hebben in 1931 en 3 tot minder dan 4 jaar oud zijn).

Laten wij eerst de vestigingspunten bevat in driehoek ABD beschouwen. De levenslijnen dezer immigranten snijden de diagonaal AD; haar som is dus begrepen in L_3^{1930} ; doch deze personen waren aan geen sterfttekans onderworpen gedurende het gansche tijdsverloop beslagen door driehoek ABD; veronderstelt men dat de vestigingspunten eenvormig verdeeld liggen in driehoek ABD, dan kunnen deze immigranten worden beschouwd als zijnde gemiddeld gedurende de helft van den tijd aan sterfttekans onderworpen; het getal L_3^{1930} dient dus verminderd met $\frac{1}{2} i_3^{1930}$.

Aldus handelende houden wij foutief rekening met de immigranten wier vestigingspunt en sterftepunt gelegen zijn in driehoek ABC. Doch deze personen zijn wellicht min in getal en mogen weggelaten worden.

Beschouwen wij nu de immigranten wier vestigingspunt gelegen is in driehoek ADC; de levenslijnen dezer personen zijn niet begrepen in het getal L_3^{1930} , en bijgevolg ook niet in dat welk bekomen wordt voor de bepaling van het aantal overlevenden die hun 4^{en} verjaardag bereiken. Veronderstelt men dat de vestigingspunten eenvormig verdeeld liggen in driehoek ADC, dan beschouwt men deze immigranten als zijnde aan sterfttekans onderworpen tijdens een halve periode.

Hun aantal komt dus slechts voor de helft in aanmerking.

De aldus verbeterde berekeningen, wat de immigranten betreft, zullen wij naar dezelfde methode toepassen op de emigranten, mits verandering evenwel van de teekens.

Si nous supposons un excédent i d'immigrations, on aura :

Veronderstellen wij een overschot i van immigratie, dan hebben wij :

$$p_3 = \frac{1930 L_3 - \frac{1}{2} 1927 i_3 + \frac{1}{2} 1931 i_3 - 1927 d_3}{1930 L_3 - \frac{1}{2} 1927 i_3 + \frac{1}{2} 1931 i_3 + 1927 d_3}$$

ou plus généralement :

of in 't algemeen :

$$p_x = \frac{1930 L_x - \frac{1}{2} 1930 i_x + \frac{1}{2} 1931 i_x - 1930 d_x}{1930 L_x - \frac{1}{2} 1930 i_x + \frac{1}{2} 1931 i_x + 1930 d_x}$$

$$q_x = 1 - p_x = \frac{1930 d_x + 1931 d_x}{1930 L_x + 1930 d_x - \frac{1}{2} 1930 i_x + \frac{1}{2} 1931 i_x}$$

Nous verrons plus loin que même sous cette forme, la formule précédente n'est pas encore applicable à la statistique belge.

Verder zullen wij zien dat bovenstaande formule, zelfs in dezen vorm, nog niet op de Belgische statistiek toepasselijk is.

6. — Taux de survie et de mortalité aux premiers âges de la vie.

Tous les auteurs sont d'accord pour estimer que, pour ce qui concerne les premiers âges de la vie, les taux de mortalité sont plus exacts si l'on prend comme base des calculs, non plus les données provenant de la répartition par âge des habitants au 31 décembre de l'année, mais le chiffre des naissances enregistrées, et si l'on suit l'extinction de chaque génération en se servant des listes mortuaires.

Nous conviendrons, comme nous le verrons plus loin, de ne limiter cette exception qu'aux enfants âgés de moins de 1 an.

Dans le cas d'une population fermée, on aura, en se reportant à la formule de Knapp et de Zeuner ou au graphique de Lexis,

6. — Overlevings- en sterftekans in de eerste levensjaren.

Alle schrijvers zijn het eens over de meening dat, wat de eerste levensjaren aangaat, de sterftekansen nauwkeuriger zijn als men hier niet meer tot berekeningsgrondslag neemt de gegevens ontleend aan de indeeling van de inwoners naar leeftijd op 31^{en} December van het jaar, doch het cijfer der opgenomen geboorten, en als men dan de verdwijning elke generatie nagaat met behulp van de sterflijsten.

Wij nemen aan, zooals wij verder zullen zien, dat deze uitzondering enkel beperkt blijve bij de kinderen beneden 1 jaar.

Bij een besloten bevolking en zich gedragende naar de formule van Knapp en Zeuner of naar de voorstelling van Lexis, heeft men :

$$q_0 = \frac{1930 d_0 + 1931 d_0}{N}$$

Si l'on considère les mouvements migratoires, la formule devient,

Houdt men rekening met de verhuizingsbeweging, dan luidt de formule,

$$q_0 = \frac{1930 d_0 + 1931 d_0}{N + \frac{1}{2} 1930 i_0 + \frac{1}{2} 1931 i_0}$$

Application de la théorie aux statistiques démographiques belges

1. — Choix de la période d'observation.

Le calcul des tables de mortalité ne peut évidemment pas se faire en se basant uniquement sur les données issues d'une seule année d'observation. On a donc recours à des données provenant de plusieurs années d'observation.

A ce point de vue, deux méthodes se trouvent en présence :

1° On calcule les taux de mortalité pour chacune des années d'observation et l'on fait la moyenne arithmétique des taux ainsi obtenus : c'est cette moyenne que l'on considère comme étant le taux à indiquer dans la table de survie ;

2° On considère l'ensemble de tous les éléments observés ou calculés pour les années prises en considération comme constituant une partie d'une expérience limitée sur une fraction du groupe général formé de toutes les têtes observées pendant la période envisagée.

Nous avons choisi cette dernière méthode parce qu'elle constitue en réalité une moyenne pondérée des taux annuels tandis que la première n'est qu'une moyenne ordinaire ; les approximations sont, comme nous le verrons plus loin, moins nombreuses dans les calculs qui d'ailleurs sont plus simples ; de plus, cette méthode est celle qui est généralement employée. Elle le fut d'ailleurs en 1904, pour le calcul des tables belges de la Caisse d'Épargne et de Retraite.

Ayant fixé le genre de moyennes à employer, nous devons déterminer la période sur laquelle portera l'observation. A cet égard, les deux conditions principales sont à remplir : la durée des observations, d'une part ; d'autre part, la position du ou des recensements par rapport à l'intervalle sur lequel portent ces relevés.

1° *Durée de la période d'observation.*

Elle varie de deux à dix ans ; la période décennale était la règle assez générale dans les pays procédant à des recensements décennaux : Allemagne, Angleterre, Belgique, Suède, Pays-Bas, etc. D'autres pays avaient adopté des durées plus courtes, 5 ou 6 ans. Pour les tables les plus récentes, on remarque qu'une tendance à la réduction de la durée des relevés mortuaires s'est nettement dessinée.

2° *Position du ou des recensements par rapport à l'intervalle d'enregistrement des décès.*

A ce point de vue, les tables de mortalité peuvent être réparties en deux groupes :

Toepassing van de theorie op de Belgische demographische statistieken

1. — Keuze van de waarnemingsperiode.

De berekening van de sterftetafels kan natuurlijk niet alleen geschieden op grond van de gegevens die voortvloeien uit een enkel jaar waarneming. Daarom maakt men gebruik van gegevens over verscheidene jaren waarneming.

Onder dit oogpunt zijn er twee methoden voorhanden :

1° Men berekent de sterftetekansen voor ieder waarnemingsjaar en zoekt het rekenkundig gemiddelde der aldus bekomen cijfers ; het is dat gemiddelde dat men beschouwt als het in de overlevingstafel op te nemen cijfer ;

2° Men beschouwt het geheel van al de waargenomen of berekende gegevens voor de beoogde jaren als zijnde een deel van een bepaalde proefneming op een gedeelte der algemeene groep, die samengesteld is uit al de waargenomen eenheden gedurende de periode in beschouwing.

Wij hebben deze laatste methode verkozen, omdat zij eigenlijk een gewogen gemiddelde vormt, dan wanneer de eerste slechts een gewoon gemiddelde geeft ; de benaderingen zijn, zooals wij verder zullen zien, minder talrijk in de berekeningen die overigens eenvoudiger zijn ; daarenboven is deze methode de meest gebruikelijke. Zij werd trouwens in 1904 gebruikt ter berekening van de Belgische tafels der Spaar- en Lijfrentekas.

Na de te gebruiken gemiddelden te hebben vastgesteld, dienen wij de periode te bepalen waarover de waarneming zal geschieden. Te dien opzichte zijn er twee hoofdvoorwaarden te vervullen : eensdeels de duur der waarnemingen ; anderdeels de ligging van de telling of tellingen met betrekking tot de tijdruimte waarop deze opnamen betrekking hebben.

1° *Duur der waarnemingsperiode.*

Deze periode schommelt tusschen twee en tien jaar ; het decennium was een tamelijk algemeene regel in de landen die tienjaarlijksche tellingen houden : Duitschland, Engeland, België, Zweden, Nederland, enz. Andere landen hadden kortere perioden aangenomen, 5 of 6 jaren. Wat de jongste tafels betreft, bemerkt men dat zich een strekking naar bekorting van den duur der sterfteopnamen duidelijk laat bespeuren.

2° *Ligging van de telling of tellingen met betrekking tot de tijdruimte der sterfteopname.*

Te dien opzichte kunnen de sterftetafels in twee groepen ingedeeld worden :

a) *Recensements encadrants* : la distribution des vivants par âge, dont on aura besoin pour l'application des formules, est déduite des deux recensements effectués au début et à la fin de l'intervalle d'enregistrement des décès. C'est le cas de toutes les tables décennales ;

b) *Recensement encadré* : le classement des vivants par âge est déduit d'un seul recensement que l'on situe ordinairement au centre de la période d'observation considérée. C'est le cas de presque toutes les tables actuellement élaborées, dont la durée est de 2, 3, 4, 5 ou 6 ans.

Nous adopterons comme période d'observation, suivant d'ailleurs en cela l'Institut International de Statistique, les années 1928 à 1932 et non plus, comme on l'a fait pour les tables belges antérieures, une période de dix ans comprise entre deux recensements consécutifs.

Cette façon de procéder présente de nombreux avantages : elle diminue le nombre de calculs, elle évite l'adoption d'hypothèses parfois peu justifiées concernant le développement de la population entre deux recensements ; pour la Belgique, il n'est pas possible d'employer une autre méthode : le territoire s'est, en effet, accru des cantons d'Eupen, Malmédy et Saint-Vith, dans lesquels il n'a pas été effectué de recensement des âges en 1920 ; enfin, le recensement de 1920 a eu lieu à une époque où la situation démographique était anormale.

a) *Insluitende tellingen* : de indeeling der levenden naar leeftijd, die men noodig heeft voor de toepassing van de formules, wordt afgeleid uit de twee tellingen gehouden bij den aanvang en op het einde der tijdruimte van opname der sterfte. Dit is het geval voor al de tienjaarlijksche tafels ;

b) *Telling ingesloten* : de rangschikking der levenden naar leeftijd wordt afgeleid uit een enkele telling, die gewoonlijk in het midden van de beoogde waarnemingsperiode gesteld wordt. Dit is het geval voor bijna al de tafels die thans worden opgemaakt en waarvan de duur 2, 3, 4, 5 of 6 jaar belooft.

Als waarnemingsperiode zullen wij derhalve, naar het voorbeeld trouwens van het Internationaal Instituut voor de Statistiek, gebruik maken van de jaren 1928 tot 1932 en niet meer, zooals men gehandeld heeft voor de voorgaande Belgische tafels, van een periode van tien jaren begrepen tusschen twee achtereenvolgende tellingen.

Deze werkwijze biedt talrijke voordeelen : zij vermindert het aantal berekeningen, vermijdt het aannemen van soms min gegronde onderstellingen betreffende den aangroei der bevolking tusschen twee tellingen in ; voor België is het niet mogelijk een andere methode te gebruiken : het grondgebied is inderdaad vergroot met de kantons Eupen, Malmédy en Sankt-Vith, waar in 1920 geen telling van de leeftijden heeft plaats gehad ; ten slotte, geschiedde de telling van 1920 op een tijdstip waarop de demographische toestand abnormaal was.

2. — Formules de Knapp et de Zeuner dans le cas qui précède.

Les considérations précédentes étant admises, les formules de Knapp et de Zeuner deviennent :

$$p_x = \frac{\begin{matrix} 1928 & 1929 & 1930 & 1931 & 1932 & 1929 & & 1932 & 1933 \\ 1928-x & 1929-x & 1930-x & 1931-x & 1932-x & 1928-x & \dots & 1931-x & 1932-x \\ L_x & L_x & L_x & L_x & L_x & d_x & & d_x & d_x \end{matrix}}{\begin{matrix} 1928 & & 1932 & & 1928 & & & 1932 \\ 1928-x & & 1932-x & & 1928-x & & & 1932-x \\ L_x & & L_x & & d_x & & & d_x \end{matrix}} - \frac{1}{2} \left(\frac{\begin{matrix} 1928 & & 1932 \\ 1928-x & & 1932-x \\ i_x & & i_x \end{matrix}}{\dots} + \frac{\begin{matrix} 1929 & & 1933 \\ 1928-x & & 1932-x \\ i_x & & i_x \end{matrix}}{\dots} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\begin{matrix} 1928 & & 1932 \\ 1928-x & & 1932-x \\ i_x & & i_x \end{matrix}}{\dots} + \frac{\begin{matrix} 1929 & & 1933 \\ 1929-x & & 1932-x \\ i_x & & i_x \end{matrix}}{\dots} \right)$$

$$q = \frac{\begin{matrix} 1928 & 1929 & & 1932 & 1929 & & & 1933 \\ 1928-x & 1929-x & & 1932-x & 1928-x & & & 1932-x \\ d_x & d_x & & d_x & d_x & & & d_x \end{matrix}}{\begin{matrix} \text{(Même dénominateur que } p_x) & \text{(Zelfde noemer als } p_x) \end{matrix}}$$

Mais,

$$\frac{1929}{1929-x} d_x + \frac{1929}{1928-x} d_x = \frac{1929}{d_x} ; \quad \frac{1930}{1930-x} d_x + \frac{1930}{1929-x} d_x = \frac{1930}{d_x} ; \quad \dots$$

Dès lors,

Bijgevolg,

$$q_x = \frac{\begin{matrix} 1928 & 1929 & 1930 & 1931 & 1932 & 1933 \\ 1928-x & & & & & 1932-x \\ d_x & d_x & d_x & d_x & d_x & d_x \end{matrix}}{\begin{matrix} \text{(Même dénominateur que } q_x) & \text{(Zelfde noemer als } q_x) \end{matrix}}$$

2. — Formules van Knapp en Zeuner in voormeld geval.

Neemt men voorgaande consideratiën aan dan luiden de formules van Knapp en Zeuner :

C'est de cette formule que nous nous servons dans la suite de nos calculs parce qu'elle ne contient en numérateur que des additions.

Pour le premier âge de la vie, la formule précédente devient :

$$q_0 = \frac{\begin{array}{c} 1928 \\ 1928 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1929 \\ 1928 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1929 \\ 1929 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1930 \\ 1929 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1930 \\ 1930 \end{array} d_0 \\ + \begin{array}{c} 1931 \\ 1930 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1931 \\ 1931 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1932 \\ 1931 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1932 \\ 1932 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1933 \\ 1932 \end{array} d_0}{N_{1928} + N_{1929} + N_{1930} + N_{1931} + N_{1932}} \\ + \frac{1}{2} \left(\begin{array}{c} 1928 \\ 1928 \end{array} i_0 + \begin{array}{c} 1929 \\ 1929 \end{array} i_0 + \begin{array}{c} 1930 \\ 1930 \end{array} i_0 + \dots + \begin{array}{c} 1932 \\ 1932 \end{array} i_0 \right) + \frac{1}{2} \left(\begin{array}{c} 1929 \\ 1928 \end{array} i_0 + \dots + \begin{array}{c} 1933 \\ 1932 \end{array} i_0 \right) \\ = \frac{\begin{array}{c} 1928 \\ 1928 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1929 \\ 1929 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1930 \\ 1930 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1931 \\ 1931 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1932 \\ 1932 \end{array} d_0 + \begin{array}{c} 1933 \\ 1932 \end{array} d_0}{\text{(Même dénominateur que ci-dessus)}} \quad \text{(Zelfde noemer als hierboven)}$$

3. — Éléments dont on doit pouvoir disposer pour établir la table actuelle. Éléments dont on dispose.

La théorie générale qui précède montre que pour dresser des tables de mortalité, il est nécessaire de posséder les renseignements suivants :

1° la répartition de la population par âge au 31 décembre des années entrant en ligne de compte pour le calcul ;

2° les listes mortuaires pour ces années, c'est-à-dire les relevés indiquant pour chacune de ces années, la répartition des décédés par âge et par année de naissance ;

3° la distribution des migrants par âge et année de naissance au moment de leur entrée dans le pays ou de leur départ, suivant le cas.

Quels sont les renseignements dont dispose l'Office Central de Statistique ?

Ces renseignements sont les suivants :

a) la répartition par année d'âge des personnes de nationalité tant étrangère que belge, recensées le 31 décembre 1930.

Le recensement de la population s'effectuant le 31 décembre à minuit, l'année de naissance indique l'année d'âge.

Grâce à la carte d'identité et aux registres de population, il est possible de vérifier les déclarations des habitants, spécialement en ce qui concerne la date de naissance. Ces documents existant dans notre pays, l'accumulation caractéristique aux âges ronds ne se constate pas dans le recensement belge.

Il est encore utile d'insister sur le fait que la distribution par âge de la population concerne uniquement la population de droit, c'est-à-dire de résidence habituelle.

b) La distribution des décès de fait par âge pour l'année 1930 et les années antérieures ; par année d'âge et année de naissance, pour les années postérieures à 1930.

Het is van deze formule dat wij bij onze volgende berekeningen zullen gebruik maken, omdat zij als teller enkel optellingen bevat.

Voor den eersten leeftijd luidt voorgaande formule :

3. — Gegevens waarover men moet kunnen beschikken voor het opmaken van de huidige tafel. Gegevens waarover men beschikt.

Vorenstaande algemeene theorie toont aan dat men, om sterftetafels op te maken, volgende inlichtingen moet bezitten :

1° de indeeling van de bevolking naar leeftijd op 31^{en} December der jaren die in aanmerking komen voor de berekening ;

2° de sterflijsten voor deze jaren, 't is te zeggen, de tabellen die voor elk dezer jaren de indeeling van de overledenen vermelden naar leeftijd en geboortejaar ;

3° de indeeling der landverhuizers naar leeftijd en geboortejaar op het oogenblik van hun aankomst in of hun vertrek uit het land, naar het geval.

Welke zijn de inlichtingen waarover de Centrale Dienst voor de Statistiek beschikt ?

Het zijn de volgende :

a) de indeeling van de op 31^{en} December 1930 getelde personen, zoo van vreemde als van Belgische nationaliteit, per leeftijdsjaar.

Vermits de telling gehouden wordt op 31^{en} December te middernacht, duidt het geboortejaar het leeftijdsjaar aan.

Dank zij de identiteitskaart en de bevolkingsregisters is het mogelijk de verklaringen der inwoners na te gaan, inzonderheid wat den geboortedatum betreft. Om reden van het bestaan dezer documenten in ons land, worden ronde leeftijden in de Belgische telling niet aangetroffen.

Het is eveneens nuttig de wijzen op het feit dat de indeeling van de bevolking naar leeftijd slechts de werkelijke bevolking betreft, het is te zeggen die van gewoon verblijf.

b) De indeeling van de feitelijke sterfgevallen naar leeftijd over het jaar 1930 en voorgaande jaren ; per leeftijdsjaar en geboortejaar voor de jaren na 1930.

Les listes mortuaires se rapportent aux décès de fait, c'est-à-dire à tous les décès qui se sont produits dans le pays, quelle que soit la résidence habituelle des dé-cédés.

La différence entre le nombre de décès de fait et de droit est de 4,071 en 1930 et 4,244 en 1931 en faveur des décès de fait.

Cette différence provient évidemment d'étrangers dé-cédés dans le pays sans y avoir leur résidence. Il n'est malheureusement pas possible à l'aide des données que nous possédons de calculer la répartition des décès de droit par année d'âge en partant de la distribution connue des décès de fait.

La différence entre le nombre de décès de fait et de droit atteint 4 % environ et l'erreur moyenne qui en résultera pour les taux de mortalité sera de 0.0005 environ.

Comme nous le verrons plus loin, nous obvierons à ce manque d'homogénéité dans la nature de ces renseignements en recourant à quelques artifices de calcul.

c) Le nombre des émigrants et des immigrants pour chaque année.

Nous ne possédons aucun renseignement concernant l'année de naissance et l'âge des migrants au moment de leur entrée en Belgique ou de leur sortie du pays. Nous serons donc tenus à faire quelques approximations dans la suite de nos calculs, pour tenir compte des mouvements migratoires.

4. — Calcul de la population au 31 décembre 1928, 1929, 1931 et 1932.

Les premières opérations vont consister dans le calcul de la répartition par âge de la population au 31 décembre de chacune des années entrant en ligne de compte dans les opérations. Il est à remarquer que pour ce qui concerne l'année 1930, le recensement général de la population effectué le 31 décembre de cette année donne cette répartition ; il conviendrait également de noter que la distribution de la population par âge le 31 décembre de chaque année indique immédiatement la répartition par année de naissance.

Deux périodes distinctes doivent être envisagées dans ce calcul :

1° les années 1931 et 1932, postérieures au recensement de 1930 ;

2° les années 1928 et 1929, antérieures au recensement de 1930.

1° *Années postérieures à 1930.*

Pour obtenir la population par âges le 31 décembre 1931, on ajoute à la population au 31 décembre 1930, les naissances et on en soustrait les décès correspondant à chaque année de naissance. Si ces décès se rapportaient à la population de droit et si celle-ci constituait un

De sterflijsten hebben betrekking op de feitelijke sterfgevallen, het is te zeggen, op al die welke zich hebben voorgedaan in het Rijk, welke ook het gewoon verblijf der overledenen zij.

Het verschil tusschen het aantal feitelijke sterfgevallen en dat der sterfgevallen onder de werkelijke bevolking belooft 4,071 in 1930 en 4,244 in 1931 ten voordeele van de feitelijke sterfte.

Dit verschil vloeit natuurlijk hieruit voort, dat vreemdelingen in het Rijk overleden zijn zonder er hun verblijf te hebben. Ongelukkig is het niet mogelijk met behulp der in ons bezit zijnde gegevens de verdeling te berekenen van de werkelijke sterfte per leeftijdsjaar met als uitgangspunt de gekende indeeling van de feitelijke sterfte.

Het verschil tusschen het aantal sterfgevallen onder de feitelijke bevolking en dat der sterfte onder de werkelijke bevolking bedraagt ongeveer 4 % en de gemiddelde fout, die er voor de sterftেকansen zal uit voortvloeien, zal ongeveer 0.0005 beloopten.

Zooals verder te zien is, zullen wij om aan dit gebrek van homogeniteit in den aard dezer inlichtingen te verhelpen, onze toevlucht nemen tot eenige kunstmatige berekeningen.

c) Het aantal emigranten en immigranten voor elk jaar.

Wij bezitten geen enkele inlichting omtrent het geboortejaar en den leeftijd der landverhuizers op het oogenblik hunner aankomst in of hun vertrek uit het Rijk. Wij zullen er derhalve toe gedwongen zijn met enkele benaderingen om te gaan in het vervolg onzer berekeningen, ten einde rekening te houden met de verhuizingsbeweging.

4. — Berekening van de bevolking op 31^{en} December 1928, 1929, 1931 en 1932.

De eerste bewerkingen zullen bestaan in het berekenen van de indeeling naar leeftijd van de bevolking op 31^{en} December van elk jaar dat in aanmerking komt voor de bewerkingen. Wat het jaar 1930 betreft, valt er op te merken, dat de op 31^{en} December van dit jaar gehouden algemeene volkstelling deze indeeling verstrekt ; eveneens dient aangestipt dat de indeeling van de bevolking naar den leeftijd op 31^{en} December van elk jaar onmiddellijk de indeeling naar het geboortejaar vermeldt.

Bij deze berekening dienen twee onderscheiden perioden beoogd :

1° de jaren 1931 en 1932, die op de telling van 1930 volgen ;

2° de jaren 1928 en 1929, die aan de telling van 1930 voorafgaan.

1° *Jaren na 1930.*

Om de bevolking naar leeftijd te bekomen op 31^{en} December 1931, telt men bij de bevolking op 31^{en} December 1930 de geboorten en trekt men er de sterften af die met ieder geboortejaar overeenkomen. Hadden deze sterften betrekking op de werkelijke bevolking en

ensemble fermé, les chiffres que l'on obtiendrait par la méthode précédente fourniraient le nombre exact de personnes de chaque âge au 31 décembre 1931. Mais il n'en est pas ainsi, car :

1° les listes mortuaires se rapportent aux décès de fait ;

2° la population est soumise aux mouvements migratoires.

Corrigeons donc les chiffres obtenus ci-dessus, que nous considérerons comme constituant la population provisoire.

Les statistiques du mouvement de la population nous donnent la population de droit au 31 décembre de chaque année d'après les inscriptions et les radiations des registres de population. Cette population est entachée d'une erreur systématique, puisqu'à la fin de chaque période décennale, on obtient une population calculée supérieure à la population recensée. En 1930, cette erreur, qui atteignait 37,820 unités pour l'ensemble de la population, était exceptionnellement faible ; nous supposons qu'elle sera de même grandeur en 1940, et la population obtenue par la statistique des inscriptions et des radiations des registres de population sera réduite de 1/10 de cette erreur.

Si l'on compare cette population à celle que l'on obtient en additionnant à la population recensée l'excédent des naissances sur les décès, on aura la résultante des mouvements migratoires, soit donc un excédent des immigrations sur les émigrations, soit l'inverse. La population provisoire étant calculée par âge, pour obtenir la répartition par âge de la population définitive, il est nécessaire de répartir cet excédent par âge. On a donc réparti cet excédent en supposant que les migrants se distribuent par âge comme la population étrangère recensée en Belgique le 31 décembre 1930.

En ajoutant cette dernière répartition à celle — ou en la soustrayant le cas échéant de celle — que l'on a calculée primitivement, on obtiendra la répartition de la population par âge au 31 décembre 1931.

La distribution par âge de la population au 31 décembre 1932 se calcule comme il est indiqué ci-dessus, en partant des chiffres obtenus pour l'année 1931 ; la population de droit de l'année 1932 sera évidemment corrigée de 2/10 de l'erreur systématique.

2° *Années antérieures à 1930.*

Pour la période antérieure à 1930, on ne connaît que la répartition des décès par âge, les listes mortuaires n'indiquant que la répartition par année d'âge. On supposera, pour calculer la répartition de la population par âge ou année de naissance au 31 décembre 1929 et au 31 décembre 1928, que les décès du même âge se répartissent également sur deux années de naissance, excepté pour les décès de 0 à moins de 1 an qui proviennent

vormde deze een besloten geheel, dan zouden de door voorgaande methode bekomen cijfers het juiste getal personen opgeven van elken leeftijd op 31^{en} December 1931. Doch dit is niet het geval, want :

1° de sterflijsten hebben betrekking op de feitelijke sterfgevallen ;

2° de bevolking ondergaat den invloed der verhuizingsbeweging.

Verbeteren wij derhalve de hierboven bekomen cijfers, die wij zullen beschouwen als de voorloopige bevolking uitmakende.

De statistiek van de beweging der bevolking geeft ons de werkelijke bevolking op 31^{en} December van ieder jaar, volgens de in- en afschrijvingen van de bevolkingsregisters. In deze bevolking komt een systematische fout voor, omdat men op het einde van iedere tienjarige periode een berekende bevolking bekomt die grooter is dan de getelde. In 1930 was deze fout, die 37,820 eenheden beliep op de gezamenlijke bevolking, buitengewoon klein ; wij zullen veronderstellen dat zij in 1940 even groot zal zijn en het bevolkingscijfer dat bekomen wordt door de statistiek der in- en afschrijvingen van de bevolkingsregisters zal met 1/10 dezer fout verminderd worden.

Vergelijkt men dit bevolkingscijfer met dat welk gevonden wordt als men bij de getelde bevolking het overschot telt van de geboorten op de sterfgevallen, dan vindt men de resultante der verhuizingsbeweging, hetzij dus een overschot van de immigratie op de emigratie, hetzij het omgekeerde. Aangezien het voorloopig bevolkingscijfer per leeftijd berekend is, moet dit overschot per leeftijd worden verdeeld om de indeeling naar leeftijd van het definitieve bevolkingscijfer te bekomen. Men heeft derhalve dit overschot verdeeld in de onderstelling dat de landverhuizers zich naar leeftijd verdeelen evenals de vreemde bevolking die op 31^{en} December in België geteld werd.

Telt men deze laatste indeeling bij die welke aanvankelijk berekend werd of trekt men ze er desvoorkomend van af, dan bekomt men de indeeling van de bevolking naar leeftijd op 31^{en} December 1931.

De indeeling naar leeftijd van de bevolking op 31^{en} December 1932 wordt berekend zooals hierboven is aangeduid, mits uit te gaan van de voor het jaar 1931 bekomen cijfers ; de werkelijke bevolking van het jaar 1932 dient natuurlijk verbeterd te worden met 2/10 van de systematische fout.

2° *Jaren die aan 1930 voorafgaan.*

Wat betreft de periode die 1930 voorafgaat, kent men slechts de indeeling der sterfgevallen naar leeftijd, daar de sterflijsten alleen de indeeling per leeftijdsjaar vermelden. Om de indeeling van de bevolking naar leeftijd of geboortjaar op 31^{en} December 1929 en 31^{en} December 1928 te berekenen, veronderstelt men dat de overledenen van denzelfden leeftijd gelijk verdeeld zijn over twee geboortejaren, behoudens voor die van 0 tot bene-

pour 65 % des naissances de l'année et pour 35 % des naissances de l'année précédente.

Cela étant, pour obtenir la répartition provisoire de la population par âge au 31 décembre 1929, on ajoute à la population de chaque année de naissance antérieure à 1930, le nombre de décès survenus parmi cette population au cours de l'année 1930 et on en soustrait les personnes nées en 1930. On compare ensuite le total des chiffres obtenus à ceux qui résultent de la population des registres, dûment rectifiée de son erreur systématique (9/10 de la différence constatée lors du recensement). La différence indique la résultante du mouvement migratoire, résultante que l'on répartit par année d'âge comme se distribuent les étrangers au 31 décembre 1930. On calcule la population relative à l'année 1928, comme on vient de le faire pour l'année 1929 en se basant sur les résultats obtenus pour cette dernière année et en corrigeant la population de 1928 des 8/10 de l'erreur systématique totale.

5. — Calcul de la répartition des décès par âge et par année de naissance.

La répartition des décès par année d'âge et par année de naissance est connue pour la période postérieure à 1930, mais elle ne l'est pas pour 1930 et la période antérieure. Nous venons de voir comment on obvie à cette lacune dans les observations. D'ailleurs, si l'on se réfère à la formule donnant les quotients de survie, on constate que cette approximation n'est nécessaire que pour un seul terme au numérateur et trois termes au dénominateur; c'est l'un des motifs de l'emploi de cette espèce de moyenne pondérée pour condenser les résultats de plusieurs années d'observation.

6. — Mouvements migratoires.

Les calculs précédents ont permis d'établir la répartition de l'excédent positif ou négatif des mouvements migratoires par année de naissance; pour l'obtenir à la fois par année de naissance et par âge, nous supposons que les migrants de la même année de naissance, abstraction faite de ceux qui sont supposés être entrés dans le pays ou en être sortis au cours de l'année de leur naissance, se répartissent également sur deux années d'âge au moment de leur entrée dans le pays ou de leur sortie du pays.

7. — Formules de Knapp et de Zeuner appliquées à la statistique belge.

Les diverses formules établies précédemment deviennent, après l'adoption des diverses hypothèses ci-dessus :

den 1 jaar, die met 65 % voortkomen uit de geboorten van het jaar en met 35 % uit de geboorten van het voorgaande jaar.

Deswege dient men, om de voorloopige indeeling van de bevolking naar leeftijd op 31^{em} December 1929 te bekomen, aan de bevolking van elk geboortejaar van vóór 1930, het aantal sterfgevallen toe te voegen die zich tijdens het jaar 1930 onder deze bevolking hebben voorgedaan, en men trekt de in 1930 geboren personen er van af. Vervolgens vergelijkt men het totaal der bekomen cijfers met het bevolkingscijfer volgens de registers, mits behoorlijke verbetering van zijn systematische fout (9/10 van het bij de telling waargenomen verschil). Het verschil duidt de resultante aan van de verhuizingsbeweging, resultante die men dan verdeelt per leeftijdsjaar, evenals de vreemdelingen op 31^{em} December 1930 verdeeld worden. Men berekent de betrekkelijke bevolking over het jaar 1928, zooals gedaan werd voor het jaar 1929, mits de voor dit laatste jaar bekomen uitkomsten tot grondslag te nemen en mits de bevolking van 1928 met 8/10 van de totale systematische fout te verbeteren.

5. — Berekening van de indeeling der sterfte naar leeftijd en geboortejaar.

De indeeling van de sterfte naar leeftijdsjaar en geboortejaar is bekend voor de periode die volgt op 1930, maar zij is het niet voor 1930 en de periode die dit jaar voorafgaat. Zooeven hebben wij gezien hoe deze leemte in de waarneming verholpen wordt. Als men zich trouwens laat leiden door de formule die de overlevingsquotiënten oplevert, bevindt men dat deze benadering slechts noodig is voor een enkelen term in den teller en voor drie termen in den noemer; dit is een van de redenen waarom deze soort van gewogen gemiddelde wordt gebruikt om de uitkomsten van verscheidene jaren waarneming samen te vatten.

6. — Verhuizingsbewegingen.

Met behulp van voorgaande berekeningen is de indeeling kunnen opgemaakt worden van het positief of negatief overschot der verhuizingsbeweging per geboortejaar; ten einde ze tevens per geboortejaar en per leeftijd te bekomen, zullen wij onderstellen dat de landverhuizers van hetzelfde geboortejaar, met uitzondering van die welke ondersteld worden in het land te zijn binnengekomen of er uit te zijn vertrokken tijdens het jaar hunner geboorte, gelijk verdeeld zijn over twee leeftijdsjaren op het oogenblik van hun aankomst in of hun vertrek uit het land.

7. — Toepassing van de formules van Knapp en Zeuner op de Belgische statistiek.

De verschillende hierboven opgemaakte formules luiden, na aanneming van de verschillende onderstellingen, als volgt :

$$q_x = \frac{\frac{1}{2} \begin{matrix} 1928 \\ d_x \end{matrix} + \begin{matrix} 1929 \text{ à } 1932 \\ \sum d_x \end{matrix} + \begin{matrix} 1933 \\ d_x \end{matrix}}{\begin{matrix} 1928 \\ 1928-x \end{matrix} L_x + \dots + \begin{matrix} 1932 \\ 1932-x \end{matrix} L_x + \frac{1}{2} \begin{matrix} 1928 \text{ à } 1930 \\ \sum d_x \end{matrix} + \begin{matrix} 1931 \\ 1931-x \end{matrix} d_x + \begin{matrix} 1932 \\ 1932-x \end{matrix} d_x - \frac{1}{4} \begin{matrix} 1928 \text{ à } 1932 \\ \sum_{t-x} i \end{matrix} + \frac{1}{4} \begin{matrix} 1929 \text{ à } 1933 \\ \sum_{t-1-x} i \end{matrix}}$$

$$q_0 = \frac{0,65 \begin{matrix} 1928 \\ d_0 \end{matrix} + \begin{matrix} 1929 \text{ à } 1932 \\ \sum d_0 \end{matrix} + \begin{matrix} 1933 \\ d_0 \end{matrix}}{\begin{matrix} 1928 \text{ à } 1932 \\ \sum N \end{matrix} + \frac{1}{4} \begin{matrix} 1928 \text{ à } 1932 \\ \sum_t i \end{matrix} + \frac{1}{4} \begin{matrix} 1929 \text{ à } 1932 \\ \sum_{t-1} i \end{matrix}}$$

En ce qui concerne cette dernière formule, on a estimé que les immigrants nés au cours de leur année d'immigration ne doivent intervenir que pour $\frac{1}{4}$ de leur nombre, au lieu de la moitié, les migrations ne s'effectuant en règle générale pas dans les premiers jours de la vie. Tous les éléments de ces formules sont connus.

Wat deze laatste formule betreft, was men van meening dat de immigranten geboren tijdens het jaar van immigratie slechts met $\frac{1}{4}$ van hun aantal moeten in aanmerking komen in plaats van met de helft, aangezien in algemeenen regel de verhuizingen in de eerste levensdagen niet geschieden.

Al de elementen dezer formules zijn bekend.

Ajustement des tables

1. — Introduction.

Le dépouillement des statistiques s'exprime par des tables dites « tables brutes », auxquelles on fait subir une opération appelée « ajustement », qui en fait des « tables ajustées ».

Les taux de mortalité que l'on obtient par la méthode exposée ci-dessus, considérés âge par âge, présentent une certaine irrégularité qu'accuse la suite des différences entre deux taux successifs. Le diagramme des taux de mortalité fait également ressortir leur discontinuité.

La même discontinuité se constate dans la suite des nombres de survivants, dont il est question plus loin.

Cette discontinuité peut être supprimée par l'ajustement, lequel a pour but de substituer aux nombres « bruts » résultant directement des données expérimentales, une suite plus régulière de nombres « ajustés » s'écartant le moins possible des nombres bruts.

L'ajustement peut être effectué ou bien graphiquement, ou bien en calculant la valeur numérique des nombres ajustés au moyen d'une formule mathématique.

Le premier procédé dispense de faire une hypothèse sur la forme de la loi régissant le phénomène observé ; le second procédé, que l'on appelle analytique, suppose au contraire l'existence d'une telle loi ; une formule mathématique pourra exprimer celle-ci, soit tout à fait exactement, soit avec une exactitude plus ou moins parfaite.

L'emploi d'une formule mathématique peut présenter de l'utilité. C'est ainsi que dans les opérations d'assurances sur la vie, où il doit nécessairement être fait usage d'une table de mortalité, l'adoption de la formule dite de Makeham permet de simplifier le calcul du coût de certaines opérations. Mais la formule de Makeham ne saurait donner une mesure de la mortalité de la population observée avec une exactitude absolue ; elle ne le fera, avec une approximation acceptable, qu'aux âges où les opérations d'assurances sont habituellement conclues. Aux âges supérieurs à 80 ans environ, elle donne lieu à de légères différences avec la mortalité réelle, mais dont l'effet est, dans la généralité des cas, peu sensible sur le coût des assurances. Aux âges inférieurs à 25 ans environ, la formule de Makeham n'est pas applicable.

Justeering van de tafels

1. — Inleiding.

De bewerking der statistieken levert tafels op, gezegd « bruto-tafels », welke men een bewerking doet ondergaan genaamd « justeering », die er « gejusteerde tafels » van maakt.

Leeftijd per leeftijd beschouwd vertoonen de sterftecijfers, die door de hierboven uiteengezette methode bekomen worden, een zekere onregelmatigheid blijkende uit de reeks der verschillen tusschen twee opeenvolgende cijfers. Het diagram der sterftecijfers laat dit gebrek aan samenhang eveneens uitschijnen.

Hetzelfde gebrek aan samenhang wordt waargenomen in de reeks overlevingscijfers waarvan hierna sprake.

Aan dit gebrek aan samenhang kan verholpen worden door de justeering, welke ten doel heeft de « bruto-cijfers », die rechtstreeks voortvloeien uit de proefondervindelijke gegevens, te vervangen door een regelmatiger reeks « gejusteerde » cijfers, die zoo weinig mogelijk van de bruto-cijfers afwijken.

De justeering kan geschieden, hetzij graphisch, hetzij door berekening van de numerieke waarde der gejusteerde cijfers door middel van een wiskundige formule.

Bij eerstgenoemde methode behoeft men geen onderstelling op te bouwen over den vorm der wet die het waargenomen verschijnsel beheerscht ; de tweede methode, analytische methode genaamd, veronderstelt integendeel het bestaan van dergelijke wet die, hetzij volkomen juist, hetzij met min of meer volmaakte juistheid, door een wiskundige formule kan worden uitgedrukt.

Het gebruik van een wiskundige formule kan nuttig zijn. Zoo kan bij de verrichtingen inzake levensverzekeringen, waar noodzakelijk moet worden gebruik gemaakt van een sterftetafel, het aannemen van de formule, genaamd formule van Makeham, de vereenvoudiging der berekening van de kosten van sommige verrichtingen mogelijk maken. Nochtans kan de formule van Makeham geen absoluut juiste maatstaf verstrekken van de sterfte der beschouwde bevolking ; zij kan dit enkel met een aanneembare benadering voor de leeftijden waarop de verzekeringen gewoonlijk worden aangegaan. Voor de leeftijden boven 80 jaar ongeveer, geeft zij aanleiding tot lichte verschillen met de werkelijke sterfte, doch waarvan het gevolg, in de meeste gevallen, de verzekeringskosten weinig beïnvloedt. Op de leeftijden beneden de 25 jaar ongeveer, is de formule van Makeham niet toepasselijk.

Outre cette formule, il en existe d'autres, les unes plus simples, comme l'ancienne « loi de Moivre » ; les autres plus complexes, comme celles étudiées notamment par l'actuaire français Quiquet.

La formule de Makeham, adoptée pour l'ajustement des tables brutes actuelles, donne les nombres de survivants successifs d'une table de mortalité ; elle s'écrit comme suit :

$$l_x = k s^x g^c ;$$

l_x représente les survivants d'âge x , provenant d'un nombre initial de têtes, et k, s, g, c sont des paramètres ou « constantes ».

Les constantes se déterminent d'après diverses méthodes, dont la plus connue est due aux actuaires anglais King et Hardy ; elle est décrite dans les principaux ouvrages relatifs aux opérations d'assurances sur la vie, notamment le « Text Book » de l'Institute of Actuaries, de Londres. C'est cette méthode qui a été appliquée à l'établissement des tables de mortalité ci-après, et nous en donnons ci-dessous un exposé succinct.

2. — Exposé sommaire de la méthode de King et Hardy.

Considérons la formule de Makeham donnée plus haut :

$$l_x = k s^x g^c \quad (1)$$

Cette formule peut s'écrire comme suit :

$$\log. l_x = \log. k + x \log. s + c \log. g \quad (2)$$

Elle renferme quatre constantes : k, s, g et c , que les données de la table brute doivent permettre de déterminer.

Supposons que l'on veuille faire porter l'ajustement depuis l'âge x ans jusqu'à l'âge $x + 4t - 1$.

Les données de la table brute permettront d'écrire $4t$ relations de la forme (2), dans lesquelles seuls les paramètres k, s, g et c seront inconnus. Le calculateur a donc à sa disposition un système surabondant de $4t$ équations à quatre inconnues.

Pour se servir de toutes ces équations, King et Hardy, suivant en cela la méthode déjà préconisée par Tobie Mayer, partagent les $4t$ équations en quatre groupes de t équations ; le premier groupe se rapportera aux âges x à $x + t - 1$ inclus ; le deuxième, aux âges $x + t$ à $x + 2t - 1$; le troisième, aux âges $x + 2t$ à $x + 3t - 1$; le quatrième, aux âges $x + 3t$ à $x + 4t - 1$.

Benevens deze formule bestaan er andere, waaronder sommige eenvoudiger zijn, zooals de oude « wet van Moivre » ; andere ingewikkelder, zooals die welke bestudeerd werden door den Franschen actuaire Quiquet.

De formule van Makeham aangenomen voor de justeering der huidige bruto-tafels verstrekt de achtereenvolgende overlevingscijfers van een sterftetafel ; zij wordt uitgedrukt als volgt :

l_x stelt de overlevenden voor van een leeftijd x , voortkomende uit een oorspronkelijk aantal hoofden, en k, s, g, c zijn parameters of « constanten ».

De constanten worden bepaald volgens verschillende methoden, waarvan men de meest bekende te danken heeft aan de Engelsche actuarissen King en Hardy ; zij is beschreven in de voornaamste werken nopens levensverzekeringsverrichtingen, namelijk het « Text Book » van het Institute of Actuaries te Londen. Het is deze methode welke toegepast werd bij het opmaken van achterstaande sterftetafels, en hieronder geven wij er een beknopte uiteenzetting van.

2. — Beknopte uiteenzetting der methode van King en Hardy.

Beschouwen wij de hiervorenvermelde formule van Makeham :

Deze formule kan geschreven worden als volgt :

Zij bevat vier constanten : k, s, g en c , die door de gegevens der bruto-tafel moeten kunnen bepaald worden.

Veronderstellen wij dat men de justeering wil toepassen vanaf den leeftijd x jaar tot den leeftijd $x + 4t - 1$.

In dit geval kunnen met behulp van de gegevens der bruto-tafel $4t$ verhoudingen van den vorm (2) geschreven worden, waarin enkel de parameters k, s, g en c onbekend zullen zijn. De berekenaar beschikt derhalve over een overvloedig stelsel van $4t$ vergelijkingen met vier onbekenden.

Ten einde al deze vergelijkingen te benuttigen verdeelen King en Hardy, ter navolging van de reeds door Tobie Mayer aangeprezen methode, de $4t$ vergelijkingen in vier groepen van t vergelijkingen ; de eerste groep heeft betrekking op de leeftijden x tot $x + t - 1$ inbegrepen ; de tweede, op de leeftijden $x + t$ tot $x + 2t - 1$; de derde, op de leeftijden $x + 2t$ tot $x + 3t - 1$; de vierde, op de leeftijden $x + 3t$ tot $x + 4t - 1$.

Additionnons membres à membres les t relations de chaque groupe ; on a alors :

a) pour le premier groupe,

$$\begin{aligned} \sum_x^{x+t-1} \log. l_x &= t \log. k + [x + (x+1) + \dots + (x+t-1)] \log. s + (c^x + c^{x+1} + \dots + c^{x+t-1}) \log. g \\ &= t \log. k + [tx + 1 + 2 + \dots + (t-1)] \log. s + c^x (1 + c + c^2 + \dots + c^{t-1}) \log. g \end{aligned} \quad (3)$$

La somme $1 + 2 + \dots + (t-1)$ est la somme de $t-1$ termes d'une progression arithmétique de raison 1, commençant à l'unité. Elle est égale à $t \frac{t-1}{2}$ soit $\frac{t^2 - t}{2}$. De même $1 + c + c^2 + \dots + c^{t-1}$ est la somme de t termes d'une progression géométrique de raison c et commençant à l'unité ; elle est égale à $\frac{c^t - 1}{c - 1}$. Si nous introduisons ces deux sommes dans la formule (3), on a :

$$\sum_x^{x+t-1} \log. l_x = t \log. k + [tx + \frac{t^2 - t}{2}] \log. s + c^x \frac{c^t - 1}{c - 1} \log. g$$

soit

$$\sum_x^{x+t-1} \log. l_x = t \log. k + \frac{t}{2} [2x + t - 1] \log. s + c^x \frac{c^t - 1}{c - 1} \log. g \quad (4)$$

b) pour le deuxième groupe, il viendra :

$$\begin{aligned} \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x &= t \log. k + [(x+t) + (x+t+1) + \dots + (x+2t-1)] \log. s + (c^{x+t} + c^{x+t+1} + \dots + c^{x+2t-1}) \log. g \\ &= t \log. k + [tx + t + (t+1) + (t+2) + \dots + (2t-1)] \log. s + c^{x+t} (1 + c + c^2 + \dots + c^{t-1}) \log. g \\ &= t \log. k + [tx + \frac{(t+2t-1)t}{2}] \log. s + c^{x+t} \frac{c^t - 1}{c - 1} \log. g \\ &= t \log. k + \frac{t}{2} (2x + 3t - 1) \log. s + c^{x+t} \frac{c^t - 1}{c - 1} \log. g \end{aligned} \quad (5)$$

c) pour le troisième groupe, on aura :

$$\begin{aligned} \sum_{x+2t}^{x+3t-1} \log. l_x &= t \log. k + [(x+2t) + (x+2t+1) + \dots + (x+3t-1)] \log. s + (c^{x+2t} + \dots + c^{x+3t-1}) \log. g \\ &= t \log. k + [tx + 2t + (2t+1) + (2t+2) + \dots + (3t-1)] \log. s + c^{x+2t} (1 + \dots + c^{t-1}) \log. g \\ &= t \log. k + [tx + \frac{(2t+3t-1)t}{2}] \log. s + c^{x+2t} \frac{c^t - 1}{c - 1} \log. g \\ &= t \log. k + \frac{t}{2} (2x + 5t - 1) \log. s + c^{x+2t} \frac{c^t - 1}{c - 1} \log. g \end{aligned} \quad (6)$$

Tellen wij de t verhoudingen uit iedere groep leden bij leden samen ; dan bekomen wij :

a) voor de eerste groep,

De som $1 + 2 + \dots + (t-1)$ is de som van $t-1$ termen van een rekenkundige reeks met 1 als reden, beginnende met de eenheid. Zij is gelijk aan $t \frac{t-1}{2}$ hetzij $\frac{t^2 - t}{2}$. Zoo is $1 + c + c^2 + \dots + c^{t-1}$ eveneens de som van t termen van een meetkundige reeks met c als reden en beginnende met de eenheid ; zij is gelijk aan $\frac{c^t - 1}{c - 1}$. Brengen wij deze twee sommen te pas in de formule (3), dan heeft men :

hetzij

b) voor de tweede groep heeft men dan :

c) voor de derde groep bekomt men :

d) enfin pour le quatrième groupe, on obtiendra la relation suivante :

$$\begin{aligned} \sum_{x+3t}^{x+4t-1} \log. l_x &= t \log. k + [(x+3t) + (x+3t+1) + \dots + (x+4t-1)] \log. s + (c^{x+3t} + \dots + c^{x+4t-1}) \log. g \\ &= t \log. k + [tx+3t+(3t+1) + \dots + (4t-1)] \log. s + c^{x+3t} (1+c + \dots + c^{t-1}) \log. g \\ &= t \log. k + [tx + \frac{(3t+4t-1)t}{2}] \log. s + c^{x+3t} \frac{c^t - 1}{c-1} \log. g \\ &= t \log. k + \frac{t}{2} (2x+7t-1) \log. s + c^{x+3t} \frac{c^t - 1}{c-1} \log. g \end{aligned} \quad (7)$$

d) voor de vierde groep, ten slotte, bekomt men volgende verhouding :

Le groupement des 4t équations primitives a donc fourni le système suivant de quatre équations aux quatre inconnues k, s, g et c :

De groepeerig der 4t aanvankelijke vergelijkingen heeft derhalve het volgend stelsel van vier vergelijkingen met de vier onbekenden k, s, g en c, opgeleverd :

$$\left(\alpha \right) \begin{cases} \sum_x^{x+t-1} \log. l_x = t \log. k + \frac{t}{2} (2x+t-1) \log. s + \frac{c^x (c^t - 1)}{c-1} \log. g & (4) \\ \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x = t \log. k + \frac{t}{2} (2x+3t-1) \log. s + \frac{c^{x+t} (c^t - 1)}{c-1} \log. g & (5) \\ \sum_{x+2t}^{x+3t-1} \log. l_x = t \log. k + \frac{t}{2} (2x+5t-1) \log. s + \frac{c^{x+2t} (c^t - 1)}{c-1} \log. g & (6) \\ \sum_{x+3t}^{x+4t-1} \log. l_x = t \log. k + \frac{t}{2} (2x+7t-1) \log. s + \frac{c^{x+3t} (c^t - 1)}{c-1} \log. g & (7) \end{cases}$$

Pour résoudre ces équations, calculons d'abord leurs différences premières (Δ). Il vient alors :

Laten wij, om deze vergelijkingen op te lossen, eerst hun eerste verschillen (Δ) berekenen. Aldus bekomt men :

$$\begin{aligned} \Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x &= \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x - \sum_x^{x+t-1} \log. l_x \\ &= t \log. k + \frac{t}{2} (2x+3t-1) \log. s + \frac{c^{x+t} (c^t - 1)}{c-1} \log. g - [t \log. k + \frac{t}{2} (2x+t-1) \log. s + \frac{c^x (c^t - 1)}{c-1} \log. g] \\ &= t \log. s + \frac{c^t - 1}{c-1} (c^{x+t} - c^x) \log. g \\ &= t \log. s + c^x \frac{c^t - 1}{c-1} (c^t - 1) \log. g \\ &= t \log. s + c^x \frac{(c^t - 1)^2}{c-1} \log. g \end{aligned}$$

De même :

Eveneens :

$$\begin{aligned} \Delta \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. x &= \sum_{x+2t}^{x+3t-1} \log. x - \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. x \\ &= t \log. k + \frac{t}{2} (2x+5t-1) \log. s + \frac{c^{x+2t} (c^t - 1)}{c-1} \log. g - [t \log. k + \frac{t}{2} (2x+3t-1) \log. s + \frac{c^{x+t} (c^t - 1)}{c-1} \log. g] \end{aligned}$$

$$= t \log. s + c^{x+t} \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g$$

$$\Delta \sum_{x+2t}^{x+3t-1} \log. x = \sum_{x+3t}^{x+4t-1} \log. l_x - \sum_{x+2t}^{x+3t-1} \log. l_x$$

$$= (t \log. k + \frac{t}{2}(2x+7t-1) \log. s + \frac{c^{x+3t} (c-1)^t}{c-1} \log. g) - [t \log. k + \frac{t}{2}(2x+5t-1) \log. s + \frac{c^{x+2t} (c-1)^t}{c-1} \log. g]$$

$$= t \log. s + \frac{c^{x+2t} (c-1)^t}{c-1} \log. g$$

Ces différences premières forment le système (β) des trois équations suivantes :

Deze eerste verschillen vormen het stelsel (β) der drie volgende vergelijkingen :

$$\left. \begin{aligned} \Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x &= t \log. s + c^x \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g & (8) \\ \Delta \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x &= t \log. s + c^{x+t} \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g & (9) \\ \Delta \sum_{x+2t}^{x+3t-1} \log. l_x &= t \log. s + c^{x+2t} \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g & (10) \end{aligned} \right\} (\beta)$$

En différentiant à nouveau les équations du système (β), ce qui revient à calculer les différences secondes (Δ²) des équations du système (α), on a :

Bij het opnieuw differentiëren van de vergelijkingen van het stelsel (β), hetgeen neerkomt op het berekenen van de tweede verschillen (Δ²) der vergelijkingen van het stelsel (α), bekomt men :

$$\left. \begin{aligned} \Delta^2 \sum_x^{x+t-1} \log. l_x &= \Delta \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x - \Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x = c^{x+t} \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g - c^x \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g \\ &= c^x \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g (c-1) = c^x \frac{(c-1)^3}{c-1} \log. g & (11) \\ \Delta^2 \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x &= \Delta \sum_{x+2t}^{x+3t-1} \log. l_x - \Delta \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x = c^{x+2t} \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g - c^{x+t} \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g \\ &= c^{x+t} \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g (c-1) = c^{x+t} \frac{(c-1)^3}{c-1} \log. g & (12) \end{aligned} \right\} (\gamma)$$

Les premiers membres des relations des systèmes (α), (β) et (γ) sont connus, ainsi que les valeurs de x et t.

De eerste leden der verhoudingen van de stelsels (α), (β) en (γ) zijn bekend, zoomede de waarden van x en t.

En divisant membres à membres les relations (12) et (11), on a :

Deelen wij de verhoudingen (12) en (11) leden bij leden, dan bekomt men :

$$\frac{\Delta^2 \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x}{\Delta^2 \sum_x^{x+t-1} \log. l_x} = c^t \quad (13)$$

Cette équation permet de déterminer c , puisque les autres quantités sont connues.

Portons la valeur de c ainsi déterminée dans l'équation (11) :

$$\Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x = c \frac{(c-1)^3}{c-1} \log. g$$

il reste une équation, permettant de déterminer $\log. g$ et, par conséquent, g .

Remplaçons dans l'équation (8), c et g par leur valeur, il reste la relation suivante en $\log. s$:

$$\Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x = t \log. s + c \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g$$

Portons ensuite les valeurs de c , g et s dans l'équation (4) :

$$\sum_x^{x+t-1} \log. l_x = t \log. k + \frac{t}{2} (2x+t-1) \log. s + \frac{c^x (c-1)}{c-1} \log. g$$

Cette équation ne renferme plus qu'une inconnue k qui peut être déterminée.

En résumé, les équations dont se servent King et Hardy pour la détermination des paramètres de la formule de Makeham, sont :

$$\left. \begin{aligned}
 & \frac{\Delta \sum_{x+t}^{x+2t-1} \log. l_x}{\Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x} = c \\
 & \Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x = c \frac{(c-1)^3}{c-1} \log. g \\
 & \Delta \sum_x^{x+t-1} \log. l_x = t \log. s + c \frac{(c-1)^2}{c-1} \log. g \\
 & \sum_x^{x+t-1} \log. l_x = t \log. k + \frac{t}{2} (2x+t-1) \log. s + \frac{c^x (c-1)}{c-1} \log. g
 \end{aligned} \right\} (\delta)$$

Les autres équations des systèmes (α), (β) et (γ) ne sont pas indépendantes des équations précédentes ; elles permettent de vérifier si les valeurs obtenues pour les paramètres sont exactes.

Les équations du système (γ) se résolvent facilement par l'emploi des logarithmes.

Met deze vergelijking kan c bepaald worden vermits de overige hoeveelheden bekend zijn.

Brengen wij de aldus bepaalde waarde van c over in de vergelijking (11) :

dan blijft er een vergelijking over, waarmede $\log. g$, en bijgevolg g , kan bepaald worden.

Vervangen wij in de vergelijking (8) c en g door hun waarde, dan blijft er volgende vergelijking in $\log. s$ over :

Brengen wij vervolgens de waarden van c , g en s over in de vergelijking (4) :

Deze vergelijking bevat nog enkel een onbekende k , dat kan bepaald worden.

Kortom, de vergelijkingen waarvan King en Hardy gebruik maken voor het bepalen van de parameters der formule van Makeham, zijn :

De overige vergelijkingen van de stelsels (α), (β) en (γ) zijn niet onafhankelijk van de voorgaande vergelijkingen ; zij maken de verificatie mogelijk van de juistheid der voor de parameters bekomen waarden.

De vergelijkingen van het stelsel (γ) zijn gemakkelijk op te lossen door het gebruik van logarithmen.

Les fonctions biométriques

Les tables de mortalité permettent de calculer certaines fonctions biométriques dont les principales sont les suivantes :

1. *Les tables de survie ;*
2. *Les tables de vie moyenne ;*
3. *Les tables de vie probable ;*
4. *Les taux instantanés de mortalité ;*
5. *La vitalité moyenne.*

1. — Tables de survie.

Les tables de survie indiquent le nombre de survivants à chaque âge sur un nombre arbitrairement choisi de naissances, en supposant que les taux de survie ou de mortalité restent, au cours de la vie entière de toute la génération, ceux qui sont fournis par la table initiale.

Elles s'obtiennent donc en multipliant un nombre initial des naissances arbitrairement choisi par la probabilité de survie à la naissance, le chiffre obtenu par la probabilité de survie à 1 an, et ainsi de suite d'année en année. La comparaison de plusieurs tables de survie permet de se rendre nettement compte des variations de la mortalité d'une époque à l'autre. De plus, elle facilite énormément le calcul de la probabilité de survie d'une personne d'âge x à un âge quelconque $x+n$.

2. — Tables de vie moyenne.

La durée de la vie moyenne est une donnée fort utile à connaître : elle sert de mesure pour apprécier le degré de vitalité et permet ainsi de comparer entre eux, sous ce rapport, les âges, les milieux ou les époques successives.

On l'obtient, pour un groupe de personnes d'un âge quelconque, en divisant la somme des années qu'elles auront respectivement vécues à compter de cet âge, par le nombre de ces personnes, de sorte qu'elle représente la part de vie à laquelle chacune d'elles pourrait légitimement prétendre si, au lieu de s'éteindre successivement, elles devaient mourir toutes en même temps. La vie moyenne correspond donc à ce que l'on appelle « espérance mathématique », dont la notion fut introduite dans le calcul des probabilités par Bernouilli, en vue de régler équitablement les mises des parties dans

Biometrische functies

De sterftetafels maken de berekening mogelijk van sommige biometrische functies, waarvan de voornaamste hierna zijn vermeld :

1. *De overlevingstafels ;*
2. *De tafels van gemiddelden levensduur ;*
3. *De tafels van waarschijnlijken levensduur ;*
4. *De oogenblikkelijke sterftetekansen ;*
5. *De gemiddelde levenskracht.*

1. — Overlevingstafels.

De overlevingstafels vermelden het aantal overlevenden op elken leeftijd op een willekeurig bepaald aantal geboorten, en de onderstelling dat overlevings- of sterftetekans tijdens het gansche leven der heele generatie even groot blijven als die welke verstrekt worden door de aanvangstafel.

Zij worden derhalve bekomen door een aanvankelijk getal geboorten dat willekeurig bepaald is, te vermenigvulden met de waarschijnlijkheid van overleving bij de geboorte, dit cijfer met de waarschijnlijkheid van overleving op 1 jaar, en zoo verder van jaar tot jaar. Door de vergelijking van verschillende sterftetafels kan men zich vrijwel een denkbeeld vormen van de schommelingen der sterfte van het eene tijdvak tot het andere. Daarenboven vergemakkelijkt zij grootelijks de berekening der waarschijnlijkheid van overleving van een persoon van x leeftijd op een zekeren leeftijd $x+n$.

2. — Tafels van gemiddelden levensduur.

De gemiddelde levensduur is een zeer nuttig gegeven : hij dient als maatstaf om den graad van levenskracht te bepalen en maakt onder dit oogpunt onderlinge vergelijking mogelijk van de leeftijden, de omgevingen of de opeenvolgende tijdvakken.

Voor een groep personen van een zekeren leeftijd wordt hij gevonden door de som der jaren, die zij vanaf dezen leeftijd respectievelijk zullen geleefd hebben, te deelen door het aantal dezer personen, zoodat hij het levensaandeel vertegenwoordigt, waarop elk hunner billijkerwijze zou kunnen aanspraak maken indien zij, in plaats van achtereenvolgens te verdwijnen, allen tegelijk moesten sterven. De gemiddelde levensduur stemt dus overeen met hetgeen men de « mathematische verwachting » noemt, waarvan het begrip door Bernouilli in de berekening der waarschijnlijkheden

les spéculations qui reposent sur des événements aléatoires.

A l'aide d'une table de mortalité poussée jusqu'à la limite extrême de l'existence, on calcule aisément la vie moyenne relative à un âge quelconque.

Il suffit de prendre le nombre de survivants de cet âge, d'y ajouter tous ceux qui viennent ensuite dans la table, de diviser la somme ainsi obtenue par le premier nombre et de soustraire 0,5 du quotient calculé.

Afin de simplifier la démonstration de cette règle, nous supposons qu'il s'agit d'effectuer le calcul pour l'âge de 97 ans, et nous désignerons par l_{97} , l_{98} , l_{99} et l_{100} les nombres de survivants à partir de cet âge jusqu'à celui de 100 ans, après lequel il n'en reste plus. Si l'on représente par d_{97} , d_{98} , d_{99} et d_{100} les survivants qui disparaissent successivement, et supposons que les décès qui ont lieu au cours d'une année peuvent être considérés comme concentrés au milieu de celle-ci, on constatera que les décédés de ces quatre groupes auront vécu chacun une demi-année pour le premier, un an et demi pour le second, deux ans et demi pour le troisième et trois ans et demi pour le quatrième, de sorte que la vie moyenne cherchée sera donnée par l'expression :

$$\frac{0.5 d_{97} + 1.5 d_{98} + 2.5 d_{99} + 3.5 d_{100}}{d_{97} + d_{98} + d_{99} + d_{100}} \quad (1)$$

Or :

$$d_{97} = l_{97} - l_{98}; \quad d_{98} = l_{98} - l_{99}; \quad d_{99} = l_{99} - l_{100}; \quad d_{100} = l_{100}$$

En substituant ces valeurs dans l'expression (1) et en effectuant les opérations indiquées, elle devient :

$$\frac{0.5 l_{97} - 0.5 l_{98} + 1.5 l_{98} - 1.5 l_{99} + 2.5 l_{99} - 2.5 l_{100} + 3.5 l_{100}}{l_{97} - l_{98} + l_{98} - l_{99} + l_{99} - l_{100} + l_{100}}$$

soit :

$$\frac{0.5 l_{97} + l_{98} + l_{99} + l_{100}}{l_{97}} = \frac{l_{97} + l_{98} + l_{99} + l_{100}}{l_{97}} - 0.5 l_{97} = \frac{l_{97} + l_{98} + l_{99} + l_{100}}{l_{97}} - 0.5$$

Si l'on représente par e_t^0 , la vie moyenne à un âge quelconque t donné, on a :

$$e_t^0 = \frac{\sum_{x=t}^{x=100} l_x}{l_t} - \frac{1}{2}$$

werd ingevoerd, ten einde op billijke wijze de inzetten der partijen te regelen in de speculaties die op wisselvallige gebeurtenissen berusten.

Met behulp van een tot de uiterste grenzen van het bestaan doorgezette sterftetafel berekent men gemakkelijk den gemiddelden levensduur van 't is gelijk welken leeftijd.

Het volstaat bij het aantal overlevenden van dezen leeftijd, al diegenen te tellen die in de tafel volgen, de aldus bekomen som te deelen door het eerste getal en van het berekend quotient 0,5 af te trekken.

Ter vereenvoudiging van de bewijsvoering zullen wij veronderstellen dat het er om gaat de berekening te doen voor den leeftijd van 97 jaar, en wij zullen door l_{97} , l_{98} , l_{99} en l_{100} het aantal overlevenden aanduiden vanaf dezen leeftijd tot aan dien van 100 jaar, waarna er geen meer zijn. Stelt men de overlevenden die achtereenvolgens verdwijnen voor door d_{97} , d_{98} , d_{99} , en d_{100} , en onderstellen wij dat de sterfgevallen die zich in den loop van een jaar voordoen, kunnen beschouwd worden als voorgekomen zijnde in 't midden van dit jaar, dan bevindt men dat de overledenen dezer vier groepen ieder een half jaar geleefd hebben voor de eerste groep, anderhalf jaar voor de tweede, twee en een half jaar voor de derde en drie en een half jaar voor de vierde, zoodat de gezochte gemiddelde levensduur ons zal gegeven worden door de uitdrukking :

Maar :

Vervangen wij deze waarden door de uitdrukking (1) en verrichten wij de aangeduide bewerkingen, dan luidt zij :

't zij :

Stelt men den gemiddelden levensduur op een of anderen gegeven leeftijd t voor door e_t^0 , dan bekomt men :

Il convient pourtant d'apporter une légère correction à ce calcul en ce qui concerne la vie moyenne des nouveaux-nés. D'après les listes mortuaires, les décédés de moins de 1 an ont vécu en moyenne 0.31 d'année. En tenant compte de cette circonstance, la vie moyenne à la naissance est réduite de 1/5 mois environ.

3. — Tables de vie probable.

La durée de la vie probable d'une personne est, à proprement parler, le nombre d'années après lequel la possibilité pour elle d'être encore en vie et celle de ne plus exister sont les mêmes.

Si l'on représente par l_x un groupe de vivants d'un âge quelconque et par l_{x+n} ce qu'il devient après n années, la probabilité mathématique pour l'un des membres de ce groupe d'être encore vivant au bout de

ce temps sera $\frac{l_{x+n}}{l_x}$ et celle de ne plus exister $1 - \frac{l_{x+n}}{l_x}$

ou $\frac{l_x - l_{x+n}}{l_x}$. Lorsque ces deux probabilités sont égales,

c'est-à-dire quand n exprime la durée de la vie probable,

$$\text{on a : } l_{x+n} = l_x - l_{x+n} \text{ ou } l_{x+n} = \frac{l_x}{2}$$

De là cette autre définition que l'on trouve dans quelques auteurs et dont les explications ci-dessus donnent la clef : la vie probable relative à un âge déterminé est le laps de temps au bout duquel le nombre de personnes de cet âge est réduit de moitié. Elle a sur la première le mérite de faire pressentir la marche à suivre pour calculer la durée de la vie probable au moyen d'une table de survie.

4. — Taux instantané de mortalité.

Soit l_x le nombre de survivants d'âge x d'une table de survie ; supposons l_x une fonction continue de x . Le taux instantané de mortalité ou force de mortalité μ_x

est égal à $-\frac{1}{l_x} \times \frac{dl_x}{dx}$

$\mu_x dx$ équivaut donc à la probabilité pour une personne d'âge x de mourir pendant l'intervalle de temps infiniment petit dx .

$\mu_x l_x = -\frac{dl_x}{dx}$ est la vitesse de mortalité à l'âge x si

nous nous servons des symboles et principes de la mécanique rationnelle. Nous avons défini mathématiquement le taux instantané de mortalité par l'expression :

$$\mu_x = -\frac{1}{l_x} \times \frac{dl_x}{dx}$$

Het betaamt nochtans een lichte verbetering aan deze berekening toe te brengen, wat den gemiddelden levensduur betreft der pasgeborenen. Naar de sterflijsten hebben de overledenen beneden 1 jaar gemiddeld 0.31 jaar geleefd. Rekening gehouden met deze omstandigheid wordt de gemiddelde levensduur bij de geboorte verminderd met ongeveer 1/5 maand.

3. — Tafels van waarschijnlijksten levensduur.

De waarschijnlijke levensduur van een persoon is eigenlijk gezegd het aantal jaren waarna de mogelijkheid voor een persoon nog in leven te zijn of niet meer in leven te zijn dezelfde is.

Stelt men door l_x een groep levenden voor van een zekeren leeftijd en door l_{x+n} hetgeen er na n jaren van overblijft, dan zal de mathematische waarschijnlijkheid, voor een der leden dezer groep na deze periode

nog in leven te zijn luiden $\frac{l_{x+n}}{l_x}$ en die van niet meer

in leven te zijn $1 - \frac{l_{x+n}}{l_x}$ of $\frac{l_x - l_{x+n}}{l_x}$. Wanneer deze

twee waarschijnlijkheden gelijk zijn, t.t.z. wanneer n den duur van het waarschijnlijk leven uitdrukt, heeft men :

$$l_{x+n} = l_x - l_{x+n} \text{ of } l_{x+n} = \frac{l_x}{2}$$

Vandaar deze andere bepaling die men bij enkele schrijvers vindt en waarvan de uitleg hierboven den sleutel levert : de waarschijnlijke levensduur op een bepaalden leeftijd is het tijdsverloop waarna het aantal personen van dien leeftijd met de helft verminderd is. Zij bezit tegenover de eerste de verdienste te laten doorschemeren welke weg dient gevolgd om den waarschijnlijken levensduur door middel van een overlevingstafel te berekenen.

4. — Oogenblikkelijke sterftekans.

Zij l_x het aantal overlevenden van x leeftijd uit een overlevingstafel ; veronderstellen wij dat l_x een onafgebroken functie is van x . De oogenblikkelijke sterftekans

of sterftekracht μ_x is gelijk aan $-\frac{1}{l_x} \times \frac{dl_x}{dx}$

$\mu_x dx$ is derhalve gelijk aan de waarschijnlijkheid voor een persoon van x leeftijd te sterven gedurende het oneindig kort tijdsverloop dx .

$\mu_x l_x = -\frac{dl_x}{dx}$ is de snelheid van sterfte op x leeftijd,

indien wij ons bedienen van de symbolen en beginselen der rationeele mechanica. Wij hebben de oogenblikkelijke sterftekans mathematisch bepaald door de uitdrukking :

Sous cette forme, le taux instantané de mortalité est une entité purement mathématique. Afin de pouvoir interpréter la signification des chiffres auxquels le calcul de cette expression a donné lieu, il convient d'en connaître la signification pratique.

Considérons pour cela les vivants aux âges x et $x + \Delta x$.

$$l_x - l_{x+\Delta x} \text{ ou } -(l_{x+\Delta x} - l_x)$$

est le nombre de décès survenus dans l'intervalle de temps x à $x + \Delta x$.

$$\frac{l_x - l_{x+\Delta x}}{\Delta x}$$

est le nombre de décès survenus pendant l'unité de temps.

$$\frac{l_x - l_{x+\Delta x}}{l_x \times \Delta x}$$

est donc le taux moyen de décès au cours de la période Δx par unité de temps. En réduisant cette période Δx à un temps infiniment petit, dx , nous avons ainsi un taux instantané moyen de mortalité.

Si la table est ajustée par la formule de Makeham-Gompertz, on a, en vertu des règles du calcul différentiel :

$$\mu_x = \frac{l_x - l_{x+dx}}{l_x dx} = \frac{-dl_x}{dx} \times \frac{1}{l_x} = -\frac{l'_x}{l_x}$$

$$l_x = k s^x g^{c^x}$$

$$\log_e l_x = \log_e k + x \log_e s + c^x \log_e g$$

$$\mu_x = -d \log_e l_x = \log_e \frac{1}{s} + c^x \log_e \frac{1}{g} \times \log_e c$$

Connaissant la valeur des paramètres s , c et g , il est facile de calculer μ_x

En l'absence de fonctions d'ajustement, on a recours à des fonctions interpolatrices. Citons celles qui sont données dans la *Zeitschrift für Schweizerische Statistik* et dont on se sert encore actuellement en Suisse :

$$\mu_x = \frac{8(l_{x-1} - l_{x+1}) - (l_{x-2} - l_{x+2})}{12l_x} \text{ pour } x > \text{ou } 3 \text{ (formule de Stirling)}$$

$$\mu_x = \frac{2l_{x-1} + 3l_x + l_{x+2} - 6l_{x+1}}{6l_x} \text{ pour } x = 1 \text{ et } x = 2 \text{ (formule de Gauss)}$$

Onder dezen vorm is de oogenblikkelijke sterftekans een louter mathematische eenheid. Om de beteekens der cijfers die door de berekening van deze uitdrukking worden opgeleverd te kunnen verklaren, behoort het de praktische beteekenis er van te kennen.

Beschouwen wij daartoe de levenden tusschen de leeftijden x en $x + \Delta x$.

$$l_x - l_{x+\Delta x} \text{ of } -(l_{x+\Delta x} - l_x)$$

is het aantal sterfgevallen gedurende den tijd x tot $x + \Delta x$.

is het gemiddeld aantal sterfgevallen gedurende de tijds-eenheid.

is dus de gemiddelde sterftekans tijdens de periode Δx per tijdseenheid. Herleiden wij deze periode Δx tot een oneindig korten tijd, dx , dan bekomen wij aldus een gemiddelde oogenblikkelijke sterftekans.

Is de tafel afgerond door de formule van Makeham-Gompertz, dan heeft men krachtens de regelen der differentiaal-rekening :

Als men de waarde der parameters s , c en g kent, is het gemakkelijk μ_x te berekenen.

Bij ontstentenis van justeringsfuncties maakt men gebruik van interpoleerende functies. Wezen vermeld die welke opgegeven zijn in de *Zeitschrift für Schweizerische Statistik* waarvan thans in Zwitserland nog wordt gebruik gemaakt :

Résumons brièvement la méthode suivie pour arriver à cette formule :

a) Pour les âges égaux ou supérieurs à 3.

On adopte une fonction interpolatrice du quatrième degré :

Laten wij de tot het bekomen dezer formule gevolgde methode kort samenvatten.

a) Voor de leeftijden gelijk aan 3 of hooger.

Men neemt een interpoleerende functie van den vierden graad aan :

$$l_x = A + Bx + Cx^2 + Dx^3 + Ex^4$$

$$\frac{dl_x}{dx} = B + 2Cx + 3Dx^2 + 4Ex^3$$

$$\mu_x = - \frac{B + 2Cx + 3Dx^2 + 4Ex^3}{A + Bx + Cx^2 + Dx^3 + Ex^4}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} l_{x-2} = A + B(x-2) + C(x-2)^2 + D(x-2)^3 + E(x-2)^4 \\ l_{x-1} = A + B(x-1) + C(x-1)^2 + D(x-1)^3 + E(x-1)^4 \\ l_x = A + Bx + Cx^2 + Dx^3 + Ex^4 \\ l_{x+1} = A + B(x+1) + C(x+1)^2 + D(x+1)^3 + E(x+1)^4 \\ l_{x+2} = A + B(x+2) + C(x+2)^2 + D(x+2)^3 + E(x+2)^4 \end{array} \right.$$

$$l_{x+1} - l_{x-1} = 2B + 4Cx + 6Dx^2 + 2D + 8Ex^3 + 8Ex$$

$$l_{x+2} - l_{x-2} = 4B + 8Cx + 12Dx^2 + 16D + 16Ex^3 + 64Ex$$

$$8(l_{x+1} - l_{x-1}) - (l_{x+2} - l_{x-2}) = 12B + 24Cx + 36Dx^2 + 48Ex^3 = 12(B + 2Cx + 3Dx^2 + 4Ex^3)$$

Il résulte de cette égalité que :

Uit deze gelijkheid volgt dat :

$$\mu_x = - \frac{8(l_{x+1} - l_{x-1}) - (l_{x+2} - l_{x-2})}{12l_x} = - \frac{8(l_{x-1} - l_{x+1}) - (l_{x-2} - l_{x+2})}{12l_x}$$

b) Pour $x = 1$ et $x = 2$,

b) Voor $x = 1$ en $x = 2$,

on interpole à l'aide d'une courbe du troisième degré.

interpoleert men met behulp van een curve van den derden graad.

On pose, dès lors :

Dientengevolge, stelt men :

$$l_x = A + Bx + Cx^2 + Dx^3$$

$$\frac{dl_x}{dx} = B + 2Cx + 3Dx^2$$

$$\mu_x = - \frac{dl_x}{l_x dx} = - \frac{B + 2Cx + 3Dx^2}{A + Bx + Cx^2 + Dx^3}$$

$$\begin{cases} l_{x-1} = A + B(x-1) + C(x-1)^2 + D(x-1)^3 \\ l_x = A + Bx + Cx^2 + Dx^3 \\ l_{x+1} = A + B(x+1) + C(x+1)^2 + D(x+1)^3 \\ l_{x+2} = A + B(x+2) + C(x+2)^2 + D(x+2)^3 \end{cases}$$

$$l_{x+2} - 4l_{x-1} + 3l_x = 6B + 12Cx + 18Dx^2 + 12D$$

$$l_{x+1} - l_{x-1} = 2B + 4Cx + 6Dx^2 + 2D$$

D'où il résulte que :

Waaruit volgt dat :

$$\mu_x = - \frac{B + 2Cx + 3Dx^2}{A + Bx + Cx^2 + Dx^3} = \frac{l_{x+2} - 4l_{x-1} + 3l_x - 6(l_{x+1} - l_{x-1})}{6l_x} = \frac{2l_{x-1} + 3l_x + l_{x+2} - 6l_{x+1}}{6l_x}$$

Pour l'âge 0, on emploie la formule d'interpolation :

Voor den leeftijd 0, gebruikt men de interpolatieformule :

$$\mu_x = - \frac{\Delta l_x - \frac{1}{2} \Delta^2 l_x + \frac{1}{3} \Delta^3 l_x - \frac{1}{4} \Delta^4 l_x}{l_x}$$

On peut trouver une formule plus simple mais moins exacte pour ce qui concerne les âges différents de zéro. En effet, en supposant l_x une fonction continue du temps, on a :

Men kan nog een eenvoudiger doch minder juiste formule vinden, voor de leeftijden die verschillen met nul. Inderdaad, in de onderstelling dat l_x een onafgebroken functie van den tijd, bekomt men :

$$l_{x+1} = l_x + \frac{dl_x}{dx} + \frac{1}{2} \frac{d^2 l_x}{dx^2} + \frac{1}{6} \frac{d^3 l_x}{dx^3}$$

$$l_{x-1} = l_x - \frac{dl_x}{dx} + \frac{1}{2} \frac{d^2 l_x}{dx^2} - \frac{1}{6} \frac{d^3 l_x}{dx^3}$$

$$\frac{l_{x+1} - l_{x-1}}{2} = \frac{dl_x}{dx} + \frac{2}{6} \frac{d^3 l_x}{dx^3}$$

Si on se limite au premier terme, il vient :

Bepaalt men zich tot den eersten term, dan vindt men :

$$\mu_x = - \frac{1}{l_x} \times \frac{dl_x}{dx} = - \frac{l_{x-1} - l_{x+1}}{2l_x}$$

Cette formule n'est applicable qu'à partir de la première année.

Deze formule is slechts toepasselijk vanaf het eerste jaar.

5. — Force de survie ou vitalité moyenne.

5. — Overlevingskracht of gemiddelde levenskracht.

On donne le nom de force de survie à la fraction $\frac{1}{\mu_x}$ par opposition au taux instantané de mortalité que l'on désigne souvent sous le nom de force de mortalité.

Men geeft de benaming overlevingskracht aan de breuk $\frac{1}{\mu_x}$ in tegenstelling met de oogenblikkelijke sterftkans die men vaak aanduidt onder den naam van sterftekracht.

Cependant, eu égard à la signification mathématique de la fonction μ_x il est préférable de donner à l'expression $\frac{1}{\mu_x}$ le nom de vitalité moyenne.

Cette dénomination peut s'expliquer comme suit :

$$\frac{1}{\mu_x} = \frac{1}{\frac{1}{l_x} \times \frac{dl_x}{dx}} = \frac{l_x}{\frac{dl_x}{dx}} \quad (1)$$

$\frac{dl_x}{dx}$ constituant un taux moyen de mortalité, la fraction (1) indique donc le temps qu'il faut à la généralité composée de l_x individus pour s'éteindre complètement, moyennant un taux instantané $\frac{dl_x}{dx}$; ce serait donc la vitalité moyenne des personnes d'âge x , si le taux instantané de mortalité ne se modifiait pas.

Ten aanzien nochtans van de mathematische betekenis der functie μ_x is het verkieslijker aan de uitdrukking $\frac{1}{\mu_x}$ den naam van gemiddelde levenskracht te geven.

Deze benaming kan volgenderwijze verklaard worden :

Aangezien $\frac{dl_x}{dx}$ een gemiddelde sterftkans uitmaakt, duidt de breuk (1) den tijd aan dien de uit l_x personen samengestelde generatie noodig heeft om volledig te sterven door middel van een oogenblikkelijke kans $\frac{dl_x}{dx}$; het zou derhalve de gemiddelde levenskracht zijn van de personen van x leeftijd, indien de oogenblikkelijke sterftkans zich niet wijzigde.

CHAPITRE VII

ANALYSE DES RÉSULTATS

1. — TAUX DE MORTALITE.

a) Population entière.

Le taux de mortalité, qui est de 0,0898894 à la naissance, diminue à chaque âge suivant, pour atteindre sa valeur minima, qui est de 0,0013705 à 12 ans; il remonte ensuite avec quelques oscillations, pour atteindre son maximum à 99 ans.

Les diverses valeurs de ce taux sont mentionnées sur le graphique II ; celui-ci montre clairement qu'un enfant qui naît a moins de chance de vivre encore un an qu'une personne de 75 ans, et un peu plus qu'une personne de 76 ans; les enfants de 1 an ont un taux de mortalité plus élevé que les personnes de 56 ans, et moins élevé que celles de 57 ans.

Si l'on compare les taux de mortalité de la table actuelle à ceux que Leclerc avait obtenus pour la période 1880-1890, on constate les diminutions suivantes en pour cent :

HOOFDSTUK VII

OVERZICHT VAN DE UITKOMSTEN

1. — STERFTEKANSEN.

a) Gezamenlijke bevolking.

De sterftekans, die 0,0898894 bedraagt bij de geboorte, vermindert elk daaropvolgend jaar tot op haar kleinste waarde, die 0,0013705 belooft op 12 jaar ; vervolgens neemt zij toe met eenige schommelingen tot aan haar maximum op 99 jaar.

De onderscheiden waarden dezer kans zijn vermeld in graphiek II ; deze toont duidelijk aan dat een pasgeboren kind minder kans heeft nog een jaar te leven dan een persoon van 75 jaar, en een weinig meer dan een persoon van 76 jaar; de kinderen van 1 jaar hebben een grootere sterftekans dan de personen van 56 jaar en een kleinere dan die van 57 jaar.

Vergelijkt men de sterftekans van de huidige tafel met die welke bekomen werden voor de periode 1880-1890 door Leclerc, dan worden volgende verminderingpercentages gevonden :

Ages — Leeftijden	Diminution % par rapport à la période 1880—1890 Vermindering % met betrekking tot de periode 1880—1890	Ages — Leeftijden	Diminution % par rapport à la période 1880—1890 Vermindering % met betrekking tot de periode 1880—1890
0	43.60	35	48.92
1	69.25	40	42.59
2	75.35	45	31.17
3	72.64	50	31.59
4	69.73	55	21.47
5	63.13	60	26.22
10	54.36	65	10.62
15	37.90	70	17.74
20	36.46	75	11.14
25	43.06	80	6.13
30	41.77	85	11.88
		90	2.81

La mortalité infantile a donc diminué de 44 p. c. au cours de la période 1890-1930. Cette diminution de la mortalité n'atteint toutefois pas sa plus grande valeur au cours de la première année de la vie, mais prend des

De kindersterfte is dus met 44 t. h. verminderd tijdens de periode 1890-1930. Deze vermindering der sterfte bereikt nochtans haar maximumwaarde niet tijdens het eerste levensjaar, maar schommelt tusschen 44 en 63

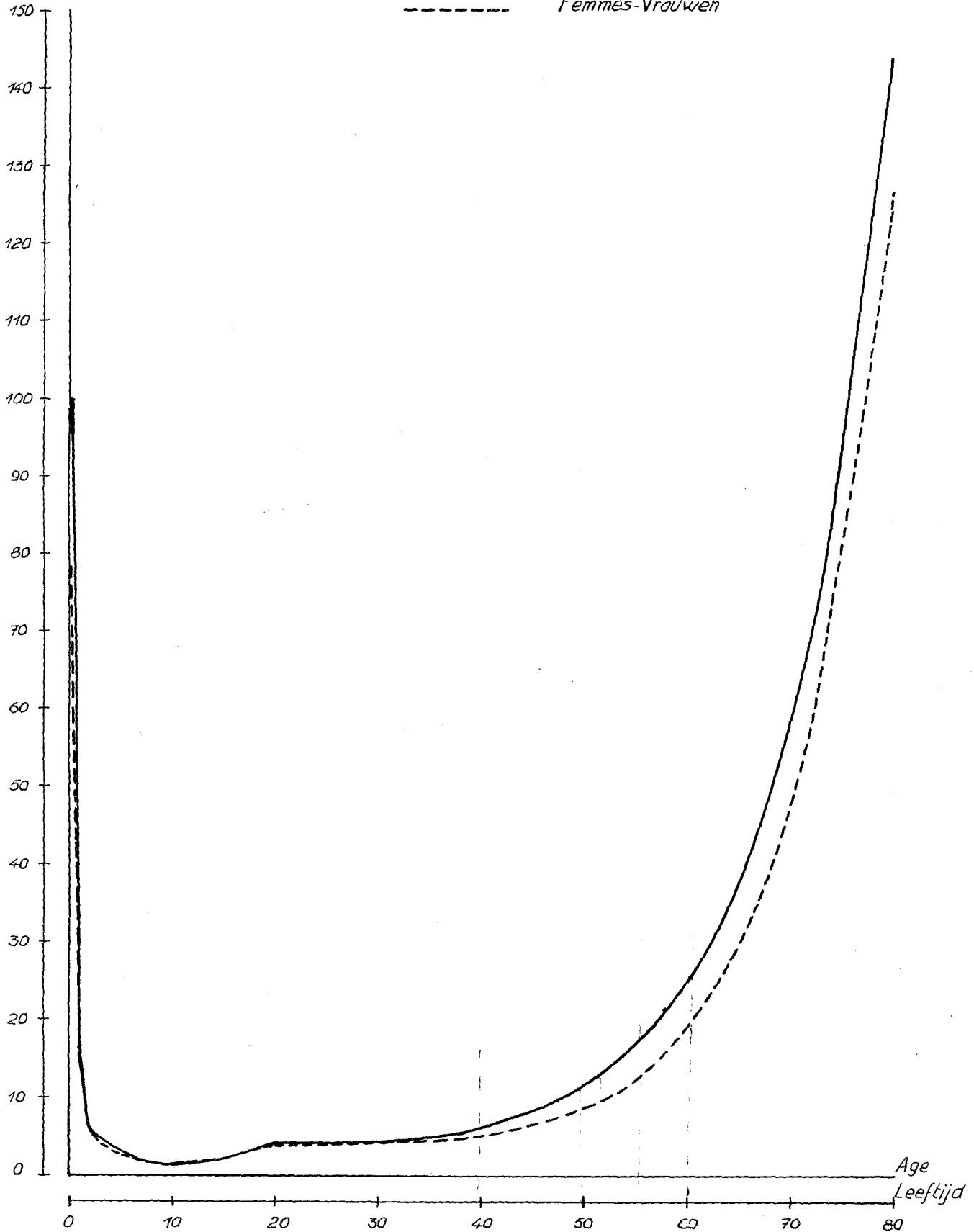
Probabilité de décès — Sterftekans

Probabilité de décès

Sterftekans

— LEGENDE —

- Hommes-Mannen
- - - Femmes-Vrouwen



valeurs de 44 à 63 p. c., au cours des cinq premières années d'âge, avec un maximum de 75 p. c. à deux ans. Nous reviendrons plus loin sur cette diminution, lorsque nous étudierons les taux de mortalité par sexe; nous constaterons toutefois que, pour l'âge de 70 ans la probabilité de décès est encore inférieure de 18 p. c. à celle 1880-1890 et que pour 75 ans cette diminution atteint un peu plus de 11 p. c.

b) Population de chaque sexe.

En règle générale, les taux de mortalité sont plus faibles pour les femmes que pour les hommes; il n'y a d'exception qu'à 11, 13, 14, 17, 23 et 24 ans. On comprendra aisément que le sexe masculin paie un plus fort tribut à la mortalité, si l'on considère que les hommes exercent les occupations les plus dangereuses, les plus fatigantes et les plus insalubres. D'ailleurs, pour parer à ce déficit de la mortalité masculine, la nature fait naître plus d'hommes que de femmes. Pour la table actuelle, le taux de mortalité minimum est : pour les hommes 0,0013759 à l'âge de 11 ans; pour les femmes 0,0013458 à l'âge de 12 ans.

Les âges relatifs au minima sont à noter. Ils correspondent aux maxima de la vitalité et déterminent les âges de la vie où l'existence immédiate est le mieux assurée, c'est-à-dire où la probabilité pour garçons et filles d'échapper à la mort est la plus élevée. Cet âge a peu varié depuis un demi-siècle; le fait qu'il est moins élevé pour les hommes que pour les femmes n'indique pas que le nombre de personnes atteignant la vitalité maximum est plus élevé parmi les personnes du sexe masculin que parmi les autres : on note, en effet, que sur 100,000 naissances de chaque sexe, il survit proportionnellement plus de femmes à l'âge de 12 ans que d'hommes à l'âge de 11 ans.

L'allure de la courbe de mortalité est à peu près semblable pour les deux sexes. Les différences entre les taux de mortalité des deux sexes deviennent surtout sensibles après 30 ans.

Le taux de mortalité des hommes est, à la naissance, supérieur à celui des hommes de 75 ans et inférieur à celui des hommes de 76 ans; pour les enfants masculins âgés de 1 an, le taux est compris entre ceux de 55 et 56 ans. Une femme qui naît a moins de chance de vivre encore un an qu'une femme de 74 ans, et plus de chance qu'une femme de 75 ans; pour l'âge de 1 an, les deux âges de comparaison sont 57 et 58 ans.

Le tableau suivant donne la diminution p. c. de la mortalité pour chaque sexe et pour chaque âge, par rapport à la période 1880-1890 (table de Leclerc).

t. h., gedurende de 5 eerste levensjaren, met een maximum van 75 t. h. op twee jaar. Wij zullen verder op deze vermindering terugkomen, wanneer wij de sterftekans per geslacht zullen bestudeeren; er weze echter opgemerkt dat, wat den leeftijd van 70 jaar betreft, de sterftewaarschijnlijkheid nog met 18 t. h. beneden die van 1880-1890 blijft en dat op 75 jaar deze vermindering iets meer dan 11 t. h. bedraagt.

b) Bevolking elker geslacht.

In algemeenen regel zijn de sterftekansen geringer voor de vrouwen dan voor de mannen; hierop bestaat slechts uitzondering voor den 11, 13, 14, 17, 23 en 24-jarigen leeftijd. Het is gemakkelijk te begrijpen dat het mannelijk geslacht een zwaarderen tol aan de sterfte betaalt, als men overweegt dat de mannen de meest gevaarlijke, vermoeiende en ongezonde beroepen uitoefenen. Om dit tekort door de mannelijke sterfte teweeggebracht aan te vullen doet de natuur meer mannen dan vrouwen geboren worden. In de huidige sterftetafel belooft de minimum-sterftekans voor de mannen 0,0013759 op den leeftijd van 11 jaar, voor de vrouwen 0,0013458 op den leeftijd van 12 jaar.

De leeftijden die beantwoorden aan de minima verdienen aanstipping. Zij stemmen overeen met de maxima der levenskracht en bepalen de tijdstippen des levens waarop het onmiddellijk bestaan het best verzekerd is; t. t. z. waarop, voor jongens en meisjes, de waarschijnlijkheid aan den dood te ontsnappen het grootst is. Deze leeftijd is weinig veranderd sedert een halve eeuw; het feit dat hij minder hoog is voor de mannen dan voor de vrouwen, duidt niet aan dat het aantal personen die de grootste levenskracht bereiken grooter is bij die van het mannelijk geslacht dan bij de anderen, want op 100,000 geboorten van elk geslacht beleven in evenredigheid meer vrouwen haar twaalfde jaar, dan mannen hun elfde.

De loop van de sterftecure is bijna dezelfde voor de twee geslachten. De verschillen tusschen de sterftekansen der twee geslachten worden vooral gevoelig boven 30 jaar.

Bij de geboorte is de sterftekans der mannen grooter dan die der mannen van 75 jaar en kleiner dan die der mannen van 76 jaar; voor de mannelijke kinderen van 1 jaar is het cijfer begrepen tusschen 55 en 56 jaar. Een vrouw die geboren wordt heeft minder kans nog een jaar te leven dan een vrouw van 74 jaar en meer kans dan een vrouw van 75 jaar; voor den leeftijd van 1 jaar, zijn de twee vergelijkingsleeftijden 57 en 58 jaar.

Benedenstaande tabel vermeldt de percentsgewijze vermindering van de sterfte in ieder geslacht en op elken leeftijd, met betrekking tot de periode 1880-1890 (tafel van Leclerc).

Ages — Leeftijden	HABITANTS DU SEXE INWONERS VAN HET		Ages — Leeftijden	HABITANTS DU SEXE INWONERS VAN HET	
	Masculin Mannelijk geslacht	Féminin Vrouwelijk geslacht		Masculin Mannelijk geslacht	Féminin Vrouwelijk geslacht
0	41.63	46.03	35	47.39	50.41
1	67.62	70.96	40	40.04	45.12
2	74.46	76.26	45	33.75	27.15
3	70.73	74.59	50	35.92	24.86
4	67.05	72.37	55	25.26	15.17
5	59.39	66.90	60	28.24	23.85
10	48.11	60.19	65	11.67	9.07
15	26.47	47.51	70	17.92	17.24
20	34.60	38.55	75	8.92	11.32
25	43.43	42.68	80	3.97	7.17
30	41.51	42.10	85	5.26	16.11

En 1880-1890, 17 garçons sur 100 disparaissaient avant d'avoir atteint leur premier anniversaire, alors que pour la période 1928-1932 ce n'est plus le cas que pour 10 sur 100.

La mortalité infantile s'est réduite pour le sexe masculin de 41.63 p. c. au cours du demi-siècle écoulé. Cette diminution n'atteint pas, toutefois, son maximum au cours de la première année de vie, mais prend des valeurs de 68 et 74 p. c. pour 1 an et 2 ans; à partir de ce dernier âge, elle diminue jusqu'à 20 ans, pour augmenter ensuite jusqu'à 40, année à partir de laquelle elle est en régression presque continue.

Comme pour le sexe masculin, on constate pour le sexe féminin un recul important de la mortalité à la naissance, et une diminution plus marquée dans les premiers âges de la vie. On relève également un ralentissement dans cette régression entre 3 et 25 ans et une nouvelle majoration jusqu'à 35 ans environ. De 45 à 70 ans, l'amélioration de la mortalité est plus importante parmi les habitants du sexe masculin que parmi les autres; à 40 ans et en-deçà et au delà de 70 ans, c'est l'inverse que l'on constate.

2. — TABLE DE SURVIE.

Les tables de survie jointes aux tables de mortalité ont été calculées en se basant sur 100,000 naissances. Elles permettent de faire les constatations ci-après :

a) Table de survie pour la population entière.

Sur 100,000 naissances, il reste les nombres suivants de survivants :

In 1880-1890 stierven 17 jongens op 100, alvorens hun 1sten verjaardag bereikt te hebben, dan wanneer er gedurende de periode 1928-1932 nog enkel 10 op 100 stierven.

De kindersterfte onder het mannelijk geslacht is dus tijdens de laatste halve eeuw met 41.63 t. h. verminderd. Deze vermindering bereikt nochtans haar maximum niet tijdens het eerste levensjaar, maar schommelt tusschen 68 en 74 t. h. voor 1 en 2 jaar; vanaf dezen laatsten leeftijd, neemt zij af tot aan dien van 20 jaar om vervolgens weer toe te nemen tot aan dien van 40 jaar vanaf denwelken zij bijna aanhoudend afneemt.

Evenals voor het mannelijk geslacht wordt voor het vrouwelijk een aanzienlijke vermindering der sterfte bij de geboorte en een sterkere afneming in de eerste levensjaren waargenomen. Er wordt eveneens een vertraging in deze vermindering gevonden tusschen 3 en 25 jaar en een nieuwe vermeerdering tot ongeveer 35 jaar. Van 45 tot 70 jaar is de verbetering der sterfte aanzienlijker onder de inwoners van het mannelijk geslacht dan onder de andere; op 40 jaar en minder en boven 70 jaar wordt het tegenovergestelde waargenomen.

2. — OVERLEVINGSTAFEL.

De bij de sterftetafels gevoegde overlevingstafels zijn berekend op 100,000 geboorten. Hiermede kan worden waargenomen hetgeen volgt :

a) Overlevingstafel voor de gezamenlijke bevolking.

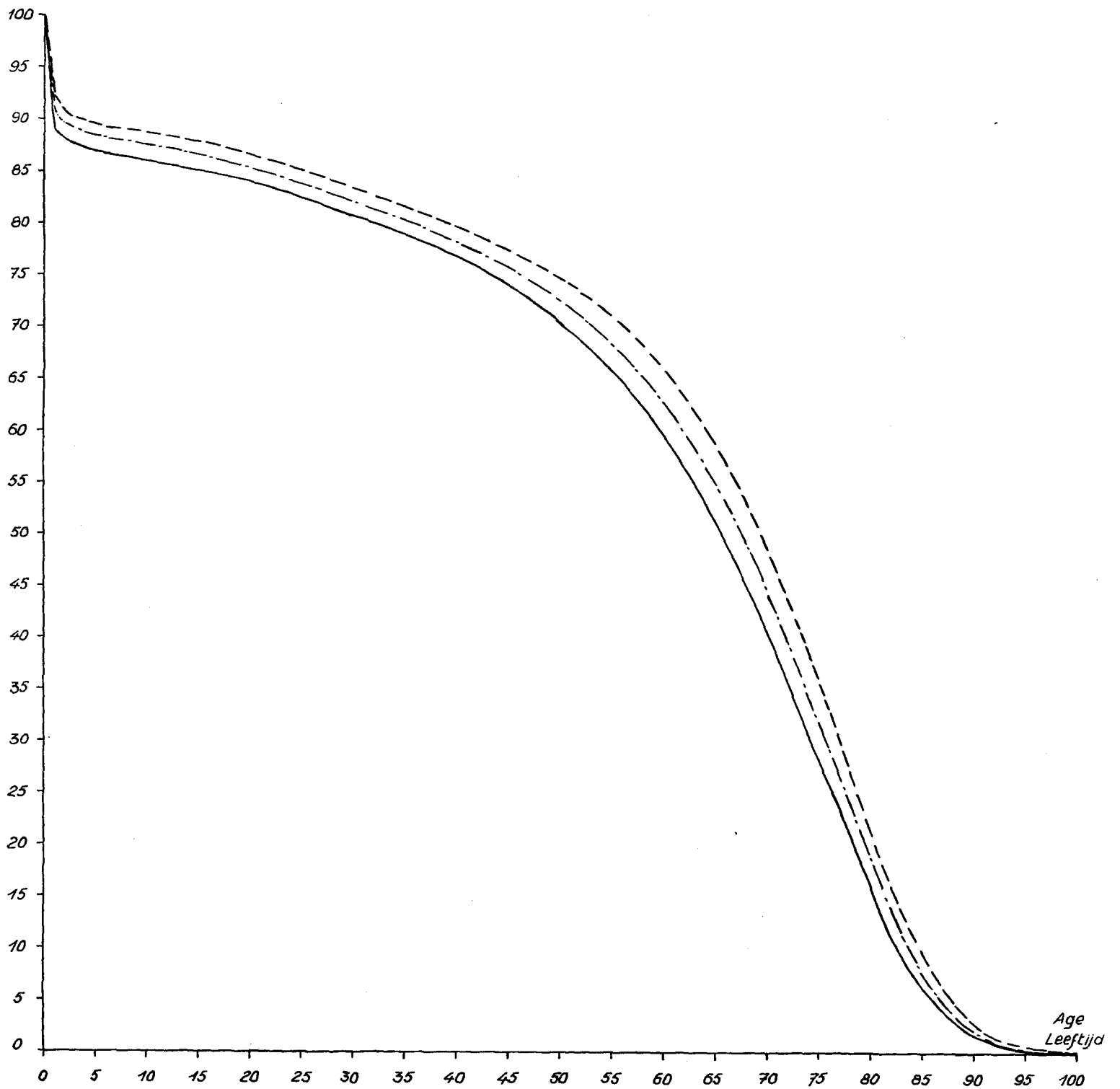
Op 100,000 geboorten heeft men volgende aantallen overlevenden :

Nombre de survivants – Aantal overlevenden

LEGENDE

- Hommes - Mannen
- - - Femmes - Vrouwen
- · - Ensemble - Te zamen

Survivants
Overlevenden



Ages — Leeftijden	NOMBRE DE SURVIVANTS AANTAL OVERLEVENDEN		Proportion % de l'augmentation
	Période actuelle	Période 1880—1890	Verhouding % der vermeerdering
	Huidige periode	Periode 1880—1890	
1	91,011	84,063	8.27
2	89,559	79,780	12.25
3	89,010	77,801	14.41
4	88,632	76,583	15.73
5	88,330	75,712	16.67
10	87,360	73,746	18.46
15	86,670	72,569	19.43
20	85,363	70,773	20.62
25	83,669	68,310	22.48
30	81,974	65,871	24.45
35	80,179	63,245	26.78
40	78,152	60,392	29.41
45	75,674	57,109	32.51
50	72,522	53,589	35.33
55	68,375	49,454	38.26
60	62,766	44,331	41.58
65	55,016	37,535	46.57
70	44,792	29,600	51.32
75	32,085	20,208	58.77
80	18,563	11,217	65.49
85	7,784	4,276	82.04
90	2,067	1,021	102.44
95	316	147	114.97

Il appert des chiffres donnés ci-dessus que l'augmentation proportionnelle du nombre de survivants de chaque âge, par rapport à la table 1880-1890, s'accroît d'un âge au suivant; de 8 p. c. à la naissance, elle atteint 115 p. c. à 95 ans.

Certains âges marquent une étape dans la vie humaine; il convient de s'y arrêter. A six ans commence l'obligation scolaire; à 14 ans se termine cette obligation; à 21 ans se place l'émancipation normale; l'âge actuel, moyen des nouveau-mariés est de 25 ans environ; enfin, la pension de retraite peut être attribuée à 55, 60 ou 65 ans. Sur 100,000 naissances, 88,067 atteignent leur 6^e année; 86,843 leur 14^e année; 83,669 leur 25^e année; 68,375 leur 55^e année; 62,766 leur 60^e année; 55,016 leur 65^e. Enfin, sur 100,000 naissances, 85,011 atteignent leur majorité.

Voici, d'autre part, un tableau comparatif pour les diverses périodes, indiquant le nombre de survivants sur 100,000 naissances de chacun de ces âges.

Uit bovenvermelde cijfers blijkt dat de evenredige vermeerdering van het aantal overlevenden van elken leeftijd, met betrekking tot de tafel 1880-1890, van den eenen leeftijd tot den volgenden toeneemt; van 8 t. h. bij de geboorte bereikt zij 115 t. h. op 95 jaar..

Sommige leeftijden duiden een etappe uit 's menschen leven aan; zij dienen aangestipt. Op 6-jarigen leeftijd begint de schoolplicht; op 14 jaar loopt hij ten einde; op 21 jaar treedt de normale leeftijd der ontvoogding in; de huidige gemiddelde leeftijd der jonggehuwden is ongeveer 25 jaar; ten slotte kan het rustpensioen toegekend worden op 55, 60 of 65 jaar. Op 100,000 geborenen bereiken 88,067 hun 6^{de} levensjaar, 86,843 hun 14^e; 83,669 hun 25^{ste}; 68,375 un 55^{ste}; 62,766 hun 60^{ste}; 55,016 hun 65^{ste}. Op 100,000 geborenen bereiken 85,011 hun meerderjarigheid.

Hierbeneden een vergelijkende tabel voor de onderscheiden perioden, waarin het aantal overlevenden op 100,000 geboorten, voor elk dezer leeftijden vermeld is.

Ages — Leeftijden	NOMBRE DE SURVIVANTS sur 100,000 naissances		Proportion % de l'augmentation de 1928—1932 par rapport à la période 1880—1890
	AANTAL OVERLEVENDEN op 100,000 geboorten		
	1928—1932	1880—1890	Verhouding % der vermeerdering van 1928—1932 met betrekking tot de periode 1880—1890
6	88,067	75,095	17.24
14	86,843	72,819	19.26
21	85,011	70,308	20.91
25	83,669	68,310	22.48
55	68,375	49,454	38.26
60	62,766	44,331	41.58
65	55,016	37,535	46.57

Les tables de survie permettent également de se rendre compte de la mesure dans laquelle la diminution des naissances a été compensée par l'amélioration de la mortalité.

On a relevé en 1880, 171,664 naissances; en 1930, 151,406. Moyennant respectivement les tables de mortalité de la période 1880-1890 pour 1880 et 1890 et 1928-1932 pour 1930, le nombre de survivants de chacune de ces générations est donné, pour certains âges, dans le tableau suivant :

Door middel van de overlevingstafels kan men er zich eveneens een denkbeeld van vormen in hoeverre de vermindering der geboorten tegenwicht heeft gevonden in de verbetering der sterfte.

In 1880 telde men 171,664 geboorten; in 1930, 151,406. Met behulp van de respectieve sterftetafels van 1880-1890 voor 1880 en 1890, en van 1928-1932 voor 1930 is in benedenstaande tabel het aantal overlevenden van elke dezer generaties voor sommige leeftijden opgegeven :

Ages — Leeftijden	1880	1890	1930	Proportion % à ceux de 1930 des chiffres de		Ages — Leeftijden	1880	1890	1930	Proportion % à ceux de 1930 des chiffres de	
				Verhouding % tot 1930 van de cijfers over						Verhouding % tot 1930 van de cijfers over	
				1880	1890					1880	1890
0	171,864	176,595	151,406	114	117	30	113,209	116,325	124,114	91	94
1	144,474	148,451	137,796	105	108	35	108,695	111,687	121,396	89	92
2	137,113	140,887	135,598	101	104	40	103,793	106,649	118,327	88	90
3	133,711	137,393	134,766	99	102	45	98,150	100,852	114,575	86	88
4	131,619	135,241	134,194	98	101	50	92,100	94,635	109,803	84	86
5	130,122	133,704	133,737	97	100	55	84,994	87,333	103,524	82	84
10	126,743	130,232	132,268	96	98	60	76,189	78,286	95,031	80	82
15	124,720	128,153	131,224	95	98	65	64,509	66,285	83,298	77	79
20	121,633	124,982	129,245	94	97	70	50,872	52,272	67,818	75	77
25	117,400	120,632	126,680	93	95	75	34,730	35,686	48,578	71	73

Il résulte des chiffres contenus dans le tableau précédent, que la diminution des naissances, par rapport à l'année 1880, est compensée à partir de 3 ans; par rapport à 1890 à partir de 5 ans seulement.

b) Résultats pour chaque sexe.

Nous avons vu précédemment que, à quelque exceptions près, les taux de mortalité du sexe féminin sont moins élevés que ceux du sexe masculin. Pour tous les âges, les survivants du sexe féminin surpassent notablement en nombre ceux du sexe masculin.

Uit de in vorenstaande tabel vervatte cijfers blijkt dat de geboortevermindering, met betrekking tot het jaar 1880, haar tegenwicht vindt vanaf 3 jaar; met betrekking tot 1890, slechts vanaf 5 jaar.

b) Uitkomsten voor elk geslacht.

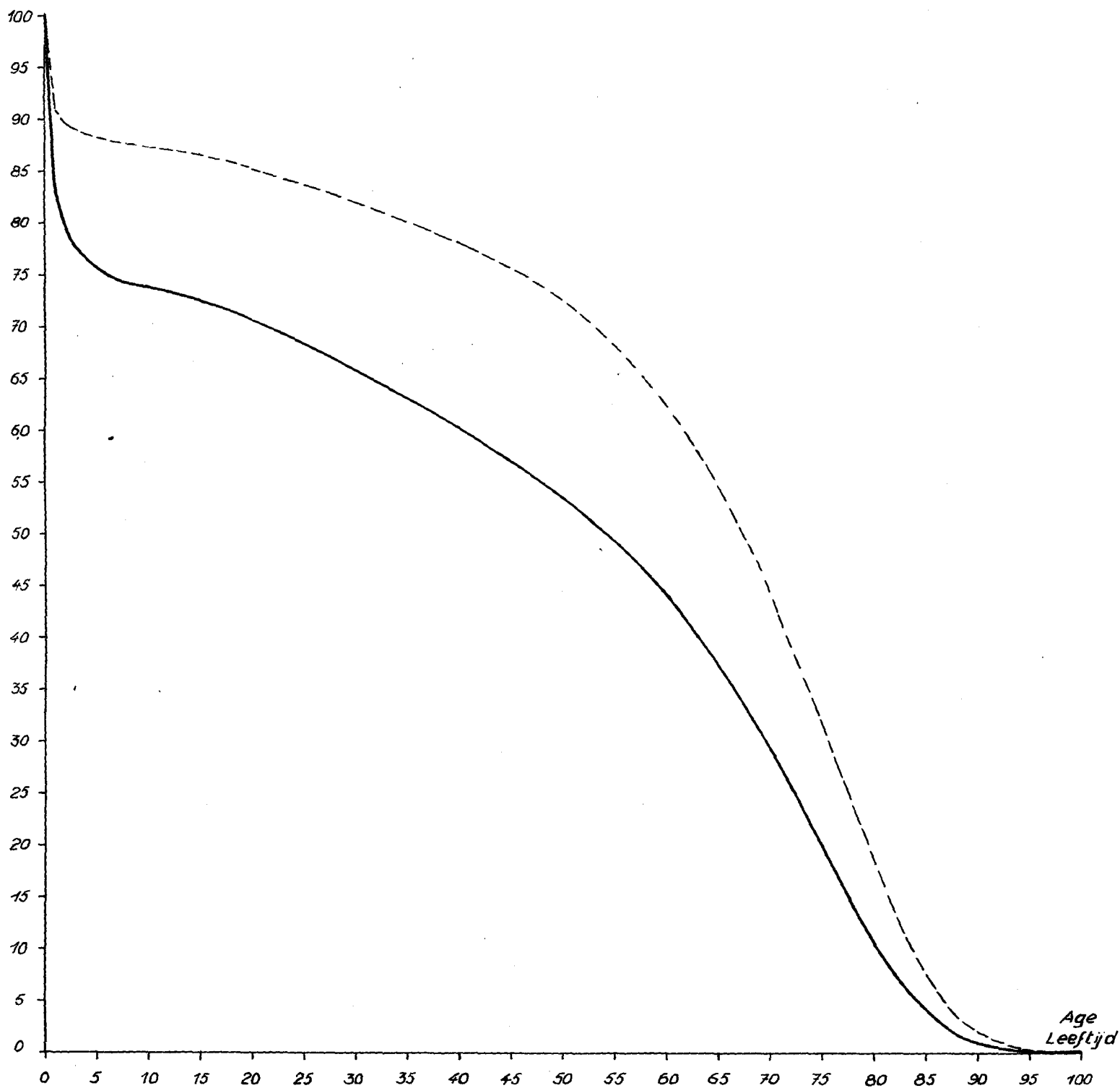
Wij hebben vroeger gezien dat, op enkele uitzonderingen na, de sterftetekans van het vrouwelijk geslacht minder hoog staat dan die van het mannelijk geslacht. Voor al de leeftijden gaan de overlevenden van het vrouwelijk geslacht die van het mannelijk geslacht aanmerkelijk in getal te boven.

Nombre de survivants - Aantal overlevenden

LEGENDE

- 1880-1890
- - - 1928-1932

Survivants
Overlevenden



Le tableau ci-après indique, pour les premiers âges, puis de cinq en cinq ans, la valeur absolue des excédents des survivants féminins sur les autres et, en outre, les rapports entre ces excédents et les nombres de survivants masculins.

Benedenstaande tabel vermeldt, voor de eerste leeftijden, vervolgens van 5 tot 5 jaar, de absolute waarde der overschotten van de vrouwelijke overlevenden op de andere en bovendien de verhoudingen tusschen deze overschotten en de aantallen mannelijke overlevenden.

Ages — Leeftijden	EXCEDENTS — OVSCHOTTEN		Ages — Leeftijden	EXCEDENTS — OVSCHOTTEN	
	Chiffres absolus — Absolute cijfers	Proportion % par rapport à la survie masculine — Verhouding % met betrekking tot de mannelijke overleving		Chiffres absolus — Absolute cijfers	Proportion % par rapport à la survie masculine — Verhouding % met betrekking tot de mannelijke overleving
1	2,220	24.69	40	3,036	39.60
2	2,397	27.12	45	3,512	47.49
3	2,433	27.70	50	4,252	60.37
4	2,483	28.40	55	5,178	78.67
5	2,519	28.92	60	6,332	106.15
10	2,596	30.15	65	7,318	142.31
15	2,581	30.22	70	7,846	191.64
20	2,597	30.88	75	7,468	262.87
25	2,659	32.28	80	5,910	377.93
30	2,688	33.33	85	3,521	583.62
35	2,794	35.45	90	1,288	903.86

Ce tableau montre clairement que la femme est privilégiée sous le rapport de la longévité; l'excédent proportionnel du nombre de survivants féminins croît à mesure que l'on s'élève dans l'échelle des âges.

On verra d'ailleurs plus loin que la durée de la vie moyenne est à tout âge plus longue pour les femmes que pour les hommes.

Le tableau ci-après permet de nous rendre compte de l'accroissement relatif de la survie pour chaque sexe par rapport à la période 1880-1890.

Deze tabel toont duidelijk aan dat op gebied van levensduur de vrouw bevoordeeld wordt, want het evenredig overschot van het aantal vrouwelijke overlevenden groeit aan naarmate men hooger opklimt in de leeftijdsschaal.

Men zal trouwens verder zien dat de gemiddelde levensduur op elken leeftijd grooter is voor de vrouwen dan voor de mannen.

Met benedenstaande tabel kan men zich een denkbeeld vormen van den betrekkelijken aangroei der overleving elker geslacht met betrekking tot de periode 1880-1890.

Ages — Leeftijden	Augmentation % par rapport à 1880/1890		Ages — Leeftijden	Augmentation % par rapport à 1880/1890	
	Percentsgewijze aangroei met betrekking tot 1880/1890			Percentsgewijze aangroei met betrekking tot 1880/1890	
	Hommes — Mannen	Femmes — Vrouwen		Hommes — Mannen	Femmes — Vrouwen
1	8.69	7.84	35	26.63	26.92
2	12.67	11.84	40	29.32	29.47
3	14.83	13.98	45	32.71	32.25
4	16.13	15.32	50	36.14	34.43
5	17.02	16.30	55	39.75	36.63
10	18.66	18.26	60	43.66	39.32
15	19.45	19.41	65	49.46	43.52
20	20.47	20.76	70	54.19	48.14
25	22.42	22.54	75	61.27	55.50
30	24.35	24.53			

En général, le sexe masculin marque un accroissement plus élevé que le sexe féminin, pour ce qui concerne le nombre de survivants. Ce fait semble être en contradiction avec la plus forte diminution de la mortalité constatée parmi les femmes dans la plus longue période de la vie. Cependant, ce phénomène s'explique facilement, si l'on a égard à la signification des nombres envisagés. La mortalité des hommes étant en général plus forte que celle des femmes, il peut se faire qu'une variation relative des taux de mortalité, inférieure pour les hommes, corresponde à une variation absolue plus élevée de ces taux. Il peut en résulter une modification proportionnelle plus sensible dans le nombre des survivants du sexe masculin.

Aux étapes principales de la vie, le nombre de survivants sur 100,000 naissances de chaque sexe, sont les suivants :

Over het algemeen vertoont het mannelijk geslacht een sterkeren aangroei dan het vrouwelijk, voor wat het aantal overlevenden betreft.

Dit feit blijkt in tegenspraak te zijn met de sterkere sterftevermindering die wordt waargenomen bij de vrouwen in de langste periode des levens. Nochtans is dit verschijnsel gemakkelijk te verklaren, als men acht geeft op de beteekenis van de beoogde cijfers. Aangezien de sterfte der mannen over het algemeen grooter is dan die der vrouwen, kan het gebeuren dat een lagere betrekkelijke variatie der sterftcijfers voor de mannen, overeenstemt met een hoogere absolute variatie dezer cijfers. Hieruit kan een gevoeliger evenredige wijziging van het aantal mannelijke overlevenden voortvloeien.

Op de voornaamste tijdstippen des levens luidt het aantal overlevenden op 100.000 geboorten elker geslacht als volgt :

Ages — Leeftijden	HOMMES — MANNEN					FEMMES — VROUWEN				
	Tables	Tables	Tables	Augmentation % par rapport à		Tables	Tables	Tables	Augmentation % par rapport à	
	—	—	—	—		—	—	—	—	
	Tafels	Tafels	Tafels	Vermeerdering % met betrekking tot		Tafels	Tafels	Tafels	Vermeerdering % met betrekking tot	
	1928—1932	1880—1890	1890—1900	1880—1890	1890—1900	1928—1932	1880—1890	1890—1900	1880—1890	1890—1900
6	86,812	73,826	75,784	18	15	89,375	76,420	78,490	17	14
14	85,574	71,707	73,937	19	16	88,166	73,980	76,433	19	15
21	83,713	69,319	71,790	21	17	86,363	71,341	74,428	21	16
25	82,367	67,280	70,032	22	18	85,026	69,388	72,478	23	17
55	65,822	47,100	49,630	40	33	71,000	51,967	55,315	37	28
60	59,650	41,521	43,525	44	37	65,982	47,359	50,275	39	31
65	51,423	34,406	36,244	49	42	58,741	40,930	43,693	44	34

3. — LA VIE MOYENNE.

Il résulte du tableau ci-joint, que ce n'est pas pour les nouveau-nés que la vie moyenne est la plus longue. Sa durée pour les jeunes enfants croît avec l'âge, mais elle ne tarde pas à atteindre une limite à partir de laquelle elle va en s'affaiblissant d'une façon continue. Pour la table actuelle ce maximum est atteint à 2 ans, alors qu'en 1880-1890 il se présentait à 3 ans et antérieurement à 5 et 4 ans. C'est là une circonstance heureuse puisque le nombre des personnes qui jouissent ainsi de la plus longue vie moyenne a fortement augmenté.

La vie moyenne décroît d'un âge au suivant; pour les nouveau-nés elle est de 57 a. 11 m. au lieu de 45 a. 0 m. pour la période 1881 à 1890; son maximum atteint à 2 ans, est 62 a. 6 m. au lieu de 54 ans 8 m. atteint à 3 ans pour la période 1881-1890.

Le général Liagre, en se basant sur les anciennes table de Quetelet et Smits, dressées à l'aide de données antérieures à 1830, estimait que la vie moyenne était à cette époque de 31 a. 5 m. pour les nouveau-nés

3. — GEMIDDELDE LEVENSDUUR.

Uit bijgaande tabel blijkt dat het niet voor de pasgeborenen is, dat de gemiddelde levensduur het langst is. Voor de kleine kinderen neemt deze duur toe met den leeftijd, maar hij bereikt aldra een grens vanaf welke hij aanhoudend verkort. Voor de huidige tafel wordt dit maximum bereikt op 2 jaar, dan wanneer dit in 1880-1890 voorkwam op 3 jaar en voorheen op 5 en 4 jaar. Dit is een gelukkig toeval, vermits het aantal personen die derwijze met een langeren gemiddelden levensduur bedeeld zijn, sterk toegenomen is.

De gemiddelde levensduur neemt af van den eenen leeftijd tot den anderen; voor de pasgeborenen belooft hij 57 j., 11 m. in plaats van 45 j. 0 m. voor de periode 1881-1890; zijn maximum, dat wordt bereikt op 2 jaar, belooft 62 j., 6 m. in plaats van 54 j., 8 m. dat werd bereikt op 3 jaar voor de periode 1881-1890.

Generaal Liagre achtte op grond van de oude tafels van Quetelet en Smits, opgemaakt met behulp van gegevens van vóór 1830, dat de gemiddelde levensduur toenmaals 31 j. 5 m. beliep voor de pasgeborenen en

et que son maximum qui correspondait à l'âge de 5 ans atteignait 44 a. 3 m.; d'autre part, en calculant la durée de la vie moyenne d'après la table de mortalité par Quetelet pour la période 1847 à 1856, Leclerc la trouve de 38 a. 1 m. à la naissance et, comme maximum, de 46 a. 11 m. pour l'âge de 4 ans.

On constatera par ces données qui s'appliquent aux époques lointaines, que la vitalité de la population belge s'est considérablement accrue depuis un siècle.

La durée de la vie moyenne diffère sensiblement d'un sexe à l'autre. Les garçons nouvellement nés ont la perspective d'atteindre en moyenne l'âge de 56 ans; les filles peuvent espérer vivre pendant 59 ans 10 mois. Tandis que la vie moyenne maximum des filles qui est de 63 ans 10 mois est atteinte à 1 an, celle des garçons qui est de 61 ans 4 mois n'est atteinte qu'à deux ans.

Le relevé suivant indique la durée de la vie moyenne des hommes et des femmes pour les périodes 1828-1932 et 1880-1890 et pour certains âges.

dat zijn maximum, dat overeenkwam met den leeftijd van 5 jaar, 44 j., 3 m. bedroeg; indien men anderzijds den gemiddelden levensduur berekent naar de sterftetafel van Quetelet over de periode 1847 tot 1856, dan vindt Leclerc 38 j., 1 m. bij de geboorte en als maximum 46 j., 11 m. voor den leeftijd van 4 jaar.

Uit deze gegevens, die betrekking hebben op lang verlopen tijdvakken, blijkt dat de levenskracht der Belgische bevolking sedert een eeuw aanzienlijk is toegenomen.

De gemiddelde levensduur verschilt merkkelijk van het eene geslacht tot het andere. De pasgeboren jongens hebben het vooruitzicht gemiddeld den leeftijd van 56 jaar te bereiken; de meisjes mogen hopen gedurende 59 jaar 10 maanden te leven. Terwijl de langste gemiddelde levensduur der meisjes, die 63 jaar 10 maanden belooft, bereikt wordt op 1 jaar, wordt die der jongens, welke 61 jaar 4 maanden belooft, slechts bereikt op 2 jaar.

Benedenstaande tabel vermeldt voor sommige leeftijden den gemiddelden levensduur der mannen en vrouwen over de perioden 1928-1932 en 1880-1890.

Age en années — Leeftijd in jaren	DUREE DE LA VIE MOYENNE GEMIDDELDE LEVENSDUUR				Augmentation de la vie moyenne Aangroei van den gemiddelden levensduur	
	1928 — 1932		1880 — 1890		Hommes—Mannen	Femmes—Vrouwen
	Hommes Mannen	Femmes Vrouwen	Hommes Mannen	Femmes Vrouwen		
0	56 a./j.	59 a./j. 10 m.	43 a./j. 7 m.	46 a./j. 8 m.	12 a./j. 5 m.	13 a./j. 2 m.
1	61 a./j. 3 m.	63 a./j. 10 m.	51 a./j. 8 m.	53 a./j. 6 m.	9 a./j. 7 m.	10 a./j. 4 m.
10	54 a./j. 10 m.	57 a./j. 3 m.	49 a./j. 7 m.	51 a./j. 8 m.	5 a./j. 3 m.	5 a./j. 7 m.
20	46 a./j.	48 a./j. 5 m.	41 a./j. 4 m.	43 a./j. 9 m.	4 a./j. 8 m.	4 a./j. 8 m.
30	37 a./j. 8 m.	40 a./j. 1 m.	34 a./j.	36 a./j. 7 m.	3 a./j. 8 m.	3 a./j. 6 m.
40	29 a./j. 6 m.	31 a./j. 10 m.	26 a./j. 9 m.	29 a./j. 4 m.	2 a./j. 9 m.	2 a./j. 6 m.
50	21 a./j. 7 m.	23 a./j. 6 m.	19 a./j. 11 m.	21 a./j. 11 m.	1 a./j. 8 m.	1 a./j. 7 m.
60	14 a./j. 6 m.	15 a./j. 11 m.	13 a./j. 6 m.	14 a./j. 9 m.	1 a./j.	1 a./j. 2 m.
70	8 a./j. 8 m.	9 a./j. 7 m.	8 a./j. 2 m.	8 a./j. 11 m.	6 m.	8 m.
75	6 a./j. 5 m.	7 a./j. 1 m.	6 a./j. 2 m.	6 a./j. 8 m.	3 m.	5 m.

D'après les tables établies pour la période 1880-1890, les garçons nouvellement nés avaient la perspective d'atteindre en moyenne l'âge de 43 a. 7 m.; leurs descendants nés au cours de la période 1928-1932 ont la perspective d'une vie plus longue de 12 ans 5 mois. L'accroissement est plus sensible pour les filles; leur vie moyenne passe de 46 a. 8 mois à 59 a. 10 mois, soit une augmentation de 13 a. 2 mois. L'augmentation à l'âge de 1 an est de 10 a. 4 m. pour les filles et 9 a. 7 mois pour les garçons.

Comme le montrent les deux dernières colonnes, l'accroissement depuis la période 1880-1890 va en dimi-

Naar de tafels opgemaakt over de periode 1880-1890 hadden de pasgeboren jongens het vooruitzicht gemiddeld den leeftijd van 43 j. 7 maanden te bereiken; hun afstammelingen geboren tijdens de periode 1928-1932 hebben het vooruitzicht van een met 12 jaar 5 maanden verlengden levensduur. Voor de meisjes is de aangroei gevoeliger; haar gemiddelde levensduur klimt van 46 j. 8 maanden tot 59 j. 10 maanden, hetzij met 13 j. 2 maanden. De verlenging op den leeftijd van 1 jaar belooft 10 jaar 4 maanden voor de meisjes en 9 jaar 7 maanden, voor de jongens.

Zooals de twee laatste kolommen aantonen, vermindert de aangroei, sedert de periode 1880-1890,

nuant au fur et à mesure que l'on s'élève dans les âges; à 70 ans elle est de 6 mois pour les hommes et 8 mois pour les femmes; à 75 ans, elle atteint 3 mois pour les hommes et 5 mois pour les femmes.

Si les progrès de l'hygiène sont parvenus à réduire la mortalité de chaque âge, ils n'ont cependant pas pu repousser la limite extrême de la vie. C'est à cette cause que l'on doit la diminution de l'accroissement de la vie moyenne au fur et à mesure que l'on s'élève dans les âges.

4. — LA VIE PROBABLE.

Nous avons indiqué précédemment ce qu'il faut entendre par vie probable.

Les résultats, calculés à l'aide des éléments provenant de la table actuelle sont mentionnés dans les tableaux annexes. Ils montrent que la vie probable forme une suite présentant une allure sensiblement la même que la vie moyenne.

Ce n'est pas pour les nouveau-nés que la vie probable est la plus longue. Sa durée pour les jeunes enfants croît avec l'âge, mais elle ne tarde pas à atteindre une limite à partir de laquelle elle va en s'affaiblissant d'une façon continue.

Pour la table actuelle, ce maximum est atteint à 1 an, alors qu'en 1880-1890 il se présentait à 2 ans.

Ce maximum, qui est actuellement de 68 ans 8 mois, n'était en 1880-1890 que de 61 ans 4 mois.

Comme la vie moyenne, la vie probable des hommes est toujours inférieures à celle des femmes. La différence est de 3 ans 8 mois à la naissance, elle atteint :

à 1 an	2.92	op	1	jaar		à 20 ans	2.72	op	20	jaar		à 50 ans	2.16	op	50	jaar
à 5 ans	2.80	op	5	jaar		à 30 ans	2.63	op	30	jaar		à 60 ans	1.56	op	60	jaar
à 10 ans	2.76	op	10	jaar		à 40 ans	2.50	op	40	jaar		à 70 ans	0.96	op	70	jaar

Le maximum est atteint pour les deux sexes à 1 an; il est de 67 ans 2 mois pour les hommes et 70 ans 1 mois pour les femmes.

Enfin, en rapprochant les données actuelles des renseignements antérieurs, on constate que la durée de la vie probable a considérablement augmenté dans notre pays, en même temps que s'abaissait l'âge correspondant à sa plus grande valeur. En effet, la table de mortalité que Quetelet a dressée à la suite du recensement de 1856 permet, d'après Leclerc, d'assigner aux nouveau-nés de la période décennale précédente une vie probable de 38 ans 1 mois pour les garçons et 39 ans 10 mois pour les filles, de sorte qu'il y a aujourd'hui une augmentation de 27 ans 7 mois en faveur des premiers et 29 ans 7 mois pour les autres. Quant aux maxima, qui n'arrivaient qu'à 4 ans, ils étaient respectivement de 50 ans 10 mois et 50 ans 4 mois; par conséquent inférieurs de 16 ans 4 mois et 19 ans 2 mois à ceux de la table actuelle.

naarmate men opklimt in de leeftijden; op 70 jaar be- loopt hij 6 maanden voor de mannen en 8 maanden voor de vrouwen; op 75 jaar bedraagt hij 3 maanden voor de mannen en 5 maanden voor de vrouwen.

Is de vooruitgang der hygiène er toe geraakt de sterfte van elken leeftijd te verminderen, dan is hij toch niet bij machte geweest de uiterste levensgrens te verschui- ven. Aan deze oorzaak moet dan ook de aangroever- mindering van den gemiddelden leeftijd, naarmate men in de leeftijden opklimt, toegeschreven worden.

4. — DE WAARSCHIJNLIJKE LEVENSDUUR.

Hiervoren hebben wij aangeduid wat onder waar- schijnlijke levensduur dient verstaan.

De uitkomsten berekend met behulp van de gegevens ontleend aan de huidige tafel, zijn vermeld in de bij- gevoegde tabellen. Zij toonen aan dat de waarschijn- lijke levensduur een reeks vormt, waarvan de loop vrij- wel overeenkomt met dien van den gemiddelden levensduur.

Het is niet voor de pasgeborenen dat de waarschijn- lijke levensduur het langst is. Voor de kleine kinderen neemt deze duur toe met den leeftijd, maar hij bereikt aldra een grens vanaf dewelke hij aanhoudend afneemt.

Voor de huidige tafel, wordt dit maximum bereikt op 1 jaar, dan wanneer dit in 1880-1890 voorkwam op 2 jaar.

Dit maximum, dat thans 68 j. 8 m. belooft, bedroeg in 1880-1890 slechts 61 jaar 4 maanden.

Evenals de gemiddelde levensduur, is de waarschijn- lijke levensduur der mannen steeds korter dan die der vrouwen. Het verschil belooft 3 jaar 8 maanden bij de geboorte en :

Het maximum wordt voor beide geslachten bereikt op 1 jaar; het bedraagt 67 jaar 2 maanden voor de mannen en 70 jaar 1 maand voor de vrouwen.

Vergelijkt men ten slotte de huidige gegevens met de vroegere inlichtingen, dan bevindt men dat de waarschijnlijkste levensduur in ons land sterk is aange- groeid, terwijl de met zijn grootste waarde overeen- komende leeftijd verlaagd is. Inderdaad, met de sterfte- tafel die Quetelet heeft opgemaakt op grond der telling van 1856, kan volgens Leclerc aan de pasgeborenen uit het voorgaande decennium een waarschijnlijkste levens- duur van 38 jaar 1 maand, voor de jongens, en 39 jaar 10 maanden, voor de meisjes, worden toegewezen, zoo- dat er thans een verlenging bestaat van 27 jaar 7 maan- den ten voordeele der eersten en van 29 jaar 7 maanden ten voordeele der anderen. Wat de maxima betreft, die slechts op 4 jaar werden bereikt, deze bedroegen respectievelijk 50 jaar 10 maanden en 50 jaar 4 maan- den, bijgevolg 16 jaar 4 maanden en 19 jaar 2 maan- den minder dan die der huidige tafel.

5. — Taux instantané de mortalité
et vitalité moyenne.

Les tableaux généraux donnent les taux instantanés de mortalité et la vitalité moyenne pour chaque sexe et chaque âge.

Il en résulte ce qui suit :

a) *Pour les hommes.*

A la naissance, la vitalité moyenne des hommes est de 5 a. 39, c'est-à-dire que les hommes nouvellement nés ne vivraient en moyenne que 5 a. 39, si le taux instantané de mortalité constaté à la naissance restait invariable ; à 1 an, elle est de 19 j. 78.

Cette vitalité moyenne augmente rapidement, d'année en année, pour atteindre 742 a. 06 à 12 ans. Elle diminue ensuite d'une façon presque continue jusqu'à la fin de la vie.

b) *Pour les femmes.*

A la naissance, la vitalité moyenne des femmes est de 7 a. 02 ; à 1 an, de 25 a. 14. Elle augmente ensuite, pour atteindre 709 a. 34 à 12 ans ; elle diminue ensuite d'une année à la suivante, d'une façon presque continue. On remarque, d'autre part, que d'une manière générale la vitalité des femmes est supérieure à celle des hommes.

Voici d'ailleurs, pour les âges pivots, la vitalité moyenne des hommes d'une part, des femmes d'autre part, ainsi que les différences absolues entre les deux nombres obtenus.

5. — Oogenblikkelijke sterfttekans
en gemiddelde levenskracht.

De algemeene tabellen vermelden de oogenblikkelijke sterfttekansen en de gemiddelde levenskracht voor elk geslacht en elken leeftijd.

Hieruit blijkt het volgende :

a) *Voor de mannen.*

Bij de geboorte bedraagt de gemiddelde levenskracht der mannen 5 j. 39, 't is te zeggen de pasgeboren zouden, indien de bij de geboorte waargenomen oogenblikkelijke sterfttekans onveranderlijk bleef, gemiddeld 5 j. 39 leven ; op 1 jaar, bedraagt zij 19 j. 78.

Deze gemiddelde levenskracht neemt snel toe, van jaar tot jaar, en bereikt 742 j. 06 op 12-jarigen leeftijd. Daarna daalt zij bijna aanhoudend tot aan het einde van het leven.

b) *Voor de vrouwen.*

Bij de geboorte bedraagt de gemiddelde levenskracht der vrouwen 7 j. 02 ; op 1 jaar belooft zij 25 j. 14. Zij groeit vervolgens aan tot 709 j. 34 op 12-jarigen leeftijd ; daarna daalt zij bijna aanhoudend van het eene jaar tot het andere. Anderzijds bemerkt men dat de gemiddelde levenskracht der vrouwen doorgaans grooter is dan die der mannen.

Hierna trouwens opgave, voor de spil-leeftijden, van de gemiddelde levenskracht, der mannen eenerzijds, der vrouwen anderzijds, alsmede de absolute verschillen tusschen de twee bekomen cijfers.

AGES — LEEFTIJDEN	HOMMES — MANNEN	FEMMES — VROUWEN	Différence entre le coefficient des femmes et celui des hommes <i>Vershil tusschen den coëfficiënt der vrouwen en dien der mannen</i>
10	607.68	689.72	82.04
20	233.75	272.39	38.64
30	225.94	250.10	24.16
40	159.74	196.06	36.32
50	88.07	115.74	27.67
60	42.12	54.40	12.28
70	17.56	20.93	3.37
80	6.71	7.74	1.03
90	2.82	3.40	0.58

6. — Comparaisons internationales.

La comparaison de la vitalité de notre pays avec celle des autres contrées peut se faire en se basant sur chacun des éléments dont il a été question ci-devant. Nous donnons ci-après les renseignements que nous avons pu recueillir, concernant les tables de mortalité les plus récentes relatives à certains pays. Avant tout, il y a lieu de remarquer que ces tables n'ont pas toutes été dressées suivant la même méthode et qu'elles ne se rapportent pas toujours à la même période.

Si les différences de méthodes présentent peu d'importance pour la comparaison, il n'en est pas de même pour les différences de périodes. C'est ainsi que toute comparaison avec les tables allemandes dressées à l'aide des résultats du recensement de 1933 et des listes mortuaires de 1932 à 1934 est impossible.

Quoi qu'il en soit, voici les constatations que l'on peut faire à ce sujet :

a) *Décès pour 100,000 vivants de chaque âge.* — Ce qui caractérise la mortalité belge, c'est la mortalité infantile très élevée ; à ce sujet, nous ne sommes dépassés que par l'Italie et la Tchécoslovaquie. On ne doit cependant pas perdre de vue que la période envisagée dans la table actuelle comprend les années 1929 et 1930, au cours desquelles la mortalité infantile a été relativement élevée. Depuis lors, un sérieux redressement s'est produit.

Dans les âges suivants, notre position devient meilleure ; à partir de 15 ans, les taux de décès sont en Belgique inférieurs aux taux français et, en règle générale, aux taux norvégiens, finlandais et écossais correspondants ; l'Italie semble, dans les âges élevés, être dans une situation plus avantageuse que la nôtre.

b) *Nombre de survivants à chaque âge.* — Nous n'insistons pas sur le nombre de survivants à chaque âge, celui-ci étant en corrélation étroite avec la mortalité par âge, dont il est question ci-dessus.

c) *Vie moyenne à chaque âge.* — La comparaison de la vie moyenne dans notre pays avec celle des autres pays, nous fournit les renseignements suivants :

1. *Pour les hommes* : à la naissance, la vie moyenne est plus élevée que chez nous dans les pays suivants : Allemagne, Angleterre et Pays de Galles, Suisse, Hollande, Norvège, Irlande, Danemark, Suède ; elle est égale à la nôtre en Ecosse.

A 1 an, nous sommes dépassés par l'Angleterre et Pays de Galles, la Suisse, la Hollande, la Norvège, l'Irlande, l'Allemagne, le Danemark et la Suède ;

A 20 ans, par les mêmes pays et l'Italie ;

A 40 et 60 ans, par les mêmes pays, excepté l'Angleterre et Pays de Galles et la Suisse.

2. *Pour les femmes* : à la naissance, la vie moyenne est plus élevée qu'en Belgique dans les pays suivants : Allemagne, Angleterre et Pays de Galles, Suisse, Hollande, Norvège, Danemark, Suède.

A 1 an : Angleterre et Pays de Galles, Suisse, Hollande, Norvège, Allemagne, Danemark, Suède.

6. — Internationale vergelijkingen.

De levenskracht in ons land kan vergeleken worden met die uit andere landen als men elk der elementen, waarvan hiervoren sprake is, tot grondslag neemt. Hierbeneden volgen de inlichtingen die wij hebben kunnen inzamelen omtrent de jongste sterftetafels betreffende sommige landen. Vooraf dient opgemerkt dat deze tafels niet alle werden opgemaakt volgens dezelfde methode en dat zij niet altijd op hetzelfde tijdvak betrekking hebben.

Is voor de vergelijking de verscheidenheid van methode van weinig belang, dan is dit het geval niet met de verscheidenheid van tijdvakken. Zoo is alle vergelijking met de Deutsche tafels opgemaakt met behulp van de uitkomsten der telling van 1933 en van de sterftelijsten over 1932 tot 1934 onmogelijk.

Wat er ook van zij, er kan ter zake worden waargenomen hetgeen volgt :

a) *Sterfgevallen op 100,000 levenden van elken leeftijd.* — Wat de Belgische sterfte kenmerkt is de zeer hooge kindersterfte ; te dien opzichte worden wij enkel overtroffen door Italië en Tsjecho-Slowakije, Toch dient niet uit het oog verloren, dat de in de huidige tafel beschouwde periode de jaren 1929 en 1930 bevat, tijdens dewelke de kindersterfte betrekkelijk sterk was. Sedertdien heeft er zich een aanmerkelijke verbetering voorgedaan.

Voor de volgende leeftijden wordt onze positie beter ; vanaf 15 jaar blijven de sterftecijfers van België beneden die van Frankrijk en, in algemeenen regel, ook beneden de overeenkomstige cijfers van Noorwegen, Finland en Schotland ; voor de gevorderde leeftijden blijkt Italië's plaats echter gunstiger dan de onze.

b) *Aantal overlevenden op elken leeftijd.* — Wij drukken niet op het aantal overlevenden op elken leeftijd, aangezien dit in nauw verband staat met de sterfte naar den leeftijd, waarvan hiervoren sprake is.

c) *Gemiddelde levensduur op elken leeftijd.* — De vergelijking van den gemiddelden levensduur in ons land met dien uit andere landen, levert ons de volgende gegevens op :

1. *Voor de mannen* : bij de geboorte is de gemiddelde levensduur langer dan bij ons in volgende landen : Duitschland, Engeland en Wales, Zwitserland, Nederland, Noorwegen, Ierland, Denemarken, Zweden ; hij is even lang als de onze in Schotland.

Op 1 jaar worden wij overtroffen door Engeland en Wales, Zwitserland, Nederland, Noorwegen, Ierland, Duitschland, Denemarken en Zweden ;

Op 20 jaar door dezelfde landen benevens Italië ;

Op 40 en 60 jaar door dezelfde landen behalve Engeland en Wales en Zwitserland.

2. *Voor de vrouwen* : bij de geboorte is de gemiddelde levensduur langer dan in België in de volgende landen : Duitschland, Engeland en Wales, Zwitserland, Nederland, Noorwegen, Denemarken, Zweden.

Op 1 jaar : Engeland en Wales, Zwitserland, Nederland, Noorwegen, Duitschland, Denemarken, Zweden ;

Décès pour 100,000 vivants dans quelques pays — Sterfgevallen, op 100,000 levenden in eenige landen

Age en années Leeftijd en jaren	Belgique 1928-1932 België	Allemagne 1932-1934 Deutschland	Angleterre et Pays de Galles 1930-1932 Engeland - Wales	Danemark 1926-1930 Denemarken	Ecosse 1930-1932 Schotland	Finlande 1921-1930 Finland	France 1920-1923 Frankrijk	Italie 1930-1932 Italië	Norvège 1921-1930 Noorwegen	Pays-Bas 1921-1930 Nederland	Suède 1926-1930 Zweden	Suisse 1929-1932 Zwitserland	Tchécoslovaquie 1929-1932 Tsjecho-Slowakije
Sexe masculin — Mannelijk geslacht.													
0	10,075	8,535	7,186	9,130	9,346	9,983	9,018	11,532	5,510	6,528	6,464	5,619	14,869
1	1,711	926	1,530	1,056	2,231	2,573	1,690	3,897	901	1,483	1,032	733	1,932
5	326	232	343	168	336	457	285	365	224	246	230	224	380
10	165	133	146	118	180	324	163	199	169	131	162	146	199
15	244	157	197	163	198	356	249	238	258	170	217	183	239
20	450	283	316	288	326	1,018	518	414	581	280	431	370	429
25	409	297	330	249	352	818	523	427	612	283	434	408	455
30	444	324	340	291	383	711	588	466	555	276	435	444	464
35	496	394	421	323	504	748	707	530	537	315	447	476	552
40	649	482	562	450	676	917	890	636	593	380	531	598	707
45	859	658	799	562	896	1,256	1,164	794	722	528	675	875	923
50	1,165	939	1,128	830	1,151	1,528	1,533	1,063	923	774	881	1,261	1,285
55	1,672	1,418	1,614	1,208	1,656	2,361	2,071	1,468	1,252	1,204	1,241	1,920	1,797
60	2,412	2,172	2,415	1,977	2,518	3,204	2,918	2,192	1,859	1,912	1,836	2,766	2,579
65	3,739	3,404	3,791	2,989	3,989	4,425	3,323	3,319	2,731	3,089	2,830	4,220	3,896
70	5,918	5,401	6,035	4,660	6,295	6,406	5,428	5,323	4,202	4,932	4,430	6,340	5,974
75	9,224	8,740	9,519	7,671	9,897	9,351	10,160	8,779	6,620	7,908	7,112	9,861	9,313
Sexe féminin — Vrouwelijk geslacht.													
0	7,855	6,839	5,455	7,112	7,304	8,282	7,162	10,225	4,410	5,062	5,009	4,412	12,547
1	1,478	823	1,345	898	2,065	2,356	513	3,905	811	1,312	901	735	1,857
5	268	215	298	157	316	425	279	366	184	209	217	208	376
10	138	114	134	87	153	290	160	179	144	120	155	116	210
15	235	130	191	154	218	489	304	264	304	177	246	178	250
20	374	227	268	274	293	637	482	388	467	261	371	292	385
25	408	270	298	302	333	648	500	446	507	296	411	372	437
30	415	301	319	329	392	636	478	439	479	319	427	335	448
35	471	348	364	406	464	626	514	481	485	381	425	386	502
40	541	422	440	484	551	763	608	543	532	471	499	458	569
45	658	546	584	563	706	809	750	620	634	562	613	642	689
50	914	791	816	852	945	1,030	977	820	804	796	819	907	950
55	1,199	1,152	1,174	1,165	1,358	1,252	338	1,136	1,062	1,168	1,112	1,304	1,349
60	1,912	2,084	1,170	1,786	2,021	1,995	1,926	1,747	1,468	1,760	1,551	1,948	2,051
65	2,995	2,852	2,755	2,745	3,015	3,134	2,986	2,840	2,279	2,813	2,461	3,118	3,308
70	5,047	4,761	4,451	4,599	4,866	5,003	4,813	4,653	3,591	4,619	3,995	5,301	5,430
75	7,936	8,033	7,414	7,764	7,971	7,922	7,875	7,961	5,837	7,551	6,599	8,480	8,442

Table de survie pour quelques pays — Overlevingstafel voor eenige landen

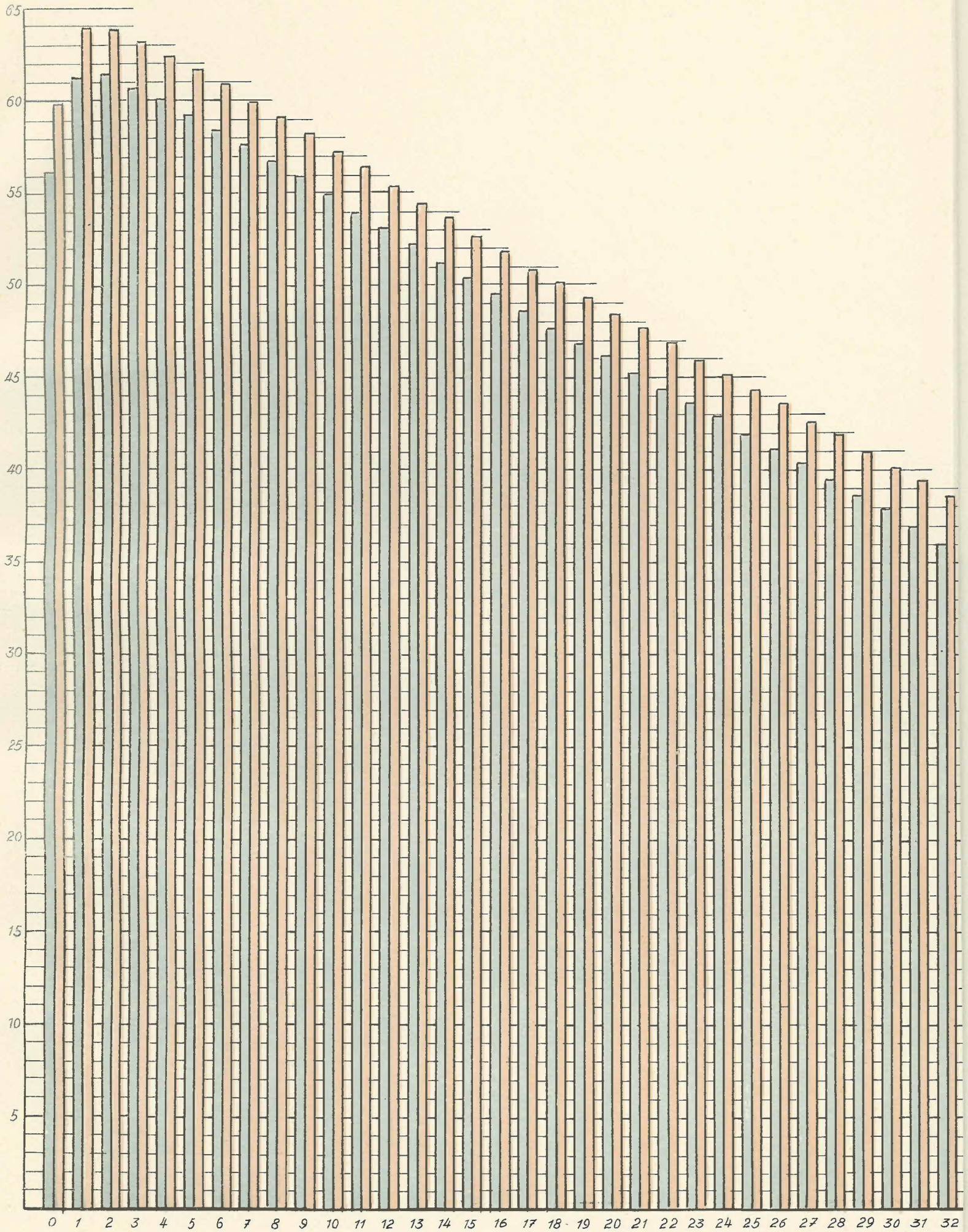
Age en années Leeftijd in jaren	Belgique 1928-1932 België	Allemagne 1932-1934 Deutschland	Angleterre et Pays de Galles 1930-1932 Engeland - Wales	Danemark 1926-1930 Denemarken	Ecosse 1930-1932 Schotland	Finlande 1921-1930 Finland	France 1920-1923 Frankrijk	Italie 1930-1932 Italië	Norvège 1921-1930 Noorwegen	Pays-Bas 1921-1930 Nederland	Suède 1926-1930 Zweden	Suisse 1929-1932 Zwitserland	Tchécoslovaquie 1929-1932 Tsjecho-Slowakije
Sexe masculin — Mannelijk geslacht.													
0	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000
1	8,993	9,146	9,281	9,087	9,065	9,002	9,098	8,847	9,449	9,347	9,354	9,438	8,513
5	8,710	8,965	9,007	8,914	8,704	8,562	8,816	8,285	9,267	9,086	9,163	9,272	8,193
10	8,509	8,879	8,902	8,850	8,588	8,408	8,720	8,174	9,179	9,001	9,072	9,186	8,071
15	8,541	8,824	8,836	8,801	8,516	8,281	8,645	8,094	9,097	8,942	8,998	9,118	7,997
20	8,409	8,730	8,725	8,709	8,407	8,059	8,490	7,967	8,919	8,842	8,858	8,999	7,866
25	8,237	8,603	8,582	8,583	8,264	7,704	8,269	7,801	8,648	8,713	8,667	8,824	7,690
30	8,066	8,472	8,442	8,472	8,116	7,415	8,047	7,632	8,396	8,591	8,480	8,654	7,520
35	7,881	8,323	8,289	8,350	7,947	7,154	7,796	7,449	8,171	8,467	8,296	8,460	7,336
40	7,666	8,148	8,094	8,195	7,722	6,859	7,499	7,240	7,947	8,322	8,100	8,237	7,116
45	7,395	7,929	7,836	7,994	7,434	6,521	7,135	6,994	7,697	8,145	7,866	7,950	6,840
50	7,043	7,632	7,479	7,732	7,070	6,101	6,686	6,688	7,396	7,896	7,568	7,550	6,488
55	6,582	7,215	7,004	7,373	6,616	5,581	6,129	6,294	7,018	7,533	7,192	6,981	6,022
60	5,965	6,629	6,362	6,847	5,988	4,892	5,439	5,768	6,518	6,998	6,682	6,224	5,423
65	5,142	5,811	5,490	6,084	5,132	4,063	4,580	5,061	5,837	6,226	5,978	5,264	4,642
70	4,094	4,706	4,336	5,042	4,004	3,122	3,544	4,118	4,947	5,151	5,034	4,077	3,661
75	2,841	3,348	2,967	3,720	2,697	2,130	2,377	2,930	3,811	3,781	3,825	2,756	2,515
Sexe féminin — Vrouwelijk geslacht.													
0	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000	10,000
1	9,215	9,316	9,455	9,289	9,270	9,172	9,284	8,978	9,559	9,494	9,499	9,559	8,754
5	8,962	9,514	9,202	9,135	8,925	8,755	9,021	8,411	9,399	9,263	9,323	9,401	8,440
10	8,869	9,075	9,008	9,078	8,822	8,608	8,925	8,302	9,323	9,191	9,238	9,322	8,313
15	8,799	9,027	9,042	9,035	8,750	8,456	8,842	8,223	9,236	9,133	9,157	9,262	8,232
20	8,669	8,949	8,938	8,943	8,638	8,229	8,673	8,091	9,061	9,034	9,015	9,153	8,103
25	8,503	8,839	8,813	8,815	8,505	7,972	8,459	7,922	8,841	8,914	8,836	9,000	7,938
30	8,335	8,714	8,679	8,683	8,356	7,719	8,255	7,748	8,623	8,780	8,653	8,836	7,767
35	8,161	8,575	8,535	8,536	8,181	7,474	8,056	7,575	8,420	8,631	8,470	8,672	7,587
40	7,970	8,414	8,369	8,348	7,980	7,226	7,838	7,386	8,211	8,450	8,279	8,494	7,389
45	7,746	8,221	8,166	8,136	7,742	6,951	7,585	7,178	7,981	8,238	8,061	8,284	7,167
50	7,468	7,962	7,896	7,863	7,438	6,645	7,273	6,932	7,707	7,972	7,788	7,997	6,891
55	7,100	7,604	7,529	7,502	7,042	6,272	6,881	6,616	7,366	7,608	7,429	7,595	6,521
60	6,598	7,089	7,020	7,002	6,495	5,816	6,369	6,180	6,934	7,102	6,976	7,022	6,017
65	5,874	6,331	6,305	6,287	5,755	5,146	5,675	5,551	6,346	6,375	6,350	6,221	5,302
70	4,879	5,285	5,314	5,297	4,778	4,258	4,719	4,646	5,517	5,344	5,451	5,107	4,305
75	3,588	3,889	4,004	3,950	3,506	3,109	3,482	3,432	4,417	3,990	4,244	3,658	3,067

Vie moyenne à chaque âge

Gemiddelde levensduur op elken leeftijd

Graphique V

Vie moyenne
Gemiddelde levensduur

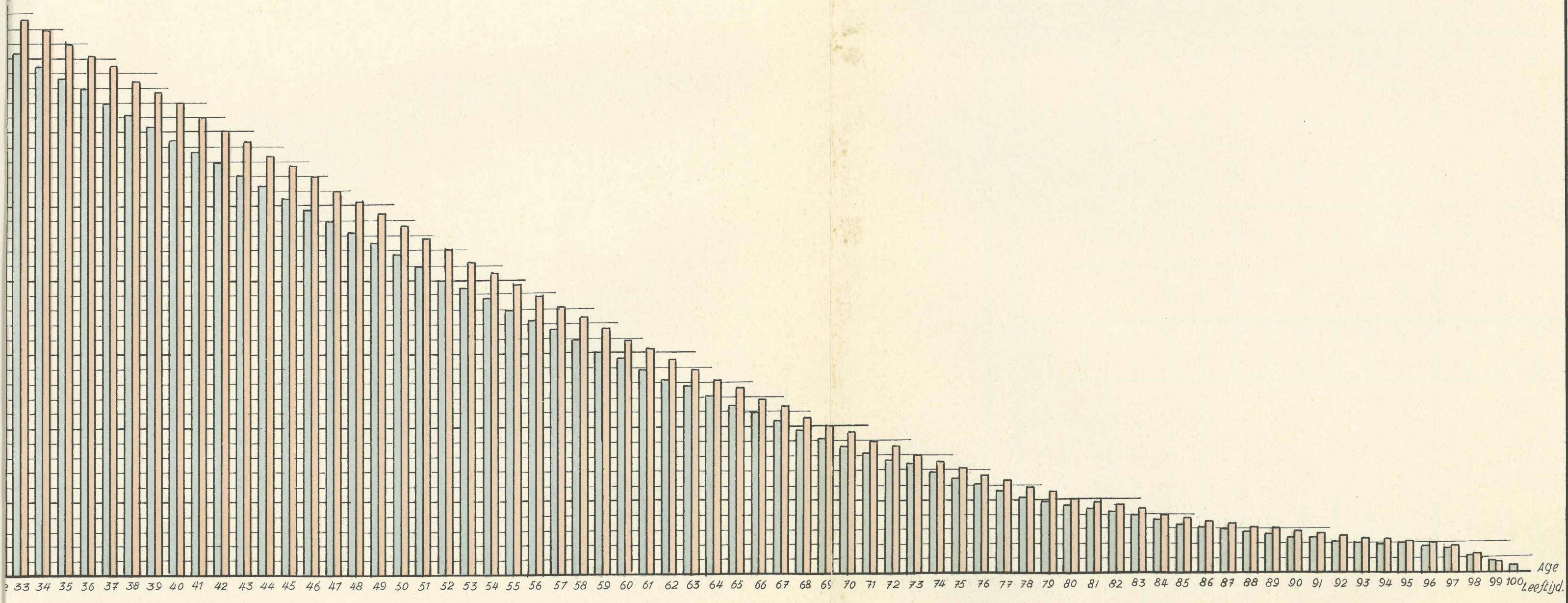


Vie moyenne à chaque âge

Gemiddelde levensduur op elken leeftijd

LEGENDE

- 1 Hommes - Mannen
- 2 Femmes - Vrouwen



Espérance de vie en années, dans quelques pays. — Levenskansen in jaren voor eenige landen.

PAYS	Années — Jaren	Sexe masculin Mannelijk geslacht					Sexe féminin Vrouwelijk geslacht					LANDEN
		0	1	20	40	60	0	1	20	40	60	
Belgique	1928—1932	56.0	61.2	46.0	29.5	14.5	59.7	63.8	48.4	31.7	15.9	België
Allemagne	1932—1934	60.0	64.4	48.2	30.8	15.1	62.3	66.3	50.0	32.2	16.0	Duitschland
Angleterre, Pays de Galles	1930—1932	58.7	62.2	46.9	29.6	14.4	62.9	65.5	49.9	32.6	16.5	Engeland en Wales
Danemark	1926—1930	60.9	66.0	49.6	32.0	15.9	62.6	66.4	49.6	32.4	16.3	Denemarken
Ecosse	1930—1932	56.0	60.7	46.0	29.1	14.1	59.5	63.1	48.3	31.4	15.9	Schotland
Irlande	1925—1927	57.4	61.2	46.4	30.4	15.8	57.9	60.8	46.4	30.8	16.4	Ierland
Finlande	1921—1930	50.7	55.3	41.9	27.6	14.0	55.1	59.1	46.0	31.0	15.8	Finland
France	1928—1933	54.3	58.6	43.3	27.6	13.8	59.0	62.5	47.4	31.4	15.9	Frankrijk
Italie	1930—1932	53.8	59.7	46.8	30.4	15.2	56.0	61.3	48.5	32.1	16.1	Italië
Norvège	1921—1931	61.0	63.5	47.7	32.4	17.0	63.8	65.8	49.8	34.0	18.2	Noorwegen
Pays-Bas	1921—1930	61.9	65.3	49.7	32.1	15.9	63.5	65.8	49.8	32.5	16.4	Nederland
Suède	1926—1930	61.2	64.4	48.6	32.2	16.5	63.3	65.7	49.7	33.3	17.3	Zweden
Suisse	1929—1932	59.2	61.8	45.4	28.6	13.9	63.0	64.9	48.5	31.4	15.4	Zwitserland
Tchécoslovaquie	1929—1932	51.9	59.9	45.3	29.0	14.4	55.2	62.0	47.4	31.0	55.2	Tsjecho-Slowakije

A 20 ans : Angleterre et Pays de Galles, Hollande, Norvège, Danemark, Suède, Suisse et Italie.

A 40 et 60 ans : mêmes pays, excepté la Suisse.

La Belgique maintient donc, au point de vue de la longévité, sa situation intermédiaire entre la France et la Hollande.

7. — Ajustement des tables actuelles. (1)

Les trois tables :

1) Celle relative aux personnes des deux sexes (HF 1928-1932),

2) Celle relative aux hommes (H 1928-1932),

3) Celle relative aux femmes (F 1928-1932),

ont été ajustées en employant les données des tables « brutes » depuis l'âge de 24 ans jusqu'à l'âge de 83 ans.

L'ajustement a été des plus satisfaisant en ce qui concerne la première table ; il l'a été moins en ce qui concerne les deux autres tables.

TABLEAU DES CONSTANTES k, s, g, c .

	Table HF (1928-1932) Tafel MV (1928-1932)	Table H (1928-1932) Tafel M (1928-1932)	Table F (1928-1932) Tafel V (1928-1932)
k	91.470,87	90.002,52	92.966,74
s	0,9966349	0,9967605	0,9965407
g	0,9996000	0,9993359	0,9997957
c	1,1065806	1,1011905	1,1143864

Pour les âges inférieurs à 24 ans, il a été procédé à un ajustement graphique. Il a paru opportun d'éliminer quelques irrégularités ou « erreurs accidentelles » constatées dans les taux de mortalité bruts vers l'âge de 10 ans ; elles proviennent vraisemblablement d'un excédent de mortalité parmi les enfants nés en 1919, 1920 et 1921.

L'ajustement graphique des taux de mortalité bruts, depuis l'âge de 2 ans, suffisant dans l'occurrence, a donné de nouveaux taux ajustés, au moyen desquels les nombres de survivants, depuis l'âge 0, ont pu ensuite être calculés.

Les taux de mortalité instantanés, inscrits dans les tableaux ont été calculés par des formules connues : aux âges 0 et 1 an :

$$\mu_x = - \frac{\Delta l_x - \frac{1}{2} \Delta^2 l_x + \frac{1}{3} \Delta^3 l_x - \frac{1}{4} \Delta^4 l_x}{l_x}$$

à partir de l'âge de 2 ans et jusqu'à 23 ans :

$$\mu_x = \frac{8(l_{x-1} - l_{x+1}) - (l_{x-2} - l_{x+2})}{12 l_x}$$

à partir de l'âge de 24 ans :

$$\mu_x = - \log_e s - \log_e g \times \log_e c \times c^x$$

(1) Les calculs relatifs à l'ajustement ont été effectués par M. Saccasyn, actuaire du Ministère du Travail et de la Prévoyance sociale.

Op 20 jaar : Engeland en Wales, Nederland, Noorwegen, Denemarken, Zweden, Zwitserland en Italië ;

Op 40 en 60 jaar : zelfde landen behalve Zwitserland.

Op gebied van levensduur behoudt België derhalve zijn plaats tusschen Frankrijk en Nederland.

7. — Justeering van de huidige tafels. (1)

De drie tafels :

1) Betreffende de personen van beide geslachten (MV 1928-1932),

2) Betreffende de mannen (M 1928-1932),

3) Betreffende de vrouwen (V 1928-1932),

werden gejusteerd door middel van de gegevens der « bruto »-tafels vanaf den leeftijd van 24 tot aan dien van 83 jaar.

De justeering is hoogst bevredigend geweest wat eerstgenoemde tafel betreft, doch minder wat de twee overige aangaat.

TABEL DER CONSTANTEN k, s, g, c .

Voor de leeftijden beneden 24 jaar werd een graphische justeering aangebracht. Het bleek gelegen enkele waargenomen onregelmatigheden of « toevallige fouten » in de bruto-sterftecijfers omstreeks den leeftijd van 10 jaar uit te schakelen ; deze kwamen waarschijnlijk voort uit een sterfteoverschot onder de kinderen geboren in 1919, 1920 en 1921.

De graphische justeering der bruto-sterftecijfers vanaf den leeftijd van 2 jaar, in dit geval voldoende, heeft nieuwe gejusteerde cijfers verstrekt, door middel van dewelke het aantal overlevenden, vanaf den leeftijd 0, vervolgens konden worden berekend.

De oogenblikkelijke sterftecijfers voorkomende in de tabellen werden berekend door middel van bekende formules : voor de leeftijden van 0 en 1 jaar :

vanaf den leeftijd van 2 tot 23 jaar :

vanaf den leeftijd van 24 jaar :

(1) De berekeningen betreffende de justeering werden gemaakt door den H. Saccasyn, actuaire aan het Ministerie van Arbeid en Sociale Voorzorg.

Table de mortalité brute pour hommes — Bruto-sterftetafel voor mannen
1928-1932

Age — Leef- tijd	Probabilité de décès — Sterftetekans	Probabilité de survie — Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naiss. — Aantal overlevenden op 100,000 geboorten	Nombre total de survivants — Totaal aantal overlevenden	Vie moyenne — Gemiddelde levensduur	Vie probable — Waarschijn- lijke levensduur	Taux instantanés de mortalité — Oogenblikkelijke sterftetekansen	Force de survie — Overlevings- kracht
0	0,1007548	0,8992452	100,000	5,653,923	56.02	65.74	0,1855300	5.39
1	0,0171125	0,9828875	89,925	5,553,923	61.25	67.19	0,0505569	19.78
2	0,0064142	0,9935858	88,386	5,463,998	61.32	66.54	0,0103900	96.25
3	0,0045837	0,9954163	87,819	5,375,612	60.71	65.67	0,0046791	213.72
4	0,0036636	0,9963364	87,416	5,287,793	59.99	64.76	0,0040134	249.17
5	0,0032592	0,9967408	87,096	5,200,378	59.21	63.83	0,0034473	290.08
6	0,0025552	0,9974448	86,812	5,113,281	58.40	62.90	0,0029047	344.27
7	0,0022688	0,9977312	86,590	5,026,469	57.55	61.95	0,0023858	419.15
8	0,0018906	0,9981094	86,394	4,939,879	56.68	60.99	0,0020738	482.21
9	0,0016370	0,9983630	86,231	4,853,485	55.78	60.03	0,0017298	578.10
10	0,0016505	0,9983495	86,090	4,767,254	54.88	59.06	0,0016456	607.68
11	0,0013759	0,9986241	85,948	4,681,164	53.97	58.09	0,0015116	661.55
12	0,0013948	0,9986052	85,830	4,595,216	53.04	57.12	0,0013476	742.06
13	0,0015819	0,9984181	85,710	4,509,386	52.11	56.15	0,0014642	682.97
14	0,0019582	0,9980418	85,574	4,423,676	51.19	55.18	0,0017529	570.48
15	0,0024374	0,9975626	85,406	4,338,102	50.29	54.21	0,0022139	451.69
16	0,0026666	0,9973334	85,198	4,252,696	49.42	53.26	0,0025675	389.48
17	0,0029679	0,9970321	84,971	4,167,498	48.55	52.31	0,0027941	357.90
18	0,0034910	0,9965090	84,719	4,082,527	47.69	51.37	0,0032234	310.23
19	0,0039276	0,9960724	84,423	3,997,808	46.85	50.43	0,0037174	269.01
20	0,0044982	0,9955018	84,091	3,913,385	46.04	49.51	0,0042781	233.75
21	0,0042701	0,9957299	83,713	3,829,294	45.24	48.59	0,0044547	224.48
22	0,0040550	0,9959450	83,356	3,745,581	44.43	47.67	0,0041699	239.81
23	0,0038118	0,9961882	83,018	3,662,225	43.61	46.75	0,0039008	256.36
24	0,0040480	0,9959520	82,702	3,579,207	42.78	45.82	0,0039116	255.65
25	0,0040911	0,9959089	82,367	3,496,505	41.95	44.89	0,0041056	243.57
26	0,0040252	0,9959748	82,030	3,414,138	41.12	43.97	0,0040625	246.15
27	0,0041045	0,9958955	81,700	3,332,108	40.28	43.04	0,0040473	247.08
28	0,0042986	0,9957014	81,365	3,250,408	39.45	42.11	0,0042084	237.62
29	0,0043902	0,9956098	81,015	3,169,043	38.62	41.18	0,0043706	228.80
30	0,0044388	0,9955612	80,659	3,088,028	37.78	40.25	0,0044260	225.94
31	0,0045314	0,9954686	80,301	3,007,369	36.95	39.33	0,0044935	222.54
32	0,0046092	0,9953908	79,937	2,927,068	36.12	38.40	0,0045838	218.16
33	0,0046348	0,9953652	79,569	2,847,131	35.28	37.48	0,0046155	216.66
34	0,0048960	0,9951040	79,200	2,767,562	34.44	36.55	0,0047769	209.34
35	0,0049594	0,9950406	78,812	2,688,362	33.61	35.63	0,0049559	201.78
36	0,0050664	0,9949336	78,421	2,609,550	32.78	34.71	0,0049678	201.30
37	0,0058112	0,9941888	78,024	2,531,129	31.94	33.80	0,0054588	183.19
38	0,0057784	0,9942216	77,571	2,453,105	31.12	32.89	0,0058538	170.83
39	0,0059802	0,9940198	77,123	2,375,534	30.30	31.98	0,0058489	170.97
40	0,0064850	0,9935150	76,662	2,298,411	29.48	31.08	0,0062602	159.74
41	0,0065493	0,9934507	76,165	2,221,749	28.67	30.18	0,0065362	152.99
42	0,0070913	0,9929087	75,666	2,145,584	27.86	29.28	0,0068073	146.90
43	0,0076438	0,9923562	75,129	2,069,918	27.05	28.39	0,0073962	135.20
44	0,0081864	0,9918136	74,555	1,994,789	26.26	27.50	0,0079539	125.72
45	0,0085939	0,9914061	73,945	1,920,234	25.47	26.63	0,0084331	118.58
46	0,0089790	0,9910210	73,310	1,846,289	24.68	25.76	0,0087869	113.81
47	0,0097880	0,9902120	72,652	1,772,979	23.90	24.89	0,0094228	106.13
48	0,0101935	0,9898065	71,941	1,700,328	23.14	24.03	0,0100430	99.57
49	0,0109594	0,9890406	71,208	1,628,386	22.37	23.14	0,0106027	94.32

Table de mortalité brute pour hommes — Bruto-sterftetafel voor mannen

Age — Leef- tijd	Probabilité de décès — Sterftekans	Probabilité de survie — Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naiss. — Aantal overlevenden op 100,000 geboorten	Nombre total de survivants — Totaal aantal overlevenden	Vie moyenne — Gemiddelde levensduur	Vie probable — Waarschijn- lijke levensduur	Taux instantanés de mortalité — Oogenblikkelijke sterftekansen	Force de survie — Overlevings- kracht
50	0,0116455	0,9883545	70,428	1,557,178	21.61	22.33	0,0113544	88.07
51	0,0125117	0,9874883	69,608	1,486,750	20.86	21.49	0,0121191	82.51
52	0,0135808	0,9864192	68,737	1,417,142	20.12	20.66	0,0131601	75.99
53	0,0141623	0,9858377	67,803	1,348,405	19.39	19.84	0,0139694	71.59
54	0,0152677	0,9847323	66,843	1,280,602	18.66	19.03	0,0147510	67.79
55	0,0167230	0,9832770	65,822	1,213,759	17.94	18.24	0,0161572	61.89
56	0,0174914	0,9825086	64,721	1,147,937	17.24	17.46	0,0171879	58.18
57	0,0198325	0,9801675	63,589	1,083,216	16.53	16.68	0,0188240	53.12
58	0,0206256	0,9793744	62,328	1,019,628	15.86	15.93	0,0204630	48.87
59	0,0228030	0,9771970	61,042	957,299	15.18	15.18	0,0219057	45.65
60	0,0241247	0,9758753	59,650	896,257	14.53	14.45	0,0237413	42.12
61	0,0264044	0,9735956	58,211	836,607	13.87	13.73	0,0254963	39.22
62	0,0287538	0,9712462	56,674	778,396	13.23	13.03	0,0278876	35.86
63	0,0320481	0,9679519	55,044	721,722	12.61	12.34	0,0308299	32.44
64	0,0348482	0,9651518	53,280	666,678	12.01	11.68	0,0340872	29.34
65	0,0373927	0,9626073	51,423	613,398	11.43	11.03	0,0367362	27.22
66	0,0409445	0,9590555	49,500	561,975	10.85	10.40	0,0398956	25.07
67	0,0441355	0,9558645	47,473	512,475	10.30	9.78	0,0434194	23.03
68	0,0483850	0,9516150	45,378	465,002	9.75	9.18	0,0473229	21.13
69	0,0518947	0,9481053	43,182	419,624	9.22	8.60	0,0512193	19.52
70	0,0591780	0,9408220	40,941	376,442	8.69	8.03	0,0569559	17.56
71	0,0641178	0,9358822	38,518	335,501	8.21	7.51	0,0637581	15.68
72	0,0704705	0,9295295	36,048	296,983	7.74	7.01	0,0696687	14.35
73	0,0749038	0,9250962	33,508	260,935	7.29	6.54	0,0753352	13.27
74	0,0834941	0,9165059	30,998	227,427	6.84	6.06	0,0820617	12.19
75	0,0922393	0,9077607	28,410	196,429	6.41	5.64	0,0918808	10.88
76	0,1019237	0,8980763	25,789	168,019	6.02	5.23	0,1019362	9.81
77	0,1129418	0,8870582	23,160	142,230	5.64	4.86	0,1136586	8.80
78	0,1219678	0,8780322	20,544	119,070	5.30	4.53	0,1250365	8.00
79	0,1330668	0,8669332	18,038	98,526	4.96	4.20	0,1361616	7.34
80	0,1440801	0,8559199	15,638	80,488	4.65	3.88	0,1489800	6.71
81	0,1574872	0,8425128	13,385	64,850	4.34	3.58	0,1632362	6.13
82	0,1691657	0,8308343	11,277	51,465	4.06	3.30	0,1780172	5.62
83	0,1888363	0,8111637	9,369	40,188	3.79	3.04	0,1962500	5.10
84	0,2061902	0,7938098	7,600	30,819	3.56	2.82	0,2208333	4.53
85	0,2162037	0,7837963	6,033	23,219	3.35	2.65	0,2374579	4.21
86	0,2404706	0,7595294	4,729	17,186	3.13	2.47	0,2577888	3.88
87	0,2481020	0,7518980	3,592	12,457	2.97	2.34	0,2825492	3.54
88	0,2638237	0,7361763	2,701	8,865	2.78	2.17	0,2939652	3.40
89	0,2831633	0,7168367	1,988	6,164	2.60	1.96	0,3182009	3.14
90	0,3155573	0,6844427	1,425	4,176	2.43	1.83	0,3545029	2.82
91	0,3239951	0,6760049	975	2,751	2.32	1.81	0,3919658	2.55
92	0,3229537	0,6770463	659	1,776	2.19	1.69	0,3899848	2.56
93	0,3779310	0,6220690	446	1,117	2.00	1.47	0,4190957	2.39
94	0,4147982	0,5852018	277	671	1.82	1.38	0,5147413	1.94
95	0,3963636	0,6036364	162	394	1.93	1.46	0,5385802	1.86
96	0,3734940	0,6265060	98	232	1.87	1.63	0,4872449	2.05
97	0,3177570	0,6822430	61	134	1.70	1.63	0,4221311	2.37
98	0,4426230	0,5573770	42	73	1.24	1.13	0,4246032	2.36
99	0,6388889	0,3611111	23	31	0.85	—	—	—
100	—	—	8	—	—	—	—	—

Table de mortalité brute pour femmes — Bruto-sterftetafel voor vrouwen
1928-1932

Age — Leef- tijd	Probabilité de décès — Sterftkans	Probabilité de survie — Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naiss. — Aantal overlevenden op 100,000 geboorten	Nombre total de survivants — Totaal aantal overlevenden	Vie moyenne — Gemiddelde levensduur	Vie probable — Waarschijn- lijke levensduur	Taux instantanés de mortalité — Oogenblikkelijke sterftekansen	Force de survie — Overlevings kracht
0	0,0785479	0,9214521	100,000	6,030,418	59.79	69.44	0,1424100	7.02
1	0,0147840	0,9852160	92,145	5,930,418	63.84	70.11	0,0397725	25.14
2	0,0058448	0,9941552	90,783	5,838,273	63.81	69.39	0,0092271	108.38
3	0,0039125	0,9960875	90,252	5,747,490	63.18	68.50	0,0041938	238.45
4	0,0031553	0,9968447	89,899	5,657,238	62.43	67.57	0,0034187	292.51
5	0,0026808	0,9973192	89,615	5,567,339	61.63	66.63	0,0028994	344.89
6	0,0022092	0,9977908	89,375	5,477,724	60.79	65.68	0,0024140	414.25
7	0,0020894	0,9979106	89,178	5,388,349	59.92	64.72	0,0021268	470.18
8	0,0018547	0,9981453	88,992	5,299,171	59.05	63.76	0,0019843	503.97
9	0,0015888	0,9984112	88,827	5,210,179	58.16	62.80	0,0017206	581.20
10	0,0013758	0,9986242	88,686	5,121,352	57.25	61.82	0,0014499	689.72
11	0,0014983	0,9985017	88,564	5,032,666	56.33	60.85	0,0014349	696.90
12	0,0013458	0,9986542	88,431	4,944,102	55.41	59.88	0,0014098	709.34
13	0,0016530	0,9983470	88,312	4,855,671	54.48	58.90	0,0014560	686.81
14	0,0020312	0,9979688	88,166	4,767,359	53.57	57.93	0,0018431	542.56
15	0,0023462	0,9976538	87,987	4,679,193	52.68	56.97	0,0021935	455.89
16	0,0026504	0,9973496	87,781	4,591,206	51.80	56.01	0,0024929	401.13
17	0,0030654	0,9969346	87,548	4,503,425	50.94	55.06	0,0028718	348.22
18	0,0032555	0,9967445	87,280	4,415,877	50.09	54.11	0,0031727	315.19
19	0,0035362	0,9964638	86,996	4,328,597	49.26	53.17	0,0034015	293.99
20	0,0037445	0,9962555	86,688	4,241,601	48.43	52.23	0,0036712	272.39
21	0,0037948	0,9962052	86,363	4,154,913	47.61	51.29	0,0037941	263.57
22	0,0038477	0,9961523	86,035	4,068,550	46.79	50.35	0,0038337	260.84
23	0,0038522	0,9961478	85,704	3,982,515	45.97	49.42	0,0038417	260.30
24	0,0040728	0,9959272	85,374	3,896,811	45.14	48.48	0,0039708	251.84
25	0,0040763	0,9959237	85,026	3,811,437	44.33	47.55	0,0041125	243.16
26	0,0039988	0,9960012	84,679	3,726,411	43.51	46.62	0,0040575	246.46
27	0,0039297	0,9960703	84,340	3,641,732	42.68	45.69	0,0039562	252.77
28	0,0040398	0,9959602	84,009	3,557,392	41.85	44.75	0,0039956	250.28
29	0,0038571	0,9961429	83,670	3,473,383	41.01	43.82	0,0039411	253.74
30	0,0041456	0,9958544	83,347	3,389,713	40.17	42.88	0,0039983	250.10
31	0,0041529	0,9959471	83,001	3,306,366	39.34	41.95	0,0041877	238.79
32	0,0041455	0,9958545	82,656	3,223,365	38.50	41.02	0,0041568	240.57
33	0,0042167	0,9957833	82,313	3,140,709	37.66	40.08	0,0041761	239.46
34	0,0043974	0,9956026	81,966	3,058,396	36.81	39.15	0,0042924	232.97
35	0,0047070	0,9952930	81,606	2,976,430	35.97	38.21	0,0045769	218.49
36	0,0046677	0,9953323	81,222	2,894,824	35.14	37.29	0,0047185	211.93
37	0,0047259	0,9952741	80,843	2,813,602	34.30	36.36	0,0047015	212.70
38	0,0047525	0,9952475	80,461	2,732,759	33.46	35.43	0,0047518	210.45
39	0,0047515	0,9952485	80,079	2,652,298	32.62	34.50	0,0047120	212.22
40	0,0054054	0,9945946	79,698	2,572,219	31.77	33.58	0,0051005	196.06
41	0,0053436	0,9946564	79,267	2,492,521	30.94	32.66	0,0054037	185.06
42	0,0058863	0,9941137	78,843	2,413,254	30.11	31.74	0,0056410	177.27
43	0,0057211	0,9942789	78,379	2,334,411	29.28	30.83	0,0058328	171.45
44	0,0060767	0,9939233	77,931	2,256,032	28.45	29.91	0,0058599	170.65
45	0,0065844	0,9934156	77,457	2,178,101	27.62	29.00	0,0063702	156.98
46	0,0067425	0,9932575	76,947	2,100,644	26.80	28.09	0,0066778	149.75
47	0,0073708	0,9926292	76,428	2,023,697	25.98	27.18	0,0070687	141.47
48	0,0076598	0,9923402	75,865	1,947,269	25.17	26.28	0,0075628	132.23
49	0,0080206	0,9919794	75,284	1,871,404	24.36	25.38	0,0078027	128.16

Table de mortalité brute pour femmes — Bruto-sterftetafel voor vrouwen

Age — Leef- tijd	Probabilité de décès — Sterftekans	Probabilité de survie — Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100.000 habit ^{ts} — Aantal overlevenden op 100.000 geboorten	Nombre total de survivants — Totaal aantal overlevenden	Vie moyenne — Gemiddelde levensduur	Vie probable — Waarschijn- lijke levensduur	Taux instantané de mortalité — Oogenblikkelijke sterftekansen	Force de survie — Overlevings- kracht
50	0,0091406	0,9908594	74,680	1,796,120	23.55	24.49	0,0086402	115.74
51	0,0092629	0,9907371	73,997	1,721,440	22.76	23.61	0,0092965	107.57
52	0,0097793	0,9902207	73,312	1,647,443	21.97	22.73	0,0095084	105.17
53	0,0105445	0,9894555	72,595	1,574,131	21.18	21.85	0,0101786	98.25
54	0,0115418	0,9884582	71,829	1,501,536	20.40	20.99	0,0111341	89.82
55	0,0119884	0,9880116	71,000	1,429,707	19.64	20.13	0,0118239	84.57
56	0,0131149	0,9868851	70,149	1,358,707	18.87	19.28	0,0125364	79.77
57	0,0146659	0,9853341	69,229	1,288,558	18.11	18.44	0,0139910	71.47
58	0,0157002	0,9842998	68,214	1,219,329	17.38	17.62	0,0152962	65.38
59	0,0172899	0,9827101	67,143	1,151,115	16.64	16.81	0,0165666	60.36
60	0,0191153	0,9808847	65,982	1,083,972	15.93	16.01	0,0183825	54.40
61	0,0205238	0,9794762	64,721	1,017,990	15.23	15.23	0,0199858	50.04
62	0,0227154	0,9772846	63,393	953,269	14.54	14.47	0,0217677	45.94
63	0,0251165	0,9748835	61,953	889,876	13.86	13.72	0,0241958	41.33
64	0,0274205	0,9725795	60,397	827,923	13.21	12.99	0,0266087	37.58
65	0,0299506	0,9700494	58,741	767,526	12.57	12.27	0,0290782	34.39
66	0,0325049	0,9674951	56,982	708,785	11.94	11.58	0,0315597	31.69
67	0,0370276	0,9629724	55,130	651,803	11.32	10.90	0,0353256	28.31
68	0,0399660	0,9600340	53,089	596,673	10.74	10.25	0,0394133	25.38
69	0,0427819	0,9572181	50,967	543,584	10.17	9.62	0,0418751	23.88
70	0,0504681	0,9495319	48,787	492,617	9.60	8.99	0,0477723	20.93
71	0,0518922	0,9481078	46,325	443,830	9.08	7.43	0,0527613	18.95
72	0,0581052	0,9418948	43,921	397,505	8.55	6.85	0,0561463	17.81
73	0,0637623	0,9362377	41,369	353,584	8.05	6.32	0,0625932	15.98
74	0,0736558	0,9263442	38,731	312,215	7.56	5.80	0,0710843	14.07
75	0,0793611	0,9206389	35,878	273,494	7.12	6.33	0,0798841	12.52
76	0,0868603	0,9131397	33,031	237,616	6.69	5.88	0,0864415	11.57
77	0,0960295	0,9039705	30,162	204,585	6.28	5.48	0,0956529	10.45
78	0,1058792	0,8941208	27,266	174,423	5.90	5.10	0,1063015	9.41
79	0,1161137	0,8838863	24,379	147,157	5.54	4.74	0,1175875	8.50
80	0,1267044	0,8732956	21,548	122,778	5.20	4.41	0,1292618	7.74
81	0,1390181	0,8609819	18,818	101,230	4.88	4.08	0,1427755	7.00
82	0,1450709	0,8549291	16,202	82,412	4.59	3.79	0,1532424	6.53
83	0,1615715	0,8384285	13,852	66,210	4.28	3.48	0,1650784	6.06
84	0,1774131	0,8225869	11,614	52,358	4.01	3.19	0,1857959	5.38
85	0,1928341	0,8071659	9,554	40,744	3.76	2.94	0,2044257	4.89
86	0,2125268	0,7874732	7,712	31,190	3.54	2.77	0,2261303	4.42
87	0,2272238	0,7727762	6,073	23,478	3.37	1.64	0,2497393	4.00
88	0,2324935	0,7675065	4,693	17,405	3.21	1.51	0,2622523	3.81
89	0,2466947	0,7533053	3,602	12,712	3.03	2.34	0,2721173	3.67
90	0,2644868	0,7355132	2,713	9,110	2.86	2.16	0,2943543	3.40
91	0,2883994	0,7116006	1,995	6,397	2.71	2.05	0,3239766	3.09
92	0,2857143	0,7142857	1,420	4,402	2.60	1.94	0,3418427	2.93
93	0,3191620	0,6808380	1,014	2,982	2.44	1.83	0,3546187	2.82
94	0,3182674	0,6817326	690	1,968	2.35	1.82	0,3923913	2.55
95	0,3258595	0,6741405	470	1,278	2.22	1.82	0,3877660	2.58
96	0,3155452	0,6844548	317	808	2.05	1.98	0,3919558	2.55
97	0,2767528	0,7232472	217	491	1.76	1.75	0,3460061	2.89
98	0,4189189	0,5810811	157	274	1.25	1.20	0,3805732	2.63
99	0,7173913	0,2826087	91	117	0.79	—	—	—
100	—	—	26	26	0.50	—	—	—

Table de mortalité brute, population des deux sexes — Bruto-sterftetafel voor de bevolking van beide geslachten

Age — Leef- tijd	Probabilité de décès — Sterftekans	Probabilité de survie — Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naiss. — Aantal overlevenden op 100,000 geboorten	Nombre total de survivants — Totaal aantal overlevenden	Vie moyenne — Gemiddelde levensduur	Vie probable — Waarschijn- lijke levensduur	Taux instantanés de mortalité — Oogenblikkelijke sterftekansen	Force de survie — Overlevings- kracht
0	0,0898894	0,9101106	100,000	5,839,090	57.87	67.60	0,1644400	6.08
1	0,0159573	0,9840427	91,011	5,739,090	62.55	68.68	0,0452124	22.12
2	0,0061308	0,9938692	89,559	5,648,079	62.57	68.01	0,0098092	101.95
3	0,0042497	0,9957503	89,010	5,558,520	61.95	67.11	0,0044330	225.58
4	0,0034108	0,9965892	88,632	5,469,510	61.21	66.19	0,0037120	269.40
5	0,0029720	0,9970280	88,330	5,380,878	60.42	65.25	0,0031765	314.81
6	0,0023833	0,9976167	88,067	5,292,548	59.60	64.31	0,0026656	375.15
7	0,0021798	0,9978202	87,857	5,204,481	58.74	63.35	0,0022641	441.68
8	0,0018728	0,9981272	87,665	5,116,624	57.87	62.39	0,0020352	491.35
9	0,0016131	0,9983869	87,501	5,028,959	56.97	61.42	0,0017247	579.80
10	0,0015142	0,9984858	87,360	4,941,458	56.06	60.45	0,0015472	646.31
11	0,0014366	0,9985634	87,228	4,854,098	55.15	59.48	0,0014703	680.14
12	0,0013705	0,9986295	87,103	4,766,870	54.23	58.50	0,0013729	728.39
13	0,0016172	0,9983828	86,984	4,679,767	53.30	57.53	0,0014581	685.81
14	0,0019945	0,9980055	86,843	4,592,783	52.39	56.56	0,0017963	556.69
15	0,0023920	0,9976080	86,670	4,505,940	51.49	55.59	0,0022009	454.36
16	0,0026585	0,9973415	86,463	4,419,270	50.61	54.63	0,0025309	395.11
17	0,0030164	0,9969836	86,233	4,332,807	49.75	53.68	0,0028344	352.81
18	0,0033738	0,9966262	85,973	4,246,574	48.89	52.73	0,0031987	313.63
19	0,0037331	0,9962669	85,683	4,160,601	48.06	51.79	0,0035577	281.08
20	0,0041247	0,9958753	85,363	4,074,918	47.24	50.86	0,0039742	251.62
21	0,0040351	0,9959649	85,011	3,989,555	46.43	49.93	0,0041269	242.31
22	0,0039528	0,9960472	84,668	3,904,544	45.62	49.01	0,0040068	249.57
23	0,0038317	0,9961683	84,333	3,819,876	44.80	48.08	0,0038755	258.03
24	0,0040602	0,9959398	84,010	3,735,543	43.97	47.14	0,0039400	253.81
25	0,0040838	0,9959162	83,669	3,651,533	43.14	46.21	0,0040995	243.93
26	0,0040122	0,9959878	83,328	3,567,864	42.32	45.28	0,0040573	246.47
27	0,0040185	0,9959815	82,993	3,484,536	41.49	44.35	0,0040134	249.17
28	0,0041711	0,9958289	82,659	3,401,543	40.65	43.42	0,0041113	243.23
29	0,0041266	0,9958734	82,314	3,318,884	39.82	42.49	0,0041599	240.39
30	0,0042935	0,9957065	81,974	3,236,570	38.98	41.56	0,0042127	237.38
31	0,0043430	0,9956570	81,622	3,154,596	38.15	40.63	0,0043422	230.30
32	0,0043772	0,9956228	81,267	3,072,974	37.31	39.70	0,0043755	228.55
33	0,0044243	0,9955757	80,911	2,991,707	36.48	38.78	0,0043968	227.44
34	0,0046441	0,9953559	80,553	2,910,796	35.64	37.85	0,0045322	220.64
35	0,0048309	0,9951691	80,179	2,830,243	34.80	36.93	0,0047612	210.03
36	0,0048626	0,9951374	79,792	2,750,064	33.97	36.01	0,0048397	206.63
37	0,0052547	0,9947453	79,404	2,670,272	33.13	35.08	0,0050722	197.15
38	0,0052517	0,9947483	78,987	2,590,868	32.30	34.17	0,0052920	188.96
39	0,0053492	0,9946508	78,572	2,511,881	31.47	33.25	0,0052648	189.94
40	0,0059325	0,9940675	78,152	2,433,309	30.64	32.33	0,0056642	176.55
41	0,0059334	0,9940666	77,688	2,355,157	29.82	31.42	0,0059587	167.82
42	0,0064767	0,9935233	77,227	2,277,469	28.99	30.51	0,0062068	161.11
43	0,0066660	0,9933340	76,727	2,200,242	28.18	29.61	0,0065970	151.58
44	0,0071148	0,9928852	76,216	2,123,515	27.36	28.71	0,0068861	145.22
45	0,0075750	0,9924250	75,674	2,047,299	26.55	27.82	0,0073836	135.43
46	0,0078463	0,9921537	75,101	1,971,625	25.75	26.93	0,0077163	129.60
47	0,0085660	0,9914340	74,512	1,896,524	24.95	26.04	0,0082291	121.52
48	0,0089119	0,9910881	73,874	1,822,012	24.16	25.17	0,0087864	113.81
49	0,0094730	0,9905270	73,216	1,748,138	23.38	24.30	0,0091886	108.83

Table de mortalité brute, population des deux sexes — Bruto-sterftetafel voor de bevolking van beide geslachten

Age — Leef- tijd	Probabilité de décès — Sterftetekans	Probabilité de survie — Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naiss. — Aantal overlevenden op 100,000 geboorten	Nombre total de survivants — Totaal aantal overlevenden	Vie moyenne — Gemiddelde levensduur	Vie probable — Waarschijn- lijke levensduur	Taux instantanés de mortalité — Oogenblikkelijke sterftekansen	Force de survie — Overlevings kracht
50	0,0103768	0,9896232	72,522	1,674,922	22.60	23.43	0,0099889	100.11
51	0,0108454	0,9891546	71,769	1,602,400	21.83	22.58	0,0106778	93.65
52	0,0116539	0,9883461	70,991	1,530,631	21.06	21.73	0,0112913	88.56
53	0,0123049	0,9876951	70,164	1,459,640	20.30	20.89	0,0120266	83.15
54	0,0133762	0,9866238	69,301	1,389,476	19.55	20.05	0,0128870	77.60
55	0,0143179	0,9856821	68,375	1,320,175	18.81	19.23	0,0139476	71.70
56	0,0152594	0,9847406	67,396	1,251,800	18.07	18.41	0,0148154	67.59
57	0,0171957	0,9828043	66,368	1,184,404	17.35	17.60	0,0163520	61.15
58	0,0181108	0,9818892	65,227	1,118,036	16.64	16.81	0,0178173	56.13
59	0,0199839	0,9800161	64,046	1,052,809	15.94	16.02	0,0191698	52.17
60	0,0215593	0,9784407	62,766	988,763	15.25	15.26	0,0209946	47.63
61	0,0233912	0,9766088	61,413	925,997	14.58	14.51	0,0226771	44.10
62	0,0256395	0,9743605	59,976	864,584	13.92	13.77	0,0247446	40.41
63	0,0284574	0,9715426	58,438	804,608	13.27	13.05	0,0273951	36.50
64	0,0309792	0,9690208	56,775	746,170	12.64	12.35	0,0301982	33.11
65	0,0334938	0,9665062	55,016	689,395	12.03	11.67	0,0327223	30.56
66	0,0365010	0,9634990	53,174	634,379	11.43	11.01	0,0355014	28.17
67	0,0403831	0,9596169	51,233	581,205	10.84	10.36	0,0391479	25.54
68	0,0439286	0,9560714	49,164	529,972	10.28	9.74	0,0431379	23.18
69	0,0470403	0,9529597	47,004	480,808	9.73	8.13	0,0462602	21.62
70	0,0545093	0,9454907	44,792	433,804	9.18	7.54	0,0520591	19.21
71	0,0575234	0,9424766	42,350	389,012	8.69	7.00	0,0578316	17.29
72	0,0637473	0,9362527	39,914	346,662	8.19	6.47	0,0623152	16.05
73	0,0687868	0,9312132	37,370	306,748	7.71	5.95	0,0683592	14.63
74	0,0779869	0,9220131	34,799	269,378	7.24	5.47	0,0759624	13.16
75	0,0850715	0,9149285	32,085	234,579	6.81	6.01	0,0851722	11.74
76	0,0934569	0,9065431	29,355	202,494	6.40	5.59	0,0932663	10.72
77	0,1033218	0,8966782	26,611	173,139	6.01	5.20	0,1034629	9.67
78	0,1127259	0,8872741	23,861	146,528	5.64	4.84	0,1142729	8.75
79	0,1232324	0,8767676	21,172	122,667	5.29	4.50	0,1253621	7.98
80	0,1338901	0,8661099	18,563	101,495	4.97	4.17	0,1374553	7.28
81	0,1466087	0,8533913	16,077	82,932	4.66	3.86	0,1511839	6.61
82	0,1548431	0,8451569	13,720	66,855	4.37	3.59	0,1633139	6.12
83	0,1724575	0,8275425	11,595	53,135	4.08	3.30	0,1775694	5.63
84	0,1887316	0,8112684	9,595	41,540	3.83	3.03	0,1995918	5.10
85	0,2019048	0,7980952	7,784	31,945	3.60	3.82	0,2171977	4.60
86	0,2230974	0,7769026	6,213	24,161	3.39	2.65	0,2381297	4.20
87	0,2349758	0,7650242	4,827	17,948	3.22	2.52	0,2618604	3.82
88	0,2439662	0,7560338	3,693	13,121	3.05	2.38	0,2738063	3.65
89	0,2596163	0,7403837	2,792	9,428	2.88	2.21	0,2884730	3.47
90	0,2818728	0,7181272	2,067	6,636	2.71	2.02	0,3148676	3.18
91	0,2999802	0,7000198	1,484	4,569	2.58	1.96	0,3460243	2.89
92	0,2976123	0,7023877	1,039	3,085	2.47	1.86	0,3568335	2.80
93	0,3373083	0,6626917	730	2,046	2.30	1.81	0,3735160	2.68
94	0,3468170	0,6531830	484	1,316	2.22	1.68	0,4269972	2.34
95	0,3463983	0,6536017	316	832	2.13	1.71	0,4282700	2.33
96	0,3316582	0,6683418	207	516	1.99	1.75	0,4178744	2.39
97	0,2883598	0,7116402	138	309	1.74	1.69	0,3695652	2.71
98	0,4258373	0,5741627	98	171	1.24	1.18	0,3962585	2.52
99	0,6953125	0,3046875	56	73	0.80	—	—	—
100	—	—	17	17	0.50	—	—	—

Table de mortalité ajustée pour hommes — Gejusteerde sterftetafels voor mannen.

Age. — Leeftijd	Probabilité de décès (q_x) Sterftetekans.	Probabilité de survie (p_x) Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naissances. (l_x) Aantal overlevenden op 100,000 geboorten.	Somme des survivants. (Σl_x) Som van de overlevenden.	Nombre de décès d'un âge au suiv. (d_x) Aantal sterfgeval- len van den eenen leeftijd tot den volgenden.	Taux instantanés de mortalité (μ_x) Oogenblikkelijke sterftetekansen.	Force de survie. $\frac{1}{(\mu_x)}$ Overlevingskracht
0	0,10075	0,89925	100,000	5,653,068	10,075	0,18554	5.39
1	0,01711	0,98289	89,925	5,553,068	1,539	0,02751	36.35
2	0,00642	0,99358	88,386	5,463,143	567	0,00402	248.76
3	0,00458	0,99542	87,819	5,374,757	402	0,00467	214.13
4	0,00369	0,99631	87,417	5,286,938	323	0,00404	247.52
5	0,00312	0,99688	87,094	5,199,521	272	0,00338	295.86
6	0,00264	0,99736	86,822	5,112,427	229	0,00287	348.43
7	0,00224	0,99776	86,593	5,025,605	194	0,00243	411.52
8	0,00190	0,99810	86,399	4,939,012	164	0,00206	485.44
9	0,00168	0,99832	86,235	4,852,613	145	0,00177	564.97
10	0,00154	0,99846	86,090	4,766,378	133	0,00160	625.00
11	0,00148	0,99852	85,957	4,680,288	127	0,00150	666.67
12	0,00147	0,99853	85,830	4,594,331	126	0,00145	689.66
13	0,00165	0,99835	85,704	4,508,501	141	0,00153	653.59
14	0,00196	0,99804	85,563	4,422,797	168	0,00179	558.66
15	0,00230	0,99770	85,395	4,337,234	196	0,00213	469.48
16	0,00266	0,99734	85,199	4,251,839	227	0,00248	403.23
17	0,00306	0,99694	84,972	4,166,640	260	0,00286	349.65
18	0,00353	0,99647	84,712	4,081,668	299	0,00330	303.03
19	0,00398	0,99602	84,413	3,996,956	336	0,00377	265.25
20	0,00434	0,99566	84,077	3,912,543	365	0,00421	237.53
21	0,00426	0,99574	83,712	3,828,466	357	0,00437	228.83
22	0,00399	0,99601	83,355	3,744,754	333	0,00414	241.55
23	0,00385	0,99615	83,022	3,661,399	320	0,00390	256.41
24	0,00392	0,99608	82,702	3,578,377	324	0,00389	257.07
25	0,00398	0,99602	82,378	3,495,675	328	0,00396	252.53
26	0,00406	0,99594	82,050	3,413,297	333	0,00403	248.14
27	0,00415	0,99585	81,717	3,331,247	339	0,00411	243.31
28	0,00423	0,99577	81,378	3,249,530	344	0,00420	238.10
29	0,00434	0,99566	81,034	3,168,152	352	0,00429	233.10
30	0,00444	0,99556	80,682	3,087,118	358	0,00440	227.27
31	0,00457	0,99543	80,324	3,006,436	367	0,00452	221.24
32	0,00470	0,99530	79,957	2,926,112	376	0,00464	215.52
33	0,00485	0,99515	79,581	2,846,155	386	0,00479	208.77
34	0,00503	0,99497	79,195	2,766,574	398	0,00494	202.43
35	0,00519	0,99481	78,797	2,687,379	409	0,00511	195.69
36	0,00538	0,99462	78,388	2,608,582	422	0,00530	188.68
37	0,00562	0,99438	77,966	2,530,194	438	0,00551	181.49
38	0,00584	0,99416	77,528	2,452,228	453	0,00574	174.22
39	0,00611	0,99389	77,075	2,374,700	471	0,00599	166.94
40	0,00640	0,99360	76,604	2,297,625	490	0,00627	159.49
41	0,00673	0,99327	76,114	2,221,021	512	0,00658	151.98
42	0,00706	0,99294	75,602	2,144,907	534	0,00691	144.72
43	0,00746	0,99254	75,068	2,069,305	560	0,00729	137.17
44	0,00789	0,99211	74,508	1,994,237	588	0,00769	130.04
45	0,00835	0,99165	73,920	1,919,729	617	0,00815	122.70
46	0,00888	0,99112	73,303	1,845,809	651	0,00864	115.74
47	0,00943	0,99057	72,652	1,772,506	685	0,00919	108.81
48	0,01006	0,98994	71,967	1,699,854	724	0,00979	102.15
49	0,01075	0,98925	71,243	1,627,887	766	0,01045	95.69
50	0,01151	0,98849	70,477	1,556,644	811	0,01118	89.45

Table de mortalité ajustée pour hommes — Gejusteerde sterftetafels voor mannen.

Age — Leeftijd	Probabilité de décès (q_x) Sterftetekans.	Probabilité de survie (p_x) Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naissances. (l_x) Aantal overlevenden op 100,000 geboorten.	Somme des survivants. (Σl_x) Som van de overlevenden.	Nombre de décès d'un âge au suiv. (d_x) Aantal sterfgevallen van den eenen leeftijd tot den volgenden.	Taux instantanés de mortalité (μ_x) Oogenblikkelijke sterftetekansen.	Force de survie. $\frac{1}{\mu_x}$ Overlevingskracht
51	0,01234	0,98766	69,666	1,486,167	860	0,01198	83.47
52	0,01325	0,98675	68,806	1,416,501	912	0,01287	77.70
53	0,01427	0,98573	67,894	1,347,695	969	0,01384	72.25
54	0,01538	0,98462	66,925	1,279,801	1,029	0,01491	67.07
55	0,01659	0,98341	65,896	1,212,876	1,093	0,01609	62.15
56	0,01793	0,98207	64,803	1,146,980	1,162	0,01739	57.50
57	0,01941	0,98059	63,641	1,082,177	1,235	0,01882	53.13
58	0,02104	0,97896	62,406	1,018,536	1,313	0,02040	49.02
59	0,02282	0,97718	61,093	956,130	1,394	0,02214	45.17
60	0,02477	0,97523	59,699	895,037	1,479	0,02405	41.58
61	0,02692	0,97308	58,220	835,338	1,567	0,02615	38.24
62	0,02930	0,97070	56,653	777,118	1,660	0,02847	35.12
63	0,03188	0,96812	54,993	720,465	1,753	0,03103	32.23
64	0,03475	0,96525	53,240	665,472	1,850	0,03384	29.55
65	0,03787	0,96213	51,390	612,232	1,946	0,03693	27.08
66	0,04132	0,95868	49,444	560,842	2,043	0,04034	24.79
67	0,04506	0,95494	47,401	511,398	2,136	0,04409	22.68
68	0,04922	0,95078	45,265	463,997	2,228	0,04823	20.73
69	0,05374	0,94626	43,037	418,732	2,313	0,05278	18.95
70	0,05871	0,94129	40,724	375,695	2,391	0,05779	17.30
71	0,06415	0,93585	38,333	334,971	2,459	0,06331	15.80
72	0,07011	0,92989	35,874	296,638	2,515	0,06939	14.41
73	0,07662	0,92338	33,359	260,764	2,556	0,07608	13.14
74	0,08373	0,91627	30,803	227,405	2,579	0,08345	11.98
75	0,09152	0,90848	28,224	196,602	2,583	0,09157	10.92
76	0,10000	0,90000	25,641	168,378	2,564	0,10051	9.95
77	0,10924	0,89076	23,077	142,737	2,521	0,11035	9.06
78	0,11933	0,88067	20,556	119,660	2,453	0,12119	8.25
79	0,13025	0,86975	18,103	99,104	2,358	0,13312	7.51
80	0,14220	0,85780	15,745	81,001	2,239	0,14627	6.84
81	0,15512	0,84448	13,506	65,256	2,095	0,16074	6.22
82	0,16914	0,83086	11,411	51,750	1,930	0,17668	5.66
83	0,18437	0,81563	9,481	40,339	1,748	0,19422	5.15
84	0,20070	0,79930	7,733	30,858	1,552	0,21355	4.68
85	0,21841	0,78159	6,181	23,125	1,350	0,23483	4.26
86	0,23722	0,76278	4,831	16,944	1,146	0,25827	3.87
87	0,25780	0,74220	3,685	12,113	950	0,28407	3.52
88	0,27971	0,72029	2,735	8,428	765	0,31249	3.20
89	0,30254	0,69746	1,970	5,693	596	0,34378	2.91
90	0,32751	0,67249	1,374	3,723	450	0,37824	2.64
91	0,35390	0,64610	924	2,349	327	0,41618	2.40
92	0,38191	0,61809	597	1,425	228	0,45797	2.18
93	0,41192	0,58808	369	828	152	0,50398	1.98
94	0,43779	0,56221	217	459	95	0,55465	1.80
95	0,47541	0,52459	122	242	58	0,61045	1.64
96	0,50000	0,50000	64	120	32	0,67190	1.49
97	0,53125	0,46875	32	56	17	0,73956	1.35
98	0,60000	0,40000	15	24	9	0,81406	1.23
99	0,66667	0,33333	6	9	4	0,89611	1.12
100	0,50000	0,50000	2	3	1	0,98646	1.01
101	—	—	1	1	1	1,08595	0.92

Table de mortalité ajustée pour femmes — Gejusteerde sterftetafels voor vrouwen

Age — Leeftijd	Probabilité de décès (q_x) Sterftetekans.	Probabilité de survie (p_x) Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naissances. (l_x) Aantal overlevenden op 100,000 geboorten.	Somme des survivants. (Σl_x) Som van de overlevenden.	Nombre de décès d'un âge au suiv. (d_x) Aantal sterfgeval- len van den eenen leeftijd tot den volgenden.	Taux instantanés de mortalité (μ_x) Oogenblikkelijke sterftetekansen.	Force de survie. $\frac{1}{(\mu_x)}$ Overlevingskracht
0	0,07855	0,92145	100,000	6,023,702	7,855	0,14241	7.02
1	0,01478	0,98522	92,145	5,923,702	1,362	0,02313	43.23
2	0,00585	0,99415	90,783	5,831,557	531	0,00463	215.98
3	0,00391	0,99609	90,252	5,740,774	353	0,00419	238.66
4	0,00315	0,99685	89,899	5,650,522	283	0,00341	293.26
5	0,00268	0,99732	89,616	5,560,623	240	0,00288	347.22
6	0,00230	0,99770	89,376	5,471,007	206	0,00248	403.23
7	0,00200	0,99800	89,170	5,381,631	178	0,00214	467.29
8	0,00175	0,99825	88,992	5,292,461	156	0,00186	537.63
9	0,00164	0,99836	88,836	5,203,469	146	0,00169	591.72
10	0,00150	0,99850	88,690	5,114,633	133	0,00157	636.94
11	0,00145	0,99855	88,557	5,025,943	128	0,00146	684.93
12	0,00149	0,99851	88,429	4,937,386	132	0,00145	689.66
13	0,00171	0,99829	88,297	4,848,957	151	0,00158	632.91
14	0,00204	0,99796	88,146	4,760,660	180	0,00187	534.76
15	0,00240	0,99760	87,966	4,672,514	211	0,00222	450.45
16	0,00273	0,99727	87,755	4,584,548	240	0,00257	389.11
17	0,00306	0,99694	87,515	4,496,793	268	0,00290	344.83
18	0,00339	0,99661	87,247	4,409,278	296	0,00324	308.64
19	0,00363	0,99637	86,951	4,322,031	316	0,00353	283.29
20	0,00379	0,99621	86,635	4,235,080	328	0,00373	268.10
21	0,00386	0,99614	86,307	4,148,445	333	0,00384	260.42
22	0,00387	0,99613	85,974	4,062,138	333	0,00388	257.73
23	0,00383	0,99617	85,641	3,976,164	328	0,00386	259.07
24	0,00377	0,99623	85,313	3,890,523	322	0,00376	265.96
25	0,00381	0,99619	84,991	3,805,210	324	0,00380	263.16
26	0,00385	0,99615	84,667	3,720,219	326	0,00384	260.42
27	0,00389	0,99611	84,341	3,635,552	328	0,00388	257.73
28	0,00394	0,99606	84,013	3,551,211	331	0,00392	255.10
29	0,00400	0,99600	83,682	3,467,198	335	0,00398	251.26
30	0,00406	0,99594	83,347	3,383,516	338	0,00404	247.52
31	0,00413	0,99587	83,009	3,300,169	343	0,00410	243.90
32	0,00420	0,99580	82,666	3,217,160	347	0,00417	239.81
33	0,00430	0,99570	82,319	3,134,494	354	0,00425	235.29
34	0,00438	0,99562	81,965	3,052,175	359	0,00434	230.41
35	0,00448	0,99552	81,606	2,970,210	366	0,00445	224.72
36	0,00462	0,99538	81,240	2,888,604	375	0,00456	219.30
37	0,00474	0,99526	80,865	2,807,364	383	0,00468	213.68
38	0,00488	0,99512	80,482	2,726,499	393	0,00482	207.47
39	0,00506	0,99494	80,089	2,646,017	405	0,00498	200.80
40	0,00522	0,99478	79,684	2,565,928	416	0,00515	194.17
41	0,00544	0,99456	79,268	2,486,244	431	0,00534	187.27
42	0,00566	0,99434	78,837	2,406,976	446	0,00556	179.86
43	0,00592	0,99408	78,391	2,328,139	464	0,00580	172.41
44	0,00619	0,99381	77,927	2,249,748	482	0,00606	165.02
45	0,00649	0,99351	77,445	2,171,821	503	0,00636	157.23
46	0,00685	0,99315	76,942	2,094,376	527	0,00669	149.43
47	0,00724	0,99276	76,415	2,017,434	553	0,00706	141.64
48	0,00767	0,99233	75,862	1,941,019	582	0,00747	133.87
49	0,00814	0,99186	75,280	1,865,157	613	0,00793	126.10
50	0,00869	0,99131	74,667	1,789,877	649	0,00844	118.48

Table de mortalité ajustée pour femmes — Gejusteerde sterftetafels voor vrouwen

Age — Leeftijd	Probabilité de décès (q_x) Sterftekans.	Probabilité de survie (p_x) Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naissances. (l_x) Aantal overlevenden op 100,000 geboorten.	Somme des survivants. (Σl_x) Som van de overlevenden.	Nombre de décès d'un âge au suiv. (d_x) Aantal sterfgeval- len van den eenen leeftijd tot den volgenden.	Taux instantanés de mortalité (μ_x) Oogenblikkelijke sterftekansen.	Force de survie. $\frac{1}{(\mu_x)}$ Overlevingskracht
51	0,00927	0,99073	74,018	1,715,210	686	0,00901	110.99
52	0,00994	0,99006	73,332	1,641,192	729	0,00964	103.73
53	0,01069	0,98931	72,603	1,567,860	776	0,01035	96.62
54	0,01150	0,98850	71,827	1,495,257	826	0,01114	89.77
55	0,01242	0,98758	71,001	1,423,430	882	0,01202	83.19
56	0,01343	0,98657	70,119	1,352,429	942	0,01299	76.98
57	0,01457	0,98543	69,177	1,282,310	1,008	0,01408	71.02
58	0,01584	0,98416	68,169	1,213,133	1,080	0,01530	65.36
59	0,01723	0,98277	67,089	1,144,964	1,156	0,01665	60.06
60	0,01881	0,98119	65,933	1,077,875	1,240	0,01816	55.07
61	0,02056	0,97944	64,693	1,011,942	1,330	0,01984	50.40
62	0,02247	0,97753	63,363	947,249	1,424	0,02171	46.06
63	0,02464	0,97536	61,939	883,886	1,526	0,02380	42.02
64	0,02703	0,97297	60,413	821,947	1,633	0,02613	38.27
65	0,02969	0,97031	58,780	761,534	1,745	0,02872	34.82
66	0,03265	0,96735	57,035	702,754	1,862	0,03161	31.64
67	0,03592	0,96408	55,173	645,719	1,982	0,03483	28.71
68	0,03957	0,96043	53,191	590,546	2,105	0,03842	26.03
69	0,04363	0,95637	51,086	537,355	2,229	0,04241	23.58
70	0,04812	0,95188	48,857	486,269	2,351	0,04687	21.34
71	0,05309	0,94691	46,506	437,412	2,469	0,05183	19.29
72	0,05859	0,94141	44,037	390,906	2,580	0,05737	17.43
73	0,06472	0,93528	41,457	346,869	2,683	0,06353	15.74
74	0,07149	0,92851	38,774	305,412	2,772	0,07040	14.20
75	0,07897	0,92103	36,002	266,638	2,843	0,07806	12.81
76	0,08722	0,91278	33,159	230,636	2,892	0,08659	11.55
77	0,09634	0,90366	30,267	197,477	2,916	0,09610	10.41
78	0,10639	0,89361	27,351	167,210	2,910	0,10670	9.37
79	0,11747	0,88253	24,441	139,859	2,871	0,11851	8.44
80	0,12967	0,87033	21,570	115,418	2,797	0,13166	7.60
81	0,14302	0,85698	18,773	93,848	2,685	0,14633	6.83
82	0,15770	0,84230	16,088	75,075	2,537	0,16267	6.15
83	0,17371	0,82629	13,551	58,987	2,354	0,18088	5.53
84	0,19130	0,80870	11,197	45,436	2,142	0,20118	4.97
85	0,21038	0,78962	9,055	34,239	1,905	0,22379	4.47
86	0,23105	0,76895	7,150	25,184	1,652	0,24899	4.02
87	0,25355	0,74645	5,498	18,034	1,394	0,27708	3.61
88	0,27778	0,72222	4,104	12,536	1,140	0,30838	3.24
89	0,30398	0,69602	2,964	8,432	901	0,34325	2.91
90	0,33204	0,66796	2,063	5,468	685	0,38212	2.62
91	0,36212	0,63788	1,378	3,405	499	0,42543	2.35
92	0,39363	0,60637	879	2,027	346	0,47370	2.11
93	0,42589	0,57411	533	1,148	227	0,52749	1.90
94	0,46405	0,53595	306	615	142	0,58743	1.70
95	0,50000	0,50000	164	309	82	0,65423	1.53
96	0,53659	0,46341	82	145	44	0,72867	1.37
97	0,57895	0,42105	38	63	22	0,81162	1.23
98	0,62500	0,37500	16	25	10	0,90406	1.11
99	0,66667	0,33333	6	9	4	1,00708	0.99
100	0,50000	0,50000	2	3	1	1,12187	0.89
101	—	—	1	1	1	1,24981	0.80

Table de mortalité ajustée, population des deux sexes — Gejusteerde sterftetafels voor de bevolking van beide geslachten

Age — Leeftijd	Probabilité de décès (q_x) Sterftkans.	Probabilité de survie (p_x) Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naissances. (l_x) Aantal overlevenden op 100,000 geboorten.	Somme des survivants. (Σl_x) Som van de overlevenden.	Nombre de décès d'un âge au suiv. (d_x) Aantal sterfgeval- len van den eenen leeftijd tot den volgenden.	Taux instantanés de mortalité (μ_x) Oogenblikkelijke sterftekansen.	Force de survie. $\frac{1}{\mu_x}$ Overlevingskracht
0	0,08989	0,91011	100,000	5,836,062	8,989	0,16444	6.08
1	0,01595	0,98405	91,011	5,736,062	1,452	0,02534	39.46
2	0,00613	0,99387	89,559	5,645,051	549	0,00432	231.48
3	0,00425	0,99575	89,010	5,555,492	378	0,00443	225.73
4	0,00344	0,99656	88,632	5,466,482	305	0,00374	267.38
5	0,00290	0,99710	88,327	5,377,850	256	0,00314	318.47
6	0,00248	0,99752	88,071	5,289,523	218	0,00267	374.53
7	0,00212	0,99788	87,853	5,201,452	186	0,00229	436.68
8	0,00183	0,99817	87,667	5,113,599	160	0,00196	510.20
9	0,00166	0,99834	87,507	5,025,932	145	0,00173	578.03
10	0,00152	0,99848	87,362	4,938,425	133	0,00158	632.91
11	0,00146	0,99854	87,229	4,851,063	127	0,00148	675.68
12	0,00148	0,99852	87,102	4,763,834	129	0,00145	689.66
13	0,00168	0,99832	86,973	4,676,732	146	0,00156	641.03
14	0,00200	0,99800	86,827	4,589,759	174	0,00183	546.45
15	0,00234	0,99766	86,653	4,502,932	203	0,00217	460.83
16	0,00270	0,99730	86,450	4,416,279	233	0,00252	396.83
17	0,00306	0,99694	86,217	4,329,829	264	0,00288	347.22
18	0,00346	0,99654	85,953	4,243,612	297	0,00327	305.81
19	0,00381	0,99619	85,656	4,157,659	326	0,00365	273.97
20	0,00407	0,99593	85,330	4,072,003	347	0,00397	251.89
21	0,00406	0,99594	84,983	3,986,673	345	0,00410	243.90
22	0,00393	0,99607	84,638	3,901,690	333	0,00401	249.38
23	0,00386	0,99614	84,305	3,817,052	325	0,00389	257.07
24	0,00386	0,99614	83,980	3,732,747	324	0,00383	261.10
25	0,00390	0,99610	83,656	3,648,767	326	0,00388	257.73
26	0,00395	0,99605	83,330	3,565,111	329	0,00393	254.45
27	0,00402	0,99598	83,001	3,481,781	334	0,00400	250.00
28	0,00409	0,99591	82,667	3,398,780	338	0,00406	246.31
29	0,00417	0,99583	82,329	3,316,113	343	0,00414	241.55
30	0,00426	0,99574	81,986	3,233,784	349	0,00422	236.97
31	0,00435	0,99565	81,637	3,151,798	355	0,00431	232.02
32	0,00444	0,99556	81,282	3,070,161	361	0,00441	226.76
33	0,00457	0,99543	80,921	2,988,879	370	0,00452	221.24
34	0,00469	0,99531	80,551	2,907,958	378	0,00464	215.52
35	0,00484	0,99516	80,173	2,827,407	388	0,00477	209.64
36	0,00499	0,99501	79,785	2,747,234	398	0,00492	203.25
37	0,00516	0,99484	79,387	2,667,449	410	0,00509	196.46
38	0,00536	0,99464	78,977	2,588,062	423	0,00527	189.75
39	0,00558	0,99442	78,554	2,509,085	438	0,00548	182.48
40	0,00580	0,99420	78,116	2,430,531	453	0,00570	175.44
41	0,00606	0,99394	77,663	2,352,415	471	0,00595	168.07
42	0,00635	0,99365	77,192	2,274,752	490	0,00622	160.77
43	0,00668	0,99332	76,702	2,197,560	512	0,00653	153.14
44	0,00702	0,99298	76,190	2,120,858	535	0,00686	145.77
45	0,00740	0,99260	75,655	2,044,668	560	0,00723	138.31
46	0,00784	0,99216	75,095	1,969,013	589	0,00765	130.72
47	0,00832	0,99168	74,506	1,893,918	620	0,00810	123.46
48	0,00884	0,99116	73,886	1,819,412	653	0,00861	116.14
49	0,00942	0,99058	73,233	1,745,526	690	0,00916	109.17
50	0,01006	0,98994	72,543	1,672,293	730	0,00978	102.25

Table de mortalité ajustée, population des deux sexes — Gejusteerde sterftetafels voor de bevolking van beide geslachten.

Age — Leeftijd	Probabilité de décès (q_x) Sterftetekans.	Probabilité de survie (p_x) Overlevingskans	Nombre de survivants sur 100,000 naissances. (l_x) Aantal overlevenden op 100,000 geboorten.	Somme des survivants. (Σl_x) Som van de overlevenden.	Nombre de décès d'un âge au suiv. (d_x) Aantal sterfgeval- len van den eenen leeftijd tot den volgenden.	Taux instantané de mortalité (μ_x) Oogenblikkelijke sterftetekansen.	Force de survie. $\frac{1}{(\mu_x)}$ Overlevingskracht
51	0,01078	0,98922	71,813	1,599,750	774	0,01047	95.51
52	0,01157	0,98843	71,039	1,527,937	822	0,01122	89.13
53	0,01243	0,98757	70,217	1,456,898	873	0,01206	82.92
54	0,01340	0,98660	69,344	1,386,681	929	0,01298	77.04
55	0,01446	0,98554	68,415	1,317,337	989	0,01401	71.38
56	0,01563	0,98437	67,426	1,248,922	1,054	0,01514	66.05
57	0,01693	0,98307	66,372	1,181,496	1,124	0,01640	60.98
58	0,01838	0,98162	65,248	1,115,124	1,199	0,01778	56.24
59	0,01995	0,98005	64,049	1,049,876	1,278	0,01932	51.76
60	0,02170	0,97830	62,771	985,827	1,362	0,02102	47.58
61	0,02364	0,97636	61,409	923,056	1,452	0,02290	43.67
62	0,02579	0,97421	59,957	861,647	1,546	0,02498	40.03
63	0,02813	0,97187	58,411	801,600	1,643	0,02729	36.64
64	0,03074	0,96926	56,768	743,279	1,745	0,02984	33.51
65	0,03362	0,96638	55,023	686,511	1,850	0,03266	30.62
66	0,03679	0,96321	53,173	631,488	1,956	0,03578	27.95
67	0,04028	0,95972	51,217	578,315	2,063	0,03923	25.49
68	0,04413	0,95587	49,154	527,098	2,169	0,04305	23.23
69	0,04838	0,95162	46,985	477,944	2,273	0,04728	21.15
70	0,05305	0,94695	44,712	430,959	2,372	0,05196	19.25
71	0,05820	0,94180	42,340	386,247	2,464	0,05714	17.50
72	0,06387	0,93613	39,876	343,907	2,547	0,06288	15.90
73	0,07008	0,92992	37,329	304,031	2,616	0,06922	14.45
74	0,07695	0,92305	34,713	266,702	2,671	0,07623	13.12
75	0,08442	0,91558	32,042	231,989	2,705	0,08400	11.90
76	0,09272	0,90728	29,337	199,947	2,720	0,09259	10.80
77	0,10170	0,89830	26,617	170,610	2,707	0,10210	9.79
78	0,11163	0,88837	23,910	143,993	2,669	0,11263	8.88
79	0,12245	0,87755	21,241	120,083	2,601	0,12427	8.05
80	0,13423	0,86577	18,640	98,842	2,502	0,13716	7.29
81	0,14717	0,85283	16,138	80,202	2,375	0,15142	6.60
82	0,16116	0,83884	13,763	64,064	2,218	0,16720	5.98
83	0,17653	0,82347	11,545	50,301	2,038	0,18466	5.42
84	0,19302	0,80698	9,507	38,756	1,835	0,20398	4.90
85	0,21103	0,78897	7,672	29,249	1,619	0,22536	4.44
86	0,23030	0,76970	6,053	21,577	1,394	0,24902	4.02
87	0,25134	0,74866	4,659	15,524	1,171	0,27520	3.63
88	0,27380	0,72620	3,488	10,865	955	0,30417	3.29
89	0,29807	0,70193	2,533	7,377	755	0,33623	2.97
90	0,32340	0,67660	1,778	4,844	575	0,37171	2.69
91	0,35079	0,64921	1,203	3,066	422	0,41096	2.43
92	0,38028	0,61972	781	1,863	297	0,45440	2.20
93	0,41116	0,58884	484	1,082	199	0,50248	1.99
94	0,44211	0,55789	285	598	126	0,55567	1.80
95	0,47799	0,52201	159	313	76	0,61454	1.63
96	0,50602	0,49398	83	154	42	0,67967	1.47
97	0,56098	0,43902	41	71	23	0,75176	1.33
98	0,55556	0,44444	18	30	10	0,83152	1.20
99	0,62500	0,37500	8	12	4	0,91978	1.09
100	0,66667	0,33333	3	4	5	1,01745	0.98
101	—	—	1	1	1	1,12554	0.89

BIBLIOGRAPHIE

1. **Tables de mortalité ou de service pour la Belgique**, dressées au moyen des statistiques officielles de 1880 à 1890 par J. Leclerc. « Bulletin de la Commission Centrale de Statistique », tome XVII. Bruxelles, Hayez, 1897.
2. **Tables de mortalité ou de service pour la Belgique**, dressées au moyen des statistiques officielles de 1890 à 1900 par J. Leclerc. « Bulletin de la Commission Centrale de Statistique », tome XIX. Bruxelles, Hayez, 1903.
3. **Tables belges 1904**. Tables de mortalité dressées au moyen des recensements décennaux de 1880, 1890, 1900 et des listes mortuaires des années 1892-1901, par l'Actuariat de la Caisse d'Epargne et de Retraite.
4. **Tables de mortalité pour la population de la France, 1920-1923**, PM, PF, PMF. « Bulletin de la Statistique Générale de la France », tome XVII. Paris, Félix Alcan, 1928.
5. **Statistique des Pays-Bas**. Recensement 31 décembre 1930. Volume VI : Tables de mortalité pour la période 1921-1930, par le prof. Dr I. J. A. Muller. Bureau Central de Statistique, La Haye, 1934.
6. **Tables de mortalité de la population Suisse, 1876-1932**. Bureau Fédéral de Statistique, Berne, 1935.
7. **Institute of actuaries**. Text Book. Part II, by G. King. Traduction de A. Bégault. Bruxelles, Bruylant, 1894.
8. **Applications de la statistique** à la démographie et à la biologie, par Risser. Paris, Gauthier-Villars, 1932.
9. **Théorie des probabilités** et applications des probabilités, par P. Van Deuren. Namur, Wesmael-Charlier, 1935.
10. **Probabilités et erreurs d'observation**. Cours de calcul des probabilités de l'Université de Louvain (1927-1928), par M. Alliaume. Louvain, Librairie universitaire Uyt-spruyt, 1927.
11. **Die Intensität der Sterblichkeit**, bestimmt auf Grund der zwei ersten Schweizerischen Sterbstafeln von Dr Bohren. « Zeitschrift für Schweizerischen Statistiek ». Bern, 1903.
12. **La table belge (H+F) 1928-1932** et son ajustement par L. Maingie et H. Maurice. Extrait du « Bulletin de l'Association Royale des Actuaires Belges », n° 41. Bruxelles, Etablissements Bruylant, 1937.
13. **L'uniformité dans le calcul des tables de mortalité**. Tome XXV, fascicule III du « Bulletin de l'Institut International de Statistique ».

BIBLIOGRAPHIE

1. **Tables de mortalité ou de service pour la Belgique**, dressées au moyen des statistiques officielles de 1880 à 1890 par J. Leclerc. « Bulletin de la Commission Centrale de Statistique », tome XVII. Bruxelles, Hayez, 1897.
2. **Tables de mortalité ou de service pour la Belgique**, dressées au moyen des statistiques officielles de 1890 à 1900 par J. Leclerc. « Bulletin de la Commission Centrale de Statistique », tome XIX. Bruxelles, Hayez, 1903.
3. **Tables belges 1904**. Tables de mortalité dressées au moyen des recensements décennaux de 1880, 1890, 1900 et des listes mortuaires des années 1892-1901, par l'Actuariat de la Caisse d'Epargne et de Retraite.
4. **Tables de mortalité pour la population de la France, 1920-1923**, PM, PF, PMF. « Bulletin de la Statistique Générale de la France », tome XVII. Paris, Félix Alcan, 1928.
5. **Statistiek van Nederland**. Volkstelling 1930. Deel VI : Sterftetafel voor Nederland afgeleid uit de waarnemingen over de periode 1921-1930, door prof. Dr I. J. A. Muller. Centraal Bureau voor de Statistiek, 's Gravenhage, 1934.
6. **Tables de mortalité de la population Suisse, 1876-1932**. Bureau Fédéral de Statistique, Berne, 1935.
7. **Institute of actuaries**. Text Book. Part II, by G. King. Traduction de A. Bégault. Bruxelles, Bruylant, 1894.
8. **Applications de la statistique** à la démographie et à la biologie, par Risser. Paris, Gauthier-Villars, 1932.
9. **Théorie des probabilités** et applications des probabilités, par P. Van Deuren. Namur, Wesmael-Charlier, 1935.
10. **Probabilité et erreurs d'observation**. Cours de calcul des probabilités de l'Université de Louvain (1927-1928), par M. Alliaume. Louvain, Librairie universitaire Uyt-spruyt, 1927.
11. **Die Intensität der Sterblichkeit**, bestimmt auf Grund der zwei ersten Schweizerischen Sterbstafeln von Dr Bohren. « Zeitschrift für Schweizerischen Statistiek ». Bern, 1903.
12. **La table belge (H+F) 1928-1932** et son ajustement par L. Maingie et H. Maurice. Extrait du « Bulletin de l'Association Royale des Actuaires Belges », n° 41. Bruxelles, Etablissements Bruylant, 1937.
13. **L'uniformité dans le calcul des tables de mortalité**. Tome XXV, fascicule III du « Bulletin de l'Institut International de Statistique ».

1817

Etablissements d'Imprimerie SAEY
94, Avenue Clemenceau
Bruxelles - Tél. 21.10.80