

# Die Übersterblichkeit der unehelichen Säuglinge.

Von Dr. Wilhelm Feld.

«Die Frage über die relativ höhere Sterblichkeit der unehelichen Kinder gehört entschieden zu den interessantesten Spezialfragen aus dem Gesamtgebiet der Kindersterblichkeit.»  
Georg Mayr 1870.

«The most significant facts are those relating to the high mortality of infants born out of wedlock. No other data give so definite an index of the hardships and social injustice involved in illegitimate birth.»  
Children's Bureau, U. S. Department of Labor, 1921.

## Inhalt.

Unterschiede nach Ländern. — Zeitliche Schwankungen. — Sterblichkeit der Altersstufen. — Die Legitimationen. — Stadt und Land. — Jahreszeiten. — Todesursachen. — Geschlecht. — Anhang.

Die auch anderwärts gemachte Beobachtung, dass die Säuglingssterblichkeit bei den Unehelichen neuerdings sich deutlich ungünstiger entwickelte als bei den ehelich Geborenen, veranlasste die Hessische Zentralstelle für die Landesstatistik, diesen Verhältnissen näher nachzugehen. Die Hauptergebnisse sind in den «Mitteilungen» der Zentralstelle, 1922, Nr. 5, veröffentlicht unter dem Titel: «Die Sterblichkeit der ehelichen und unehelichen Säuglinge» (S. 65—68). Angeregt hierdurch, versuchte der Schreibende, den Untersuchungen durch Heranziehen von Vergleichsmaterial anderer Länder eine breitere Grundlage zu geben und hiermit zugleich in bescheidenem Masse an der Wiederanknüpfung internationaler Beziehungen mitzuarbeiten. Rücksichten auf die internationale Arbeitsgemeinschaft veranlassen auch, die vorliegende Abhandlung in einer Zeitschrift zu veröffentlichen, deren Verbreitung durch keine nationalen Schranken begrenzt ist.

Das Zustandekommen der vorliegenden Arbeit wurde nur dadurch ermöglicht, dass das genannte Amt und insbesondere dessen Vorstand, Direktor *L. Knöpfel*, ihr weitgehende Unterstützung zuteil werden liessen. Die Stoffsammlung stiess nämlich auf manche Hindernisse. Der Schriftenaustausch mit dem Ausland hat längst noch nicht seinen Umfang der Vorkriegszeit erreicht, obwohl erfreulicherweise manche der früher «feindlichen» Staaten ihre amtlichen Statistiken wieder zu senden beginnen. Die Kriegswirren haben aber auch manche statistischen Ämter überhaupt verhindert, ihre Arbeiten in früherer Ausführlichkeit und Promptheit zu erledigen, so dass trotz mancherlei unmittelbarer Rückfragen

mehrere Zahlenreihen nicht bis in die neueste Zeit fortgeführt werden konnten.

Neben diesen äusserlichen, durch die Kriegsfolgen verursachten Lücken klaffen solche intern statistischer Art: Während die unehelichen *Geburten* schon seit langem oft und eingehend studiert werden<sup>1)</sup>, vernachlässigen die Nachweise über die *gestorbenen* Säuglinge in auffälliger, geradezu unbegreiflicher Weise die Unterscheidung zwischen ehelichen und unehelichen Kindern. Und diese Blätter möchten neben andern auch dazu anregen, die Ausscheidung der unehelichen Säuglinge mehr als bisher zu pflegen. Inwieweit ferner gewisse Nachweise in der Kriminal-, Strafgefangenen-, Zwangserziehungsstatistik u. dgl. die unehelich Geborenen besonders hervorheben sollten, muss andern Erörterungen vorbehalten bleiben. Anregungen in dieser Richtung lassen sich aus manchen Erörterungen, namentlich der Fürsorgeliteratur, schöpfen<sup>2)</sup>. Aber auch statistische Vorbilder bestehen bereits, wie z. B. von *H. Neumann* und von *O. Spann*, auf Grund der Militärstammrollen, eigener Erhebungen unter den Schulkindern u. dgl. Hierüber vergleiche man *Georg Mayr*, *Moralstatistik*, S. 54 ff. Ältere

<sup>1)</sup> Vgl. z. B. *Georg Mayr*, *Moralstatistik*, S. 127 ff., mit Schriftennachweis, ferner die Monographien von *Friedr. Lindner* (1900), *C. Rauhe* (1912), *Auguste Lange* (1912), *G. Prenger* (1913), die teilweise auch kurz auf die Kindersterblichkeit eingehen. Meist mit Literaturangaben.

<sup>2)</sup> Beispielsweise: *Klumker*, Eine Zählung öffentlich versorgter Kinder, *Allg. statist. Archiv*, 11. Bd. (1918/19), S. 198. — *Johanna Drexel*, Zur Statistik der Unehelichen, *Zeitschr. f. d. Armenwesen*, 21. Jahrg. (1920), S. 145.

französische Arbeiten von *Chenu* (1867) und von *Ely* auf Grund der Rekrutierungsstatistik zitiert H. Neumann in den Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik, 3. Folge, 8. Band, S. 536, nach Lagneau. Neuere Schriften über das Unehelichkeitsproblem bei Spann, uneheliche Bevölkerung in Frankfurt a. M. (1905), S. 175. Weiteres Material in den später zu nennenden Werken für Schweden (*Widell*, Teil 2, S. 65), für Norwegen (*Rygg*, S. 90 u. 108) sowie vor allem für die Vereinigten Staaten *Lundberg* und *Lenroot*, Teil 2, wo die Akten der privaten wie der öffentlichen Fürsorge der Stadt Boston und des im Fürsorgewesen seit langem rührigen Staates Massachusetts umfassend verwertet wurden. Von besonderer Seite sind die Fragen behandelt bei *H. Reiter* und *H. Ihlefeld*, Kinderschicksale ehelich und unehelich Geborener, Zeitschrift für Hygiene und Infektionskrankheiten, 96. Band (1922), S. 229<sup>1)</sup>, und in dem bekannten Werke von *Hans W. Gruhle*, die Ursachen der jugendlichen Verwahrlosung und Kriminalität (Heidelberger Abhandlungen, Band 1, Berlin 1912). Hier ist im Literaturverzeichnis u. a. aufgeführt: *Richard Bolte*, uneheliche Herkunft und Degeneration, Archiv für Rassenbiologie, 3. Jahrgang (1906). Soweit sich solche Forschungen auf die Unterschiede in Körperlänge und Gewicht gründen, vgl. zur Methodik den entsprechenden Abschnitt bei *W. Oettinger*, anthropometrische Untersuchungen an Breslauer und Charlottenburger Schülern, Zeitschrift für Hygiene und Infektionskrankheiten, 98. Band, 1922, S. 346 ff. Dasselbst S. 342 über geistiges und körperliches Zurückbleiben von Schulkindern, als Folge ungünstiger häuslicher Verhältnisse («Pauperismus»). Nach anderer Richtung ist methodisch anregend *F. Kucharski*, die Lebensverhältnisse von 1367 Gemeindeschulkindern in Berlin-Pankow im November 1920, Zeitschrift für Bevölkerungspolitik und Säuglingsfürsorge, 11. Jahrg., 1922, S. 145 ff., besonders S. 193 ff.

An dieser Stelle können nur mit Bezug auf die Neugeborenen und ihre Sterblichkeit in zufälliger Auswahl einige besonders eingehende Berücksichtigungen der Unehelichen genannt werden. Das eidgenössische statistische Bureau gibt in den jahrzehntweisen Berichten über «Ehe, Geburt und Tod» die Sterbeziffern je für die ehelichen und unehelichen Säuglinge getrennt nach einzelnen Kantonen. Die norwegische Statistik kombiniert getrennt für die ehelichen und unehelichen gestorbenen Säuglinge den Kalendermonat des Todes mit dem Alter in Lebensmonaten bzw. Tagen des ersten Lebensmonats; Stadt und Land sowie Geschlecht: *Norges officielle*

*Statistik*, VI, 27, *Folkemaengdens Bevaegelse, Sammen drag 1906—1910*, S. 174. (Dasselbst S. 230 ff. sind auch sehr eingehende Angaben für die unehelich Geborenen nach dem Beruf des Vaters, kombiniert mit dessen Alter und mit dem Beruf der Mutter, nach dem gegenseitigen Alter beider Eltern usw., grossenteils gleichzeitig mit Geschlecht und Lebensfähigkeit der Kinder, Stadt und Land bzw. in detailgeographischer Gliederung.) Ähnlich wie in der Schweiz und Norwegen werden in Dänemark die Nachweise der Bevölkerungsbewegung für mehrere Jahre zusammen veröffentlicht. Der im Jahr 1919 erschienene Bericht über *Aegteskaber, Fødte og Døde 1911—1915* (*Danmarks Statistik, Statistisk Tabelvaerk*, 5. Reihe, Litra A, Nr. 13; die frühern entsprechenden Bände sind dort auf der Rückseite des Titelblattes aufgeführt, ähnlich für Norwegen) enthält je für die ehelichen und unehelichen Gestorbenen des 1. bis 5. Lebensjahres auf S. 78 ff. eine Kombination des Alters (nach Sterbemonaten des 1. Jahres, weiter nach Jahren) mit dem Kalendermonat des Todes, dem Geschlecht und drei Wohnplatzgruppen. Ausführliche Nachweise bietet ferner die holländische *Statistiek van den Loop der Bevolking*<sup>1)</sup>. Die Sterbefälle unter zwei Jahren sind für die Provinzen und für fünf Ortsgrössenklassen nach dem Geschlecht und der Ehelichkeit getrennt nach Geburtsjahrgängen, also nach den beiden Kalenderjahren der Geburt, und zwar für alle nach einzelnen Lebensmonaten bzw. Quartalen unterschiedenen Altersstufen. Diese feingliedrigen Nachweise wurden zu sehr sorgfältigen Berechnungen verwandt von *Frederick S. Crum*, *the effect of Infant Mortality on the aftertime of survivors*<sup>2)</sup>, unter mathematischer Hilfe von Arne Fisher. In Preussen hatte sich *Firecks* der Unehelichen eingehender angenommen in seinem *Rückblick auf die Bewegung der Bevölkerung im preussischen Staate 1816 bis 1874* (Preussische Statistik, 48 A), nur zum Teil fortgeführt in dem abschliessenden Rückblick von Broesike für 1875—1900 (Preussische Statistik, 188). Über die Leistungen der vielgestaltigen amtlichen Statistik in den deutschen Staaten und Städten unterrichtet der soeben erschienene, von Würzburger veranlasste Überblick über «Die Bearbeitung der Statistik der Bevölkerungsbewegung durch die statistischen Ämter im Deutschen Reich», im Buchhandel erhältlicher Sonderabdruck aus Band 276 der *Statistik des Deutschen Reichs* (1922).

Gute Berücksichtigung finden die Unehelichen in den beiden bekannten Werken zur internationalen Statistik

<sup>1)</sup> Dasselbst werden weiter genannt u. a.: *Reiter* und *Klesch*, Beitrag zum Problem des unehelichen Kindes, Berliner klin. Wochenschrift 1920, Nr. 28, sowie «Weitere Beiträge» hierzu von *Nägler*, Inauguraldissertation, Rostock 1921, und von *Reiter*, Öffentl. Gesundheitspflege 1922.

<sup>1)</sup> Neueste Veröffentlichung für das Jahr 1921: *Statistiek van Nederland*, Nr. 355, S. 64. Früher in den *Bijdragen tot de Statistiek van Nederland*.

<sup>2)</sup> In den *Transactions of the Eleventh Annual Meeting of the American Child Hygiene Association*, St. Louis, Oktober 1920. Auch als Sonderabdruck herausgegeben von der Prudential Insurance Co. of America, Newark N. J.

der Bevölkerungsbewegung, der *Statistique internationale du Mouvement de la population* der französischen amtlichen Statistik und dem *Annuaire international de Statistique*, Band II (Haag 1917), herausgegeben vom Ständigen Amt des Internationalen statistischen Instituts, gewissermassen als Fortsetzung des ersten Werkes.

Einige ausführliche amtliche Monographien über die Unehelichen sind entstanden im Zusammenhang mit Bestrebungen auf gesetzliche Besserstellung der unehelichen Kinder. So z. B. in Norwegen: *N. Rygg, Om Børn, fødte udenfor Ægteskab (Norges officielle Statistik, V, 37), 1907.* (Manche der hier gebotenen Statistiken wurden fortgeführt in der textlichen Bearbeitung der norwegischen Bevölkerungsbewegung für 1901—1910: *Folkemaendens Berætgelse, Hovedoversigt 1901—1910, Statistik, VI, 55*; erschienen 1915.) Für Schweden behandelte das gleiche Thema *Ludwig Widell* (vom statistischen Zentralbureau): *Utom äktenskapet födda Barn* in drei Heften der schwedischen *Statistiska Meddelanden, Serie A, Band I: 4, 5 und 10* (erschieden 1914, 1916 und 1917.) In den Vereinigten Staaten hat das dem U. S. Department of Labor angegliederte Children's Bureau einen vortrefflichen Bericht herausgegeben, in dem allerdings die Sterblichkeit der unehelichen Kinder nicht die Hauptsache ist. *Emma O. Lundberg and Katharine F. Lenroot, Illegitimacy as a child-welfare problem. Part 1 and 2. Bureau Publication Nr. 66 and 75; Dependent, defective and delinquent classes, Series Nr. 9 and 10, Washington 1920 and 1921.* (Mit umfangreicher Bibliographie über die Unehelichkeit als Kinderfürsorgeproblem). Hier ist u. a. für England genannt: *The Carnegie United Kingdom Trust, Report on the physical welfare of mothers and children. 4 Bände, East Port, Dunfermline 1917*, die auch Nachweise über Herkunft und Schicksal der unehelichen Kinder enthalten sollen. Die Bearbeiter der Bände sind *E. W. Hope, W. Leslie Mackenzie* und *E. Coey Bigger*.

Schliesslich seien noch einige private Abhandlungen in zufälliger Auswahl erwähnt:

*Gust. Lagneau, de l'influence de l'illégitimité sur la mortalité, Annales d'hygiène publique, 2. Folge, Bd. 44 und 45 (1875 und 1876).*

*Th. Pilat, die Statistik der illegitimen Kinder. Kongress für Hygiene und Demographie in Wien, 1887.*

*Albert Leffingwell, Illegitimacy and the influence of seasons upon conduct, 2. Aufl., London 1892* (bezeichnete sich selbst als erste Abhandlung englischer Sprache über die Unehelichkeit).

*H. Neumann, Die unehelichen Kinder in Berlin und ihr Schutz, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 3. Folge, 7. Band (1894).*

Die numerische Bedeutung der Unehelichen in der Gesamtbevölkerung lässt sich statistisch nicht feststellen, da man ja bei der Volkszählung füglich nicht an jeden Einwohner die Frage richten kann, ob er ausser der Ehe geboren sei. Einen gewissen Anhalt gibt die Unehelichenquote, d. i. der Prozentanteil der Unehelichen an allen Geborenen. (Hieher Übersicht 1.)

Die stärkere Lebensbedrohung der Unehelichen vor der Geburt, welche die erste Zahlenreihe und noch besser die Übersicht 10 veranschaulicht, ist ein sprechender Beleg für die erhöhte Gefährdung der unehelichen Schwangeren. Freilich erscheint die Wirkung dieser sozialen Ursache etwas zu hoch dadurch, dass unter den unehelich Gebärenden besonders viele Erstgebärende bzw. junge Mütter sich befinden, bei denen die Totgeburten häufiger sind. Von den 5—8 % unehelich Geborenen der meisten Länder wird ein nicht unbedeutender Bruchteil durch nachfolgende Ehe der natürlichen Eltern legitimiert. Manch andere gelangen in Stiefvaterfamilien unter oft durchaus eheliche Familienverhältnisse, nicht selten sogar mit rechtsgültiger «Namengebung». Und jedem sind wohl auch Fälle von unehelichen Kindern bekannt, die in ganz fremden Familien wie eigene Kinder aufwachsen, selbst da, wo keine rechtliche Adoption erfolgt war. Dennoch treffen diese günstigen Umstände immer nur eine Minderheit. Das Schicksal der unehelichen Kinder ist eine Angelegenheit von sehr grosser sozialer Tragweite: Die täglichen Beobachtungen wie wissenschaftliche Untersuchungen zeigen, dass unter den asozialen Elementen, den Kriminellen usw., die Unehelichen erheblich häufiger sind, als es ihrem Anteil unter den Geborenen entspricht, der offenbar grösser ist als ihr Anteil unter der erwachsenen Bevölkerung, weil ausser den Legitimationen usw. auch die Übersterblichkeit im Kindesalter die Zahl der Unehelichen mit den Jahren verringert.

Im ersten Lebensjahre beläuft sich die Übersterblichkeit der Unehelichen in Europa auf etwa 40—90 % der ehelichen Säuglingssterblichkeit. Dabei zeigen die statistischen Nachweise nicht einmal den ganzen Abstand an, sofern nämlich die Säuglingssterblichkeit der Unehelichen sich fast immer zu klein berechnet, weil allen unehelich Lebendgeborenen nur diejenigen gestorbenen Säuglinge gegenüber gestellt werden, die auch unehelich gestorben sind. Wird aber ein unehelich geborenes Kind durch Legitimation ehelich und verstirbt alsdann, so wird es als ehelich gestorben gezählt. Je mehr also Kinder im Säuglingsalter legitimiert werden, um so mehr erscheint die uneheliche Sterblichkeit zu niedrig. Vgl. auch *Georg Mayr, Bevölkerungsstatistik, S. 281.* In den Niederlanden allerdings scheint man

In den letzten Jahren vor dem Krieg waren Uneheliche:

1	Unter 1000 Totgeborenen	Unter 1000 Lebendgeborenen
Sachsen . . . . .	199	160
Schweden <sup>1)</sup> . . . . .	192	155
Island . . . . .	214	143
Bayern . . . . .	141	126
Österreich <sup>1)</sup> . . . . .	176	119
Dänemark . . . . .	159	115
Portugal <sup>4)</sup> . . . . .	242	110
Frankreich <sup>3)</sup> . . . . .	136	87
Württemberg . . . . .	112	86
Preussen . . . . .	129	85
Ungarn . . . . .	111	85
Hessen . . . . .	114	82
Rumänien <sup>2)</sup> . . . . .	146	81
Finnland . . . . .	119	78
Schottland . . . . .	—	72
Norwegen . . . . .	125	71
Belgien <sup>1)</sup> . . . . .	108	64
Luxemburg <sup>2)</sup> . . . . .	109	63
Spanien . . . . .	112	47
Italien . . . . .	68	47
Schweiz <sup>5)</sup> . . . . .	77	46
England u. Wales . . . . .	—	43
Fär-Ör Inseln . . . . .	—	33
Irland <sup>2)</sup> . . . . .	—	28
Holland . . . . .	34	21

Zusammengestellt nach dem *Annuaire international de statistique*, publié par l'Office permanent de l'Institut international de Statistique, II. Bd. *Mouvement de la population (Europe)*. Haag 1917, S. 40 ff. Die Zahlen beziehen sich auf das Jahr 1914, ausser bei <sup>1)</sup> auf 1913, <sup>2)</sup> = 1912, <sup>3)</sup> = 1911, <sup>4)</sup> = 1910, <sup>5)</sup> = 1915 (weil hier 1914 abnorm hoch). — Die zeitliche Entwicklung dieser Verhältnisse ist dargestellt in der französischen *Statistique internationale du mouvement de la population*, 1907, S. 179 ff. Für Schweden vgl. *Befolkningsrörelsen: översikt 1901—1910*. *Sveriges officiella statistik, Folkmängden* (1917), S. 51\*.

diese Ungenauigkeit zu vermeiden, indem die gestorbenen Kinder unter 1 Jahr nach der Ehelichkeit bzw. Unehelichkeit *im Zeitpunkt ihrer Geburt* getrennt werden: «de overledenen beneden het jaar gesplitst naar de al of niet wettigheid *tijdens de geboorte* = d'après la légitimité ou illégitimité au moment de la naissance» <sup>1)</sup>. *Würzburger* lässt für Sachsen bei Berechnung der Säuglingssterbeziffern «die Legitimationen nach Alters-

<sup>1)</sup> Statistiek van den loop der bevolking van Nederland, jährlich im Inhaltsverzeichnis. Zuletzt Statistiek van Nederland, Nr. 355 (1922), S. IV.

monaten berücksichtigen» <sup>1)</sup>. Seine Zahlen sind in der Tafel A verwertet.

Die Unterschiede unserer Zahlen von Land zu Land sind beträchtlich. Es ist nicht möglich, auf die Frage einzugehen, wie weit hier internationale Verschiedenheiten in der volkpsychologischen Wertung der Unehelichkeit mitspielen oder Besonderheiten der Gesetzgebung bzw. eigenartige geschichtliche Einflüsse. Diese Umstände wirken sowohl auf die Häufigkeit der unehelichen Geborenen als auf deren Sterblichkeit ein. Und schon früh hat man darauf hingewiesen, dass die volkstümlichen Anschauungen und Gepflogenheiten auf dem Gebiete der geschlechtlichen Sittlichkeit grossenteils von den durch Sitte oder Gesetzgebung veranlassten Verzögerungen oder Verhinderungen der Eheschliessung bedingt sind, welche selbst nach ihrer Beseitigung noch in der Volkssitte nachwirken. Zu beachten sind auch gewisse statistische Täuschungen, wie deren eine Georg Mayr (*Moralstatistik*, S. 127) für Italien erwähnt, wo im Gebiet des ehemaligen Kirchenstaates manche Sprösslinge aus durchaus normalen Familien als unehelich *erscheinen*, weil dort zahlreiche Ehen immer noch nur kirchlich geschlossen werden, obwohl in Italien seit 1866 ausschliesslich nur die Zivilehe rechtliche Gültigkeit hat. In unserer Übersicht weisen zum Teil die Gebiete mit der höchsten Unehelichenquote unter den Geborenen die geringste Übersterblichkeit der unehelichen Säuglinge auf (Österreich, Bayern und Sachsen); als ob dort, wo die unehelichen Neugeborenen eine quasi «normale» Erscheinung sind, sie auch durchaus normal, d. h. nur wenig verschieden von den ehelichen Säuglingen, behandelt würden?

Solche Erwägungen wurden schon mit Bezug auf die vorgeburtliche Lebensgefährdung der Unehelichen angestellt. Der ältere Bertillon meinte, in den verschiedenen Ländern kämen um so mehr unehelich Geborene tot zur Welt, als sich der «*degré de réprobation dont l'opinion publique frappe les filles-mères*» steigere <sup>2)</sup>. Man scheint das damals vor allem darauf zurückgeführt zu haben, dass die Verheimlichung der Schwangerschaft und die Aborte dort zahlreicher seien, wo die öffentliche Meinung sich strenger zeigt oder es schwieriger ist, die Folgen des Fehltrittes zu verbergen <sup>3)</sup>. Neuerdings stellte Huber in der bekannten *Statistique internationale du mouvement de la population* der französischen Sta-

<sup>1)</sup> Sächs. Statist. Zeitschr. 68 (1922), S. 9. Vgl. auch Deutsches Statistisches Zentralblatt 1920, Sp. 55/56. Besonders eingehend nahm sich bekanntlich *R. Böckh* für Berlin der Legitimationen an.

<sup>2)</sup> In den Verhandlungen der *Association pour l'avancement des sciences*, session de 1874 à Lille, *Section d'anthropologie*, discussion, S. 647.

<sup>3)</sup> *Statistique de la France*, 2. Folge, Bd. 18. Beide Zitate nach Lagneau, *Annales d'hygiène publ.* 2. Folge, Bd. 44, S. 337 und 338.

tistik (Paris 1907, S. 469) für die verschiedenen Länder die Unehelichenquoten unter den Geborenen nach dem Anwachsen der unehelichen Übersterblichkeit untereinander, fand aber den umgekehrten Verlauf der beiden Zahlenreihen nur für einen Teil der beobachteten Staaten. Bereits im Jahre 1870 hatte Georg Mayr darauf hingewiesen, dass die grössere Sterblichkeit der Unehelichen nicht in einem unbedingten Zusammenhange mit der Häufigkeit der unehelichen Geburten stehe, und dass insbesondere bei grosser Frequenz der letztern sich doch eine bedeutende relative Sterblichkeit der Unehelichen und bei mässiger Zahl der unehelich Geborenen ein geringer Überschuss ihrer Sterblichkeit ergeben könne: «Häufigkeit der Kindererzeugung ausser der Ehe sichert den so Erzeugten ebensowenig überall eine der Sorge für die Ehelichen sich annähernde Pflege, als die Seltenheit der ausserehelichen Kindererzeugung notwendig eine entsprechende grössere Verwahrlosung der Erzeugten nach sich zieht» (Bayr. Statist. Zeitschr., 2. Jahrg., 1870, S. 212). Dagegen fand Mayr (S. 231), dass im allgemeinen die relative Sonderbedrohung der Unehelichen um so kleiner wird, je mehr die allgemeine Kindersterblichkeit steigt. Eine ähnliche Vermutung begründen Mayr die Zahlen, die er in seiner Bevölkerungsstatistik S. 282 mitteilt. Indes weist er auf Ausnahmen von dieser Regel hin, z. B. bestehe nach den Firksschen

Zahlen für Preussen keine durchgängige Regelmässigkeit in dem vorbezeichneten Sinne. Immerhin scheinen hier gewisse sachliche Beziehungen zu walten. Auch die folgende Übersicht 2, die vor Einblick in die eben genannten Abhandlungen aufgestellt wurde, legt ähnlich der Mayrschen Zusammenstellung die Annahme nahe, dass die uneheliche Säuglingssterblichkeit um so mehr die eheliche überragt, je kleiner die letztere ist. Und zwar sind die unehelichen Säuglinge international gleichmässiger gefährdet als die ehelichen. Die Schwankungen von Land zu Land sind bei der ehelichen Säuglingssterblichkeit grösser als bei der unehelichen.

In dieser Annahme bestärkt die Betrachtung, wie sich im Verlaufe der letzten Jahrzehnte die Übersterblichkeit der unehelichen Säuglinge gestaltete. Dafür dient die nächste Übersicht, welche aus der umfänglichen Tafel A des Anhangs abgeleitet ist. Sie ergibt für eine ganze Reihe von Staaten, dass die *Übersterblichkeit der unehelichen Säuglinge deutlich gestiegen* ist. (Vgl. auch die Zahlen für Preussen 1821—1860 in Übersicht 26.) Dasselbe lässt sich für andere Länder und noch weiter zurückgehend aus den entsprechenden Berechnungen in der genannten französischen Statistique internationale verfolgen; leider äussert sich der Begleittext von Huber hierzu nicht. Dagegen weist Widell gelegentlich der internationalen Übersichten in den Schwedischen Statistiska Meddelanden, A, Bd. I: 4, S. 72, auf die gleiche Beobachtung ausdrücklich hin. Und Rygg legte besondern Nachdruck darauf, dass in Norwegen zwischen 1876—1880 und 1896—1900 eine verhältnismässig bedeutende Steigerung der unehelichen Säuglingssterblichkeit eingetreten sei. Als Ursache für die ungünstige Entwicklung führt er neben der vermehrten weiblichen Fabrikarbeit und dem häufigen Verbringen der Kinder zu fremden Kostleuten auch den Umstand an, dass neuerdings die uneheliche Mutterschaft mehr als Schande empfunden werde denn früher, was sich in einem schwächern Interesse für die Kinder mehr oder weniger unbewusst ausdrücke. Indes habe sich demgegenüber auf der andern Seite doch auch das Gefühl der Verantwortung für die Kinder verschärft. Es wird das Urteil eines Arztes mitgeteilt, dass Armenpflege und Publikum höhere Anforderungen als ehemals stellen und die Hausfrauen sich jetzt mehr um ihre Dienstmädchen kümmern, ihnen bei Schwangerschaft behilflich sind und sie nicht mehr ohne weiteres auf die Strasse setzen (S. 43).

Vor allem tritt ein Unterschied der 1870er und 1880er Jahre gegenüber der neuesten Zeit in Erscheinung. Das hängt grösstenteils damit zusammen, dass gerade neuerdings die eheliche Säuglingssterblichkeit besonders stark sank. Die Wirkungen der Säuglingsfürsorge und der Propaganda für die Mutterschaft waren offenbar bei den

2 Staaten (geordnet nach Spalte 3)	Im Durchschnitt der Jahre 1896/1905				Eheliche Säuglings- sterblichkeit=100 gesetzt, betrug die uneheliche	
	waren Uneheliche unter je 1000		entfielen gestorbene Säuglinge auf je 1000 lebendgeborene		1896/05	1906/14
	überhaupt Geborenen	Lebend- geborenen	Eheliche	Uneheliche		
Norwegen . . . .	74	73	82	164	200	196
Schweden . . . .	117	116	88	155	176	166
Dänemark . . . .	100	99	111	228	205	193
Finnland . . . .	67	66	131	190	145	162
Schweiz . . . . .	45	44	135	225	167	169
Frankreich . . . .	90	88	139	248	178	195 <sup>3)</sup>
Holland . . . . .	26	25	141	229	162	198
Bulgarien . . . . .	4	4	144 <sup>1)</sup>	231 <sup>1)</sup>	160	132 <sup>4)</sup>
Belgien . . . . .	75	74	147	229	156	156 <sup>5)</sup>
Italien . . . . .	60	59	164	235	143	159
Preussen . . . . .	74	73	184	343	186	180
Deutsches Reich . .	88	87	188 <sup>2)</sup>	320 <sup>2)</sup>	170 <sup>2)</sup>	167
Österreich . . . .	136	135	211	285	135	132 <sup>3)</sup>
Württemberg . . . .	95	95	217	300	138	144
Bayern . . . . .	132	131	236	331	140	137
Sachsen . . . . .	129	128	242	347	143	140

Zusammengestellt bzw. errechnet nach dem genannten Annuaire international, S. 40 ff. und S. 158 ff.

<sup>1)</sup> 1896/1904. — <sup>2)</sup> 1901/1905. — <sup>3)</sup> 1906/1913. — <sup>4)</sup> 1907/1911. — <sup>5)</sup> 1906/1912.

ehelichen Säuglingen erheblich günstiger als bei den unehelichen. Ähnlich meint auch F. Burkhardt in der Sächs. Stat. Zeitschr. 1922, S. 90, für Sachsen: dass die Säuglingssterblichkeit in den Kriegs- und Nachkriegsjahren nicht wie vor dem Kriege bei den Unehelichen, sondern bei den Ehelichen stärker zurückging, deutet vermutlich darauf hin, dass die Kinderfürsorge während

und nach dem Kriege den Ehelichen in höherer Masse zugute kam als den Unehelichen. Er hält es weiter für wahrscheinlich, dass die Teuerung der Nachkriegsjahre für die Unehelichen von grösserem Einfluss war als für die Ehelichen, so dass die Sterblichkeit der Unehelichen in den Nachkriegsjahren im Vergleich zu den Kriegsjahren nur einen geringfügigen Rückgang erfuhr.

**Die eheliche Säuglingssterblichkeit = 100 gesetzt, beträgt die uneheliche:**

3	1876/80	1881/90	1891/1900	1901/05	1906/10	1911/14 <sup>1)</sup>	1915, 18	1919/21
Schweiz . . . . .	154	154	161	172	168	169	171 <sup>2)</sup>	
Kanton Zürich . . . . .	162	151	168	174	160	175	159	
» Bern . . . . .	170	159	158	168	171	169	150	
» Freiburg . . . . .	143	132	173	150	155	173	172	
» Baselstadt . . . . .	135	129	159	157	166	193	185	
» Appenzell (beide) . . . . .	119	135	160	214	188	176	119	
» St. Gallen . . . . .	150	159	181	204	188	185	140	
» Aargau . . . . .	178	161	174	190	188	178	183	
» Tessin . . . . .	158	173	136	152	159	155	133	
» Waadt . . . . .	154	176	173	163	180	179	193	
» Wallis . . . . .	153	149	161	177	146	136	135	
Stadt Zürich . . . . .	—	—	<sup>3)</sup> 154	131	143	172	149	219
Italien . . . . .	—	<sup>13)</sup> 140	<sup>14)</sup> 143	141	153	169	<sup>15)</sup> 174	—
Niederbayern . . . . .	116	116	119	119	124	123	121	131
Bayrische Pfalz b. R. . . . .	183	173	176	178	173	170	172	208
Hessen . . . . .	<sup>4)</sup> 148	161	174	184	<sup>5)</sup> 179	<sup>6)</sup> 191	191	<sup>7)</sup> 238
Sachsen <sup>16)</sup> . . . . .	—	153	153	149	<sup>5)</sup> 146		<sup>6)</sup> 148	<sup>7)</sup> 191
Hessen-Nassau . . . . .	<sup>8)</sup> 180	190	218	228	217	201	193	258
Bezirk Düsseldorf . . . . .	<sup>8)</sup> 196	203	225	241	215	205	215	237
Provinz Sachsen . . . . .	<sup>8)</sup> 162	166	169	160	157	159	163	180
Pommern . . . . .	<sup>8)</sup> 155	152	151	154	154	149	163	150
Preussen, Land . . . . .	171	175	181	181	182	184	174	191
» Städte . . . . .	191	189	190	187	183	177	188	224
» insgesamt . . . . .	<sup>8)</sup> 182	182	186	185	182	178	184	206
Deutsches Reich . . . . .	166	—	—	170	169	166	171	<sup>7)</sup> 194
Holland . . . . .	—	<sup>9)</sup> 155		167	160	168	169	168
Dänemark	Land . . . . .	Knaben . . . . .	<sup>10)</sup> 213	206	194	205	<sup>11)</sup> 198	196
			<sup>10)</sup> 256	225	231	209	<sup>11)</sup> 209	198
			<sup>10)</sup> 206	198	194	182	<sup>11)</sup> 181	168
			<sup>10)</sup> 220	215	209	182	<sup>11)</sup> 186	169
Norwegen . . . . .	127	156	194	199	203	193	174	—
Schweden, insgesamt . . . . .	—	178	177	174	167	164	<sup>12)</sup> 164	—
» Land . . . . .	—	144	145	145		148	<sup>12)</sup> 143	—
» Städte . . . . .	—	217	218	198		184	<sup>12)</sup> 190	—
Finnland . . . . .	<sup>4)</sup> 136	138	138	150	157	168	168	161

<sup>1)</sup> Für Schweiz und Kantone, Dänemark und Schweden 1911/1915. — <sup>2)</sup> Für Schweiz und Kantone 1916/1920. — <sup>3)</sup> 1896 bis 1900. — <sup>4)</sup> 1871/1880. — <sup>5)</sup> 1906/1913. — <sup>6)</sup> 1914/1918. — <sup>7)</sup> 1919/1920. — <sup>8)</sup> 1875, 1880. — <sup>9)</sup> 1886/1895. — <sup>10)</sup> 1895 bis 1900. — <sup>11)</sup> 1916/1918. — <sup>12)</sup> 1916/1917. — <sup>13)</sup> 1887. — <sup>14)</sup> 1892 und 1897/1900. — <sup>15)</sup> 1915/1917. — <sup>16)</sup> Berechnet gemäss Sächs. Stat. Zeitschrift, 68, 1922, S. 9, Übersicht 3. — Entsprechende Berechnungen, wie erst nachträglich bemerkt wurde, zum Teil für weiter zurückliegende Jahre, in der französischen Statistique internationale, S. 470. Vgl. auch die internationale Zusammenstellung bei Widell (Schweden, a. a. O. S. 70) ab 1876/80. Die dort und hier mitgeteilten Zahlen weichen zum Teil voneinander ab.

Gemäss den Zahlenreihen der grossen Tafel A ist die uneheliche Säuglingssterblichkeit meist ebenso wie die eheliche jetzt erheblich niedriger als früher <sup>1)</sup>; nur haben

sich die Verhältnisse der ehelichen Säuglinge in stärkerem Masse gebessert. Indes gibt es auch manche Ausnahmen von dieser Beobachtung. Insbesondere zeigt die Schweiz durchweg ein gleichmässiges Absinken in beiden Säuglingsgruppen. Vereinzelt beruht aber die gestiegene Übersterblichkeit der Unehelichen während

<sup>1)</sup> Mitunter wird darauf hingewiesen, dass bei beiden Gruppen die Sterblichkeit dort am stärksten gesunken sei, wo sie früher am höchsten stand.

4 In der Schweiz wurden während der Jahre 1916—1920 ermittelt:

Eheliche Lebendgeborene . . . . .	354.874	Während der gleichen 5 Jahre	
starben im 1. (laufenden) Lebensmonat, also mit 0 (vollen) Altersmonaten . . . . .	14.153	das sind ‰ des Anfangsbestandes $\left(\frac{100 \times 14.153}{354.874}\right)$ . . . . .	39,9
Es bleiben mithin Überlebende mit 1 Monat alt . . . . .	340.721	Von diesen in die nächste Altersstufe Eintretenden	
starben mit 1 und 2 Monaten . . . . .	4.844	das sind ‰ der eingetretenen «Überlebenden» $\left(\frac{100 \times 4844}{340.721}\right) = 14,2$ für 2 Monate	} mithin im Monatsdurchschnitt: 7,1
Überlebende 3 Monate alt . . . . .	335.877	Davon	
starben mit 3—5 Monaten . . . . .	4.160	das sind ‰ der eingetretenen «Überlebenden» . . . . . 12,4 für 3 Monate	
Überlebende 6 Monate alt . . . . .	331.717	Davon	
starben mit 6—8 Monaten . . . . .	2.917	das sind ‰ der eingetretenen «Überlebenden» . . . . . 8,8 für 3 Monate	
Überlebende 9 Monate alt . . . . .	328.800	Davon	} mithin im Monatsdurchschnitt: 2,9
starben mit 9—11 Monaten . . . . .	2.258	das sind ‰ der eingetretenen «Überlebenden» . . . . . 6,9 für 3 Monate	
Überlebende des ganzen ersten Jahres, also 12 Monate alt . . . . .	326.542	Rechnet man die oben nach Altersstufen eingesetzten Gestorbenen zusammen, so ergeben sich	
Gestorbene des ganzen ersten Jahres . . . . .	28.332	so ergibt sich für das ganze erste Lebensjahr eine Sterblichkeit von 8,0 ‰ für 12 Monate.	
Die Summe der «Überlebenden» und Gestorbenen des ersten Lebensjahres ist mit . . . . .	354.874	gleich der Zahl der Lebendgeborenen am Anfang dieses Beispiels.	

Gemäss den hier angedeuteten Rechnungen starben beispielsweise im Durchschnitt eines Monats je von 1000 Angehörigen der betr. Altersstufe:

5	unter den ehelichen Säuglingen im Alter von ..... Monaten					unter den unehelichen Säuglingen im Alter von ..... Monaten.							
	0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11	0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11			
In der Schweiz . . . . .	1906/1910	48,2	11,3	7,2	4,7	3,1	87,4	24,5	11,8	6,0	4,0		
	1911/1915	42,8	9,5	5,8	4,0	2,9	73,5	20,5	10,4	5,2	3,5		
	1916/1920	39,9	7,1	4,1	2,9	2,3	71,7	15,7	6,8	3,7	3,0		
In Hessen . . . . .	1906/1910	31,6	11,7	10,2	8,0	6,1	54,9	31,4	20,4	12,0	7,9		
	1911/1914	29,4	9,3	7,4	6,1	4,9	58,9	24,9	15,5	10,7	7,1		
	1919/1921	33,0	7,4	5,2	3,9	2,8	77,6	23,1	15,2	7,4	5,6		
In Dänemark, 1911/1915 . . . . .	Landgemeinden . . . . .	30,0	9,6	6,1	4,0	2,7	60,0	24,1	14,5	7,8	4,5		
	Provinzstädte <sup>1)</sup> . . . . .	36,0	10,6	7,9	5,5	3,6	59,4	25,2	14,9	9,5	5,6		
In Finnland . . . . .	1906/1910	34,9	10,4	7,8	7,0	5,9	57,1	20,7	13,6	9,8	7,2		
	1919/1921	36,1	9,7	6,2	5,6	3,9	68,0	18,0	9,6	6,9	5,3		
Bei etwas anderer Aufteilung des zweiten Lebenshalbjahres ergibt sich:													
Für Holland . . . . .	1906/1910	27,2	13,5	9,3	6,8 <sup>2)</sup>	6,0 <sup>3)</sup>	5,0 <sup>4)</sup>	48,7	29,8	16,4	10,2 <sup>2)</sup>	8,0 <sup>3)</sup>	6,5 <sup>4)</sup>
	1919/1921	21,3	8,3	5,7	4,7	3,9	3,4	38,0	18,7	9,8	5,8	5,3	4,2

<sup>1)</sup> D. h. ohne Kopenhagen.

<sup>2)</sup> Altersmonate 6 und 7. <sup>3)</sup> Desgl. 8 und 9. <sup>4)</sup> Desgl. 10 und 11.

der letzten Jahre darauf, dass diese tatsächlich jetzt mehr als früher dem Tode erliegen; z. B. in Italien und einigen deutschen Gebieten.

Näheren Einblick in diese Sterblichkeitsveränderungen gewährt die Tafel B, welche die Lebensbedrohung in den einzelnen Altersabschnitten des ersten Jahres nachweist. Sie ergibt zunächst, wie die Gefährdung der Säuglinge mit zunehmendem Alter abnimmt.

Dem in statistischen Rechnungen ungeübten Leser soll durch eine Probe das Verfahren erläutert werden, nach welchem die Zahlen der Tafel gewonnen wurden (siehe Übersicht 4).

Das Verfahren vernachlässigt wie die meisten Berechnungen der Säuglingssterblichkeit den bekannten Unterschied von Geburtsjahrgängen und Altersjahrgängen, indem es so tut, als ob die im Laufe der Beobachtungszeit Gestorbenen auch alle innert derselben Zeit geboren worden seien, und als ob alle Geborenen derselben Zeit auch ausschliesslich innert dieser Spanne der Säuglingssterblichkeit ausgesetzt gewesen seien. Über Einzelheiten vergleiche man die methodischen Bemerkungen zu Tafel B. (Jetzt Übersicht 5.)

Die Sterblichkeit ist weitaus am höchsten im ersten Lebensmonat. Sie sinkt dauernd mit zunehmendem Alter der Säuglinge. Die Unehelichen erliegen erheblich mehr dem Tode als die Ehelichen. Das trifft auch für die hier nicht aufgeführten Nachweise der Tafel B zu. Am schnellsten lässt sich die höhere Sterblichkeit der Unehelichen erkennen, wenn sie wie in der folgenden Übersicht in Hundertteilen der ehelichen Säuglingssterblichkeit ausgedrückt wird.

Die Sterblichkeit der ehelichen Säuglinge = 100 gesetzt, ergibt für die Unehelichen (siehe Übersicht 6).

Mancherlei lässt sich aus dieser Zusammenstellung ablesen, wobei freilich auf die zugrunde liegenden ausführlichen Berechnungen der Tafel B zurückgegriffen werden muss <sup>1)</sup>. Wie die jetzigen Verhältnisse in Deutschland allgemein die zu eindringlichen Forschungen notwendige innere Gelassenheit und äussere Musse rauben <sup>2)</sup>, so kann auch der vorliegende Aufsatz nur flüchtig andeuten. Das Ausdeuten muss leider grösstenteils der selbständigen Vertiefung des neutralen Lesers überlassen bleiben. Nur auf wenigere soll aphoristisch hingewiesen werden, wobei zugleich die Übersicht 7 mitberücksichtigt ist.

<sup>1)</sup> Für *Niederbayern* und die *Pfalz* auf die 2 Jahre 1868/69 (genau von Oktober 1867 bis September 1869. Vgl. Bayr. Stat. Zeitschr., I, 1869, S. 6) sind die Sterbeziffern der Bayr. Stat. Zeitschr., II., 1870, S. 215, benützt; für *Hessen* 1891—1900 die Sterbeziffern des hessischen stat. Handbuches, 2. Ausgabe, 1909, S. 29. Dasselbst entsprechende Zahlen für frühere Perioden bis 1863/70. Vgl. Übersicht 12.

<sup>2)</sup> Einige Ursachen sind vortrefflich gezeigt von A. D. Müller: Geldentwertung und Volksmoral, Neue Wege, 17 (1923), S. 10 ff.

6		Für die Gestorbenen der Altersmonate							
		0	1—2	3—5	6—8	9—11			
Schweiz . . . . .	1891/1900	175	210	157	131	115			
	1901/1905	195	214	162	138	114			
	1906/1910	181	217	164	128	118			
	1911/1915	172	216	179	130	121			
	1916/1920	180	221	166	128	130			
Hessen . . . . .	1891/1900	187	253	186	150	125			
	1901/1905	199	264	210	152	136			
	1906/1910	174	268	200	150	130			
	1911/1914	200	268	210	175	145			
	1915/1918	205	269	190	138	114			
1919/1921	235	312	292	190	200				
Niederbayern . . .	1868/1869	104	136	125	100				
	1906/1910	126	136	137	126	95			
	1919/1921	134	166	133	124	111			
Pfalz linksrhein.	1868/1869	170	175	165	118				
	1906/1910	172	254	191	147	121			
	1919/1921	216	274	216	189	154			
Hessen-Nassau . .	1906/1910	207	336	242	182	161			
	1919/1921	223	328	386	278	262			
Bezirk Düsseldorf	1906/1910	213	320	254	190	153			
	1919/1921	223	336	296	227	200			
Provinz Sachsen	1906/1910	159	199	175	136	131			
	1919/1921	177	230	208	177	160			
Pommern . . . . .	1906/1910	164	182	167	146	113			
	1919/1921	177	240	219	172	163			
Dänemark (Land . . . . .	1911/1915	200	251	238	195	167			
	Prov.-Städte . . .	165	238	189	173	156			
Frankreich . . . . .	1857/1865	240	229	209	166				
Finnland . . . . .	1906/1910	164	199	174	140	122			
	1919/1921	188	186	155	123	136			
Holland	insgesamt . . . . .	1906/1910	179	221	176	150 <sup>1)</sup>	133 <sup>2)</sup>	130 <sup>3)</sup>	
		1919/1921	178	225	172	123	136	124	
	darunter	Land . . . . .	1906/1910	198	234	166	157	153	110
			1919/1921	182	218	166	128	133	103
		Gross-Städte	1906/1910	205	258	201	178	142	138
1919/1921	172	233	196	141	136	148			

<sup>1)</sup> Altersmonate 6 und 7. — <sup>2)</sup> Desgl. 8 und 9. — <sup>3)</sup> Desgl. 10 und 11.

1. In allen Altersstufen, mit nur einer Ausnahme für Niederbayern, sterben die unehelichen Säuglinge im Verhältnis stärker als die ehelichen. Allerdings ist das Mass der unehelichen Übersterblichkeit sehr verschieden nach Zeit und Ort und vor allem nach dem Alter. Gegen das Ende des ersten Lebensjahres sind die Unehelichen bisweilen nur sehr wenig mehr gefährdet als ihre ehelichen Altersgenossen, besonders in den ländlichen Orten Hollands und Schwedens, in Niederbayern und früher im Gesamtdurchschnitt der Schweiz. Berücksichtigt man ferner die niedrigen Vorkriegszahlen für das überwiegend agrarische Pommern, so könnte man versucht sein, namentlich den ländlichen Gemeinden die Angleichung der

7	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
Norwegen: 1. Gestorbene des obenstehenden Altersmonates auf 1000 dieses Alter Erlebende:													
Eheliche . . .	1891/1900	32,1	9,8	7,1	6,5	5,9	5,3	5,4	4,9	4,6	4,5	4,2	4,1
	1901/1910	25,7	8,0	6,0	5,1	4,3	4,1	3,8	3,6	3,4	3,1	2,9	2,9
Uneheliche . . .	1891/1900	62,5	23,4	19,5	15,7	12,4	11,0	10,6	8,3	8,5	7,6	6,0	5,1
	1901/1910	49,9	17,8	14,4	12,8	10,8	8,4	7,8	6,9	6,4	6,0	5,6	4,1
Schweden, 1901/1910:													
Eheliche . . .	Land . . .	27,2	8,8	6,8	5,6	4,7	4,2	4,0	3,8	3,7	3,5	3,2	3,1
	Städte . . .	27,3	9,0	6,9	6,1	5,6	5,0	4,9	4,9	4,7	4,6	4,3	4,0
Uneheliche . . .	Land . . .	43,2	14,0	10,5	8,7	7,4	6,1	5,7	5,2	4,7	4,2	3,8	3,3
	Städte . . .	52,6	24,1	19,5	16,0	12,8	10,6	9,4	8,4	8,3	7,4	5,8	5,3
Preussen, 1875/1876	Eheliche . . .	63,1	24,4	20,1	17,5	14,7	13,2	12,3	11,0	10,5	10,2	9,1	8,5
	Uneheliche . . .	114,2	61,7	51,7	43,3	34,4	28,5	24,4	19,4	17,4	15,2	12,8	11,2
2. Eheliche Sterbeziffer = 100 gesetzt, beträgt die uneheliche:													
Norwegen . . .	1891/1900	195	239	274	243	209	208	197	168	183	168	142	125
	1901/1910	195	225	239	254	256	204	206	193	185	193	189	158
Schweden, 1901/1910	Land . . .	159	160	156	157	156	145	145	133	128	123	119	103
	Städte . . .	193	269	284	264	226	214	193	170	176	162	134	134
Preussen, 1875/1876 . . . . .		181	253	257	248	235	215	199	176	166	149	141	132
England und Wales, 1914 . . . . .		196	229	261	257	234	230	200	188	169	163	163	148
Quellen: Norges officielle Statistik, V, 37, S. 32, u. VI, 55, S. 37; Schweden: Statist. Meddelanden, Ser. A, Bd. I: 4, S. 58; Preussische Statistik, Bd. 48 A (Firecks), S. 196 und 109. Seventy-ninth Annual Report of the Registrar-General of Births, Deaths and Marriages in England and Wales (1916), London 1918, S. XXXV, nach Children's Bureau, Teil 2, S. 94.													

ehelichen und unehelichen Sterblichkeit für das vierte Lebensquartal zuzuschreiben. Einige Einzelheiten über den Gegensatz von Stadt und Land folgen später.

**8** *Preussen 1875/76.*

Die Sterbeziffer (auf 1000 zu Anfang des Tages bzw. Monats Lebende) der ehelichen Kinder = 100 gesetzt, ergibt für die unehelichen:

Vor und in der Geburt . . . . .	133
Während der ersten 5 Tage . . . . .	154
Vom 6.—10. Tage . . . . .	174
» 11.—15. » . . . . .	195
In der zweiten Hälfte des 1. Monats . . . . .	211
(Durchschnitt des 1. Monats) . . . . .	(181)
Im 2. Monat . . . . .	253
» 3. » . . . . .	257
» 4. » . . . . .	248
» 5. » . . . . .	235
» 6. » . . . . .	215
» 7. » . . . . .	199
» 8. » . . . . .	176
» 9. » . . . . .	166
» 10. » . . . . .	149
» 11. » . . . . .	141
» 12. » . . . . .	132
Im zweiten Lebensjahre . . . . .	118

(Preussische Statistik, 48 A, S. 196.)

2. Ob zwar die uneheliche Übersterblichkeit bei dem höchsten Säuglingsalter am niedrigsten ist, so sinkt sie jedoch nicht regelmässig mit dem steigenden Alter ab, wie das frühere Berechnungen je für die eheliche und uneheliche Säuglingssterblichkeit ergaben. Nicht etwa im 1. Lebensmonat stehen die Unehelichen mit ihrer Sterblichkeit am meisten über den Ehelichen, sondern im zweiten und dritten Lebensmonate. (Mit nur zwei wenig ausgeprägten Ausnahmen: in Finnland 1919—1921 ist die Sterbeziffer des 2. und 3. Monats knapp vor derjenigen des ersten Monats und in Niederbayern unter der des zweiten Vierteljahres. Sehr auffallend dagegen ist die Ausnahme für die Nachkriegsjahre bei Hessen-Nassau.) Vielleicht darf man dieses Zurückstehen des ersten Lebensmonats teilweise damit erklären, dass die die uneheliche Sterblichkeit besonders erhöhenden sozialen Ursachen sich in dem zartesten Alter noch nicht voll auswirken können, etwa weil Mutter und Kind erst später auseinandergerissen werden und insbesondere die Brustnahrung in den ersten Wochen selbst zahlreichen unehelichen Sprösslingen zuteil wird.

In diesen Zusammenhang gehört auch die Sterblichkeit nach Tagen und Wochen innerhalb des 1. Lebensmonats, für welche manche Statistiken geradezu auffallend ausführliche Unterlagen bieten, die vielleicht manchmal besser zugunsten wichtigerer Unterscheidungen beschränkt würden. Immerhin ist z. B. die Zahlenreihe der Übersicht 8 entschieden lehrreich. Firecks erklärt

ihren Verlauf daraus, dass von den unehelich Geborenen nur besonders kräftige Kinder die vielfachen Gefahren der ersten drei Lebensmonate zu überstehen vermögen, und dass deshalb die vom 4. Monat ab noch vorhandenen unehelichen Kinder eine ausgewählte Generation besonders widerstandsfähiger Individuen bilden, deren Sterblichkeitsverhältnisse sich caeteris paribus wesentlich günstiger stellen müssten als die der in gleichem Alter stehenden ehelichen Kinder. Dass letztere, unter denen sich ohne Zweifel viele schwächliche, nur durch besonders sorgfältige Pflege während des ersten Vierteljahres am Leben erhaltene Kinder befinden, trotzdem zu jeder Zeit bis zum Ende des 2. Lebensjahres geringere Einbusse erleiden als die noch überlebenden unehelichen Kinder, beweise nur, unter wie mangelhaften und gesundheitszerstörenden Pflege- und Lebensverhältnissen diese aufwachsen (Preuss. Stat., 48 A, S. 109).

Nach einer *schwedischen* Berechnung für 1901—1910 (Widell I, S. 56) betrug die uneheliche Sterbeziffer während des 1. Lebensmonats

in dessen 1. Hälfte . . . . . 166 %  
 » » 2. » . . . . . 191 %

der ehelichen Sterbeziffer. Die unehelichen Todesfälle häuften sich also mehr in der *zweiten* Hälfte des 1. Lebensmonats an. Daraus leitet sich für dessen Durchschnitt bei den Unehelichen ein etwas *günstigeres* mittleres Sterbealter her als für die ehelichen Säuglinge; während begreiflicherweise in den spätern Altersstufen die Unehelichen stets das niedrigere Sterbealter haben.

**Mittleres Alter der 1901—1910 in Schweden Gestorbenen.**

9	Des 1. Lebensmonats		Des 2.—12. Monats		Des ganzen 1. Jahres		Des ganzen 2. Jahres	
	ehel.	unehel.	ehel.	unehel.	ehel.	unehel.	ehel.	unehel.
	Tage		Jahr		Jahr		Jahr	
Knaben . .	8,35	8,77	0,455	0,412	0,300	0,273	1,415	1,388
Mädchen . .	8,68	8,72	0,467	0,421	0,317	0,283	1,419	1,380
Zusammen	8,49	8,75	0,460	0,416	0,307	0,278	1,417	1,383

Statist. Meddel., A, Bd. I: 4, S. 57.

Bereits der ältere Bertillon hatte in den 1870er Jahren auf das Anwachsen der unehelichen Sterblichkeit nach der ersten Lebenswoche hingewiesen (vgl. die Zahlen in Übersicht 22). Auch er ebenso wie Lagneau (der ihn zitiert)<sup>1)</sup> erklären dies mit der Trennung von Mutter und Kind und mit dem Verbringen der Kinder zu gewerbmässigen Pflegemüttern.

Den gleichen Grund führt der Bericht des Children's Bureau (2. Teil, S. 93) für Boston an, wo an den allerdings sehr wenigen Sterbefällen des Jahres 1914 das

<sup>1)</sup> Annales d'hyg. publ., 2. Folge, Bd. 45, S. 63. Durch einen Satzfehler sind dort in der 11. und 12. Zeile die Worte légitimes und illégitimes verwechselt.

Ansteigen der unehelichen Übersterblichkeit von Woche zu Woche des ersten Lebensmonats nachgewiesen wird. Diese erreicht ihren Gipfel aber auffällig früh, nämlich bereits im 2. Lebensmonat, während unsere Zahlen ihn erst später zeigen. Die eheliche Sterbeziffer = 100 gesetzt, beträgt die uneheliche Sterbeziffer für:

1. Lebenswoche . . . 160      2. Monat . . . **770**  
 2. » . . . 200      3. » . . . 570  
 3. » . . . 390      4.— 6. » . . . 400  
 4. » . . . 520      7.— 9. » . . . 270  
 Zusammen 1. Monat. (210)    10.—12. » . . . 120

Die Zahlen lassen freilich den Abfall der unehelichen Übersterblichkeit für die höhern Altersmonate zu gering erscheinen, weil für alle Alter die Sterbeziffern auf 1000 Lebengeborene statt auf die in das betreffende Alter Eintretenden bezogen sind. Aber auch bei korrekter Berechnung bleibt der Gipfel im *zweiten* Lebensmonat bestehen. Dieser Gipfel in der Sterblichkeit nach Altersmonaten verdient vielleicht ein ähnliches Studium wie der einstweilen noch berühmtere Sommergipfel in der Sterblichkeitsbetrachtung nach Kalendermonaten.

Übrigens beginnt die aufsteigende Linie zu dem Übersterblichkeitsgipfel der Unehelichen des zweiten und dritten Lebensmonates bereits mit der vorgeburtlichen Lebensgefährdung, für welche die unten <sup>1)</sup> mitgeteilten

10	Anteil der Totgeborenen unter 1000		Ehel. Totgeburtensquote = 100 gesetzt, ergibt für die Unehelichen
	ehelich Geborenen	unehelich Geborenen	
Während 1896—1905 in			
Schweiz . . . . .	34,0	56,5	166
Italien . . . . .	40,9	55,3	135
Hessen <sup>1)</sup> . . . . .	31,0	42,0	135
Bayern . . . . .	28,5	35,0	123
Preussen . . . . .	30,5	41,9	147
Holland . . . . .	41,2	77,4	188
Schweden . . . . .	24,3	34,8	143
Finnland . . . . .	24,5	42,0	171

Nach Annuaire international de statistique II (1917), S. 41 ff. Letzte Spalte selbst berechnet.

<sup>1)</sup> Für 1901/1905 gemäss Hess. Stat. Handbuch, 1909, S. 20. Lagneau, S. 335, wies auf die grosse Vermehrung der Totgeburt während der 1850er und 1860er Jahre in Frankreich hin.

Ihr %<sub>00</sub> Anteil betrug 1846/50 1851/55 1856/60 1861/65 1866/68  
 unter d. ehel. Geburt. 31,8 36,7 40,4 40,8 41,8  
 unter d. unehel. Geb. 66,0 69,2 73,6 76,4 79,3

Dieses beträchtliche Anwachsen dürfte offenbar nicht einer erhöhten Lebensgefährdung des Kindes durch die Entbindung zugeschrieben werden, eher einer Zunahme der kriminellen Aborte. Daneben werde sie aber auch veranlasst sein durch grössere Genauigkeit in der statistischen Erfassung der Totgeborenen. «Cette exactitude plus grande dans les déclarations des mort-nés légitimes que des mort-nés illégitimes, dont les filles-mères ont toujours grand intérêt à laisser ignorer la naissance, explique vraisemblablement aussi comment, de 1846 à 1868, la proportion des mort-nés légitimes s'est élevée de plus d'un quart, alors que celle des mort-nés illégitimes ne s'est élevée que de près d'un sixième.» — Dieses Zitat möchte anregen, die zeitlichen Verschiebungen der Totgeborenenquote eingehend zu untersuchen.

Zahlen an einigen Beispielen zeigen, dass die Mehrbelastung der Unehelichen mit Totgeburten durchweg hinter der unehelichen Übersterblichkeit des 1. und erst recht des 2. und 3. Monats zurückbleibt.

Vorsichtshalber sei ausdrücklich erinnert, dass nicht die eigentliche Sterbensintensität der Unehelichen im 2. und 3. Lebensmonat grösser ist als vorher. Die Sterbeziffern sinken vielmehr andauernd vom zartesten Alter ab; jedoch die unehelichen Sterbeziffern sinken im 2. und 3. Monate besonders langsam, und dadurch wird der *Abstand* gegenüber den ehelichen Ziffern grösser. Gleich nach dem ersten Lebensvierteljahr erfolgt ein rascher Abfall, so dass für den Durchschnitt des zweiten Vierteljahres der Abstand zwischen ehelicher und unehelicher Sterblichkeit häufig geringer ist als für den 1. Lebensmonat. Ausnahmen zeigen unsere Tafeln für die deutschen Gebiete, bei denen die Spannung im zweiten Vierteljahr sich noch nicht ganz von dem Anstieg der Vormonate erholt hat. Für die Abschnitte des 2. Lebensjahres werden, um hier den Zusammenhang nicht zu unterbrechen, weiter hinten einige Nachweise gegeben.

Und nun kommen wir endlich zu dem, was den Anlass der ganzen Untersuchung gab, zu den zeitlichen Schwankungen dieser Verhältnisse. *Seit den Kriegsjahren ist die Sterblichkeit der Unehelichen vergleichsweise ungünstiger geworden*, sowohl im Durchschnitt der Schweiz als in den untersuchten deutschen Gebietsteilen, besonders für die jüngsten Altersstufen des 1. Lebensvierteljahres. Hier hat die uneheliche Sterblichkeit jetzt ein grösseres Übergewicht über die eheliche Sterblichkeit als vor dem Krieg. In den deutschen Gebieten setzt sich das Wachsen des Übergewichts mehrfach durch die weitem Vierteljahre fort; fast immer und auch in der Schweiz tritt es wieder im 4. Quartal auf. Auch hier bedeutet die Übersterblichkeit zunächst nicht ein Ansteigen der eigentlichen Sterbeziffer, sondern es will sagen, dass die Sterbensintensität bei den Unehelichen sich langsamer senkte als bei den Ehelichen. Immerhin in einzelnen deutschen Gebieten sind doch auch die Sterbeziffern selber gestiegen, aber dann meist auch bei den Ehelichen, nur etwas schwächer, wie eben die höhern Übersterblichkeitsziffern zeigen.

Diese letztern geben natürlich auch hier wiederum kein Bild von den zeitlichen Veränderungen, welche je die eheliche und die uneheliche Sterbeziffer für sich erfahren haben. Während das Übergewicht der unehelichen Sterblichkeit oft im 2. und 3. Monat am stärksten wuchs, ist diese Sterblichkeit selber ebenso wie die eheliche *vor allem im 1. Lebensmonat grösser geworden*. Das wolle man in der Tafel B verfolgen. Von dieser Steigerung blieben die Schweiz und Holland verschont, ebenso die ausgesprochen ländlichen Bezirke Niederbayern und

Pommern; dagegen zeigt sie sich ausser in den übrigen aufgeführten deutschen Gebieten in Finnland. Ganz anders verlief die Bewegung in Italien. Hierfür lassen sich aus den durch die persönliche Gefälligkeit von Direktor Ugo Giusti mitgeteilten Zahlen folgende Sterbeziffern (‰ der zu Anfang der Periode Lebenden) errechnen:

11		für den		im Durchschnitt	
		1. Lebensmonat		des 2.—12. Monats	
		ehelich	unehelich	ehelich	unehelich
Italien	1906—1910	55,5	105,2	8,2	12,3
	1915—1917	44,7	104,4	10,1	16,1

Die Sterblichkeit ist im 1. Monat gesunken, im Durchschnitt der folgenden Monate aber gestiegen; leider fehlt für diese eine weitere Untergliederung der Gestorbenen, so dass nicht festzustellen ist, welche Altersmonate von der Steigerung besonders betroffen wurden.

Die zeitliche Entwicklung länger zurück zu verfolgen, liegt ausserhalb der Absicht dieses Aufsatzes. Immerhin enthält die Übersicht 6 einige Zahlen aus früherer Zeit für bayrische Gebietsteile. Sie sind berechnet aus den Sterbeziffern der mit Recht berühmten detailgeographischen Abhandlung Georg Mayrs von 1870 über die Säuglingssterblichkeit in Bayern. Diese Sterbeziffern sind wert, hier wieder abgedruckt zu werden, da sie bei Vergleich mit den neuesten Zahlen gemäss Tafel B wirksamer als viele Worte anschaulich machen, wie sich die Lebensaussichten der Neugeborenen in den letzten Jahrzehnten gebessert haben. Beigefügt sind nicht weniger kennzeichnende Berechnungen für Hessen aus dem statistischen Handbuch, 2. Ausgabe, S. 29. Die französischen Zahlen sind umgerechnet auf Grund der auf die Geborenen bezogenen Werte bei Lagneau, S. 60 (daselbst Druckfehler 1. Zahlenspalte, 3. Zahl von unten; richtig: 165,38) (s. Übersicht 12).

Ausser dem Rahmen dieser Arbeit liegt ferner der Verfolg der Sterblichkeit über das erste Lebensjahr hinaus. Jedoch soll an einigen Zahlen (Übersicht 13, vgl. auch 9) auf dieses Thema hingewiesen werden.

Die uneheliche Sterbeziffer, die zunächst die eheliche beträchtlich überragt, sinkt nach dem bereits besprochenen Ansteigen im 1. bzw. 2. Vierteljahre rascher wie jene und steht gegen Ende des 2. Lebensjahres deutlich *unter* ihr. So dass schliesslich die uneheliche Sterbeziffer bis auf 85 % der ehelichen herabgeht. In diesem Verlauf sieht der Bearbeiter der hier aufgeführten schwedischen Zahlen einen Beleg für die schärfere Auslese bei den Unehelichen infolge deren höherer Sterblichkeit während des frühesten Alters (die er besonders auf die grössere Gefährdung der unehelichen Säuglinge durch das Haltetekinderwesen, durch den häufigern Mangel an natürlicher Ernährung und durch ihre überwiegende Herkunft aus den ärmeren Schichten

12		Von 1000 Säuglingen, die in die nachstehenden Altersmonate eintraten, starben durchschnittlich monatlich im Laufe dieses Alters									
		unter den Ehelichen					unter den Unehelichen				
		0	1 u. 2	3-5	6-8	9-11	0	1 u. 2	3-5	6-8	9-11
Niederbayern .	1868/1869	167	42	20	11		174	57	25	11	
	1919/1921	93	24	17	10	6	124	40	23	12	6
Pfalz l. Rh. .	1868/1869	46	24	17	11		78	42	28	13	
	1919/1921	38	10	8	5	4	81(!)	27	17	10	6
Frankreich . .	1857/1865	67	18	11	16		162	41	23	27(!)	
Hessen . . . .	1863/1870	58	23	16	12	10	78	38	22	11	8
	1871/1880	50	22	16	11	9	77	45	26	15	9
	1881/1890	45	17	15	11	9	75	42	27	16	9
	1891/1900	39	17	14	10	8	73	43	26	15	10
	1919/1921	33	7	5	4	3	78	23	15	7	6

13 Volle Alters- vierteljahre	Eheliche Sterblichkeit <sup>1)</sup>					Uneheliche Sterblichkeit <sup>1)</sup>					Unehel. Sterbeziffer prozentual der ehelichen				
	Norwegen		Schweden 1901/10			Norwegen		Schweden 1901/10			Norwegen		Schweden 1901/10		
	1891/1900	1901/10	inges.	Land	Städte	1891/1900	1901/10	inges.	Land	Städte	1891/1900	1901/10	inges.	Land	Städte
0 . . . . .	48,4	39,3	42,3	42,2	42,7	102,2	80,2	76,7	66,5	93,5	211	204	181	158	219
1 . . . . .	17,6	13,4	14,9	14,4	16,6	38,6	31,6	28,2	22,0	38,9	219	236	190	153	235
2 . . . . .	14,8	10,7	12,0	11,4	14,5	27,1	20,9	19,3	15,5	25,9	183	195	160	136	179
3 . . . . .	12,8	8,7	10,4	9,8	12,8	18,7	15,6	13,9	11,3	18,3	146	179	133	115	144
4 . . . . .	10,3	6,7	7,9	7,5	9,7	12,2	9,5	10,1	8,2	13,5	118	142	127	109	140
5 . . . . .	7,1	5,0	5,6	5,3	7,1	8,6	6,1	6,7	5,7	8,5	120	122	119	108	120
6 . . . . .	5,4	3,6	4,4	4,2	5,1	6,5	4,2	4,4	4,1	5,0	120	117	100	97	97
7 . . . . .	4,7	3,0	3,7	3,5	4,5	4,6	2,9	3,4	3,1	3,8	99	98	92	91	85

<sup>1)</sup> Gestorbenen auf 1000 Lebende des gleichen Altersvierteljahrs. Für Norwegen nach der Sterbetafel, vgl. Norges officielle Statistik, V, 37, S. 32, und VI, 55, S. 36. Für Schweden vgl. Statistiska Meddelanden, Serie A, Bd. I: 4, S. 58.

zurückführt). Die bessere Pflege der ehelichen Kinder halte manche Schwächlinge zunächst am Leben, die im 2. Lebensjahr den Kinderepidemien erliegen (S. 57). Daneben verkennt aber auch Widell <sup>1)</sup> nicht den zum

Teil lediglich rechnerischen Charakter des geschilderten Zahlenverlaufs infolge des Einflusses der Legitimationen, durch welche ja die eheliche Sterbeziffer in doppelter Weise überlastet wird. Wie sich die Sterbeziffern ändern, wenn die verstorbenen Legitimierten den ehelichen Sterbefällen ab- und den unehelichen zugezogen werden, hat Rygg für Norwegen berechnet (Übers. 14).

<sup>1)</sup> Die gleichen Gründe (Auslese und Legitimationen) führt schon G. Prenger an, um zu erklären, weshalb sich die Sterbeziffern der ehelichen und unehelichen Säuglinge langsam einander angleichen. Für Sachsen geschieht das schon im 8. Lebensmonat, freilich sind hier die Sterbeziffern prozentual der Lebendgeborenen statt prozentual der das Alter Erlebenden berechnet.

Diese Zahlen berücksichtigen nur das erste Lebensjahr. Wenn das 2. Jahr einbezogen wird, müssen die Unterschiede erheblich grösser werden.

14	Eheliche Sterbeziffer		Uneheliche Sterbeziffer		Uneheliche % der Ehelichen		
	a)	b)	a)	b)	a)	b)	
Land . . . . .	1876/1880	89,4	87,8	104,7	130,8	117	149
	1896/1900	79,7	78,9	130,8	153,9	164	195
Städte . . . . .	1876/1880	129,8	128,3	190,0	215,9	146	168
	1896/1900	112,7	111,8	249,9	271,6	222	243

a) Nach dem gewöhnlichen Verfahren. — b) Unter Einreihung der gestorbenen Legitimierten unter die Unehelichen.

Hier ist nicht der Ort, dem rechnerischen Einfluss der Legitimierungen auf die Sterbeziffer eingehend nachzugehen oder auch nur das hierauf bezügliche Schrifttum zusammenzustellen. Es genügt an einigen Zahlen die manchem wohl unerwartete Stärke dieses Einflusses veranschaulicht und damit zur Vorsicht gemahnt zu haben. Je weiter hinauf man das Kindesalter nach seiner Sterblichkeit verfolgt, um so weniger zuverlässig wird die Ausscheidung nach der Ehelichkeit. Das mag wohl auch mit ein Grund gewesen sein, weshalb die dänische Statistik in ihren ausführlichen Berechnungen über die Kindersterblichkeit bis zum 5. Lebensjahr darauf verzichtet hat, die Sterblichkeit über das 1. Lebensjahr hinaus für die Unehelichen gesondert zu betrachten. (Vgl. z. B. Statistisk Tabelvaerk, 5. Reihe, A, Nr. 13, S. 53\* ff.)

Indes ist solcher Verzicht grundsätzlich nicht nötig, sobald man die Todesfälle legitimierter Kinder bei der Errechnung der ehelichen und der unehelichen Sterbeziffern unberücksichtigt lässt, also sie bei den ehelich Verstorbenen sowie bei den unehelich Geborenen abzieht. Wo die Wanderungen nicht stören und ausserdem die Legitimationen statistisch sorgfältig erfasst werden, könnte man sogar besondere «legitimierte» Sterbeziffern aufstellen. Dass die statistische Hervorhebung der legitimierten Kinder in einer eigenen Gruppe mancherlei wichtige Aufschlüsse liefern würde, zeigen die Ergebnisse von Reiter und Ihlefeld über «Kinderschicksale ehelich und unehelich Geborener» in der Zeitschrift für Hygiene und Infektionskrankheiten, 96 (1922). Die Verfasser sind den im Jahre 1910 in Rostock geborenen Kindern über 10 Jahre lang nachgegangen auf Grund der Akten des Vormundschaftsgerichtes, des Jugendamtes, der Berufsvormundschaft, der Kostkinderaufsicht, des Stadtschularztes, durch persönliche Prüfung des gegenwärtigen (Anfang 1922) Gesundheitszustandes sowie durch Nachfrage bei den Angehörigen bzw. Pflegefamilien (Hausbesuche) und bei den Lehrern. Sie fanden u. a. dass die Legitimierten bezüglich Körpermass und geistiger Entwicklung entsprechend ihrer sozialen Lage in der Mitte zwischen Ehelichen und Unehelichen stehen; dass aber ihre Gesundheitsverhältnisse («Krankheitsziffer») beträchtlich schlechter sind als die der Unehelichen. Das führte sie zu der Frage: «Sollte die regelmässige ärztliche Aufsicht über die Unehelichen sowie sonstige Fürsorgemassnahmen deren Gesundheitsverhältnisse in so hohem Grade zu verbessern vermocht haben? Die Legitimierten, die eine gleiche schwächere Konstitution der Unehelichen mitbringen, werden durch die Legitimation dieser Aufsicht entzogen» (S. 239). Dasselbst auch andere Beobachtungen über die Sonderstellung der Legitimierten. Unter der Annahme, dass vielleicht die Eltern der Unehelichen, die später noch

die Ehe eingehen, zu den moralisch Höherstehenden ihrer Kategorie gehören, finden die Verfasser es besonders bemerkenswert, dass sie unter den legitimierten Knaben beträchtlich mehr Neuro- und Psychopathen fanden als unter den unehelichen Knaben. Bei den Mädchen stehen die Legitimierten in dieser Beziehung zwischen Ehelichen und Unehelichen. (Übrigens ist die Zahl der beobachteten Fälle sehr klein!) Jedenfalls nehmen die Legitimierten hier keine einheitliche Stellung ein: es scheinen den Verfassern hier neben der Vererbung die Umwelt und die soziale Lage eine gewisse Rolle zu spielen.

Die Untersuchungen gehen auch auf die in vorliegendem Aufsätze mehrfach berührte Frage der angeblich auslesenden Wirkung der Säuglingssterblichkeit ein: Der Mehrzahl der Unehelichen sei eine minderwertige körperliche und geistige Veranlagung und geringere Widerstandsfähigkeit angeboren. Die Verfasser meinen, bei Beurteilung der geistigen (?) und körperlichen Entwicklung Ehelicher und Unehelicher müsse die höhere Säuglingssterblichkeit der letztern berücksichtigt werden. Durch das Fortsterben der minderwertigen Individuen Unehelicher müssten eigentlich die Übriggebliebenen ein verhältnismässig besseres Material darstellen. Die hier seltsamerweise erwartete Auslese in *geistiger* Beziehung wurde jedoch durch die Untersuchung nicht bestätigt. Vielmehr ergab sich, dass tatsächlich unter den Unehelichen sich durchweg eine höhere Zahl geistig Minderwertiger findet als in der entsprechenden Gruppe der Ehelichen. Dagegen bestehen im jetzigen Gesundheitszustand der Zehnjährigen nur geringe Unterschiede zwischen Unehelichen und Ehelichen. Die grosse Säuglingssterblichkeit der erstern habe die schwächsten Konstitutionen ausgemerzt; der Rest sei für den Lebenskampf kaum schlechter geeignet als die ehelichen Kinder.

Wiederholt fanden wir Besonderheiten der überwiegend ländlichen Gebiete. Weitere Beobachtungen zeigen, wie die Sterbeziffer für die unehelichen Säuglinge häufig *auf dem Lande weniger stark* die eheliche Sterbeziffer überragt als in den Städten. Das ergeben z. B. für *Schweden* unsere Übersichten 3 und 7. In allen Altersmonaten ist die uneheliche Übersterblichkeit auf dem Lande niedriger als in den Städten, besonders aber für den 2. bis 5. Monat. Darauf weist auch der Bearbeiter der schwedischen Zahlen hin (S. 66).

Für *Norwegen* zeigt die Übersicht 15, dass in allen hier betrachteten Jahrfünften in den Städten verhältnismässig weniger Säuglinge das 1. Lebensjahr überlebten als auf dem Lande; und die Unehelichen seltener als die Ehelichen. Am ungünstigsten ist die Lage

**Nach den Sterbetafelberechnungen für Norwegen überlebten von 1000 Lebendgeborenen das hierunter stehende Vierteljahr ihres Lebens.**

15	0				1				2				3			
	auf dem Lande								in den Städten							
<b>Eheliche</b>																
1876/1880	950	934	921	911	944	915	891	870								
1896/1900	954	940	930	920	946	922	903	887								
1901/1905	961	949	940	932	954	935	920	907								
1906/1910	964	954	946	940	958	943	931	920								
<b>Uneheliche</b>																
1876/1880	937	918	905	895	898	852	827	810								
1896/1900	917	895	879	869	861	809	774	750								
1901/1905	933	912	899	890	890	842	813	792								
1906/1910	939	922	910	901	903	863	837	818								

Norges officielle Statistik, V, 37, S. 40, und VI, 55, S. 38.

der städtischen Unehelichen. Das geht auch aus den folgenden Zahlen hervor, welche zugleich zeigen, dass in den Städten die uneheliche Sterblichkeit erheblich mehr die eheliche überragt als auf dem Lande, wo der Säugling oft länger mit der Mutter zusammenbleibt als in der Stadt. Auch soll die Arbeitsweise und die Auffassung der unehelichen Mutterschaft auf dem Lande dem Leben der unehelichen Säuglinge günstiger sein (Norges Statistik, VI, 55, S. 39).

16 Norwegen	Land				Städte			
	0	1	2	3	0	1	2	3
<b>Gestorbene des obenstehenden Altersvierteljahres auf 1000 dieses Alter Erlebende</b>								
<i>Eheliche:</i>								
1876/1880	50,4	16,5	13,4	11,7	56,1	30,6	26,7	23,0
1896/1900	46,2	14,4	11,3	9,9	54,1	24,8	21,2	17,3
1901/1905	38,9	12,3	10,2	7,8	46,2	20,0	15,9	13,6
1906/1910	35,7	10,6	8,2	6,3	41,5	15,7	12,9	11,6
<i>Uneheliche:</i>								
1876/1880	63,1	20,0	14,0	11,0	102,1	51,2	29,9	20,0
1896/1900	83,4	23,5	18,0	11,1	138,6	77,6	43,2	31,4
1901/1905	67,1	22,4	14,2	10,1	110,1	53,4	34,4	26,9
1906/1910	60,8	18,3	12,9	9,6	97,0	43,7	30,4	22,7
<b>Eheliche Sterblichkeit = 100 gesetzt, war die uneheliche</b>								
1876/1880	125	121	104	94	182	167	112	87
1896/1900	↑181	163	160	↓112	↑256	313	204	↓182
1901/1905	173	182	139	130	238	267	216	197
1906/1910	↓170	172	158	↓152	↑234	279	236	↓195

Norges officielle Statistik, V, 37, S. 40, VI, 55, S. 38 und 39; die untere Zeile für 1876/1880 selbst berechnet.

Vgl. die entsprechenden Nachweise nach Stadt und Land für Schweden in Übersicht 11, für Holland und Dänemark in Übersicht 6.

Die senkrechten Pfeile der untersten Zahlenreihen deuten die zeitliche Entwicklung der unehelichen Über-

sterblichkeit an. Diese ist offensichtlich zurückgegangen für die jüngste Altersklasse. Der norwegische Verfasser führt das darauf zurück, dass in diesem Alter die Säuglingsfürsorge am erfolgreichsten gewirkt habe, so dass hier die uneheliche Sterbeziffer verhältnismässig stärker sinken konnte als die eheliche. Für die spätern Vierteljahre dagegen ist im Laufe der letzten Jahrzehnte die eheliche Sterbeziffer mehr heruntergegangen als die uneheliche, was sich in der gestiegenen Übersterblichkeit der Unehelichen äussert. Hierbei könnte vielleicht auch mitgewirkt haben, dass neuerdings etwa die Legitimationen seltener geworden sind?

In *England* und *Wales* ist nach den neuesten Zahlen die uneheliche Übersterblichkeit in den städtischen Bezirken beträchtlich grösser als auf dem Lande. Ganz besonders überragt sie in *London*; hier sind die Sterbeziffern der Ehelichen auffallend niedrig (vor allem im 1. Lebensmonat) und zugleich weisen hier die Unehelichen im Durchschnitt des ganzen 1. Lebensjahres eine für *England* ungewöhnlich hohe Sterblichkeit auf. Im übrigen verlaufen die beiden Zahlenreihen der unehelichen Übersterblichkeit für das ganze 1. Lebensjahr wie für den 1. Lebensmonat durchaus ähnlich.

17 England und Wales 1921	Land- bezirke	Städtische Bezirke				
		ins- gesamt	London	County Boroughs	übrige	
a) des ersten Lebensmonates:		Auf 1000 Geborene kamen Gestorbene:				
eheliche . . . . .		32,5	34,3	27,9	36,0	34,7
uneheliche . . . . .		52,3	67,1	64,8	69,1	65,7
b) des ganzen ersten Lebensjahres:						
eheliche . . . . .		67,3	82,1	75,9	88,1	77,9
uneheliche . . . . .		112,5	171,1	199,0	177,4	155,0
Eheliche Sterbeziffer = 100 gesetzt, ergibt für die uneheliche:						
des 1. Monates . . . .		161	196	232	191	190
des 1. Jahres . . . .		167	209	262	201	199
The Registrar-General's Statistical Review for 1921; Tables, Part. I, S. 48. — Unterste Reihen berechnet.						

Für *Holland* ergibt Übersicht 6 keine Regelmässigkeit in den Unterschieden zwischen Stadt und Land. Stellenweise scheint das Land entschieden grössere Übersterblichkeit der Unehelichen zu haben als die Städte. (Die Klein- und Mittelstädte sind nicht besonders aufgeführt, aber in den Zahlen für den ganzen Staat enthalten.)

Für *Preussen* lassen sich aus dem Rückblicksband 48 A, S. 110, die folgenden Zahlen für die zwei Jahre 1875 und 1876 zusammenstellen bzw. errechnen:

18	1. Lebensjahr		2. Lebensjahr	
	Land	Städte	Land	Städte
	Gestorbene auf 1000 Geborene (einschliesslich Totgeborene) bzw. ins 2. Lebensjahr Eintretende:			
eheliche . . . . .	219	253	58	73
uneheliche . . . . .	363	449	71	80
	Eheliche Sterbeziffer = 100 gesetzt, war die uneheliche:			
	166	178	122	110

Die eheliche Sterbeziffer = 100 gesetzt, beträgt die uneheliche Sterbeziffer der Säuglinge:

19	Reg.-Bezirk	Auf dem Land	In den Städten
	Breslau . . . . .	138	165
	Köslin . . . . .	139	212
	Frankfurt a. O. . . . .	150	187
	Merseburg . . . . .	152	170
	Magdeburg . . . . .	154	169
	Stralsund . . . . .	157	167
	Gumbinnen . . . . .	159	182
	Kassel . . . . .	159	200
	Aurich . . . . .	191	264
	Münster . . . . .	195	219
	Stade . . . . .	199	224
	Wiesbaden . . . . .	208	241
	Potsdam . . . . .	209	224
	Koblenz . . . . .	218	247
	Düsseldorf . . . . .	221	218
	Minden . . . . .	224	219

Berechnet nach Statist. Jahrbuch Preussen, Bd. 15 (S. 30); 16 (S. 40); 17 (S. 38); 18 (S. 28/29).

Hiernach war also die Sterblichkeit der ehelichen und unehelichen Kinder des 1. wie des 2. Lebensjahres auf dem Lande geringer als in den Städten. Die Unehelichen sind in Stadt und Land gefährdeter als die Ehelichen, auch im 2. Jahre (auch auf dem Lande! entgegen Fireks, S. 196 am Schluss, der hier untaugliche Zahlen verwendet) <sup>1)</sup>. Die uneheliche Mehrsterblichkeit ist während des 1. Lebensjahres ganz wie in Schweden und Norwegen auf dem Lande kleiner als in den Städten, dagegen im zweiten Lebensjahre auf dem Lande *grösser!* (Fireks, S. 110 am Schluss, hat das übersehen.) Die Zahlen liegen freilich weit zurück, aber als methodische Anregung tun sie ihre Dienste. Von der geringern Übersterblichkeit der Unehelichen des 1. Lebensjahres auf dem Lande zeigen sich auch neuerdings bei regionaler Gliederung in Preussen nur wenige Ausnahmen. Das belegt Übersicht 19 für einige preussische Regierungsbezirke auf die sechs Jahre 1915—1920.

Bei der vorstehenden Auswahl ist nur in den stark gewerblichen Bezirken Düsseldorf und Minden die uneheliche Übersterblichkeit auf dem Lande grösser als in den Städten. Dieselbe Ausnahme ist für das gesamte preussische Staatsgebiet seit 1876—1880 nur während 1911—1914 eingetreten (vgl. Übersicht 3).

Für den Staat *Sachsen* hat Prenger einige Zahlen für die acht Jahre 1893—1900 zusammengestellt (für später standen ihm keine nach Stadt und Land getrennte

<sup>1)</sup> Nämlich die Gestorbenen des 2. Jahres bezogen auf die Lebendgeborenen statt auf die den Anfang des 2. Jahres Erlebenden.

21		Knaben					Mädchen				
		1895/900	1901/05	1906/10	1911/15	1916/20	1895/900	1901/05	1906/10	1911/15	1916/20
		Auf 1000 Lebendgeborene starben im 1. Lebensjahr:									
	Landgemeinden . . . . .	120	107,1	98,7	94,4	87,4	91	85,3	78,3	74,8	70,5
	{eheliche	255	220,3	192,2	193,8	173,2	233	190,9	179,5	156,5	141,3
	{uneheliche	155	140,0	125,4	116,6	110,3	125	109,4	101,0	90,4	84,7
	Provinzstädte . . . . .	300	263,5	247,7	206,9	191,8	243	217,4	197,4	162,6	167,4
	{eheliche	163	146,2	124,3	95,4	94,9	135	112,1	98,5	78,4	71,3
	{uneheliche	284	242,0	210,3	152,6	135,9	227	213,1	170,6	117,8	100,2
	Kopenhagen . . . . .	132	120,3	108,1	98,9	93,3	106	94,7	86,1	78,4	73,6
	Dänemark insgesamt . . . . .	272	236,6	210,1	180,1	163,5	233	204,4	179,5	142,4	131,5
		Eheliche Sterbeziffer = 100 gesetzt, beträgt die uneheliche:									
	Landgemeinden . . . . .	213	206	195	205	198	256	224	229	209	200
	Provinzstädte . . . . .	194	188	198	177	177	194	199	195	180	199
	Kopenhagen . . . . .	174	166	169	160	143	168	190	173	150	141
	Dänemark insgesamt . . . . .	206	197	194	182	175	220	216	209	182	179

Danmarks Statistik, Statistisk Tabelvaerk, 5. Reihe, A, Nr. 2, S. 21\*; Nr. 6, S. 29\*; Nr. 8, S. 33\*; Nr. 13, S. 56\*; Statistisk Aarbog 1922, S. 22. Die Ausscheidung der unehelichen unter den gestorbenen Säuglingen erfolgte vom Jahre 1895 ab.

Angaben zur Verfügung). Er fand sowohl die eheliche als die uneheliche Säuglingssterblichkeit *in den Dörfern höher* als in den Städten, wobei der Unterschied zwischen Stadt und Land bei den Unehelichen grösser war als bei den Ehelichen. Ein Auszug aus seinen Berechnungen ergibt, dass die uneheliche *Übersterblichkeit* (die Prenger nicht berücksichtigt) *auf dem Lande mehr* hervortritt als in den Städten. Im ehemaligen Königreich Sachsen betrug die Säuglingssterblichkeit:

20	Auf dem Land		In den Städten	
	eheliche	uneheliche	eheliche	uneheliche
1893 . . . . .	27,8	40,4	26,6	36,6
1900 . . . . .	26,9	41,2	25,9	34,8

Ähnlich ist in *Dänemark* die uneheliche *Übersterblichkeit auf dem Lande* grösser als in den Provinzstädten; am geringsten erscheint sie in Kopenhagen, was aber wohl mit der zahlreichen Verbringung dort geborener Säuglinge aufs Land zusammenhängt (vergl. Übersicht 21). Gemäss Übersicht 6 stehen alle Altersstufen des 1. Lebensjahres auf dem Land ungünstiger.

Das entspricht den *französischen* Beobachtungen von Bertillon, nach welchen Lagneau die folgenden Zahlen mitteilt.

22 Die uneheliche Säuglingssterbeziffer betrug prozentual der ehelichen:

Sterbealter	Auf dem Lande	In den Städten
1. Woche . . . . .	215	193
2. » . . . . .	309	289
3. und 4. Woche . . . . .	370	268
(Zusammen unter 1 Monat) . . . . .	(290)	(247)
1 und 2 volle Monate . . . . .	338	185
3—5 Monate . . . . .	349	144
6—11 » . . . . .	316	100
1. Lebensjahr insgesamt . . . . .	307	169

Von je 100 gestorbenen ehelichen bzw. unehelichen Säuglingen waren gestorben in den untenstehenden Kalendervierteljahren:

23	Hessen				Schweden 1910/11	
	1907/10	1911/14	1915/18	1919/21	Land	Städte
<i>Eheliche</i>						
I. Januar bis März . . . . .	24,3	24,7	28,5	26,1	28,3	25,2
II. April bis Juni . . . . .	21,7	21,1	22,8	19,6	26,0	27,0
III. Juli bis September . . . . .	28,9	32,6	25,8	27,8	21,3	25,2
IV. Oktober bis Dezember . . . . .	25,1	21,6	22,9	26,5	24,4	22,6
zusammen je 100.						
<i>Uneheliche:</i>						
I. Januar bis März . . . . .	22,5	23,8	26,8	27,0	24,8	25,5
II. April bis Juni . . . . .	22,0	20,8	21,3	22,9	27,3	25,7
III. Juli bis September . . . . .	31,3	33,8	26,8	28,3	23,5	26,2
IV. Oktober bis Dezember . . . . .	24,2	21,6	25,1	21,8	24,4	22,6
zusammen je 100.						

Hessen: Mitteilungen 1922, S. 68. — Schweden: wie zu Übersicht 18.

Die Zahlen dürften sich etwa auf die 1860er Jahre beziehen. Bertillons Abhandlungen <sup>1)</sup> waren dem Schreibenden nicht zugänglich, es liess sich deshalb auch nicht feststellen, ob etwa den obigen Zahlen Sterbeziffern zugrunde liegen, welche die Gestorbenen statt auf die einzelnen Alter Erlebenden für alle Altersstufen auf die Lebendgeborenen beziehen. Selbst wenn man berücksichtigt, dass die Sterbeziffern des platten Landes infolge der wohl zahlreichen Todesfälle von Kindern die aus den Städten dorthin verbracht worden waren, zu hoch erscheinen, so bleiben sie dennoch erheblich über den städtischen Sterbeziffern für die Unehelichen: «sans doute, parce que la fille-mère y est plus cruellement repoussée que dans les villes». Die uneheliche *Übersterblichkeit* aber ist nicht nur auf dem Lande allgemein höher als in den Städten, sondern die Spannung vergrössert sich beträchtlich im Laufe des 1. Lebensjahres.

Berechnungen dieser Art sind freilich nur vorsichtig aufzunehmen wegen der zahlreichen Wanderungen der in den Städten Geborenen in ländliche Pflegestellen, vielleicht auch wegen Unterschieden in den städtischen und ländlichen Legitimationsquoten usw. Immerhin verdient die Frage nähere Untersuchung.

Ein weiteres Verästeln der Säuglingssterblichkeit besteht in der Ausgliederung nach den *Kalendermonaten*, in welchen sich der Tod ereignete. Derartige gesonderte Nachweise für die Unehelichen sind nicht häufig. In Hessen wurden sie ab 1907 eingeführt, in Schweden hat man sie für die 2 Jahre 1910 und 1911 eigens aus den Sterbefallregistern nachträglich hergestellt. Die einschlägigen Berechnungen sind in den Übersichten 23 und (zugleich für Norwegen) 24 zusammengestellt.

<sup>1)</sup> Dict. encyclop. des sciences médicales, Art. «Mortalité», S. 751, sowie Démographie figurée de la France, Sektion B, 3. Serie, Tab. 35 (1875).

In Hessen hat sich der Anteil der einzelnen Jahreszeiten neuerdings recht schnell verschoben. Der Sommergipfel hat entschieden abgenommen, und entsprechend ist der Anteil der winterlichen Sterbefälle gewachsen. Auffallenderweise zeigen dabei die Unehelichen kaum noch eine höhere Gefährdung während des Sommers als die Ehelichen, obwohl unter ihnen die Magendarmkrankheiten im Verhältnis eine grössere Ernte halten als unter den Ehelichen. Die wenigsten Todesfälle haben durchweg die Monate April bis Juni, neuerdings bei den Unehelichen auch Oktober bis Dezember. In Schweden

dagegen zeigt für 1910/11 gerade das 2. Quartal durchweg hohe, ja sogar höchste Anteile; hier sind die Säuglingssterbefälle am seltensten auf dem Lande im III., in den Städten während des IV. Vierteljahres.

Deutlicher werden die Verhältnisse bei monatsweiser Ausgliederung, wie sie Übersicht 24 bietet, welche zudem keine blosse Gliederungszahlen der Gestorbenen gibt, sondern die Gestorbenen in Verhältnis setzt zu den Lebendgeborenen des gleichen Kalendermonats, wodurch freilich die monatlichen Schwankungen im Bestand an Säuglingen auch noch nicht völlig berücksichtigt werden.

**Gestorbene Säuglinge auf 1000 Lebendgeborene des betreffenden Kalendermonats.**

24	1) Schweden 1910 und 1911				Norwegen 1908—1910			
	Land		Städte		Land		Städte	
	ehelich	unehelich	ehelich	unehelich	ehelich	unehelich	ehelich	unehelich
Januar . . . . .	72,9	90,7	71,7	148,6	57,2	113,9	84,0	144,7
Februar . . . . .	75,4	104,9	74,2	131,6	62,5	119,8	85,8	180,5
März . . . . .	68,0	81,6	71,8	139,6	59,3	74,6	85,3	173,3
April . . . . .	69,1	96,3	89,8	159,6	62,2	119,8	88,7	147,3
Mai . . . . .	67,4	95,0	80,8	137,3	65,8	99,0	86,2	139,1
Juni . . . . .	66,2	110,7	74,9	115,9	63,8	68,5	84,7	133,5
Juli . . . . .	56,0	85,0	59,7	145,3	61,3	106,2	77,2	216,3
August . . . . .	60,7	(!) 118,2	(!) 82,3	(!) 160,1	56,1	(!) 112,3	(!) 89,1	(!) 272,0
September . . . . .	47,4	89,1	76,4	127,2	49,2	88,2	71,9	216,2
Oktober . . . . .	61,6	97,0	64,9	121,2	54,1	81,6	68,2	172,0
November . . . . .	64,8	100,9	69,3	138,4	67,1	118,7	84,1	212,1
Dezember . . . . .	69,6	103,9	71,9	139,9	67,3	101,0	93,3	164,7
Ganzes Jahr . . . . .	64,8	97,4	73,9	138,8	60,3	99,2	83,1	179,1

Schweden: Statist. Meddel., A, I: 4, S. 63. Die Monate auf gleiche Länge gebracht. — Norwegen: Off. Statistik, VI, 55, S. 40.

1) Solche Reduktionen (und zwar auf 31tägige Monate) wurden in Schweden schon von Peter Wargentin gemacht. Vgl. Abhandl. d. schwed. Akademie d. Wissensch. für das Jahr 1767, deutsche Ausgabe, übersetzt von Abr. Gotth. Kästner, 29. Bd., Leipzig 1770, S. 262. Die Geschichte der verschiedenen Reduktionsverfahren wäre ein hübsches Kapitel zur Entwicklung der statistischen Methodik.

Die Übersicht zeigt u. a., wie der Sommergipfel in Norwegen wie in Schweden einmal bei den Unehelichen und zum andern in den Städten auftritt, während er bei den ehelichen Landkindern verschwindet. Es liegt nahe, das auf die grössere Verbreitung der künstlichen Ernährung unter den unehelichen wie unter den städtischen Säuglingen zurückzuführen. Für die Städte mag zudem die Wärmestauung in den überhitzten Wohnungen mitspielen.

Zur nähern Untersuchung wären die *Todesursachen* zu studieren, die aber noch seltener für die Unehelichen getrennt ausgezählt werden. So z. B. auch nicht in der schweizerischen Statistik, selbst in ihren ausführlichen Rückblicken (wenigstens soweit sie dem Schreibenden vorlagen, nämlich von 1891—1900, 200. Lieferung, die Todesursachen, erschienen 1916). Ausscheidung der unehelichen Säuglinge ist sogar unterlassen für die Magendarmkrankheiten (S. 164; der Text gibt statt dessen S. 50\*, entsprechend der Veröffentlichung für 1871

bis 1890, S. 32\*, getrennte Sterbeziffern für gewerbliche und landwirtschaftliche Bezirke). Die Unehelichen sind ferner nicht hervorgehoben bei den gewaltsamen Todesursachen, wo S. 24 die Gestorbenen des 1. Lebensmonats und des übrigen 1. Lebensjahres besonders aufgeführt sind. Dabei hatte schon der Text für 1871—1890, S. 60\*, angesichts der befremdlichen und schwer erklärlichen Mindergefährdung der weiblichen Säuglinge und Kleinkinder durch Verunglückungen die Notwendigkeit von Sonderbearbeitungen betont. Vielleicht könnte hier die getrennte Betrachtung der Unehelichen förderlich sein. Die hessischen statistischen «Mitteilungen» (1922, S. 68) wiesen auf deren auffallend stärkere Gefährdung durch Mord, Totschlag, Verunglückungen usw. und auch durch unbekannte Todesursachen hin, die bezeichnend ist für die allgemeine Unsicherheit des unehelichen Lebens.

Bezüglich der Unehelichen versagen sogar die sehr ausführlichen Nachweise über die Säuglingssterblichkeit

in der holländischen Statistik der Todesursachen (besondere Veröffentlichungen getrennt von der Statistik der Bevölkerungsbewegung). Dagegen bieten einige Unterlagen z. B. die genannten hessischen Mitteilungen 1922, S. 68 für die 3 Jahre 1919—1921, das Children's Bureau für Boston 1914 (2. Teil, S. 95) und die Widellsche Abhandlung für Schweden, S. 61, auf die Jahre 1908 bis 1912; vor allem aber die italienische<sup>1)</sup> und die

<sup>1)</sup> Statistica delle cause di morte. In dem soeben erschienenen Band für das Jahr 1917, S. XLV und S. 78.

englische Statistik, namentlich letztere in vortrefflicher Ausgliederung nach Altersmonaten samt Geschlecht bzw. samt Stadt und Land. Vgl. *The Registrar-General's Statistical Review of England and Wales for 1921* (New Annual Series<sup>1)</sup> Nr. 1), Tables, Part I, Medical, London 1923, S. 43 und 50. Die Nachweise ergeben so ausgeprägte Unterschiede, dass eine knappe Auswahl hier wohl geboten werden darf.

<sup>1)</sup> Diese Serie tritt an Stelle der bisherigen Hochquartbände des Registrar-General's Annual Report.

**Auf 10,000 Geborene entfielen Gestorbene der nachstehenden Altersmonate.**

25 England und Wales, im Jahr 1921	Unter den Ehelichen						Unter den Unehelichen						
	0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11	0—11	0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11	0—11	
Angeborene Lebensschwäche													
{ Land	41,1	12,8	6,2	2,2	0,8	63,1	64,5	39,4	16,7	1,2	1,2	123,0	
{ Städte	37,7	16,5	10,2	3,4	1,5	69,3	73,2	64,1	47,6	17,5	6,9	209,3	
Frühgeburt . . . . .													
{ Land	161,4	13,8	1,7	0,3	0,1	177,1	212,5	13,1	6,0	—	—	231,6	
{ Städte	172,0	16,3	1,9	0,2	0,1	190,5	284,7	37,0	5,3	0,7	0,3	328,0	
Syphilis . . . . .													
{ Land	2,6	2,2	0,4	0,6	0,1	5,9	14,3	16,8	13,1	1,2	1,2	46,6	
{ Städte	4,8	4,2	2,0	0,6	0,3	11,9	30,8	34,3	24,5	8,3	3,6	101,5	
Pneumonia . . . . .													
{ Land	4,2	11,3	15,6	16,1	16,1	63,3	4,8	13,1	17,9	16,7	23,9	76,4	
{ Städte	5,9	17,5	23,5	25,0	26,6	98,5	10,3	27,8	41,3	48,3	41,3	169,0	
Krämpfe: ländliche Bezirke . . . . .	21,7	11,5	7,9	5,6	5,1	51,8	40,5	39,4	22,7	4,8	7,2	114,6	
städtische Bezirke . . . . .	22,7	9,8	7,1	5,1	3,8	48,5	26,8	16,5	19,5	11,6	5,6	80,0	
darunter: London . . . . .	11,0	3,8	2,8	2,0	2,0	21,6	14,8	—	7,4	7,4	2,5	32,1	
County Boroughs . . . . .	24,7	11,1	7,6	5,2	4,4	53,0	27,5	18,9	21,0	10,2	5,1	82,7	
übrige städt. Bezirke . . . . .	25,0	10,6	8,2	5,7	3,9	53,4	29,9	19,3	21,7	14,5	7,2	92,6	
Diarrhöe und Enteritis:													
ländliche Bezirke . . . . .	7,3	19,6	24,4	14,6	10,1	76,0	11,9	33,4	61,0	20,3	15,5	142,1	
städtische Bezirke . . . . .	12,6	24,2	50,6	29,3	17,6	144,3	21,8	87,3	125,3	54,9	34,1	323,4	
darunter: London . . . . .	11,4	31,9	67,3	37,9	22,8	171,3	19,8	160,7	217,4	89,0	54,4	541,3	
County Boroughs . . . . .	13,5	39,9	53,7	31,0	18,3	156,4	26,1	78,4	122,6	59,5	42,1	328,7	
übrige städt. Bezirke . . . . .	12,2	29,0	41,5	24,5	15,0	122,2	17,7	73,3	98,3	38,7	18,5	246,5	

Da die Todesfälle der einzelnen Altersstufen nicht auf die jeweils Überlebenden, sondern stets auf die Geborenen bezogen wurden (so dass die Sterbeziffern der einzelnen Altersmonate in ihrer Summe die Sterbeziffer des 1. Lebensjahres ergeben), so sind die %-Zahlen für die höhern Altersmonate zu klein. Die Tafel gibt zu mancherlei Betrachtungen Anlass, wie z. B. über die sprechenden Verschiedenheiten zwischen Land und Stadt und innerhalb der verschiedenen städtischen Bezirksgruppen. Von verschwindenden Ausnahmen in einzelnen Altersstufen abgesehen, ist stets die uneheliche Sterblichkeit grösser als die eheliche. Ihr Überschuss schwankt aber beträchtlich. Besonders gross ist er bei Syphilis und, vor allem in den städtischen Bezirken bei angeborener Lebensschwäche und bei Brechdurchfall (London!)

Von Interesse dürften auch trotz der kleinen Beobachtungsmasse einige zusammenfassende Berech-

nungen für *Boston* sein, wo die uneheliche Säuglingssterblichkeit (in Höhe von 281 ‰) ganz besonders stark die eheliche (mit 95 ‰) überragt. Die eheliche Säuglingssterblichkeit = 100 gesetzt, betrug für das Jahr 1914 die uneheliche:

im allgemeinen Durchschnitt . . . . .	300
an den wichtigsten Magendarmkrankheiten . . .	590
an den wichtigsten epidemischen Krankheiten .	330
an den wichtigsten Krankheiten der Atmungsorgane . . . . .	170
an Lebensschwäche, Frühgeburt u. ä. . . . .	270

Die stärkere Gefährdung der Unehelichen durch die letztgenannten Ursachen würde erheblich schärfer in Erscheinung treten, wenn auch die Totgeburten einbezogen wären.

Der erwähnte italienische Bericht weist nach, dass ein erheblicher Teil der Unehelichen mit schwächlichem Körper oder mit ererbter Syphilis geboren werden, dass ihre hohe Übersterblichkeit aber auf der andern Seite bedingt wird durch mangelnde Pflege und ungeeignete Ernährung, welche schwere Gefährdung des Verdauungsapparates verursachen. Die Sterblichkeit im 1. Lebensjahr auf 100 Lebendgeborene betrug:

An	Bei den Ehelichen		Bei den Unehelichen	
	1916	1917	1916	1917
angebormer Lebensschwäche und Frühgeburt . . . . .	28,1	31,2	60,9	70,2
Anämie und Leukämie . . . . .	7,4	7,7	15,0	18,3
Diarrhöe, Enteritis usw. . . . .	44,6	38,9	69,8	75,0
Magenkrankheiten . . . . .	6,9	6,6	18,3	26,1
Syphilis. . . . .	0,4	0,5	16,5	20,0
akuter Bronchitis . . . . .	22,3	20,0	20,5	21,3
allen übrigen Ursachen . . . . .	51,8	44,0	68,7	73,3
Zusammen	161,8	150,9	269,7	304,2

Unsere allerletzte Betrachtung betrifft die Sterblichkeitsunterschiede der *Geschlechter* und wird mit der Übersicht 26 eingeleitet.

(Beiläufig möge man an der Pfeilrichtung beachten, wie in Preussen für die frühere Zeit die Sterbeziffern durchweg in die Höhe gingen, in Sachsen aber neuerdings sinken.) Die rechte Seite der Übersicht ergibt, dass die uneheliche Übersterblichkeit ausnahmslos *bei den Mädchen grösser ist* als bei den Knaben! Fircks (S. 106) glaubte das dadurch veranlasst, dass bei unehelich Geborenen der Unterschied des Geschlechts einen weit geringern Einfluss auf die Höhe der Sterbeziffer äussert als bei ehelichen Kindern, weil das Leben

der erstern durch mannigfache besondere, fast sämtlichen unehelichen Kindern eigentümliche Gefahren bedroht sei, die auf die im allgemeinen zarteren weiblichen Säuglinge (obwohl die Knaben die höhere Sterblichkeit haben?) einen stärkern Einfluss üben als auf die Knaben. Dadurch erhöhe sich also die Sterbeziffer der unehelichen Mädchen mehr als die der unehelichen Knaben, und die Spannung zum Nachteil der letztern müsse sich verringern. So erkläre sich, dass z. B. für 1816—1866 bei den ehelichen Kindern die Sterbeziffer der Knaben um 3,5, bei den unehelichen aber nur um 2,4 grösser ist als die der Mädchen. Anders ist das letztere Zahlenverhältnis anscheinend in Sachsen. Hier beträgt für den letzten Zeitabschnitt die Spannung zwischen den beiden ehelichen Sterbeziffern 3,7, zwischen den unehelichen dagegen 5,0. Wird jedoch die Spannung nach genauerem Verfahren in Hundertteilen der jeweiligen wirklichen Sterbeziffer ausgedrückt, so erhält man auch für Sachsen bei den Unehelichen die geringern Unterschiede zwischen der männlichen und weiblichen Sterblichkeit.

Die Sterbeziffer der Mädchen = 100 gesetzt, ergibt für die Knaben:

27	Sachsen	Bei den Ehelichen	Bei den Unehelichen
1881/1885 . . . . .		118	108
1891/1895 . . . . .		118	111
1901/1905 . . . . .		119	116
1906/1910 . . . . .		122	120
	Preussen		
1816/1866 . . . . .		119	108
1876/1900	{ Land . . . . .	118	112
	{ Städte . . . . .	117	112

Damit lässt sich durchaus vereinigen, was Burkhardt selber beibringt, um zu erklären, dass die uneheliche

26 Perioden für Preussen	% Sterbeziffern des 1. Lebensjahres <sup>1)</sup>								Eheliche Sterbeziffer = 100 gesetzt, beträgt uneheliche :				Perioden für Sachsen
	ehelich		unehelich		ehelich		unehelich		Preussen		Sachsen		
	m	w	m	w	m	w	m	w	m	w	m	w	
	Preussen				Sachsen				Preussen		Sachsen		
1816/1820 . . . . .	20,4	17,1	29,3	26,9	28,7	24,3	40,6	37,5	144	158	142	154	1881/1885
1821/1830 . . . . .	21,2	17,8	29,7	27,2	28,7	24,2	43,3	38,3	140	153	151	158	1886/1890
1831/1840 . . . . .	22,3	18,7	32,5	30,1	28,5	24,0	42,0	37,7	146	160	147	157	1891/1895
1841/1850 . . . . .	22,5	19,0	34,4	32,0	29,9	22,7	40,5	35,7	153	168	151	157	1896/1900
1851/1860 . . . . .	23,5	19,9	37,4	35,2	25,1	21,1	36,9	31,9	159	177	147	151	1901/1905
1861/1866 . . . . .	24,8	21,1	39,1	36,5	20,4	16,7	29,7	24,7	158	173	146	148	1906/1910
Zusammen 1816/1866	22,4	18,9	33,6	31,2					150	165			England und Wales
1876/1900 Land	20,0	17,0	34,4	30,8	8,9	6,9	17,3	14,3	172	181	194	208	1921
1876/1900 Städte	22,2	18,9	41,2	36,9					186	195			

<sup>1)</sup> Für Preussen bis 1866 *einschliesslich* der Totgeborenen nach Fircks, Preuss. Statistik, 48 A, S. 106. Alle übrigen Zahlen nur für *Lebendgeborene*. Preussen 1876/1900 aus Preuss. Statistik, 188, S. 126 (S. 63), bzw. berechnet. Sachsen: Sächs. Statist. Zeitschr. 1922, S. 11.

liche Übersterblichkeit bei den weiblichen Säuglingen grösser ist als bei den männlichen. Er gibt nämlich einige Belege für die vermutungsweise ausgesprochene Auffassung, dass das weibliche Geschlecht in höherem Masse von den äussern Verhältnissen abhängig ist als das männliche (und zwar sowohl in bezug auf Verlängerung wie Verkürzung der Lebensdauer), und meint, die grössere Übersterblichkeit der unehelichen Mädchen deute darauf hin, dass die Mädchen unter den ungünstigen Zuständen der Unehelichkeit verhältnismässig stärker leiden als die Knaben (S. 11). In Dänemark sind die Mädchen gemäss Übersicht 21 durch die uneheliche Mehrsterblichkeit vor allem auf dem Lande stärker gefährdet als die Knaben; dagegen wenig oder gar nicht in den Städten.

Von einer andern Seite betrachtete Knöpfel in seinem Aufsatz «Über die spezifische Sterblichkeit der beiden Geschlechter»<sup>1)</sup> die Unterschiede in den Sterbeziffern. Er verglich nicht die Übersterblichkeit der Unehelichen bei Knaben und Mädchen, sondern die *Mindersterblichkeit der Mädchen* bei den ehelichen und unehelichen Säuglingen. Diese war nach seinen internationalen Berechnungen bei den *Unehelichen durchweg kleiner* als bei den Ehelichen (8—13 % gegenüber 14—17 %, S. 234). Die günstigere Lage der Mädchen bei den Unehelichen ergab sich auch für die einzelnen Lebensmonate innerhalb des 1. Jahres, ausser bisweilen für die höhern Monate. Besonders zeigten die Schweizer Zahlen für 1881—1888 unter den Unehelichen eine grössere Sterblichkeit der Mädchen als der Knaben. Knöpfel leitet aus seinen Zahlen unzweifelhaft die sehr auffallende Tatsache ab, dass die Knaben gegenüber den Mädchen bei den unehelichen Kindern weniger gefährdet sind als bei den ehelichen. Es scheine ferner hervorzugehen, dass speziell bei den unehelichen Kindern die Knaben gegenüber den Mädchen mit zunehmendem Alter immer mehr begünstigt sind. Wenn sich dies allgemein nachweisen liesse, meint Knöpfel, so gäbe es auch vielleicht den Schlüssel zur Erklärung der geringern Knabensterblichkeit bei den unehelichen Kindern. Es läge dann nämlich die Annahme nahe, dass bei der Aufziehung der unehelichen Kinder den Mädchen noch weniger Sorgfalt zuteil würde als den Knaben. Es wäre auch verständlich, dass eine solche einseitige Bevorzugung der Knaben praktisch mit zunehmendem Alter sich zahlenmässig bemerkbar machen müsse. Damit stimme gut überein, dass bei den Totgeburten das Verhältnis der Knaben- zur Mädchensterblichkeit für die ehelichen und unehelichen Kinder gleich ist. Auch dieser Deutungsversuch steht nicht im Widerspruch mit dem vorher mitgeteilten.

<sup>1)</sup> Allg. Statistisches Archiv 7 (1914), S. 227—244.

Hier seien die Untersuchungen abgeschlossen oder richtiger: abgebrochen. Auf mancherlei gehen sie nicht ein, wie z. B. auf die Bedingtheit der Sterblichkeit durch die Rangfolge der Geburt (das wievielte Kind der Mutter) oder auf die soziale Lage, auf die persönlichen und beruflichen Verhältnisse der Eltern<sup>1)</sup>. Für dieses und anderes muss auf das sehr umfangreiche Schrifttum über die Kindersterblichkeit verwiesen werden, das eine Fülle von Fragestellungen bietet, die zu weiterer Forschung anregen<sup>2)</sup>. Neben der eigentlichen Berufsarbeit unternommen, wollte und konnte der vorliegende Aufsatz lediglich anregen, die amtliche Statistik<sup>3)</sup> möge in Zukunft gewisse Vorgänge der Bevölkerungsbewegung mehr als bisher für die Unehelichen besonders auszählen, und ausserdem tunlichst die Verschiebungen durch Legitimationen, vielleicht gar durch die Abwanderungen von den Städten aufs Land erfassen. Zweifellos kann in diesen Beziehungen noch viel getan werden. Aber mancherlei ist doch bereits geleistet, wovon dieser Aufsatz einige Beispiele bringt. Längst wäre es Aufgabe der zahlenverarbeitenden Demologen gewesen, die verstreuten statistischen Nachweise über die Unehelichkeit systematisch zu sammeln und zu verarbeiten. Mögen sich bald einige sorgfältige Forscher dazu entschliessen, und mögen die Untersuchungen stets mit der rechten Ehrfurcht vor den Tatsachen geschehen, die nicht von geistreichelnden Konstruktionen aus die Wirklichkeit vergewaltigt, die nicht einer vorgefassten Theorie zuliebe mit den Zahlen jongliert, sondern die bescheiden ihnen ablauscht, was sie sagen wollen. Und möge dabei auch stets jene andere Ehrfurcht vor menschlichen Schicksalen walten, die Kingsley sagen liess:

«We quarrelled like brutes, and who wonders?  
What self-respect could we keep  
Worse housed than your hucks and your pointers,  
Worse fed than your hogs and your sheep?  
  
Our daughters, with base-born babies,  
Have wandered away in their shame;  
If your misses had slept, Squire, where they did,  
Your daughters might do the same!»

<sup>1)</sup> Nur eine Berechnung soll noch mitgeteilt werden. Von den Kindern des Jahrgangs 1914, welche *geboren* waren in Boston

- a. in Mutter- und Säuglingsheimen, starben nur . . . 16,6 %
- b. im Privathaus, starben . . . . . 23,3 %
- c. in Krankenhäusern, ausser d, starben . . . . . 24,9 %
- d. in einer grossen Entbindungsanstalt, starben sogar 45,0 %

Die niedrige Sterbeziffer unter a zeigt schlagend den Wert längeren Beisammenseins von Mutter und Kind unter geeigneten Verhältnissen (Children's Bureau, Teil 2, S. 134).

<sup>2)</sup> Eine umfassende internationale Bibliographie der Kindersterblichkeit veröffentliche ich demnächst an anderer Stelle.

<sup>3)</sup> Aber auch privaten Erhebungen bietet sich hier ein dankbares Feld der Betätigung, besonders vielleicht im Anschluss an die Aktenaufzeichnungen der Fürsorgeinstitutionen, die dazu freilich oft erheblich besser als bisher für statistische Verarbeitung einzurichten wären. Vgl. z. B. Soziale Praxis 1922, S. 748.

## Anhang.

### Methodische Bemerkungen zu Tafel A.

Die Zahlen der Tafel A sind nicht alle ganz gleichmässig gewonnen worden. Abgesehen davon, dass stellenweise für die Kriegs- und Nachkriegsjahre die übliche Berechnungsart der Gestorbenen auf 100 Lebendgeborene des gleichen Kalenderjahres zugunsten genauerer Ermittlung verlassen wurde<sup>1)</sup>, wurden die Zusammenzüge für die Perioden auf verschiedene Weise gebildet. Im allgemeinen sind es allerdings die üblichen Durchschnittswerte, bei der die Summe der in der Periode stattgehabten Todesfälle auf die Gesamtheit der Lebendgeborenen desselben Alters bezogen wurde. Zum Teil sind aber die Werte der Periode das Mittel aus den prozentualen *Verhältnisziffern* für die einzelnen Jahre. Angesichts des ohnehin beträchtlichen Arbeitsaufwandes zur Beschaffung all der Zahlen hielten wir uns berechtigt, der Einfachheit halber beide Rechenweisen unbedenklich durcheinander anzuwenden, weil ihre Ergebnisse nur wenig voneinander abweichen, jedenfalls nicht so stark, dass dadurch der Wert der Zahlenreihen irgendwie beeinträchtigt worden wäre. Die Vereinfachung wird auch billigen, wer grundsätzlich auf dem Standpunkt steht, dass man aus einer Reihe von Verhältniszahlen «nicht aus der Summierung der Verhältniszahlen und deren Teilung durch die Zahl der Glieder der Reihe» das Mittel gewinnen dürfe. So z. B. in Georg Mayr, Theoretische Statistik, 2. Aufl., S. 165, wo andererseits zugegeben wird, dass statistische Durchschnittsberechnungen bei Reihen von Verhältniszahlen vorkommen. Ähnlich sagt Žižek, dass aus Reihen, welche aus Verhältniszahlen oder arithmetischen Mitteln bestehen, Durchschnitte in der Regel nicht direkt berechnet werden können. (Statistische Mittelwerte, S. 170, auch S. 21 und 28.) Žižek nennt beispielsweise eine Reihe von Sterbeziffern für verschiedene Jahre, denen verschiedenes «Gewicht» zukomme, weil sie infolge der Veränderungen der Bevölkerungszahl im Laufe der Jahre Brüchen mit

verschieden grossen Nennern entsprechen. «Wenn man die einzelnen Glieder einer solchen Reihe als gleichwertig behandelt und aus ihnen direkt ein einfaches arithmetisches Mittel berechnet, so kommt man zu einem *unrichtigen Resultat*. Den Sterbeziffern für einzelne Jahre gegenüber ist die *Sterbeziffer für die ganze betreffende Periode* zu gewinnen, indem die Summe der Todesfälle der ganzen Periode durch die Summe der Bevölkerungsziffern der einzelnen Jahre dividiert wird<sup>1)</sup>. Sofern man die durchschnittliche Sterblichkeit der Periode haben will, gibt allerdings das ungewogene arithmetische Mittel der Jahressterbeziffern «ein unrichtiges Resultat». Indes *darf ich nicht auch etwas anderes wollen?* Mich interessiert z. B. gar nicht das «Gewicht» der jährlichen Sterbeziffer; ich brauche lediglich die «abstrakte» Sterbensintensität für die einzelnen Jahre, *ohne Rücksicht darauf, ob sie sich in einer grossen oder kleinen Bevölkerung ausgewirkt hat*, um dann diese Sterbensintensität für die beiden Beobachtungsmassen der ehelichen und unehelichen Säuglinge miteinander zu vergleichen. Und ebensogut, wie ich den Vergleich für die Werte der einzelnen Jahre anstellte, kann ich ihn wohl auch für deren Durchschnitt machen, wobei dann aber gleichfalls das «Gewicht» der Jahressterbeziffern nicht berücksichtigt werden darf. So dass also in diesem Falle die sonst verpönte Berechnung unmittelbar aus einer Reihe von Verhältniszahlen arithmetischer Mittel nicht nur berechtigt, sondern das einzig Richtige wäre.

<sup>1)</sup> Žižeks Darstellung wird etwas erschwert dadurch, dass er in seinem Zusammenhang die Sterbeziffer der ganzen Periode nicht in dieser Unmittelbarkeit, sondern als die *nachträgliche* Zusammenstellung von vorher vorhandenen Jahressterbeziffern behandeln muss. So wird ihm die Sterbeziffer der Periode ein Mittel aus *Verhältniszahlen*, obwohl der das Mittel darstellende Wert «selbständig aus der Summe der absoluten Zahlen der in Frage stehenden Reihe durch Verhältnissberechnung» entwickelt wurde. Gewiss ist es richtig, dass der Wert für die Periode gleich dem gewogenen arithmetischen Mittel sämtlicher einzelnen Sterbeziffern der Beobachtungsperiode ist, in welchem die einzelnen Teilmassen entsprechend ihrer absoluten Grösse (also nach ihrem «Gewicht») zum Ausdruck kommen. Aber der Statistiker berechnet doch nicht die mittlere Sterbeziffer eines Jahrfünfts, um das gewogene Mittel der fünf Jahressterblichkeiten zu erreichen, sondern um schlechthin eben die durchschnittliche Sterblichkeit der Periode zu erfahren. Und in diesem ursprünglichen Sinne ist die Sterbeziffer der Periode überhaupt kein *Mittel* aus Verhältniszahlen, sondern eine ganz gewöhnliche Verhältniszahl ersten Grades. Wenn man nicht etwa die Sterbeziffer eines einzelnen Jahres als das Mittel aus dem Koeffizienten der zwölf Monate dieses Jahres ansehen will.

<sup>1)</sup> Wegen der von Jahr zu Jahr stark schwankenden Geburtenhäufigkeit während der Kriegsjahre sind bekanntlich verschiedene genauere Verfahren zur Berechnung der Säuglingssterbeziffer angewendet worden. Vgl. z. B. *Rahts* im Deutschen Statistischen Zentralblatt 1916, S. 184 (demgemäss auch Preussisches Statist. Jahrbuch, Bd. 18, S. 17, Anm. 1); *Rahts* in Statistik des Deutschen Reichs, N. F., Bd. 276, S. LVIII; *Knöpfel*, Hessische Statistische Mitteilungen 1919, S. 181; *Bayerische* Statistische Zeitschrift 1919, S. 150; *Sächsisches* Jahrbuch 1918/20, S. 53, Anm. 3, und Sächs. Statist. Zeitschrift 1920/21, S. 17.

### A. Sterbeziffern für das erste Lebensjahr (ohne Totgeburten).

	Schweiz	Kantone										Stadt Zürich	Italien	Niederlande	Niederbayern	Bayr. Pfalz	Hessen	Sachsen		
		Zürich	Bern	Freiburg	Baselstadt	Beide Appenzell	St. Gallen	Aargau	Tessin	Waadt	Wallis									
<b>Eheliche</b>																				
1876/1880 . . . . .	18,4	19,2	15,3	21,3	19,5	25,1	22,8	18,5	19,4	16,4	16,2	—	—	—	34,0	17,1	4) 18,9	—		
1881/1890 . . . . .	16,1	15,6	14,5	19,7	17,2	22,0	19,1	15,0	18,6	15,5	15,1	—	12) 18,8	—	33,0	16,9	17,3	26,5		
1891/1900 . . . . .	14,5	13,8	13,7	19,4	14,0	17,5	15,0	12,6	18,7	15,0	15,7	3) 15,4	13) 16,6	7) 16,7	31,9	16,6	15,9	25,6		
1901/1905 . . . . .	13,0	11,8	11,7	18,3	12,7	14,2	14,3	11,6	18,5	13,9	15,5	11,7	16,4	13,7	29,9	15,9	14,6	23,2		
1906/1910 . . . . .	11,2	9,8	9,8	15,5	9,6	12,3	12,4	10,1	17,7	10,9	14,2	10,0	14,8	11,3	28,0	14,7	12,1	15) 18,0		
1911/1914 1) . . . . .	9,6	8,0	8,3	14,7	7,4	10,8	10,4	8,5	14,5	9,3	13,1	8,1	13,4	10,1	25,6	13,7	10,0	7) 13,9		
1915/1918 2) . . . . .	8,0	6,6	6,6	11,4	5,2	10,3	9,5	7,5	12,4	7,1	11,6	5,9	15,1	14) 15,1	26,8	13,2	9,8	8) 10,6		
1919/1921 . . . . .												5,7	—	7,6	24,1	11,3	8,2			
<b>Uneheliche</b>																				
1876/1880 . . . . .	28,3	31,1	26,0	30,4	26,4	30,3	34,3	33,0	30,6	28,4	24,8	—	—	—	39,5	31,3	4) 28,0	—		
1881/1890 . . . . .	24,7	23,5	23,0	26,1	22,2	29,8	30,4	24,1	32,1	27,3	22,5	—	12) 26,3	7) 25,8	38,5	29,2	27,9	40,5		
1891/1900 . . . . .	23,4	23,2	21,7	26,5	22,3	28,0	27,1	21,9	32,1	25,9	25,3	3) 23,7	13) 23,7	38,0	29,1	27,7	39,0			
1901/1905 . . . . .	22,4	20,5	19,7	27,4	20,0	30,4	29,2	22,0	28,2	22,7	27,1	15,3	23,1	22,6	35,6	28,3	20,9	34,4		
1906/1910 . . . . .	18,3	15,7	16,8	24,0	15,9	23,1	23,3	19,0	28,1	19,6	20,7	14,3	22,6	18,9	34,6	25,4	21,7	15) 26,4		
1911/1914 1) . . . . .	16,2	14,0	14,0	25,4	14,3	19,0	19,2	15,1	22,3	16,6	17,8	13,9	22,6	16,2	31,4	23,3	19,1	7) 20,6		
1915/1918 2) . . . . .	13,7	10,5	9,9	19,6	9,6	12,3	13,3	13,7	16,5	13,7	15,6	8,7	14) 26,3	14,5	32,4	22,7	18,7	8) 20,3		
1919/1921 . . . . .												11,9	—	12,8	31,8	23,5	19,4			
<b>Preussen</b>																				
	Hessen-Nassau	Bezirk Düsseldorf	Prov. Sachsen	Pommern	Land	Städte	Insgesamt	<b>Deutsches Reich</b>				<b>Dänemark</b>				<b>Schweden</b>			Norwegen	Finnland
								m	w	m	w	Land	Städte	Insgesamt						
<b>Eheliche</b>																				
1876/1880 . . . . .	5) 15,6	5) 16,2	5) 20,0	5) 18,6	18,3	21,1	5) 19,4	6) 21,2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	9,9	4) 19,6
1881/1890 . . . . .	14,5	16,7	20,3	19,2	18,6	21,0	19,5	—	—	—	—	—	9,8	12,2	10,2	—	—	—	9,3	17,6
1891/1900 . . . . .	12,9	16,8	20,5	21,2	18,6	19,9	19,1	—	9) 12,0	9) 9,1	9) 13,2	9) 10,6	9,1	10,7	9,4	—	—	—	9,0	13,8
1901/1905 . . . . .	12,1	15,7	19,8	20,6	17,8	18,1	17,9	18,8	10,7	8,5	12,0	9,5	7,6	8,4	8,4	—	—	—	7,5	12,7
1906/1910 . . . . .	10,0	13,5	17,4	18,5	16,2	15,3	15,8	16,4	9,9	7,8	10,5	8,6	—	—	7,2	—	—	—	6,5	11,3
1911/1914 . . . . .	9,3	13,2	16,8	17,8	15,6	14,6	15,2	15,4	1) 9,4	1) 7,5	1) 9,8	1) 7,8	1) 6,5	1) 6,8	1) 6,6	—	—	—	6,2	10,4
1915/1918 . . . . .	9,4	10,9	14,0	14,7	15,0	13,1	13,4	13,7	10) 8,7	10) 6,9	10) 9,3	10) 7,2	11) 6,1	11) 6,3	11) 6,1	—	—	—	6,1	10,8
1919/1921 . . . . .	9,0	11,0	13,0	16,5	12,7	11,9	12,4	8) 12,4	8,4	6,8	8,8	7,1	—	—	—	—	—	—	—	10,3
<b>Uneheliche</b>																				
1876/1880 . . . . .	5) 28,0	5) 31,8	5) 32,3	5) 28,8	31,2	40,3	5) 35,3	6) 35,1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	12,6	4) 26,7
1881/1890 . . . . .	27,6	33,9	33,7	29,1	32,5	39,6	35,5	—	—	—	—	—	14,1	26,6	18,2	—	—	—	14,5	24,3
1891/1900 . . . . .	28,1	37,8	34,6	32,0	33,6	37,9	35,6	—	9) 25,5	9) 23,3	9) 27,2	9) 23,3	13,1	23,3	16,6	—	—	—	17,5	19,1
1901/1905 . . . . .	27,6	37,9	31,6	31,8	32,2	33,9	33,1	32,0	22,0	19,1	23,7	20,4	—	—	14,6	—	—	—	15,0	19,1
1906/1910 . . . . .	21,7	29,6	27,2	28,4	29,5	28,7	28,7	27,7	19,2	18,0	21,0	18,0	11,1	16,7	12,0	—	—	—	13,2	17,7
1911/1914 . . . . .	18,7	27,1	26,7	26,6	28,7	25,8	27,1	25,5	1) 19,4	1) 15,6	1) 18,0	1) 14,2	1) 9,7	1) 12,5	1) 10,6	—	—	—	11,9	17,5
1915/1918 . . . . .	18,1	23,4	22,8	24,0	26,1	24,6	24,6	23,4	10) 17,2	10) 14,4	10) 16,9	10) 13,5	11) 8,7	11) 12,0	11) 10,0	—	—	—	10,7	18,1
1919/1921 . . . . .	23,2	26,1	23,4	24,7	24,3	26,6	25,6	8) 24,0	16,6	13,5	14,8	12,0	—	—	—	—	—	—	—	16,6

1) 1911 bis 1915 für Schweiz und Kantone, Dänemark und Schweden. — 2) 1916 bis 1920 für Schweiz und Kantone. — 3) 1896 bis 1900. — 4) 1871 bis 1880. — 5) 1875 bis 1880. — 6) Ohne Thüringen und andere kleine Staaten. — 7) 1886 bis 1895. — 8) 1919 bis 1920. — 9) 1895 bis 1900. — 10) 1916 bis 1918. — 11) 1916 bis 1917. — 12) 1887. — 13) 1892 und 1897 bis 1900. — 14) 1915 bis 1917, für 1917 in Italien ohne die Angaben für 234 Gemeinden der vom Feind besetzten Gebiete. — 15) 1906 bis 1913. — 16) 1914 bis 1918.

**Methodische Bemerkungen zu Tafel B.**

Die Sterblichkeit der Säuglinge nach Altersstufen innerhalb des ersten Lebensjahres zu berechnen, werden entweder (a) in Gliederungszahlen die Anteile ermittelt, welche die einzelnen Altersklassen an je 1000 gestorbenen Säuglingen überhaupt ausmachen, oder (b) es werden die Gestorbenen der einzelnen Altersgruppen auf je 1000 Lebendgeborene bezogen (also z. B. von 1000 Lebendgeborenen starben am 1.—5. Tage ihres Lebens, am 6.—10. Tage usw., im zweiten Lebensmonat usw.), oder (c) drittens werden sie auf je 1000 Überlebende der vorhergehenden Altersperiode bezogen, d. h. es wird z. B. gefragt: Wieviel ‰ machten die im 4.—6. Lebensmonat verstorbenen Säuglinge von sämtlichen während der Beobachtungszeit in diese Altersklasse eingetretenen Säuglingen aus?

Das dritte Verfahren ist natürlich das genaueste. Auffallenderweise erwähnt es Georg Mayr in seiner Bevölkerungsstatistik (1897, S. 276) nicht, obwohl er selber in der Bayrischen Statistischen Zeitschrift 1870, S. 215, es als das «eigentlich richtige» angewendet hatte. Auch Lommatzsch gibt in der Bearbeitung der Bevölkerungsbewegung Sachsens für 1911—1915 die Säuglingssterblichkeit der einzelnen Altersstufen nur auf je 100 Lebendgeborene (Sächs. Statist. Zeitschr. 1918/19, S. 82).

Offenbar gibt die Beziehung auf die Lebendgeborenen ebenso wie die erstgenannten Gliederungszahl nur die Verteilung innerhalb der gestorbenen Säuglinge an. Die Werte jeder der beiden Zahlenreihen stehen unter sich in demselben Grössenverhältnis zueinander wie auch die absoluten Zahlen. Theoretisch sagen sie nichts über die Sterbensintensität während der verschiedenen Altersstufen, weil sie nicht auf die Lebenden des gleichen Alters bezogen sind. Und auch prak-

tisch spiegeln sie die Säuglingssterblichkeit wenigstens für die spätern Monate falsch wieder. Das zeigt ein Aufsatz von Lommatzsch in der Sächsischen Statistischen Zeitschrift 1901, auf Seite 176, in der zweiten Spalte, wo Verfasser ohne genügende Unterscheidung diesen Verhältniszißern irrtümlicherweise den gleichen Wert wie den wirklichen Sterbeziffern seiner Tabelle 3 zuzuschreiben scheint und aus ihnen ableitet, dass die «Säuglingssterblichkeit» (also doch wohl die Sterbensintensität) der unehelich Geborenen vom 9. Monate ab geringer sei, als die der Ehelichen. Vgl. den nächsten Jahrgang, S. 14, sowie Jahrgang 1895, S. 162 u. ö. Geissler hatte 1894, S. 150, sich noch vorsichtiger ausgedrückt und vor allem darauf hingewiesen, dass die berechneten Unterschiede zwischen ehelicher und unehelicher Säuglingssterblichkeit um so unsicherer werden, je weiter die Sterbezeit von der Geburtszeit entfernt liegt. Wenn selbst Fachstatistiker solche Versehen unterlaufen, ist es wohl berechtigt, zu fordern, dass die Bezeichnung jener erstern Verhältniszahlen als «Säuglingssterblichkeitsziffern» zur Vermeidung von irreführenden Schlüssen streng vermieden werde.

Immerhin für die jüngsten Altersstufen, etwa innerhalb des ersten Lebensmonats, ist die Beziehung auf 1000 Lebendgeborene im allgemeinen doch auch als Ausdruck der Sterblichkeit zu brauchen, da die Zahl der in diesen Klassen Lebenden nicht sehr von der Zahl der Lebendgeborenen abweicht. Sie sind allerdings, abgesehen von der jüngsten Altersstufe durch den hier angewendeten grössern Divisor (welcher eben auch die inzwischen Verstorbenen umfasst) etwas kleiner als die genauen Sterbeziffern auf 1000 der Überlebenden. Ein Beispiel dafür bieten die folgenden Berechnungen für Sachsen 1891—1900:

	Es starben eheliche Säuglinge in der						Zusammen in den ersten 30 Lebenstagen
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	
	Pentade						
Von 1000 Lebendgeborenen . . . . .	20,12	8,03	10,80	10,99	7,66	5,98	63,58
Auf je 1000 in das betreffende Alter Eingetretene . . . . .	20,12	8,20	11,11	11,43	8,07	6,34	63,58

(Zeitschr. d. sächs. statist. Bureaus 1901, S. 172 und 167.)

Eine einfache Überlegung ergibt, dass die Ziffern der ersten Reihe in ihrer Summe stets die Sterblichkeit der gesamten aufsummierten Altersklassen ergeben müssen. Dagegen ist eine Addition der wirklichen Sterbeziffern der zweiten Reihe nicht statthaft.

Die Berechnungsweise dieser letztern Sterbeziffern macht man sich leicht durch ein Beispiel ähnlich dem folgenden klar:

Lebendgeborene (L) . . . . .	1.318.223
Gestorbene der ersten Pentade (G <sub>1</sub> ) . . .	26.524
Es überleben diese Periode und treten also	
in die zweite Pentade . . . . .	1.291.699
Gestorbene der zweiten Pentade (G <sub>2</sub> ) . . .	10.587
Mithin betrug die Sterblichkeit der ersten Pentade	
$\frac{1000 G_1}{L} = 20,1$ ; in der zweiten Pentade	$\frac{1000 G_2}{L - G_1} = 8,2$

**B. Die Säuglingssterblichkeit nach**

		Von je 1000 Säuglingen, die in die nachstehenden Lebensmonate eintraten, starben durchschnittlich monatlich im Laufe dieser Monate					Von 100 Lebendgeborenen starben insgesamt im 1. Lebensjahr	Von je 1000 Säuglingen, die in die nachstehenden Lebensmonate eintraten, starben durchschnittlich monatlich im Laufe dieser Monate.					Von 100 Lebendgeborenen starben insgesamt im 1. Lebensjahr		
		0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11		0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11			
<b>Eheliche</b>															
Schweiz . . .	1891/1900	58,4	16,2	9,7	6,4	4,8	14,5	Baselstadt . . .	1891/1900	46,1	18,0	10,9	6,0	5,3	14,0
	1901/1905	53,0	14,2	8,7	5,6	4,3	13,0		1901/1905	46,8	14,9	9,1	5,7	4,3	12,7
	1906/1910	48,2	11,3	7,2	4,7	3,4	11,2		1906/1910	40,4	10,7	5,8	3,6	3,2	9,6
	1911/1915	42,8	9,5	5,8	4,0	2,9	9,6		1911/1915	26,2	9,0	5,4	3,2	2,3	7,4
	1916/1920	39,9	7,1	4,1	2,9	2,3	8,0		1916/1920	28,5	4,3	2,1	1,3	1,6	5,2
Kanton Zürich	1891/1900	52,9	16,5	9,6	6,0	4,5	13,8	Appenzell . . .	1891/1900	74,5	19,4	12,4	6,9	5,4	17,5
	1901/1905	47,5	14,0	7,9	4,7	3,6	11,8		1901/1905	62,4	16,6	9,2	5,2	3,7	14,2
	1906/1910	41,5	10,3	6,0	4,2	2,8	9,8		1906/1910	57,4	12,6	8,3	4,7	2,6	12,3
	1911/1915	36,0	8,2	4,7	3,1	2,2	8,0		1911/1915	53,4	11,0	5,5	3,8	3,0	10,8
	1916/1920	33,5	6,2	3,3	2,3	1,5	6,6		1916/1920	57,0	7,6	5,2	3,9	2,6	10,3
Bern . . . .	1891/1900	49,3	15,8	9,9	6,7	4,7	13,7	St. Gallen . . .	1891/1900	73,6	16,0	8,3	5,4	4,1	15,0
	1901/1905	42,6	13,4	8,2	5,5	3,9	11,7		1901/1905	69,3	15,1	8,8	4,8	3,6	14,3
	1906/1910	39,2	10,2	6,8	4,3	3,1	9,8		1906/1910	60,6	12,1	7,5	4,4	3,1	12,4
	1911/1915	33,7	8,8	5,3	3,5	2,6	8,3		1911/1915	52,1	9,6	5,9	3,9	2,5	10,4
	1916/1920	31,1	6,0	3,5	2,4	2,2	6,6		1916/1920	53,4	8,1	4,4	3,1	2,1	9,5
Freiburg . . .	1891/1900	84,4	21,8	13,1	7,9	6,4	19,4	Aargau . . . .	1891/1900	58,2	14,0	7,2	4,6	3,4	12,6
	1901/1905	72,4	19,0	14,0	8,5	6,4	18,3		1901/1905	53,3	12,8	6,4	4,0	3,8	11,6
	1906/1910	66,7	16,0	10,7	6,7	4,4	15,5		1906/1910	49,1	10,6	5,3	3,7	2,5	10,1
	1911/1915	59,5	15,0	10,2	7,3	4,5	14,7		1911/1915	42,5	8,2	4,5	2,5	2,5	8,5
	1916/1920	53,3	10,2	6,7	5,1	3,5	11,4		1916/1920	39,5	6,5	3,5	2,4	2,1	7,5
<b>Uneheliche</b>															
Schweiz . . .	1891/1900	102,4	34,0	15,2	8,4	5,5	23,4	Baselstadt . . .	1891/1900	91,2	38,4	13,8	7,4	3,8	22,2
	1901/1905	103,5	30,4	14,1	7,7	4,9	22,4		1901/1905	93,0	34,8	12,3	3,3	1,2	20,0
	1906/1910	87,4	24,5	11,8	6,0	4,0	18,8		1906/1910	72,2	26,8	9,8	2,8	1,6	15,9
	1911/1915	73,5	20,5	10,4	5,2	3,5	16,2		1911/1915	65,2	19,0	7,1	6,3	2,3	14,3
	1916/1920	71,7	15,7	6,8	3,7	3,0	13,7		1916/1920	55,5	8,8	5,0	1,0	2,5	9,6
Kanton Zürich	1891/1900	97,8	36,0	16,5	7,4	4,6	23,2	Appenzell . . .	1891/1900	115,1	51,3	15,3	8,9	7,3	28,0
	1901/1905	82,2	31,5	14,7	6,4	4,6	20,5		1901/1905	147,1	36,4	22,0	13,3	6,1	30,4
	1906/1910	76,1	21,1	10,2	3,9	1,8	15,7		1906/1910	125,4	25,2	16,3	5,7	2,9	23,1
	1911/1915	63,1	18,8	8,9	4,4	2,3	14,0		1911/1915	105,4	22,8	13,3	2,8	1,4	19,0
	1916/1920	57,2	11,4	4,6	2,7	2,0	10,5		1916/1920	94,3	10,4	—	3,5	—	12,3
Bern . . . .	1891/1900	85,9	31,5	15,1	9,0	5,5	21,7	St. Gallen . . .	1891/1900	142,0	37,0	14,5	9,0	4,8	27,1
	1901/1905	83,4	26,5	12,1	9,0	4,4	19,7		1901/1905	173,8	38,2	14,2	6,3	4,2	29,2
	1906/1910	75,1	21,8	10,3	6,6	3,2	16,8		1906/1910	122,7	31,8	14,8	4,1	3,4	23,3
	1911/1915	61,0	17,2	9,1	5,3	3,1	14,0		1911/1915	85,8	28,5	13,0	4,6	3,6	19,2
	1916/1920	47,9	12,1	5,0	2,8	2,4	9,9		1916/1920	72,7	16,8	5,8	3,5	1,8	13,3
Freiburg . . .	1891/1900	109,1	34,0	18,3	12,8	8,7	26,6	Aargau . . . .	1891/1900	100,5	33,7	12,5	5,8	5,3	21,9
	1901/1905	109,8	35,4	18,0	12,5	12,0	27,4		1901/1905	99,6	32,3	15,9	5,4	3,8	22,0
	1906/1910	95,9	30,5	17,4	13,4	5,2	24,0		1906/1910	88,2	26,0	13,2	4,2	3,8	19,0
	1911/1915	97,5	37,3	16,8	13,3	6,6	25,4		1911/1915	83,3	16,9	7,7	3,0	3,5	15,1
	1916/1920	92,8	20,7	11,1	7,5	7,1	19,6		1916/1920	72,7	17,4	5,8	4,3	1,2	13,7

1) Altersmonate 6 und 7. — 2) Desgl. 8 und 9. — 3) Desgl. 10 und 11.

Altersmonaten und Ehelichkeit.

	Von je 1000 Säuglingen, die in die nachstehenden Lebensmonate eintraten, starben durchschnittlich monatlich im Laufe dieser Monate					Von 100 Lebgeborenen starben insgesamt im 1. Lebensjahr	Von je 1000 Säuglingen, die in die nachstehenden Lebensmonate eintraten, starben durchschnittlich monatlich im Laufe dieser Monate					Von 100 Lebgeborenen starben insgesamt im 1. Lebensjahr				
	0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11		0	1 u. 2	3—5	6—8	9—11					
<b>Eheliche</b>																
Tessin . . .	1891/1900	81,0	16,3	11,5	10,0	7,6	18,7	Niederbayern	1906/1910	108,8	34,7	21,3	14,1	10,5	27,9	
	1900/1905	72,5	17,5	12,8	9,8	8,2	18,5		1919/1921	92,6	23,8	17,1	9,6	5,7	21,7	
	1906/1910	66,7	16,7	13,1	9,3	7,9	17,7		Pfalz l. R. .	1906/1910	36,1	15,6	13,0	9,7	7,0	14,7
	1911/1915	59,4	13,0	9,2	7,7	5,7	14,5			1919/1921	37,7	9,8	8,1	5,4	3,7	10,4
	1916/1920	54,0	11,3	7,3	5,8	4,9	12,4			Hessen-Nassau	1906/1910	29,8	9,4	7,7	6,1	4,9
Waadt . . .	1891/1900	49,8	16,0	11,8	8,1	5,9	15,0	1919/1921	33,5		9,0	5,1	4,1	2,9	8,4	
	1900/1905	44,7	13,4	11,2	7,3	6,5	13,9	Bezirk Düsseldorf	1906/1910	39,9	13,6	11,3	8,4	6,8	13,8	
	1906/1910	37,8	10,8	8,1	5,8	4,1	10,9		1919/1921	43,5	9,9	6,8	4,8	3,7	10,5	
	1911/1915	35,8	8,2	6,3	4,9	3,6	9,3	Provinz Sachsen	1906/1910	49,6	20,4	15,1	10,2	7,1	17,4	
	1916/1920	31,4	6,4	3,9	3,3	2,2	7,1		1919/1921	45,6	13,8	9,0	5,3	3,7	12,3	
Wallis . . .	1891/1900	78,5	14,7	8,4	5,8	5,2	15,7	Pommern . .	1906/1910	53,7	22,2	15,5	11,3	7,8	18,7	
	1900/1905	70,0	15,4	9,0	6,8	5,4	15,5		1919/1921	47,6	14,4	9,1	6,1	4,3	12,8	
	1906/1910	66,0	12,8	8,1	6,6	4,9	14,2	Finnland . .	1906/1910	34,9	10,4	7,8	7,0	5,9	11,2	
	1911/1915	63,2	11,1	7,8	5,9	3,8	13,1		1919/1921	36,1	9,7	6,2	5,6	3,9	10,2	
	1916/1920	56,8	8,5	6,5	4,8	4,4	11,6		Holland darunter Land Grossstädte	1906/1910	27,2	13,5	9,3	<sup>1)</sup> 6,8 <sup>2)</sup> 6,0 <sup>3)</sup> 5,0	5,0	11,3
Hessen . . .	1900/1905	35,8	14,6	12,5	9,8	7,7	14,6	1919/1921		21,3	8,3	5,7	4,7	3,9	7,6	
	1906/1910	31,6	11,7	10,2	8,0	6,1	12,2	1906/1910		31,9	15,5	9,9	6,9	6,0	12,2	
	1911/1914	29,4	9,3	7,4	6,1	4,9	10,0	1919/1921		26,0	9,7	6,7	5,3	4,8	9,0	
	1915/1918	30,3	8,7	7,1	7,3	6,3	9,7	1906/1910	19,5	10,6	8,0	6,0	5,5	9,4		
1919/1921	33,0	7,4	5,2	3,9	2,8	8,2	1919/1921	14,4	6,0	4,5	3,4	3,3	5,4			
<b>Uneheliche</b>																
Tessin . . .	1891/1900	132,5	27,4	15,6	8,6	6,8	25,4	Niederbayern	1906/1910	137,6	47,3	29,1	17,7	10,0	34,6	
	1900/1905	165,2	22,7	13,0	14,2	7,0	28,3		1919/1921	124,1	39,6	22,8	11,9	6,3	28,9	
	1906/1910	137,6	25,7	17,5	12,7	11,9	28,1	Pfalz l. R. .	1906/1910	62,1	39,7	24,8	14,3	8,5	25,4	
	1911/1915	105,6	21,7	19,4	9,0	4,0	22,5		1919/1921	81,4	26,9	17,5	10,2	5,7	21,6	
	1916/1920	103,8	12,3	5,4	3,7	6,2	16,5		Hessen-Nassau	1906/1910	61,6	31,6	18,6	11,1	7,9	21,7
Waadt . . .	1891/1900	103,2	36,8	19,6	10,7	6,9	25,9	1919/1921		74,8	29,5	19,7	11,4	7,6	22,7	
	1900/1905	89,9	29,0	16,5	10,6	7,0	22,7	Bezirk Düsseldorf	1906/1910	85,1	43,5	28,7	16,0	10,4	29,6	
	1906/1910	77,0	25,8	11,9	8,8	7,3	19,6		1919/1921	96,9	33,3	20,1	10,9	7,4	25,1	
	1911/1915	66,5	17,5	13,7	6,6	5,0	16,6	Provinz Sachsen	1906/1910	78,9	40,6	26,4	13,9	9,3	27,2	
	1916/1920	66,1	14,7	8,9	3,6	3,7	13,7		1919/1921	80,4	31,7	18,8	10,3	5,9	22,6	
Wallis . . .	1891/1900	113,8	33,0	12,5	11,2	10,1	25,3	Pommern . .	1906/1910	88,1	40,3	25,9	16,5	8,8	28,5	
	1900/1905	134,5	33,7	19,4	10,7	4,4	27,4		1919/1921	84,4	34,5	19,9	10,5	7,0	24,0	
	1906/1910	88,8	23,9	15,0	7,9	6,8	20,7	Finnland . .	1906/1910	57,1	20,7	13,6	9,8	7,2	17,9	
	1911/1915	69,7	25,3	11,2	6,8	5,6	17,8		1919/1921	68,0	18,0	9,6	6,9	5,3	15,9	
	1916/1920	87,3	13,0	6,8	6,3	4,3	15,6		Holland darunter Land Grossstädte	1906/1910	48,7	29,8	16,4	<sup>1)</sup> 10,2 <sup>2)</sup> 8,0 <sup>3)</sup> 6,5	19,1	
Hessen . . .	1900/1905	71,1	38,5	26,2	14,9	10,5	26,9	1919/1921		38,0	18,7	9,8	5,8	5,3	12,8	
	1906/1910	54,9	31,4	20,4	12,0	7,0	21,7	1906/1910		63,3	36,3	16,4	10,8	9,2	21,6	
	1911/1914	58,9	24,9	15,5	10,7	7,1	19,2	1919/1921		47,3	21,1	11,1	6,8	6,4	14,8	
	1915/1918	62,0	23,4	13,5	10,1	7,2	18,6	1906/1910	40,0	27,4	16,1	10,7	7,8	17,9		
1919/1921	77,6	23,1	15,2	7,4	5,6	19,5	1919/1921	24,7	14,0	8,8	4,8	4,5	10,3			

auf 1000 in die Altersstufe Eingetretene. Fahren wir so fort bis zum Ende des ersten Lebensjahres, dann erhalten wir eine regelmässige Absterbeordnung, die wir schliesslich noch zur Annäherung an die übliche Form auf einen Anfangsbestand von 100.000 Lebendgeborenen reduzieren können, indem wir alle absoluten Zahlen der Gestorbenen in  $100.000 = \text{Teilen von } 1.318.223$  ausdrücken. Die bereits errechneten Sterbeziffern bleiben natürlich die gleichen, und die Überlebenden einer Altersstufe ergeben sich durch Abzug der auf 100.000 reduzierten Gestorbenen der Altersstufe von den in diese Eingetretenen. Die Reduktion der Gestorbenen erfolgt nach der Formel  $\frac{100.000 G_1}{L}$ .

Das bedeutet aber die gleiche Rechnung, wie sie für die Ermittlung der eingangs erwähnten Beziehung der Gestorbenen auf 100.000 Lebendgeborene nötig ist  $\left(\frac{1000 G_1}{L}\right)$ . Und so pflegt man denn in Praxis derart vorzugehen, dass man zuerst für alle Altersstufen diese Reduktion auf 100.000 Lebendgeborene vornimmt, und die so gewonnenen Zahlen nacheinander von einem Anfangsbestand von 100.000 Lebendgeborenen abzieht. Erst aus dieser «reduzierten» Absterbeordnung werden dann die eigentlichen Sterbeziffern berechnet, wobei sich genau die gleichen Werte ergeben müssen wie bei dem ersten Verfahren der unmittelbaren Ableitung aus den absoluten Zahlen. Das soll das folgende Schema zeigen:

Von einer angenommenen Anzahl Lebendgeborener von 100.000 starben in der ersten Pentade  $\left(\frac{100\ 000 G_1}{L}\right) \dots 2012$   
 Mithin treten in die zweite Pentade  $\left(100\ 000 - \frac{100\ 000 G_1}{L}\right) \dots 97\ 988$   
 Es starben auf 100.000 Lebende in der zweiten Pentade  $\left(\frac{100\ 000 G_2}{L}\right) \dots 803$

Die Sterbeziffer der zweiten Pentade war demnach  $\frac{1000 \cdot 803}{97\ 988} = 8,2 \text{ ‰}$ .

Die Rechnung enthält die folgenden Elemente:

$$1000 \cdot \frac{100\ 000 G_2}{L}$$


---


$$100\ 000 - \frac{100\ 000 G_1}{L}$$


---

oder  $\frac{1000 \cdot 100\ 000 G_2}{100\ 000 L - 100\ 000 G_1} = \frac{1000 G_2}{L - G_1}$ .

Sie kommt also auf die Formel des ersten Verfahrens heraus. Eine Absterbeordnung der zweiten Art siehe in der norwegischen Officielle Statistik, VI, 55, S. 36 u. ö.

Damit sind aber die Rechnungen nicht immer erschöpft. Oft werden die Sterbealter innerhalb des ersten Lebensjahres zu Abschnitten verschiedener Länge zusammengefasst. Diese ungleichen Längen müssen ausgeschaltet werden, wenn die Sterbeziffern untereinander vergleichbar sein sollen. Die sächsische Zeitschrift macht keine derartigen Rechnungen, sondern beschränkt sich in ihrem Falle mit Recht darauf, die Sterbeziffern gewissermassen in drei Gruppen auseinanderzuhalten, die nicht untereinander verglichen werden. Lediglich innerhalb der Gruppen, welche nur Altersstufen gleicher Länge haben, erfolgen die Vergleiche, und zwar je für die einzelnen Lebenstage des ersten Monats, für die sechs Pentaden des ersten Monats und für die 12 Monate des ganzen ersten Lebensjahres. Das ist durchaus genügend. Dagegen musste z. B. in Hessen, wo der erste Lebensmonat, der zweite und dritte zusammen und dann das zweite, dritte und vierte Quartal berücksichtigt sind, aus den nach dem obigen ersten Verfahren erhaltenen Sterbeziffern ein Monatsdurchschnitt gezogen werden, um Vergleiche zu ermöglichen. Ähnlich berechnete die dänische Statistik den Tagesdurchschnitt für die einzelnen Altersstufen. (Vgl. Statistisk Tabelvaerk, fünfte Reihe, A, Nr. 8, S. 32.)

Etwas umständlicher ist die französische Statistik der Bevölkerungsbewegung wegen der grösseren Ungleichheit in den neun Altersstufen, die zuerst 5, dann 15 Tage, einen Monat und schliesslich Vierteljahre umfassen. Hier sind in der Absterbeordnung, die auf 1000 Geborene reduziert ist, die Gestorbenen jeder Altersstufe auf je 1000 durchlebte Tage berechnet. Diese Sterbeziffern drücken aus, wieviel Todesfälle an einem Tage unter 1000 Kindern der Altersstufe vorkommen. Die Überschrift der Tabelle lautet: «Nombre journalier de décès pour 1000 enfants de chaque groupe d'âge ou nombre de décès pour 1000 journées vécues dans chaque période». Das Verfahren ist ausführlich im Vorwort von Band XXXII der Statistique annuelle du mouvement de la population, S. XXXIII, geschildert, kürzer auch schon im Band XXIX/XXX<sup>1)</sup>. Der letztgenannte Band enthält (S. CXL) ausserdem eine verwickelte Berechnung nach Sterbemonaten, welche zugleich auf die jahreszeitlichen Schwankungen nach Geburtsmonaten Rücksicht nimmt.

Eingehende Sterbe- und Überlebenstabellen für die einzelnen Altersmonate der ersten beiden Lebensjahre brachte z. B. die dänische Statistik im Tabelvaerk, 5. Reihe, A, N. 13, S. 46\*/47\*. Mit besonderer Rücksicht auf die aus den beiden Geburtsjahrgängen Stammenden berechnete Fircks seine Sterbeziffern in der Preussischen Statistik, 48 A, S. 88.

<sup>1)</sup> Vgl. auch den öfter genannten französischen Band der Statistique internationale du mouvement de la population jusqu'en 1905, S. 478.