SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Warum Frauen länger leben: Erkenntnisse aus einem Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung

Luy, Marc

Veröffentlichungsversion / Published Version
Diplomarbeit / master thesis

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Luy, M. (2002). *Warum Frauen länger leben: Erkenntnisse aus einem Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung.* (Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 106). Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BIB). https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-333988

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.
Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:
This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.
By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Mitglied der
Leibniz-Gemeinschaft

MATERIALIEN ZUR BEVÖLKERUNGSWISSENSCHAFT

Marc Luy

Warum Frauen länger leben

Erkenntnisse aus einem Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung

2002
Heft 106

ISSN
0178-918X

BiB
Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung
beim Statistischen Bundesamt · 65180 Wiesbaden

Für Käfer

Anschrift des Verfassers

Marc Luy
Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung
Postfach 55 28
65180 Wiesbaden

Vorwort

Die vorliegende Arbeit über die Mortalität in bayerischen Frauen- und Männerklöstern im Zeitraum 1910-1985 wurde 1998 mit dem ersten Preis im Nachwuchswissenschaftlerwettbewerb der Deutschen Stiftung Weltbevölkerung und der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft (DGBw) ausgezeichnet – eine Auszeichnung die für sich spricht, zog die Jury diese Diplomarbeit doch den ebenfalls eingereichten Dissertationen deutlich vor.

Weder das Thema noch die angewandten Verfahren haben an Aktualität verloren, denn trotz steigender Lebenserwartung scheint ein Phänomen unabänderlich festgeschrieben: Frauen leben einfach länger. Seit der erstmaligen Beschreibung der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede im 18. Jahrhundert sind Wissenschaftler bemüht, die hierfür verantwortlichen Ursachen herauszufinden. Allerdings besteht bis heute Uneinigkeit darüber, in welchem Ausmaß biologische oder verhaltens- bzw. umweltbedingte Faktoren wie Lebensstil, Sozialschichtzugehörigkeit oder Berufstätigkeit die männliche Übersterblichkeit bedingen. Gerade hierin liegt der besondere Wert der vorliegenden Arbeit, ermöglicht die Betrachtung von Nonnen und Mönchen doch die Sterblichkeitsanalyse in einer Population, bei der Verhaltens- bzw. Umweltunterschiede zwischen Frauen und Männern nicht existieren und somit auch nicht zu unterschiedlichen Überlebenschancen für die Geschlechter führen können. Vor diesem Hintergrund sind die gewonnenen und zum Teil überraschenden Ergebnisse von großer Wichtigkeit und sicher nicht allein von rein wissenschaftlichem Interesse.

Aktualität hat das Werk auch in seiner methodischen Vorgehensweise: mit den statistischen Testverfahren für die Sterbetafelparameter wird in der deutschsprachigen Demographie in diesem Umfang absolutes Neuland betreten. Dem Verfasser gelingt es, neue Programme zur Auswertung von Lebensverläufen zu konzipieren und anzuwenden. Die Methodik ist in ihrer Transparenz für den Leser nicht nur leicht nachzuvollziehen, sie beweist zudem in der Erprobung an einer breiten Datenbasis ihre Praxistauglichkeit.

Die über 8000 Datensätze zu Nonnen und Mönche sorgen dafür, dass in ihrer Aussagekraft bislang einmalige Auswertungen durchgeführt werden konnten. Es wird deutlich, dass Klosterstudien aufgrund der Homogenität im täglichen Leben der betrachteten Individuen ein noch viel zu wenig beachtetes Potential für die Auswertung verschiedener Fragestellungen im Bereich der Mortalitätsforschung bieten, wie z. B. die Untersuchung des Einflusses von Faktoren wie Bildung oder Herkunftsfamilie auf die menschliche Sterblichkeit. Mit ihrer umfassenden Zusammenstellung derartiger Studien liefert die Arbeit hervorragende Ansatzpunkte für derartige Forschungen.

Ich freue mich, das Werk jetzt in überarbeiteter Form in den Materialien zur Bevölkerungswissenschaft vorlegen zu können und hoffe, dass die Veröffentlichung Anreiz für weitere wissenschaftlichen Arbeiten im Bereich der genannten Thematiken geben wird.

Dr. Charlotte Höhn
Direktorin und Professorin
Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung

Vorbemerkung

Als ich mich Ende des Jahres 1996 bei der Suche nach einem Thema für meine Diplomarbeit an Herrn Prof. Dr. Reiner Dinkel wandte, berichtete er mir von der Idee, anhand der in Klöstern sorgfältig archivierten Lebensdaten sämtlicher Ordensmitglieder eine Mortalitätsanalyse durchzuführen. Diese Studie verband er mit der Hoffnung, durch die Untersuchung der Sterblichkeitsverhältnisse dieser klar abgegrenzten Personengruppe Antworten auf verschiedene noch ungeklärte Fragestellungen der Mortalitätsforschung zu erhalten. Da diese Arbeit mir ermöglichte, die im Laufe meines Studiums - dessen Schwerpunkt auf dem Nebenfach Demographie lag - erworbenen Kenntnisse umzusetzen und mich die Herausforderung, mir die für die Bearbeitung dieses Themas nötigen statistischen Verfahren anzueignen und bei einer konkreten Fragestellung anzuwenden ausgesprochen reizte, entschloss ich mich spontan zur Übernahme dieser Forschungsarbeit, die dann im Dezember 1997 abgeschlossen wurde. Die hier vorliegende publizierte Fassung stellt im Wesentlichen die damalige Diplomarbeit dar, die lediglich in einigen Bereichen ergänzt bzw. aktualisiert wurde. Eine Kurzfassung der wichtigsten Ergebnisse wurde bereits vorab in der Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft veröffentlicht (Dinkel /Luy 1999).

Die gesamte Arbeit wäre natürlich nicht möglich gewesen, wenn mir von Seiten der Ordensgemeinschaften nicht der Einblick in die Klosterarchive und die Aufnahme der notwendigen Daten gestattet worden wären. Für dieses ganz bestimmt nicht selbstverständliche Entgegenkommen möchte ich mich namentlich in der Reihenfolge der Datenerfassung bei allen Mitgliedern der diese Arbeit unterstützenden Ordensgemeinschaften ganz herzlich bedanken. Es sind dies die Englischen Fräulein in Bamberg und Würzburg, wo mir von der oberfränkischen Provinz Provinzoberin Sr. Lucia Kraus, Sr. Irmhild Pfeufer, sowie Sr. Emerita und Sr. Mechtilde und von der unterfränkischen Provinz Provinzoberin Sr. Edelgardis Kunkel besonders behilflich waren, sowie die Barmherzigen Schwestern vom hl. Kreuz in Gemünden am Main, bei denen ich nicht nur bei der Datenaufnahme von Provinzoberin Sr. Ursula Falk, Sr. Elfriede Winkler, Sr. Klementine Rauch und Sr. Illuminata Hart besonders unterstützt wurde, sondern bei denen ich während meiner Arbeit auch mehrere Tage versorgt und untergebracht war. Hierfür möchte ich mich zusätzlich bei Hausoberin Sr. Gisela Schweighart, Sr. Isabella Mrfka und Sr. Hieronyma Prösl noch einmal ganz herzlich bedanken. Des weiteren gewährten mir Zugang zu ihren Daten die Karmeliten in Bamberg, wo mein besonderer Dank Provinzial P. Richard Winter, P. Adalbert Deckert und P. Matthäus Hösler gilt, die Dienerinnen von der hl. Kindheit Jesu in Oberzell am Main, bei denen mir die Unterstützung von Generaloberin Sr. Reginarda Holzer und Sr. Erentrud Iselt eine große Hilfe war, die Erzabtei der Missionsbenediktiner in St. Ottilien, wobei ich mich bei Erzabt Notker Wolf und P. Jeremias Schröder, sowie bei Provinzial P. Fidelis Ruppert und P. Basilius Doppelfeld von der Benediktinerabtei Münsterschwarzach besonders bedanken möchte. Ebenso unterstützten die Arbeit die Dominikanerinnen der hl. Katharina v. Siena von Oakford/Natal in Neustadt am Main, wo mein besonderer Dank Provinzoberin Sr. Dagmar Fasel und Sr. Theresita Wanitschek gilt, die Augustiner in Würzburg, deren Daten mir von Provinzial P. Eric Englert freundlicherweise zur Verfügung gestellt wurden, sowie die Ritaschwestern in Würzburg, bei denen mir die Unterstützung von Generaloberin Sr. Dolores Schneider und Sr. Johanna Ullrich viel weiterhalf,

und schließlich die St.-Franziskus-Schwestern in Vierzehnheiligen, wobei ich mich bei Generaloberin Sr. Judith Dinkel, Sr. Silvia Liebl und Sr. Beatriz Vasquez, deren Vorarbeiten mir einiges an Zeit ersparten, besonders bedanken möchte.

Für die Vermittlung zahlreicher Kontakte möchte ich mich an dieser Stelle bei Sr. Ursula Falk, Sr. Lucia Kraus und Sr. Elfriede Winkler noch einmal gesondert bedanken.

Einen sehr großen Dank schulde ich Frau Dipl.-Geogr. Barbara Wenig, die ausgesprochen viel Zeit in die Korrektur der Erstfassung investierte und mir dabei viele hilfreiche Verbesserungsvorschläge unterbreitete, sowie Herrn Dr. Helmut Fleischer, der mir bei der Klärung von Fragen bezüglich des Verständnisses verschiedener medizinischer Studien weiterhalf.

Mein besonderer Dank gilt schließlich Herrn Prof. Dr. Reiner Dinkel, der meine Arbeit wohlwollend und auch kritisch lenkte und bei auftretenden Fragen und Problemen jederzeit zur Verfügung stand, sowie Herrn Prof. Dr. Erhard Treude, der die Spezialisierung meines Geographiestudiums auf das Gebiet der Demographie verständnisvoll unterstützte und nach dem Motto „geography is, what geographers do“ die damalige Erstkorrektur der Diplomarbeit übernahm, was ihre Durchführung letztlich erst ermöglichte.

Last but not least danke ich Frau Prof. Dr. Charlotte Höhn für ihr Angebot, die Arbeit in der Reihe der Materialien zur Bevölkerungswissenschaft des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung zu veröffentlichen.

Ohne die Unterstützung sämtlicher hier aufgeführten Personen wäre die Fertigstellung dieser Arbeit in der vorliegenden Form nicht möglich gewesen. Hierfür gebührt allen noch einmal mein herzlicher Dank.

Wiesbaden, im September 2002 Marc Luy

Inhaltsverzeichnis

I	**Einleitung und Aufgabenstellung**	**1**
II	**Hauptteil**	**3**
1	**Theoretische und statistische Grundlagen der Arbeit**	**3**
1.1	Die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede	3
1.1.1	Einführung in die Thematik	3
1.1.2	Theorien und Erklärungsversuche für die männliche Übersterblichkeit	6
1.1.2.1	Verhaltens- und umweltorientierte Erklärungsansätze	8
1.1.2.1.1	Geschlechtsspezifische Mortalitätsunterschiede innerhalb der menschlichen Lebensspanne und der Todesursachenstruktur	8
1.1.2.1.2	Die Theorie der „individual freedoms“	10
1.1.2.1.3	Das unterschiedliche Rauchverhalten von Frauen und Männern	11
1.1.2.1.4	Die sozio-ökonomische Stressbelastung	12
1.1.2.1.5	Der Einfluss des Familienstands	12
1.1.2.1.6	Die ungleiche Selektion der beiden Weltkriege	13
1.1.2.1.7	Der Einfluss der Schichtzugehörigkeit	14
1.1.2.2	Die biologischen Erklärungsansätze	16
1.1.2.2.1	Prä- und neonatale Sterblichkeit	16
1.1.2.2.2	Die männliche Übersterblichkeit in Tierpopulationen	17
1.1.2.2.3	Genetische und hormonelle weibliche Schutzeffekte	17
1.1.2.2.4	Die Theorien von Hayflick und Carey/Lopreato	18
1.1.2.3	Das Zusammenwirken von biologischen und verhaltensbedingten Einflussfaktoren	19
1.1.2.4	Der Ansatz dieser Untersuchung	20
1.2	Mortalitätsanalysen anhand von Klosterdaten	20
1.2.1	Die Bedeutung von Klosterdaten für eine Mortalitätsanalyse	20
1.2.2	Ältere Klosterstudien und ihre Ergebnisse im Überblick	22
1.3	Der Datensatz bayerischer Frauen- und Männerklöster	41
2	**Methodik der Arbeit**	**47**
2.1	Die Konstruktion von Sterbetafeln	47
2.1.1	Einführung in Logik und Erstellung von Sterbetafeln	47
2.1.2	Die Berechnung der Sterbetafelfunktionen	52
2.1.2.1	Altersspezifische Sterbeziffer $_{\Delta}M_x$ und Sterbewahrscheinlichkeit $_{\Delta}q_x$	53
2.1.2.2	Die Überlebenswahrscheinlichkeit $_{\Delta}p_x$	57
2.1.2.3	Anzahl überlebender Personen l_x und Survivalrate S_x	57
2.1.2.4	Sterbefälle der Sterbetafelbevölkerung $_{\Delta}d_x$	58
2.1.2.5	Von der Sterbetafelbevölkerung durchlebte Jahre $_{\Delta}L_x$ und noch zu durchlebende Jahre T_x	59
2.1.2.6	Durchschnittliche Lebenserwartung e_x	60
2.1.3	Zur Konstruktion der Periodensterbetafeln für bayerische Klöster	60
2.1.4	Gewinnung der notwendigen Daten aus dem Klosterdatensatz	61
2.1.5	Das Kaplan-Meier Verfahren für Längsschnittanalysen	64

2.2	Testverfahren für statistische Ergebnisse	66
2.2.1	Varianz, Standardabweichung und Konfidenzintervalle	66
2.2.2	Statistische Tests für die Sterbetafelfunktionen	71
2.2.2.1	Nullhypothesen und Annäherung an die wahren Sterbetafelwerte	71
2.2.2.2	Konfidenzintervalle für die Sterbetafelpunktschätzungen	73
2.2.2.2.1	Sterbewahrscheinlichkeit im Altersintervall (x, x+Δ)	73
2.2.2.2.2	Durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x	73
2.2.2.2.3	Überlebende Personen im Alter x	74
2.2.2.3	Konfidenzbänder für den Survivalverlauf	75
2.2.2.3.1	Das Kolmogorov-Smirnov Band	76
2.2.2.3.2	Das Equal Precision Band	77
2.2.2.3.3	Das Hall-Wellner Band	78
3	**Auswertung der Klosterdaten**	**80**
3.1	Die Periodensterbetafeln für bayerische Frauen- und Männerklöster	80
3.1.1	Der Einfluss von Missionstätigkeit auf die Überlebensverhältnisse von Ordensmitgliedern	80
3.1.2	Die Konstruktion der Periodensterbetafeln für die bayerische Klosterbevölkerung	87
3.2	Die Mortalität der bayerischen Klosterbevölkerung im Vergleich mit der deutschen Allgemeinbevölkerung	97
3.2.1	Vergleich der Sterbewahrscheinlichkeiten $_5q_x$	97
3.2.2	Vergleich der Sterbetafelverläufe l_x	105
3.2.3	Vergleich der Lebenserwartung e_x	111
3.2.4	Bedeutung der Ergebnisse für die zugrundeliegende Fragestellung	117
III	**Zusammenfassung**	**121**
IV	**Literaturverzeichnis**	**123**
V	**Anhang**	**134**
A	Das SPSS für Windows Syntax Program Episoden-Splitting	134
B	Das SPSS für Windows Syntax Program Fraction-Calculation	153
C	Kaplan-Meier Verfahren für alle im Zeitraum 1910-1940 lebenden Missionarinnen aus bayerischen Klöstern	158

Tabellenverzeichnis

Tab. 1.1	Entwicklung der Parameter durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt und im Alter 40 von Frauen und Männern in Deutschland	3
Tab. 1.2	Beitrag der einzelnen Altersstufen zur geschlechtsspezifischen Differenz im Parameter Lebenserwartung bei Geburt von durchschnittlich 6,6 Jahren in 30 Industriestaaten um 1980	8
Tab 1.3	Absterbeordnung und durchschnittliche Lebenserwartung lebensversicherter Holländer nach Kerseboom (1738) und französischer Frauen- und Männerorden nach Deparcieux (1746)	23
Tab. 1.4	Von Cornet (1890) ermittelte altersspezifische Sterblichkeit von preußischer Allgemeinbevölkerung und Krankenpflegeorden im Zeitraum 1863-1887	26
Tab. 1.5	Sterbeziffern und durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Frauenklöster verschiedener Perioden zwischen 1900 und 1925 nach Fecher (1927b) sowie der weißen US-amerikanischen Frauen 1919/20 (aus Volkszählung)	27
Tab. 1.6	Absterbeordnung von Missionaren nach Boldrini und Uggé (1926) sowie von italienischen, französischen und indianischen Männern im Zeitraum 1910-1924	29
Tab. 1.7	Durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Nonnen und Mönche nach Madigan (1957) sowie weißer US-amerikanischer Männer und Frauen mit dem jeweiligen Frauen:Männer-Quotient im Zeitraum 1900-1954 – Erster Teil	32
Tab. 1.8	Durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Nonnen und Mönche nach Madigan (1957) sowie weißer US-amerikanischer Männer und Frauen mit dem jeweiligen Frauen:Männer-Quotient im Zeitraum 1900-1954 – Zweiter Teil	33
Tab. 1.9	Gesamt- und Tuberkulose-Sterbewahrscheinlichkeiten der Geburtskohorten 1870-1889 und 1890-1909 von Nonnen US-amerikanischer Frauenklöster nach Taylor et al. (1959) und der weiblichen Allgemeinbevölkerung Massachusetts‘	35
Tab. 1.10	SMR US-amerikanischer Nonnen (standardisiert auf weiße Frauen der US-Allgemeinbevölkerung) für Geburtskohorte, Altersintervall und Periode (mit 95%-Konfidenzintervallen) nach Butler und Snowdon (1996)	39
Tab. 1.11	Lebensstatus der im Untersuchungszeitraum 1910-1985 in bayerischen Klöstern lebenden Nonnen und Mönche zum Zeitpunkt der Datenerfassung	45
Tab. 1.12	In den Zeiträumen 1910-1985, 1910-1940 und 1955-1985 in den erfassten bayerischen Klöstern lebende Nonnen und Mönche mit dem jeweiligen Durchschnittsalter bei Klostereintritt und entsprechender Standardabweichung (S.E.)	46
Tab. 2.1	Auszug aus der allgemeinen Sterbetafel 1970/72 für die Bundesrepublik Deutschland, weibliches Geschlecht	52
Tab. 2.2	Innerhalb des Zeitraums 1910-1940 im Kloster gelebte Risikojahre der Ordensmitglieder aus Abbildung 2.4	63
Tab. 2.3	Ausgewählte (1-α)-Fraktile zur Konfidenzbereichbestimmung für die Standardnormalverteilung, das Kolmogorov-Smirnov Band und das Equal Precision Band	70
Tab. 3.1	Missionsorte der von 1910-1985 in Mission tätigen bayerischen Nonnen und Mönche	81
Tab. 3.2	Kaplan-Meier Survival-Raten für alle in den Zeiträumen 1910-1940 und 1955-1985 im Orden lebende Missionarinnen und übrige Nonnen bayerischer Klöster	85
Tab. 3.3	Kaplan-Meier Survival-Raten für alle in den Zeiträumen 1910-1940 und 1955-1985 im Orden lebende Missionare und übrige Mönche bayerischer Klöster	86
Tab. 3.4	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1910/40 - Erster Teil	88

Tab. 3.5	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1910/40 - Zweiter Teil	89
Tab. 3.6	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1910/40 - Erster Teil	90
Tab. 3.7	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1910/40 - Zweiter Teil	91
Tab. 3.8	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1955/85 - Erster Teil	92
Tab. 3.9	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1955/85 - Zweiter Teil	93
Tab. 3.10	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1955/85 - Erster Teil	94
Tab. 3.11	Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1955/85 - Zweiter Teil	95
Tab. 3.12	Fünfjährige Sterbewahrscheinlichkeiten der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Nonnen und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Frauen	98
Tab. 3.13	Fünfjährige Sterbewahrscheinlichkeiten der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Mönche und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Männer	99
Tab. 3.14	Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der deutschen Allgemeinbevölkerung (Periodensterbetafel 1924/26) und der bayerischen Klosterbevölkerung (Periodensterbetafel 1910/40)	106
Tab. 3.15	Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der deutschen Allgemeinbevölkerung (Periodensterbetafel 1970/72) und der bayerischen Klosterbevölkerung (Periodensterbetafel 1955/85)	107
Tab. 3.16	Durchschnittliche Lebenserwartung der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Nonnen und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Frauen	113
Tab. 3.17	Durchschnittliche Lebenserwartung der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Mönche und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Männer	114
Tab. 3.18	Differenz der Lebenserwartung von Frauen und Männern der deutschen Allgemeinbevölkerung und der bayerischen Klosterbevölkerung	118

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1.1	Die Entwicklung des Parameters „durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt“ e_0 für Frauen und Männer der alten Bundesländer sowie der geschlechtsspezifischen e_0-Differenz von 1958 bis 1997	4
Abb. 1.2	Von Fecher (1927) ermittelte Sterbeziffern pro 1000 Personen für US-amerikanische Klöster verschiedener Perioden zwischen 1900 und 1925 sowie für weiße Frauen der US-amerikanischen Allgemeinbevölkerung 1919/20	28
Abb. 1.3	Von Boldrini und Uggé (1926) ermittelte Survivalverläufe von Missionaren und italienischen, französischen sowie indianischen Männern aus dem Zeitraum 1901-1924	30
Abb. 1.4	Anzahl der in die erfassten bayerischen Klöster eingetretenen Frauen (nach Eintrittsjahr)	42
Abb. 1.5	Anzahl der in den erfassten bayerischen Klöstern gestorbenen Nonnen (nach Sterbejahr)	43
Abb. 1.6	Anzahl der in die erfassten bayerischen Klöster eingetretenen Männer (nach Eintrittsjahr)	44
Abb. 1.7	Anzahl der in den erfassten bayerischen Klöstern gestorbenen Mönche (nach Sterbejahr)	45
Abb. 2.1	Lebensverläufe im Lexis-Diagramm	48
Abb. 2.2	Kohorten- und Periodenanalyse im Lexis-Diagramm	49
Abb. 2.3	Sterbetafelverlauf für eine menschliche Bevölkerung	54
Abb. 2.4	Mögliche Klosterlebensverläufe von Ordensmitgliedern im Lexis-Diagramm	62
Abb. 2.5	Stichprobenverteilung des arithmetischen Mittels	69
Abb. 2.6	Ausschnitt eines l_x-Verlaufs mit simultanem Konfidenzband	76
Abb. 3.1	Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1910-1940 im Orden lebende Missionarinnen und übrige Nonnen bayerischer Klöster	82
Abb. 3.2	Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1955-1985 im Orden lebende Missionarinnen und übrige Nonnen bayerischer Klöster	83
Abb. 3.3	Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1910-1940 im Orden lebende Missionare und übrige Mönche bayerischer Klöster	83
Abb. 3.4	Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1955-1985 im Orden lebende Missionare und übrige Mönche bayerischer Klöster	84
Abb. 3.5	Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen 1910/40 und 1955/85 sowie deutscher Frauen 1924/26 und 1970/72	100
Abb. 3.6	Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche 1910/40 und 1955/85 sowie deutscher Männer 1924/26 und 1970/72	101
Abb. 3.7	Abweichung der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Frauen 1924/26	102
Abb. 3.8	Abweichung der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Frauen 1970/72	103
Abb. 3.9	Abweichung der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Männer 1924/26	104
Abb. 3.10	Abweichung der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Männer 1970/72	104
Abb. 3.11	Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der bayerischen Klosterbevölkerung 1910/40 und der deutschen Allgemeinbevölkerung 1924/26	105

Abb. 3.12 Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der bayerischen Klosterbevölkerung 1955/85 und der deutschen Allgemeinbevölkerung 1970/72 108
Abb. 3.13 Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1924/26 für deutsche Frauen von dem der Sterbetafel 1910/40 für bayerische Nonnen (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, $1-\alpha=0,95$) 109
Abb. 3.14 Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1970/72 für deutsche Frauen von dem der Sterbetafel 1955/85 für bayerische Nonnen (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, $1-\alpha=0,95$) 109
Abb. 3.15 Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1924/26 für deutsche Männer von dem der Sterbetafel 1910/40 für bayerische Mönche (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, $1-\alpha=0,95$) 110
Abb. 3.16 Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1970/72 für deutsche Männer von dem der Sterbetafel 1955/85 für bayerische Mönche (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, $1-\alpha=0,95$) 110
Abb. 3.17 Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Frauen 1924/26 115
Abb. 3.18 Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Frauen 1970/72 116
Abb. 3.19 Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Männer 1924/26 116
Abb. 3.20 Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Männer 1970/72 117

I. Einleitung und Aufgabenstellung

Aus den vielen Fragestellungen der Sterblichkeitsforschung hat sich der Verfasser dieser Arbeit den Teilbereich der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede herausgegriffen. Seit der Erstellung der ersten nach dem Geschlecht trennenden Sterbetafel von Antoine Deparcieux im Jahr 1746 ist in Europa die höhere Lebenserwartung der Frauen im Vergleich zu den Männern bekannt. Da sich der allgemeine Rückgang der Sterblichkeit im Verlauf des 20. Jahrhunderts in Deutschland - wie in allen Industrieländern - bei den Frauen ausgeprägter und schneller als bei den Männern vollzog, vergrößerten sich die Unterschiede in der Lebenserwartung zugunsten der Frauen immer weiter.

Die hierfür möglichen Ursachen wurden in der Literatur bereits vielfach diskutiert, wobei die verschiedensten Theorien entwickelt und Hypothesen aufgestellt wurden. Eine Antwort auf die Frage nach den Einflussfaktoren und den Ursachen dieses Phänomens wurde jedoch bis heute nicht gefunden. Generell lassen sich die angeführten Argumentationen in zwei Erklärungsansätze aufteilen. Der eine sucht die Gründe für die männliche Übersterblichkeit bei biologischen Faktoren, während der andere die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede mit verhaltens- und umweltbedingten Einflussfaktoren zu erklären versucht.

Der Ansatz dieser Arbeit besteht nun darin, die Sterblichkeitsentwicklung von bayerischen Nonnen und Mönchen im Zeitraum 1910-1985 anhand der beiden ausgewählten Untersuchungszeiträume 1910-1940 und 1955-1985 zu analysieren und mit der deutschen Allgemeinbevölkerung zu vergleichen. Zu diesem Zweck wurde vom Verfasser aus verschiedenen Quellen aus den Archiven bayerischer Frauen- und Männerklöster ein Datensatz geschaffen, der insgesamt 11624 Ordensmitglieder, davon 6154 Nonnen und 5470 Mönche, beinhaltet; eine Datenbasis, deren Umfang statistisch signifikante Aussagen ermöglicht. Da es sich bei der Klosterbevölkerung um eine klar abgegrenzte Personengruppe handelt, bei der davon ausgegangen werden kann, dass Frauen und Männer ein nahezu identisches Leben führen, können verschiedene in der Literatur diskutierten mögliche Ursachen und Einflussfaktoren der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede hier ausgeschlossen werden. Sollten also verhaltens- oder umweltbedingte Faktoren für die männliche Übersterblichkeit verantwortlich sein, dann dürften sich bei den Frauen und Männern der Klosterbevölkerung keine Unterschiede in der Lebenserwartung zeigen. Wären dagegen biologische Faktoren der Auslöser für dieses Phänomen, dann dürften sich die Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen bayerischen Nonnen und Mönchen nicht von den Differenzen deutscher Frauen und Männer unterscheiden. Vor diesem Hintergrund wird ein Vergleich der Mortalitätsverhältnisse von Kloster- und Allgemeinbevölkerung auf einige der noch offenen Fragen der Sterblichkeitsforschung automatisch eine Antwort finden.

Die Arbeit gliedert sich in drei große Teile. Im ersten Kapitel soll dem Leser ein kleiner Einblick in die Vielfältigkeit der in der Literatur diskutierten möglichen Einflussfaktoren und Ursachen der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede gegeben werden, wie z. B. das unterschiedliche Rauchverhalten von Männern und Frauen, der Einfluß des Familienstands oder die Theorie der ungleichen Selektion der beiden Weltkriege. Im Anschluss daran wird sowohl der Ansatz dieser Arbeit noch einmal detailliert erläutert, als auch der Datensatz bayerischer Nonnen und Mönche sowie die Ergebnisse älterer Klosterstudien näher dargestellt. Die Geschichte der Mortalitätsanalyse mittels statistischer

Daten aus Klöstern ist ausgesprochen interessant. Sie begann mit der bereits angeführten Arbeit Deparcieuxs (1746) und wurde seitdem von verschiedenen Autoren mit zum Teil völlig unterschiedlichen Fragestellungen fortgeführt. So standen im Lauf der mittlerweile über 250-jährigen Geschichte derartiger Klosterstudien überwiegend spezielle medizinische Untersuchungen im Mittelpunkt, indem man versuchte, Unterschiede im Auftreten bestimmter Krankheiten und Todesursachen zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung ausfindig zu machen, um auf diese Weise Informationen über die Genese dieser Krankheiten und über eventuelle Heilungs- bzw. Schutzmöglichkeiten zu gewinnen.

Die in Kapitel 1 gewonnen Erkenntnisse werden dann im dritten Kapitel, dem Auswertungsteil, wieder aufgegriffen, um auf diese Weise die Ergebnisse dieser Arbeit einordnen und interpretieren zu können. Da die Frage, ob einst bzw. noch in Mission tätige Ordensmitglieder in eine derartige Untersuchung mit einbezogen werden oder nicht, eine wichtige Rolle spielt, wird dieser noch vor der eigentlichen Sterbetafelauswertung nachgegangen. Obwohl die Verfasser sämtlicher älterer Klosterstudien die Missionarinnen und Missionare unter der Annahme, dass Missionstätigkeit die Überlebensverhältnisse verschlechtere, nicht in ihre Auswertungen mit einbezogen, wurde diese Frage mit Ausnahme einer Arbeit von Boldrini und Uggé (1926), die allerdings aufgrund methodischer Schwächen nicht aussagekräftig ist, noch nie konkret untersucht.

Die Sterbetafelkonstruktion steht in Kapitel 2, dem Methodikteil, im Mittelpunkt. Neben der korrekten Berechnung und Interpretation der einzelnen Sterbetafelfunktionen wird hier auch der Unterschied zwischen Perioden- und Kohortenanalyse erläutert, da beide in der vorliegenden Arbeit zur Anwendung kommen. Die in dieser Studie verwendeten Verfahren von Chiang zur Erstellung der Periodensterbetafeln für bayerische Nonnen und Mönche, sowie von Kaplan und Meier für die Kohortenanalyse zur Untersuchung der Auswirkung von Missionstätigkeit auf die Überlebensverhältnisse werden ebenso ausführlich dargestellt wie die zur Bestimmung der Signifikanz der gewonnenen Ergebnisse nötigen statistischen Testverfahren. Zu diesem Zweck wurden für die Sterbetafelpunktschätzungen 95%-Konfidenzintervalle und für den gesamten Sterbetafelverlauf Konfidenzbänder mit dem gleichen Konfidenzniveau ermittelt. Von letzteren finden in der vorliegenden Studie das Kolmogorov-Smirnov Band und das Equal Precision Band von Nair für unzensierte Daten (Periodenanalyse) sowie das Hall-Wellner Band für zensierte Daten (Kohortenanalyse) Anwendung. Dabei werden die dahinter stehenden Berechnungsverfahren in einer Form dargestellt, wie sie der Verfasser selbst bei ihrem Erlernen gerne vorgefunden hätte. Besondere statistische Vorkenntnisse sind also zumindest für das inhaltliche Verständnis der in dieser Arbeit angewandten Verfahren nicht vonnöten. Diese führen schließlich zu den im Auswertungsteil dargestellten Ergebnissen, die für die eingangs angeführten Fragestellungen wichtige und zum Teil auch ausgesprochen überraschende Erkenntnisse liefern.

Um bei einem Datensatz wie dem vorliegenden eine korrekte Sterbetafelkonstruktion durchführen zu können, mussten vom Verfasser dieser Arbeit zwei SPSS für Windows Syntax Programme geschrieben werden, um die für die Berechnungen notwendigen Daten aus der Ausgangsdatei zu ermitteln. Diese nach ihren Vorgehensweisen „Episoden-Splitting" und „Fraction-Calculation“ genannten und bei allen vergleichbaren Datensätzen anwendbaren Programme sind mit einer ausführlichen Beschreibung ihrer Funktionsweise im Anhang der Arbeit zu finden.

II. Hauptteil

1 Theoretische und statistische Grundlagen der Arbeit

1.1 Die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede

1.1.1 Einführung in die Thematik

Aus den vielen verschiedenen Fragestellungen der Mortalitätsforschung wird in dieser Arbeit der Teilbereich der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede herausgegriffen. Seit Mortalität gemessen wird, ist bei beiden Geschlechtern eine kontinuierliche Verbesserung der Überlebensverhältnisse festzustellen, die im Säuglings- und Kindesalter am ausgeprägtesten ist und mit jedem zusätzlichen Altersjahr geringer ausfällt (Burch 1974, Höhn 2000, Klein 1993). Da diese Fortschritte aber bei den Frauen in den modernisierten Ländern in sämtlichen Altersstufen stärker als bei den Männern ausfallen, liegt heute in allen Industriestaaten eine Übersterblichkeit der Männer vor, die sich vor allem mit Beginn der Nachkriegszeit ständig erhöht hat.[1] Die geschlechtsspezifischen Unterschiede im Parameter Lebenserwartung bei Geburt veränderten sich in Deutschland von relativ konstanten drei Jahren zugunsten der Frauen vor dem Zweiten Weltkrieg auf mittlerweile über sechs in den alten und sogar über sieben Jahre in den neuen Bundesländern (Tab. 1.1).

Tabelle 1.1: Entwicklung der Parameter durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt und im Alter 60 von Frauen und Männern in Deutschland

	Durchschnittliche Lebenserwartung in Jahren nach der deutschen Sterbetafel							
	1871/81	1901/10	1924/26	1960/62	1970/72	1986/88	alte Länder 1996/98	neue Länder 1996/98
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Frauen bei Geburt	38,45	48,33	58,82	72,37	73,83	78,68	80,46	79,45
Männer bei Geburt	35,58	44,82	55,97	66,85	67,41	72,21	74,42	72,41
Differenz	2,87	3,51	2,85	5,52	6,42	6,47	6,04	7,04
Frauen im Alter 60	12,71	14,17	15,51	18,46	19,12	21,95	23,23	22,35
Männer im Alter 60	12,11	13,14	14,60	15,48	15,31	17,55	18,91	17,91
Differenz	0,60	1,03	0,91	2,98	3,81	4,40	4,32	4,44

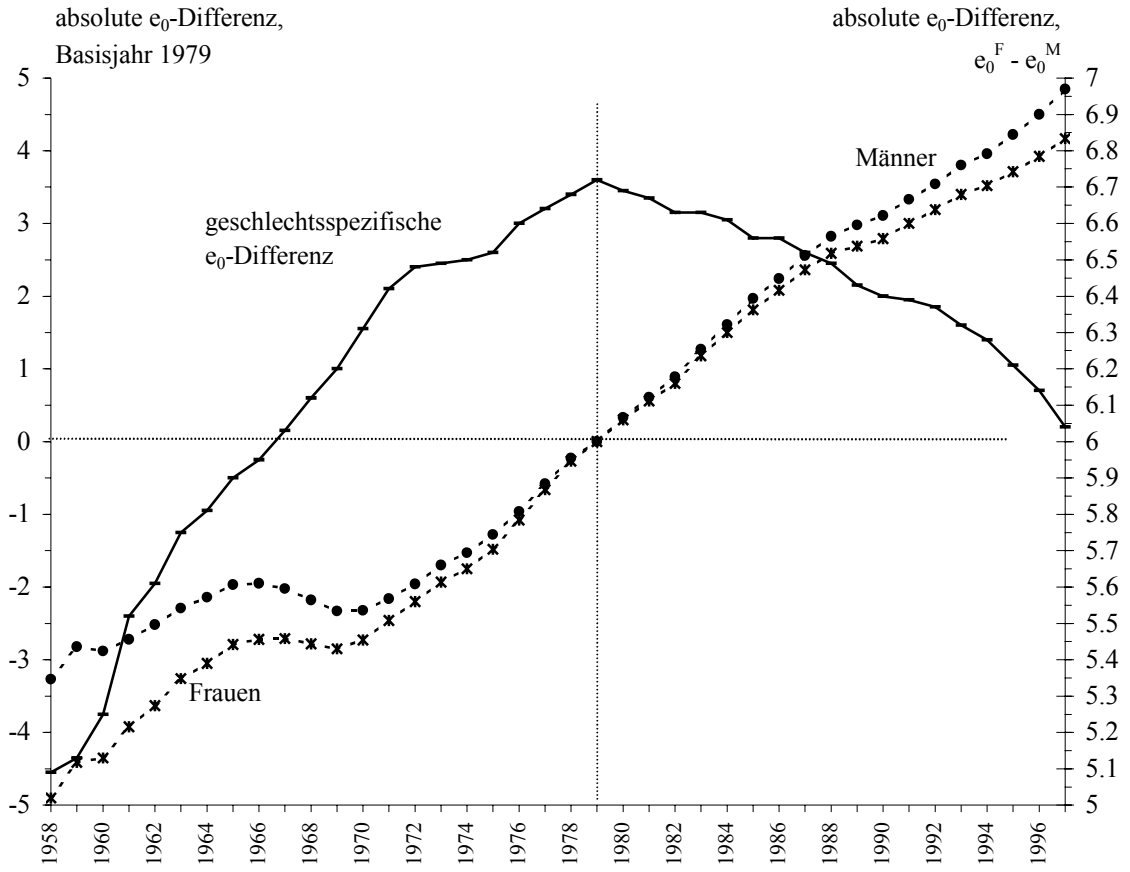
Quellen: Kaiserliches Statistisches Reichsamt, Statistisches Bundesamt

[1] Nach den offiziellen Bevölkerungsstatistiken gibt es heute weltweit nur acht Länder, in denen für die Männer eine höhere Lebenserwartung bei Geburt ausgewiesen ist: Afghanistan, Bangladesch, Guinea-Bissau, Mali, Mosambik, Namibia, Nepal und Simbabwe (Deutsche Stiftung Weltbevölkerung 2000). Jedoch sind die Daten aus den meisten Entwicklungsländern ausgesprochen unzuverlässig (Dinkel 1992, S. 74).

In den meisten Industriestaaten begann sich diese Differenz bereits nach dem Ersten Weltkrieg zu vergrößern (Stolnitz 1956, S. 25), besonders extrem in den USA sowie England und Wales (Wiehl 1938).

Allerdings beginnt sich dieser Unterschied mit Beginn der achtziger Jahre langsam zu verringern. In Abbildung 1.1 sind die hierfür verantwortlichen Prozesse dargestellt. Die durchgezogene Linie zeigt die Entwicklung der Differenz in der Lebenserwartung bei Geburt zwischen Frauen und Männern nach allen abgekürzten Sterbetafeln für das Gebiet der alten Bundesländer. An der rechten Y-Achse ist zu erkennen, dass sich diese von 1958 bis 1979 von 5,09 auf 6,72 Jahre erhöhte. Seit 1980 reduziert sich dann dieser Unterschied stetig bis 1997 auf 6,04 Jahre. Die Ursache für diesen Verlauf zeigen die Entwicklungen der durchschnittlichen Lebenserwartung für Frauen und Männer, die als Differenz vom Umschwungsjahr 1979 in gestrichelten Linien dargestellt sind (linke Y-Achse). Demnach erhöhte sich die Lebenserwartung bei Geburt bei den Frauen von 1958 bis 1979 deutlich stärker als bei den Männern, ab 1980 drehte sich dieser Trend dann um. Nun erzielen die Männer von Jahr zu Jahr größere Fortschritte als die Frauen, was zu der langsamen Reduzierung der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede führt.

Abbildung 1.1: Die Entwicklung des Parameters „durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt“ e_0 für Frauen und Männer der alten Bundesländer sowie der geschlechtsspezifischen e_0-Differenz von 1958 bis 1997



Daten: Statistisches Bundesamt; eigene Darstellung

Bezüglich der zukünftigen Entwicklung gibt es unterschiedliche Meinungen. Einige amerikanische Demographen gehen davon aus, dass sich die männliche Übersterblichkeit wieder vergrößern wird (Carter/Lee 1992), andere sagen dagegen ein weiteres langsames Schließen der Schere voraus (Bell et al. 1992). Ebenso gehen die entsprechenden Schätzungen über die zu erwartende Mortalitätsentwicklung in Deutschland auseinander. Während sich nach der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamts die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede bis 2050 weiter vergrößern sollen (Statistisches Bundesamt 2000), geht Birg (2000) bei seiner Mortalitätsprognose bis 2080 von einem leichten Rückgang der männlichen Übersterblichkeit aus.

In diesem Kapitel sollen einige der in der Literatur diskutierten möglichen Ursachen für die männliche Übersterblichkeit dargestellt werden, um im Anschluss die Bedeutung dieser Arbeit für die Erforschung der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede aufzuzeigen. Allerdings kann dieses Kapitel dem Leser lediglich einen begrenzten Einblick in die ausgesprochen große Vielfalt der diesbezüglichen Mortalitätsstudien ermöglichen und daher keinen Anspruch auf Vollständigkeit erheben. Weitere umfangreiche Literaturhinweise zu diesem Themenkomplex mit unterschiedlichen Schwerpunkten sind beispielsweise bei Carey und Lopreato (1995), Lang et al. (1994), Nathanson (1984), Waldron (1986) oder Wingard (1984) zu finden.

Die höhere Lebenserwartung der Frauen gegenüber den Männern ist in Europa bereits seit dem 18. und 19. Jahrhundert bekannt. Doch vor der Darstellung der verschiedenen Theorien und Erklärungsversuche für die männliche Übersterblichkeit sollte erwähnt werden, dass dies unter Umständen nicht schon immer der Fall war. Nach Gehrmann (1984) findet dieser Umschwung erst in der zweiten Hälfte des 17. Jahrhunderts statt. Stolnitz (1956) vermutet diesen Wendepunkt in vielen Ländern sogar erst im Verlauf des 19. Jahrhunderts. Vorher müsse man davon ausgehen, dass auch in Europa die Männer im Durchschnitt eine höhere Lebenserwartung als die Frauen hatten, wie es heute noch in einigen agrarisch geprägten Entwicklungsländern festzustellen ist (Johansson 1991, Ram 1993, United Nations Secretariat 1988, Waldron 1986, Wittwer-Backofen 1999; siehe auch Fußnote 1). Auch in den westlichen Ländern war bis Anfang des 20. Jahrhunderts in einigen Altersstufen eine weibliche Übersterblichkeit vorherrschend, wenngleich dies nicht zu einer die gesamte Lebensspanne betreffende niedrigeren Lebenserwartung für die Frauen führte (Stolnitz 1956). Eine überhöhte Frauensterblichkeit in der Alterstufe 30-35 zeigte sich z. B. in Deutschland noch bis 1927. Um die Jahrhundertwende kam die nächstjüngere Altersstufe dazu, nach dem Ersten Weltkrieg die nächstältere (Gehrmann 1984). Die gängigste Erklärung für eine möglicherweise einstige weibliche Übersterblichkeit ist die Müttersterblichkeit, da eine Schwangerschaft für die Frauen in der Vergangenheit nicht nur gefährlicher war, sondern die Frauen früher auch deutlich mehr Kinder bekamen als in der heutigen Zeit (Gehrmann 1984, Johansson 1991). Das gilt in gleichem Maße heute für die unterentwickelten Länder mit der niedrigsten Lebenserwartung bei Geburt (unter 60 Jahre), von denen fast die Hälfte eine weibliche Übersterblichkeit in den Altersstufen 15-24 und etwa ein Drittel im Alter 25-44 aufweisen (Heligman 1983). Dieses Mortalitätsrisiko der Frauen ist in den Industrieländern durch eine konsequente Gesundheitsfürsorge erheblich reduziert, nahezu eliminiert worden (Lang et al. 1994, Preston 1970). Ein ebenfalls in der Literatur zu findender Ansatz bringt eine insgesamt geringere Lebenserwartung der Frauen mit dem Modernisierungsgrad der Gesellschaft in Verbindung und ist sowohl auf die europäischen Verhältnisse vor dem 18. Jahrhundert als auch auf den heute existenten Unterschied zwischen den Industrie- und Entwicklungsländern anwendbar. Er erklärt die erhöhte Mädchensterblichkeit mit der soge-

nannten Sohnespräferenz, also die Bevorzugung der Knaben bezüglich Ernährung sowie medizinischer und emotionaler Fürsorge (Aaby 1998, Carey/Lopreato 1995, Dinkel 1984, Nathanson 1984). Am Ende des 19. Jahrhunderts war die weibliche Übersterblichkeit im Kinder- und Jugendalter sogar deutlich höher als die im jüngeren Erwachsenenalter (Stolnitz 1956). Als dritter Faktor wird schließlich angeführt, dass in den früheren landwirtschaftlich geprägten Gesellschaften die schwere Arbeit häufiger zwischen Mann und Frau aufgeteilt wurde, während mit dem Beginn der industriellen Gesellschaft die Aufgabe der Erwirtschaftung des Familieneinkommens mittels körperlicher Arbeit im wesentlichen dem Mann zufiel (Gehrmann 1984, Vallin 1995), so dass neben der Kindbettsterblichkeit früher bei den Frauen eine aus den Belastungen als Gattin, (mehrfacher) Mutter, Magd, Köchin, Wäscherin, Ladengehilfin, Stall- und Feldarbeiterin etc. resultierende vorzeitige körperliche Abnutzung als weiterer mortalitätserhöhender Faktor hinzukam (Imhof 1979).

Die Theorien über eine höhere weibliche Gesamtsterblichkeit in der Vergangenheit basieren jedoch entweder auf anhand von Familienrekonstruktionsdaten (Gehrmann 1984, Imhof 1979), aus Inschriften auf Grabsteinen (Macdonell 1913) oder aus paläodemographischen Untersuchungen (Acsádi/Nemeskéri 1970; Wittwer-Backofen 1987, 1989) gewonnenen Ergebnissen und sind daher nicht zuletzt wegen der zum Teil äußerst geringen Fallzahlen etwas fraglich.[2] Seit Mortalität tatsächlich mit amtlichen Daten gemessen wird, weisen die Männer in allen westlichen Gesellschaften eine geringere Lebenserwartung als die Frauen auf, wie dies in Schweden seit 1751 festzustellen ist (Tabutin 1978). Die einzige – schwer einzuordnende – Ausnahme stellt Irland dar, wo sich bis in die 1920er Jahre für die Männer eine höhere Lebenserwartung bei Geburt ergab (Stolnitz 1956).

1.1.2 Theorien und Erklärungsversuche für die männliche Übersterblichkeit

Die Erklärungsansätze für die geschlechtsspezifischen Mortalitätsdifferenzen lassen sich grob in zwei grundverschiedene Kategorien einordnen (siehe auch Büttner 1995; Lang et al. 1994; Nathanson 1984; Ram 1993; Wingard 1982, 1984):

1. Biologisch orientierte Erklärung: Frauen sind aufgrund biologischer bzw. genetischer Faktoren resistenter als Männer;
2. Verhaltens- und umweltorientierte Erklärung: Männer verhalten sich weniger gesundheitsbewusst und sind mehr umweltspezifischen Risiken ausgesetzt als Frauen.[3]

Früher suchten die Vertreter der verschiedenen Wissenschaftsdisziplinen die Ursachen ausschließlich in ihrem Forschungsbereich: „the biologist sees hormones; the epidemiologist, risk factors; and the sociologist, social roles and structural constraints“ (Nathanson 1984, S. 196). Die ersten Erklärungen waren schließlich biologische (z. B. Casper 1835), die dann aber immer mehr in den Hintergrund traten, wodurch die verhaltens- und umweltorientierte Ursachensuche stärker ins Zentrum rückte (Nathanson 1984, Ruzicka 1989). Bei der Letzteren stellt die Trennung der einzelnen sozio-ökonomischen

---

2 Zu Quellen und Methoden der Datengewinnung in der Paläo- und in der Historischen Demographie siehe Acsádi/Nemeskéri 1970, Henry/Blum 1988, Hollingsworth 1969 und Imhof 1977.

3 Stillion (1985) beschreibt die psychosozialen Theorien zur Erklärung der männlichen Übersterblichkeit als dritten Erklärungskomplex. Allerdings decken sich die dort aufgeführten Argumente weitestgehend mit den in dieser Arbeit als verhaltensorientierte Hypothesen bezeichneten Erklärungsansätzen.

Faktoren die größte Schwierigkeit dar, weil diese fast alle miteinander in Verbindung stehen (Ruzicka 1989). Dennoch konzentrieren sich die meisten diesbezüglichen Studien auf die Erklärung durch geschlechtsspezifische Verhaltensweisen und durch unterschiedliche Einwirkung der Umweltbedingungen auf die Geschlechter; dies nicht zuletzt, weil Männern in fast allen Kulturen bereits von Kindesalter an eine andere Rolle zugewiesen wird als Frauen (Johansson 1991, Klotz et al. 1998, Waldron 1986). Wenngleich verschiedene Verhaltensweisen bereits als tatsächliche Risikofaktoren mit der Entstehung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsdifferenzen in Verbindung gebracht wurden – wie z. B. Zigaretten- und überhöhter Alkoholgenuss (Breslow/Breslow 1993, Lopez et al. 1995, Ruzicka 1989, Vallin 1995, Waldron 1986) – untersuchen die meisten Studien nur einige wenige spezielle Verhaltensweisen und dies in der Regel auf einen bestimmten Zeitraum begrenzt. Andere mögliche Einflussfaktoren werden bei dieser Vorgehensweise jedoch automatisch ausgeschlossen (Wingard 1982).

Bei der Suche nach den verantwortlichen Ursachen für die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede finden zwei verschiedene Datenquellen Verwendung: Amtliche Bevölkerungsstatistiken und Bevölkerungsstichproben. Studien, die Bevölkerungsstatistiken auswerten, werden dadurch eingeschränkt, dass die benötigten Informationen nur in aggregierter Form vorliegen und nicht auf Individualebene zur Verfügung stehen. Eine Möglichkeit mit derartigen Daten den Einfluß von Verhaltensweisen zu untersuchen ist die Analyse der geschlechtsspezifischen Mortalitätsdifferenzen innerhalb der menschlichen Lebensspanne oder die Auswertung der Todesursachenstruktur. Eine weitere Möglichkeit der Untersuchung des Einflusses von Verhaltensweisen mittels amtlicher Bevölkerungsstatistiken ist die Analyse von Entwicklungen innerhalb einer Bevölkerung wie beispielsweise die Veränderung der Raucherzahlen. Ebenso wurden mit dieser Datenquelle der Einfluß von Familienstand oder die Theorie der ungleichen Selektion der beiden Weltkriege als Ursache für die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede untersucht; auch diese beide Theorien werden im folgenden noch näher dargestellt. Mit Hilfe von Bevölkerungsstichproben werden dagegen konkrete individuelle Verhaltensweisen in Folge von geschlechtsspezifischen Rollen in der Gesellschaft oder unterschiedlichen sozio-ökonomischen Belastungen, sowie die bei Männern und Frauen unterschiedliche Wirkung von sozialer Schichtzugehörigkeit als mögliche Ursachen für die unterschiedliche Lebenserwartung von Frauen und Männern diskutiert. Einige dieser Theorien sollen im folgenden kurz erläutert werden, um dem Leser einen kleinen Einblick in einige der zahlreichen Aspekte der diesbezüglichen Mortalitätsforschung zu geben. Allerdings ist es nicht möglich, alle angeführten Erklärungsansätze völlig voneinander zu trennen, da sie zum Teil in ihrer Argumentation aufeinander aufbauen bzw. logisch miteinander verknüpft sind. Die folgende Aufteilung der Theorien ist also nicht als strikte Gedankentrennung zu verstehen, sondern soll die Vielfalt der möglichen Ursachen für die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede aufzeigen.

1.1.2.1 Verhaltens- und umweltorientierte Erklärungsansätze

1.1.2.1.1 Geschlechtsspezifische Mortalitätsunterschiede innerhalb der menschlichen Lebensspanne und der Todesursachenstruktur

Die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede innerhalb der menschlichen Lebensspanne und der Todesursachenstruktur dienen in der Regel als Hintergrund der Theoriebildung verhaltens- und umweltorientierter Erklärungsansätze. Mit derartigen Fragestellungen befasst sich beispielsweise eine Veröffentlichung des United Nations Secretariat (1988), in der aus den Daten von 30 Industriestaaten die Beiträge der einzelnen Altersstufen zur gesamten geschlechtsspezifischen Differenz in der Lebenserwartung zu Beginn der 80er Jahre ermittelt werden (Tab. 1.2).

Tabelle 1.2: Beitrag der einzelnen Altersstufen zur geschlechtsspezifischen Differenz im Parameter Lebenserwartung bei Geburt von durchschnittlich 6,6 Jahren in 30 Industriestaaten um 1980

	Beitrag der Altersstufen zur geschlechtsspezifischen Differenz der Lebenserwartung bei Geburt			Beitrag der Altersstufen zur Geschlechtsspezifischen Differenz der Lebenserwartung bei Geburt	
Altersstufe	in Jahren	in Prozent	Altersstufe	in Jahren	in Prozent
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0	0,2	3,6	35-44	0,4	6,6
1-4	0,04	0,6	45-54	0,9	12,9
5-14	0,08	1,2	55-64	1,4	21,4
15-24	0,4	6,1	65-74	1,6	24,5
25-34	0,3	5,2	75+	1,2	17,8

Quelle: United Nations Secretariat 1988, S. 75 und S. 78

Demnach werden die Vorteile der Frauen gegenüber den Männern mit zunehmendem Alter größer. Während in den Altersstufen 1-14 keine wesentlichen Mortalitätsunterschiede festzustellen sind, liefern die Altersstufen 45-74 den größten Beitrag zu den geschlechtsspezifischen Unterschieden im Parameter Lebenserwartung bei Geburt. Die Veränderung in den Altersstufen 15-34 von einer weiblichen Übersterblichkeit noch zu Beginn dieses Jahrhundert (siehe Kap. 1.1.1) hin zur männlichen ist vor allem auf die Zunahme von Unfällen (insbesondere Verkehrsunfällen) bei den Männern und einem gleichzeitigen Rückgang der Müttersterblichkeit zurückzuführen (Nathanson 1984, Waldron 1986). Diese Unterschiede sind heute so groß, dass bei Betrachtung der altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten die männliche Übersterblichkeit im jungen Erwachsenenalter am ausgeprägtesten ist

(Andreev 2000, Rogers et al. 2000, Waldron 1993, Wingard 1984).[4] Laut Unfallstatistik des Jahres 1994 wurden in der Bundesrepublik im Straßenverkehr pro 100.000 Einwohner 18,3 Männer gegenüber 6,4 Frauen getötet, wobei Alkoholeinfluss bei Männern als Unfallursache elfmal häufiger als bei Frauen im Spiel war (Klotz et al. 1998).

Coale (1996) stellt fest, dass auch die gesamten Gewinne in der Lebenserwartung im Lauf der Mortalitätsentwicklung des 20. Jahrhunderts bei den Frauen in allen Altersstufen deutlicher ausfallen, wohingegen sich diesbezüglich bei den Männern eine große Diskrepanz zeigt. Dabei verschoben sich die Haupteinflüsse für die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede innerhalb der menschlichen Lebensspanne mit der Zeit vom Säuglings- und Kinderalter bis Anfang der 30er Jahre zunehmend in die heute zu beobachtenden Altersgruppen; eine Entwicklung, deren Fortschreiten bis heute zu beobachten ist (Büttner 1995, Mackensen 1989, Myers 1984, Nathanson 1984, United Nations Secretariat 1988). Hierin sieht Lopez (1984) einen wesentlichen Grund für die in den letzten Dekaden stärker wachsende Differenz in der Lebenserwartung von Männern und Frauen, da Männer von der früheren Reduktion der Säuglingssterblichkeit aufgrund der Tatsache, dass diese bei männlichen stets höher als bei weiblichen Neugeborenen ist, stärker profitierten als die Frauen. Für das Ausmaß der Mortalitätsfortschritte bedeutet diese Entwicklung eine Reduzierung der Verbesserungen der gesamten Lebenserwartung mit der Zeit, denn während ein geretteter Säugling noch viele weitere Jahre durchlebt, fällt ein vom Tod geretteter Greis kurze Zeit später einem anderen Risiko zum Opfer, so dass im letzteren Fall effektiv weniger Lebensjahre gerettet werden als im ersten (Dinkel 1984, Mackensen 1989). Dinkel (1992) gelangt durch eine Analyse der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede der Geburtsjahrgänge in Deutschland zu dem Ergebnis, dass die Übersterblichkeit von Männern infolge der allgemeinen Sterblichkeitsreduktion etwa bis zum Alter von 25 Jahren für die nach 1900 geborenen Jahrgänge sogar zurückgegangen ist. Gleiches gilt aber nicht mehr für die Altersstufen oberhalb von 50 Jahren. Es hat den Anschein, als wäre die Übersterblichkeit dort besonders bei jenen Männerjahrgängen ausgeprägt, die in beiden Weltkriegen und deren langfristigen Konsequenzen involviert waren (Dinkel 1992, siehe auch Kap. 1.1.2.1.6).

Die Veränderungen der Mortalitätsschwerpunkte innerhalb der menschlichen Lebensspanne sind eine Folge der im Laufe der Zeit veränderten Todesursachenstruktur. Früher überwogen verschiedene Infektionskrankheiten bei den Todesursachen, wovon vermehrt vor allem jüngere Frauen betroffen waren, während heute die Herz-Kreislauferkrankungen dominieren, die damit auch von allen Todesursachen den größten Beitrag zu den geschlechtsspezifischen Mortalitätsdifferenzen liefern (Johansson 1991, Klotz et al. 1998, Trovato/Lalu 1998). Dies zeigt sich daran, dass die männliche Übersterblichkeit in diesen Todesursachenkategorien in den Altersstufen 25-74 im 20. Jahrhundert sich fast identisch wie in der Gesamtsterblichkeit entwickelte (Nikiforov/Mamaev 1998). Der Veröffentlichung des United Nations Secretariat (1988) ist zu entnehmen, dass der geschlechtsspezifische Unterschied in der Lebenserwartung bei Geburt zu Beginn der 80er Jahre zu 40% durch Herz-Kreislauferkrankungen verursacht wird, zu 18% durch Neubildungen, zu 19% durch unnatürliche Todesursachen und zu 10%

[4] Dieses Ergebnis steht nicht im Widerspruch zu der oben genannten Betrachtung des Parameters Lebenserwartung bei Geburt, da die altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten für jedes exakte Alter (bzw. Altersintervall) allein berechnet werden, die Werte für die Lebenserwartung bei Geburt aber aus einer multiplikativen Verknüpfung aller Sterbe- bzw. Überlebenswahrscheinlichkeiten resultieren (siehe ausführlich Kap. 2).

durch Erkrankungen der Atemwege (siehe auch Waldron 1995). Die meisten Autoren gehen davon aus, dass die heute dominierenden Todesursachen überwiegend mit den als eher männlich geltenden Verhaltensweisen (Rauchen, überhöhter Alkoholgenuss, sehr fetthaltige Ernährung, Tätigkeit in gesundheitsgefährdenden Berufen) in Verbindung stehen (u. v. a. Blum 1990, Holden 1983, Johansson 1991, Nathanson 1984, Vallin 1995, Waldron 1986).

1.1.2.1.2 Die Theorie der „individal freedoms"

Zur Darstellung des Zusammenhangs von geschlechtsspezifischen Verhaltensweisen und unterschiedlichen Mortalitätsrisiken soll hier nur eine von vielen Theorien aufgezeigt werden. In seiner Arbeit übernimmt Johansson (1991) die bereits von Dasgupta (1990) angewandte Hypothese, dass sich individuelles Verhalten in „positive freedoms" (aus persönlicher Entscheidungsfreiheit bzw. gesellschaftlichen Verhaltensmustern resultierende Verhaltensweisen, die auf eine Langzeitwirkung zielen) und „negative freedoms" (Verhaltensweisen, die den Wohlstand nur in kurzlebige Wirkungen umsetzen) aufteilen lässt, wobei letztere nach Johansson bei Männern wesentlich häufiger anzutreffen sind als bei Frauen.[5] Das Ausmaß und die Umsetzung dieser „individual freedoms" sind kulturell bestimmt und haben zu unterschiedlichen Zeiten unterschiedliche Wirkungen. So führte in der Vergangenheit eine Konzentration auf die negative freedoms zu geringerer Mortalität, weil überwiegend Infektionskrankheiten als Todesursache vorherrschten und sich vor allem in den unteren Altersstufen auswirkten, während aufgrund der heutigen Todesursachenstruktur eher die positive freedoms das Mortalitätsrisiko in den am stärksten betroffenen oberen Altersstufen senken. Demnach entscheiden nach Johansson die jeweiligen von ihm als „disease environments" bezeichneten (aus dem Modernisierungsgrad der Gesellschaft resultierenden und durch die vorherrschenden Todesursachen charakterisierten) äußeren Umstände, welche Verhaltensweise sich im Gesamtkontext positiver auf die Lebenserwartung auswirkt. Das hat zur Folge, dass der ideale von den äußeren Umständen unabhängige Lebensstil, nach dem in der Literatur häufig gesucht wird, gar nicht existiert. Da sich jedoch sowohl die disease environments als auch der Umgang mit den individual freedoms mit der Zeit verändern, ist es nach Johansson (1991) ebenso unmöglich, zeitinvariante Erklärungen für die Entwicklung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede zu finden.

Zu dem Konzept der individual freedoms gehört der im Vergleich zu den Frauen in der Regel erhöhte Zigaretten- und Alkoholkonsum der Männer ebenso wie die bereits mehrmals in der Literatur angeführte Beobachtung, dass Frauen häufiger wegen kleinerer und ungefährlicher Krankheiten Ärzte aufsuchen als Männer, was die Vermutung nahe legt, dass auch schwerere Krankheiten bei Frauen früher festgestellt und dadurch erfolgreicher behandelt werden (Lang et al. 1994). Zu der Frage, ob dies ebenfalls ein Faktor für die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede ist, gibt es allerdings kontroverse Meinungen (Dinkel 1984, Johansson 1991, Verbrugge 1985). Daneben sind hier die deutlichen geschlechtsspezifischen Ernährungsunterschiede anzuführen. In den Industrieländern neigen die Männer infolge ungesunder und unkontrollierter Ernährung in einem viel höheren Maße zur Fettleibigkeit

[5] Dieses Konzept stammt eigentlich nicht von Dasgupta selbst, sondern von I. Berlin und wird von Dasgupta bei der Suche nach Indikatoren für den sozialen Wohlstand übernommen (Dasgupta 1990, S. 16ff).

als Frauen, was zu dem in Kap. 1.1.2.1.1 dargestellten erhöhten Sterberisiko der Männer an Herz-Kreislauferkrankungen nicht unwesentlich beiträgt (Klotz et al. 1998).

1.1.2.1.3 Das unterschiedliche Rauchverhalten von Frauen und Männern

Die große Mehrzahl der Studien über die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede konzentriert sich im speziellen auf das Rauchverhalten (siehe z. B. Payne 2001). Die wesentlich höhere Sterblichkeit der Männer an Lungenkrebs und Herzversagen (United Nations Secretariat 1988, Waldron 1976) ist ein Indikator dafür, dass dieser Faktor wahrscheinlich den größten Beitrag zur Ausweitung der männlichen Übersterblichkeit leistet (Holden 1983, Hummer et al. 1998, Nathanson 1984, Retherford 1975, Rogers et al. 2000, Waldron 1985). So gelangt Burbank (1972) bei einer Auswertung der US-amerikanischen Bevölkerungsstatistiken zu dem Ergebnis, dass die Veränderungen der Lungenkrebssterbeziffern US-amerikanischer Frauen und Männer exakt mit den Veränderungen im geschlechtsspezifischen Rauchverhalten einhergehen. Aufgrund dieser Erkenntnisse untersucht Nathanson (1995) mit Hilfe von Daten aus 22 Industrieländern die Hypothese, dass die Angleichung der gesellschaftlichen Stellungen von Mann und Frau zu erhöhten Raucher- und Berufstätigenanteilen bei den Frauen und damit auch zu einer erhöhten Frauenmortalität führt. Sie stellt fest, dass das Ausmaß der Zunahme der Lebenserwartung im Alter 40 von Frauen zwischen 1970 und 1988 tatsächlich sowohl mit dem zunehmenden Anteil berufstätiger als auch rauchender Frauen in diesen Jahren in negativem Zusammenhang steht, d. h., je größer der Anteil berufstätiger und rauchender Frauen in diesem Zeitraum wurde, desto geringer war der Fortschritt in der Lebenserwartung (siehe auch Trovato/Lalu 1998 und Wingard 1984). Zu einem identischen Ergebnis gelangen Hummer et al. (1998), die in ihrer Studie nicht nur grob zwischen Rauchern und Nichtrauchern trennen, wie dies bei den meisten Untersuchungen der Fall ist, sondern insgesamt fünf Raucher-Subgruppen unterscheiden. Ihre Auswertung des 1986 National Mortality Followback Survey, sowie der National Health Interview Surveys der Jahre 1985 und 1987 erbringt das Resultat, dass bei den Frauen mit zunehmendem Raucheranteil auch die Sterblichkeit an Lungenkrebs und sonstigen Atemwegskarzinomen ansteigt. Darüber hinaus können sie feststellen, dass Rauchen gerade bei jungen erwachsenen Männern zu einem höheren Mortalitätsrisiko führt als bei gleichaltrigen Frauen (siehe auch Preston 1970). So liegen die Sterbeziffern bei den leichten Rauchern auf männlicher Seite näher an den Werten der starken Raucher, während leicht rauchende Frauen sich hier nur unwesentlich von den Nichtraucherinnen unterscheiden.

Auch bei den Analysen von Bevölkerungsstichproben wurde das Rauchverhalten am häufigsten untersucht. Auf diese Weise stellen beispielsweise Hammond (1966) oder Johnson (1977) fest, dass Rauchen ein Risikofaktor für beide Geschlechter ist, aber eben in größerem Ausmaß für die Männer. Miller/Gerstein (1983) gelangen bei ihrer Arbeit sogar zu dem Ergebnis, dass die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der Gruppe der Nichtraucher bei Ausschluss von Ex-Rauchern sowie Todesfällen durch Unfälle, Morde und Selbstmorde völlig verschwinden. Allerdings lassen die Methodik der Telefoninterviews mit den Angehörigen der in Todesanzeigen erfassten Sterbefälle sowie mit einer 2%igen Stichprobe der Lebendbevölkerung der Stadt Erie in den Jahren 1972-74 und die geringen Fallzahlen die Bedeutung der Ergebnisse in Frage stellen.

1.1.2.1.4 Die sozio-ökonomische Stressbelastung

Bezüglich der Herz-Kreislauferkrankungen gilt der bei Frauen und Männern unterschiedliche soziale und berufliche Stress als Auslöser der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede. Als Hauptursache wird der von Jenkins (1976) beschriebene sogenannte (Verhaltens-) „Typ A“ angeführt, dessen Zusammenhang mit ischaemischen Herzerkrankungen bereits häufiger nachgewiesen wurde (Hayes/Feinleib 1980, Nathanson 1984, Waldron 1986). Personen des Typs A sind gekennzeichnet durch intensives Leistungsbemühen, (Kampf um) Wettbewerbsfähigkeit, leicht zu provozierende Ungeduld, (chronischen) Zeitmangel, Hektik, die durch Gestik und Sprache zum Ausdruck kommt, berufliche Überlastung sowie übermäßige Dynamik und Feindseligkeit (Jenkins 1976). Nach Nathanson (1984) ist der Typ A in westlichen Gesellschaften überwiegend bei Männern anzutreffen, da er in der Regel in Verbindung mit Berufstätigkeit steht und Frauen infolge des geringeren Anteils an der berufstätigen Bevölkerung insgesamt betrachtet seltener den damit verbundenen Belastungen ausgesetzt sind. Allerdings weist Nathanson darauf hin, dass für diese intuitiv glaubhafte Hypothese ein sicherer Nachweis als tatsächliche Ursache für die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede noch fehlt.

Auf der anderen Seite gibt es auch Faktoren, die gegen die These vom größeren und damit sterblichkeitserhöhenden Stress für Männer sprechen. So sollte beispielsweise Kindererziehung nicht weniger Stress erzeugen als Berufstätigkeit. Ebenso war der geschlechtsspezifische Unterschied in der Lebenserwartung in der ehemaligen DDR, wo Frauen zu gleichen Anteilen berufstätig waren wie Männer und eher eine Mehrfachbelastung trugen, nur unwesentlich geringer als in den alten Bundesländern (Dinkel 1992a).

1.1.2.1.5 Der Einfluss des Familienstands

Bereits verschiedene Studien haben herausgefunden, dass verheiratete Personen deutlich besser überleben als unverheiratete. So stellt beispielsweise Gärtner (1990) mit deutschen Bevölkerungsdaten fest, dass verheiratete Männer eine signifikant niedrigere Sterblichkeit gegenüber allen anderen Familienständen aufweisen, Ledige gegenüber Verwitweten und Geschiedenen. Auch bei den Frauen ergibt der Signifikanztest eine niedrigere Mortalität der Verheirateten im Vergleich zu den übrigen Familienständen. In der Regel wirkt sich dieser Effekt jedoch bei den Männern etwas deutlicher aus als bei den Frauen (Nathanson 1984). Dies liegt zum Teil daran, dass es anteilsmäßig wesentlich mehr verheiratete Männer als Frauen gibt (Rogers 1995b). Darüber hinaus hinterlässt der Verlust des Ehepartners bei Männern extremere Folgen als bei Frauen. Bei einer Untersuchung von allen über 1,5 Millionen verheirateten Männern und Frauen in Finnland konnten Martikainen und Valkonen (1996) feststellen, dass es beim Verlust des Ehepartners bei Männern zu einem mehr als doppelt so hohen relativen Anstieg der Sterblichkeit kommt wie bei den Frauen.

Zur Erklärung des Familienstandseffekts gibt es verschiedene Hypothesen. Die „Protektionstheorie“ führt den Familienstandseffekt darauf zurück, dass Verheiratete ein geregelteres Leben führen, insbesondere geregelter essen und insgesamt einen gesünderen Lebensstil (geringerer Zigaretten- und Alkoholkonsum, weniger riskantes Verhalten im Straßenverkehr oder Freizeitbereich, häufigere Arztbesuche, usw.) pflegen als Alleinstehende. Hinzu kommen eine in der Regel größere emotionale Ausge-

glichenheit mit einer Reihe physiologischer Konsequenzen sowie die partnerschaftliche Versorgung im Krankheitsfall und der Hilferuf durch den Ehepartner im Notfall. Demgegenüber steht die „Selektionshypothese“, nach der gesündere Personen lediglich größere Heiratschancen besitzen und folglich die unverheiratete Bevölkerung zu einem größeren Teil aus gesundheitlich benachteiligten Individuen besteht (Gärtner 1990, Johansson 1991, Klein 1993). Ihr widerspricht aber das im Vergleich zu den Verheirateten höhere Mortalitätsrisiko der Verwitweten und Geschiedenen, die ja ebenfalls einst verheiratet waren. Drittens konnte schließlich festgestellt werden, dass verheiratete Personen mehr soziale Kontakte besitzen und somit in der Regel sozio-ökonomisch höher gestellt sind als Unverheiratete (Rogers 1995b).

1.1.2.1.6 Die ungleiche Selektion der beiden Weltkriege

Eine von den bisherigen Hypothesen und Feststellungen völlig unabhängige Theorie ist die Erklärung der gerade ab 1960 in Deutschland permanent größer werdenden Unterschiede in der Lebenserwartung von Männern und Frauen mit der „Wirkung eines Krieges auf die Risikoselektion und die Überlebensverhältnisse von Männern“ (Dinkel 1984, S. 493). Der Grundgedanke dieser von Dinkel (1984) ausführlich dargelegten Theorie ist, dass selbst bei Herausnahme der Kriegssterbefälle in der amtlichen Statistik noch lange nicht vom Ereignis Krieg unabhängige Sterblichkeitsrisiken berechnet werden, weil Kriegsereignisse die überlebenden Frauen und Männer auf unterschiedliche Weise selektieren. Bei Frauen zeigen sich Veränderungen der Sterblichkeit während und unmittelbar nach den beiden Weltkriegen aufgrund verschlechterter Ernährung, Hygiene, medizinischer Versorgung und einiger anderer Faktoren. Allerdings sind hiervon überwiegend die sogenannten „schlechteren Risiken“ betroffen, d. h. die körperlich und gesundheitlich schwächeren Personen, während ein Krieg bei Männern das Gegenteil bewirkt. So sind die an der Front stehenden Soldaten in der Regel die gesünderen Männer, was zur Folge hat, dass die schlechteren gesundheitlichen Risiken dieser Todesursache relativ weniger ausgesetzt sind und dadurch häufiger überleben. Das Fehlen dieser durch den Krieg ausselektierten guten Risiken in jungen Jahren bewirkt schließlich bei der Nachkriegsbevölkerung, dass die Menge der überlebenden Männer tendenziell früher stirbt, als dies eine nicht vorselektierte Bevölkerung tun würde. Diese Argumentation wird zum einen dadurch bekräftigt, dass Deutschland im Zweiten Weltkrieg in einzelnen Geburtsjahrgängen bis zur Hälfte seines vorherigen Bestandes verlor, und zum anderen infolge der Kriegseinwirkung wie Verletzungen, psychische Belastungen, Mangelernährung oder gesundheitliche Gefährdungen durch russische Kriegswinter auch die überlebenden vormals guten Risiken beeinträchtigt wurden. Da aber auch relativ schlechte Risiken 50 oder 60 Lebensjahre erreichen und erst dann verstärkt sterben, wirkt sich diese doppelte Veränderung der Gesundheitslage vom Krieg betroffener männlicher Geburtsjahrgänge nicht gleich nach Kriegsende aus. Damit wäre auch erklärt, warum die Übersterblichkeit der Männer nicht schon 1950, sondern erst ab 1960 anwächst (Dinkel 1984). Allerdings räumt Dinkel ein, dass diese Argumentation für Deutschland durch den Umstand beeinträchtigt wird, dass in einzelnen Geburtsjahrgängen mehr neue Mitglieder zuwanderten als vorher im Krieg starben.

Auch Horiuchi (1983) geht von einer Kriegseinwirkung auf die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede aus, sieht jedoch andere Zusammenhänge für die Entstehung der „long-term effects of

war on mortality“ (Horiuchi 1983, S. 80), die für die vom Krieg betroffene Gesamtbevölkerung auch von Höhn (1996) und Haudidier (1996) herausgestellt werden. Horiuchi (1983) stellt bei einer Untersuchung der überlebenden Deutschen beider Weltkriege fest, dass die jeweils zu Kriegsende jugendlichen Männer später eine deutlich erhöhte Mortalität in den mittleren Altersstufen aufweisen, wobei sich der Peak mit steigendem Geburtsjahrgang im Alter weiter nach hinten verschiebt. Bei den deutschen Frauen ist eine derartige Erscheinung dagegen nicht zu erkennen. Ähnliches lässt sich - wenn auch nicht in gleichem Ausmaß - bei den anderen kriegsführenden Ländern der beiden Weltkriege beobachten. Horiuchi erklärt das Phänomen mit der schlechten Ernährungssituation der Bevölkerung in den ersten Nachkriegsjahren. Durch eine Mangelernährung werden die Blutgefäßstrukturen beeinträchtigt, was sich aber erst in den Altersstufen auswirkt, in denen die Herz-Kreislauferkrankungen die häufigste Todesursache darstellen. Das betrifft gerade die am Kriegsende Jugendlichen am meisten, da die Defizite durch Unterernährung in den letzten Wachstumsaltern später nicht mehr ausgeglichen werden können, wie es dagegen bei kleineren Kindern der Fall ist. Die Feststellung, dass sich dies jedoch ausschließlich beim männlichen Geschlecht auswirkt, erklärt Horiuchi mit der Fähigkeit der Frauen, in ihrem Körper mehr Fett speichern zu können als dies für Männer möglich ist.

1.1.2.1.7 Der Einfluss der Schichtzugehörigkeit

Eine weitere in der Literatur anzutreffende Theorie besagt, dass soziale Schichtunterschiede die entscheidenden Determinanten der Mortalitätsverhältnisse sind und damit auch die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Lebenserwartung wesentlich beeinflussen. Rogers (1995b) stellt z. B. fest, dass die Auswirkungen der Schichtzugehörigkeit deutlich stärker sind als die des Familienstands (Kap. 1.1.2.1.5). Eine von Klein (1993) durchgeführte Auswertung des sozio-ökonomischen Panels liefert Hinweise, dass sowohl die allgemeinen wohlstandsabhängigen Lebensbedingungen wie auch die Arbeitsbedingungen für die Unterschiede in der Lebenserwartung der sozialen Schichten verantwortlich sind. Für einen Einfluß der Arbeitsbedingungen spricht, dass die Lebenserwartungsunterschiede nach Schichtzugehörigkeit bei den Männern ausgeprägter sind als bei den Frauen und gerade bei Männern mit dem Alter abnehmen, was nach Klein eine Folge von Karriereaufstieg und damit verbundenen weniger gefährlichen Tätigkeiten ist. Für einen Wohlstandseffekt spricht andererseits, dass die Berufsposition des Ehemanns dennoch, wenn auch in schwächerer Form, die Lebenserwartung der Frau beeinflusst und bei den Männern auch im Alter noch bedeutsam ist (Klein 1993). Diesen positiven Einfluß des sozio-ökonomischen Status des Ehepartners konnten auch McDonough et al. (1999) anhand der Panel Study of Income Dynamics nachweisen. Allerdings ergab sich bei den Männern ein genau umgekehrter Zusammenhang, wenngleich die Autoren dieses Ergebnis nicht uneingeschränkt verallgemeinern und unter Umständen auf datenimmanente Verzerrungen zurückführen.

Für Vallin (1995) liegt der ausgeprägtere Effekt der Schichtzugehörigkeit bei Männern jedoch daran, dass sich die Frauen mehr in der Mittelschicht konzentrieren, während sich die Männer wesentlich stärker in beide Extreme aufteilen (siehe auch Rogers et al. 2000). Diese These unterstützen die Ergebnisse der Arbeit von McDonough et al. (1999), die bezüglich des Zusammenhangs von sozio-ökonomischen Status und Mortalität keine Geschlechterunterschiede feststellen können. Nach Vallin (1995) gibt es drei Typen von Determinanten, die für die Entstehung der unterschiedlichen Mortalität

der sozialen Gruppen verantwortlich sind, nämlich erstens die Selektion nach dem Gesundheitsstand (Vallin vertritt die Ansicht, dass gesündere Personen leichter einen höheren Bildungsabschluss erreichen und davon letztlich auf beruflicher und gesellschaftlicher Ebene profitieren können), zweitens die Lebensverhältnisse (wie Wohnqualität, Lebensstandard und Arbeitsbedingungen), die sich sowohl positiv als auch negativ auf den Gesundheitszustand auswirken können und schließlich drittens das individuelle Verhalten, welches die positiven und negativen Wirkungen der ersten beiden Ursachentypen erhöhen oder vermindern kann. Bei seiner Untersuchung der französischen Zensuspopulation des Jahres 1975 stellt er fest, dass die sozio-ökonomischen Strukturen innerhalb der Geschlechtergruppen selbst keinerlei Einfluß auf die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede haben und folgert daraus, dass Männer innerhalb der einzelnen Berufsgruppen die gefährlicheren Tätigkeiten ausüben müssen; eine Meinung, die auch von Johansson (1991) vertreten wird. Vallin geht davon aus, dass bei der Männerübersterblichkeit insgesamt zwar viele verschiedene Ursachen zusammenfallen, aber sicherlich keine biologischen. Für ihn sterben Männer nicht früher, weil sie Männer sind, aber ihr Schicksal wird bereits im Mutterleib mit der Festlegung des Geschlechts bestimmt (Vallin 1995, S. 192). Dem steht aber wiederum entgegen, dass sich in den letzten Jahrzehnten die Lebensbedingungen für beide Geschlechter immer mehr angleichen, die männliche Übersterblichkeit aber zu- und nicht abnimmt (Dinkel 1984, Johansson 1991). Vallin (1995) erklärt dies mit dem trotz der Angleichung der gesellschaftlichen Rollen völlig unterschiedlichen Umgang von Männern und Frauen mit dem eigenen Körper:

> „[...] men and women differ in the attitude they have towards their own body, and thus their health. The consequence of extolling feminity or virility are radically different: the pursuit of beauty does not follow the same course as that of strength and power. In the former case, you must stay young and healthy as long as possible, in the latter you must prove yourself and face the risk early“ (Vallin 1995, S. 180).

Nathanson und Lopez (1987) stellen fest, dass das Ausmaß vieler der hier bereits diskutierten verhaltensbedingten Risikofaktoren, vor allem das Rauchen, mit der Schichtzugehörigkeit variiert. Demnach sind die diesbezüglichen geschlechtsspezifischen Unterschiede in den unteren sozialen Schichten wesentlich ausgeprägter als in Mittel- und Oberschicht, so dass in letzteren auch die Mortalitätsunterschiede zwischen Frauen und Männern verringert sein sollten, was im wesentlichen auf die deutlich gesundheitsbewußtere Lebensführung sozial höhergestellter Männer zurückzuführen ist (Nathanson/Lopez 1987, S. 133). Da Männer in der Oberschicht anteilig stärker vertreten sind als Frauen, könnte sich die männliche Übersterblichkeit statistisch unter Umständen sogar geringer darstellen, als sie tatsächlich ist (Rogers et al. 2000).

1.1.2.2 Die biologischen Erklärungsansätze

1.1.2.2.1 Prä- und neonatale Sterblichkeit

Im Vergleich zu der großen Menge an Arbeiten, die versuchen, die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede durch Verhaltsweisen und Umwelteinflüsse zu erklären, untersuchen relativ wenige Studien die These, dass Frauen aufgrund biologischer Faktoren länger leben als Männer. Eine der wichtigsten Stützen der biologischen Perspektive ist, dass männliche Kinder bereits im pränatalen und Säuglingsalter höhere Sterbeziffern aufweisen, was bestimmt nicht auf geschlechtsspezifische Verhaltensweisen zurückgeführt werden kann (Dinkel 1984, 1992; Waldron 1986). Allerdings wurde die eigentlich seit langem angenommene Übersterblichkeit männlicher Föten (Holden 1987) bezüglich der Zeit vor dem siebten Schwangerschaftsmonat durch jüngere Untersuchungen in Frage gestellt. In den meisten derartigen Studien wird von einem primären Geschlechterverhältnis (bei der Konzeption) von 115-130 männlichen zu 100 weiblichen Föten ausgegangen, was bei Betrachtung des stets konstanten sekundären Geschlechterverhältnisses (bei Geburt) von etwa 106 männlichen zu 100 weiblichen Lebendgeborenen auf eine höhere männliche pränatale Sterblichkeit schließen lässt (Byrne/Warburton 1987, Carey/Lopreato 1995, Hassold et al. 1983, Hazzard 1986). Alle Studien über das Geschlechterverhältnis bei spontanen Aborten haben aber das wesentliche Problem, dass die zur Geschlechtsbestimmung der frühen Fehlgeburten benutzten Methoden unter erheblichen technischen Schwierigkeiten leiden. Es hat den Anschein, als würden einige dieser Verfahren die Ergebnisse durch eine Überschätzung des männlichen Anteils verzerren (Creasy 1977, Degenhardt/Michaelis 1977). Bei einer Analyse von 169 zytogenetisch geschlechtsbestimmten Aborten, der zuverlässigsten Methode der Geschlechtsbestimmung, ermittelten Degenhardt und Michaelis (1977) ein im völligen Gegensatz zu den früheren Analysen stehendes Geschlechterverhältnis von 58 männlichen zu 100 weiblichen und schätzten daraus ein nahezu ausgeglichenes primäres Geschlechterverhältnis, was auf eine insgesamt höhere weibliche intrauterine Sterblichkeit schließen lässt (ein ähnliches Ergebnis ermittelten Eiben et al. 1990). Allerdings stieß auch diese Studie auf methodische Kritik und Skepsis bezüglich der genannten Ergebnisse (Hatzold 1979). Insgesamt gesehen gestattet der momentane Forschungsstand keine definitiven Schlußfolgerungen bezüglich der geschlechtsspezifischen Unterschiede in der pränatalen Sterblichkeit vor dem siebten Schwangerschaftsmonat. Vieles deutet aber darauf hin, dass die männliche Sterblichkeit speziell in der zweiten Hälfte des ersten Schwangerschaftsdrittels nicht generell höher ist (Waldron 1983b). Dagegen haben derartige Untersuchungen für die Zeit nach dem siebten Monat weniger methodische Schwierigkeiten und liefern konsistente Ergebnisse mit einem höheren männlichen Sterberisiko, das sich allerdings mit der allgemeinen Reduktion der Säuglingssterblichkeit und Totgeburten kontinuierlich zu verringern scheint (Waldron 1983b, S. 324).

Eine höhere männliche Säuglingssterblichkeit lässt sich in nahezu allen Bevölkerungsdaten nachweisen. Die wenigen bekannten Ausnahmen lassen sich auf Fälle der Sohnespräferenz zurückführen (Hazzard 1986, Waldron 1983b, siehe auch Kap. 1.1.1). Von diesen abgesehen ist die Mortalität der neugeborenen Knaben mit Ausnahme der Fehlbildungen des zentralen Nervensystems bei allen Todesursachen höher als bei den Mädchen. Die Gründe hierfür sind bislang noch nicht erforscht. Wells (2000) geht davon aus, dass jeglicher äußere Streßeinfluß auf männliche Kinder eine wesentlich größere Wirkung hinterlässt als auf weibliche. Jedoch sollte der prägnanteste Geschlechterunterschied bei

der Geburt, dass männliche Säuglinge im Mittel schwerer sind als weibliche, eigentlich zu einem geringeren Sterberisiko der Jungen führen. Eine diesbezügliche Hypothese besagt, dass männliche Babys trotz ihres höheren Körpergewichts weniger ausgereift sind als weibliche Neugeborene, da sie im Durchschnitt in etwas jüngeren Gestationsaltern zur Welt gebracht werden. Dies hat z. B. weniger entwickelte Lungen zur Folge, was die Übersterblichkeit männlicher Säuglinge bei den Atemwegserkrankungen erklären könnte (Waldron 1983b, Carey/Lopreato 1995).

1.1.2.2.2 Die männliche Übersterblichkeit in Tierpopulationen

Ein weiterer Pfeiler der biologischen Erklärungsansätze ist die Erkenntnis, dass es auch bei den meisten Tierarten eine männliche Übersterblichkeit gibt (Comfort 1956, Hamilton 1948). Carey (1997) konnte diesen biologisch vorgegebenen weiblichen Überlebensvorteil bei seinen Experimenten mit Fruchtfliegen allerdings nicht bestätigen. Dort stellten sich die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede zu unterschiedlichen Lebenszeitpunkten und unter unterschiedlichen Bedingungen völlig differenziert dar, so dass er die Existenz dominierender biologischer Einflussfaktoren auf die geschlechtsspezifische Langlebigkeit aufgrund seiner Ergebnisse ausschloss (Carey 1997, S. 19f). Auch Smith (1989) betont, dass eine männliche Übersterblichkeit keineswegs generell in der Tierwelt festzustellen ist und sogar bei einigen Spezies Fälle von sterblichkeitserhöhendem Verhalten bei den Männchen zu beobachten sind. Daneben werden die Ergebnisse derartiger Studien durch geringe Fallzahlen und aus der Züchtung resultierende, nicht repräsentative Genpools eingeschränkt. Darüber hinaus ist zu beachten, dass für Tierpopulationen in der Regel keine Sterbetafeln berechnet werden, sondern der Anteil der das Erwachsenenalter erreichenden Individuen (Smith 1989).

1.1.2.2.3 Genetische und hormonelle weibliche Schutzeffekte

Die traditionelle biologische Theorie geht davon aus, dass das zusätzliche X-Chromosom das weibliche Geschlecht gegenüber dem männlichen insgesamt resistenter machen soll (Christensen et al. 2000, Nathanson 1984, Waldron 1983). Für einige der bekannten X-gebundenen Gene ist ihr Einfluß auf die Funktion des Immunsystems bereits nachgewiesen worden (Waldron 1983b). Da die Informationen dieser Gene vom X-Chromosom, nicht aber vom wesentlich kleineren Y-Chromosom getragen werden, verfügen Frauen über zwei Kopien jedes dieser Gene, Männer dagegen nur über eine. Als Folge davon sind Männer deutlich anfälliger für rezessive Störungen dieser X-gebundenen Gene. Bei Frauen wird eine derartige Fehlfunktion in der Regel durch den Schutzeffekt des normalen Gens auf dem anderen X-Chromosom unterdrückt (Smith/Warner 1989). Diese These wird durch die Erkenntnis unterstützt, dass bei den Vögeln die mit zwei gleichen Geschlechtschromosomen ausgestatteten Männchen länger leben als die weiblichen Tiere mit heterogenem Karyotyp (Smith 1989). Es sollte hier jedoch darauf hingewiesen werden, dass die bekannten Störungen dieser Art wohl lediglich einen kleinen Beitrag zur gesamten männlichen Übersterblichkeit bei den Menschen liefern (Waldron 1976).

Eine andere biologische Erklärung begründet die besseren Überlebensverhältnisse der Frauen mit hormonellen Unterschieden. Winkelstein et al. (1958) und Kannel et al. (1976) stellen fest, dass die Sterblichkeit im Zusammenhang mit koronaren Herzkrankheiten bei Frauen zwar mit Beginn der Wechseljahre zunimmt, sie aber auch erheblich mit der Kinderzahl variiert. Sie schließen daraus, dass Veränderungen im Östrogen- und Prolactinhaushalt der Grund für dieses Phänomen sein könnten (siehe auch Grodstein et al. 1997, Horiuchi 1997, London et al. 1961, Waldron 1983b). Darüber hinaus sollen die Androgene als männliche Sexualhormone einen bedeutenden Wirkungsfaktor bezüglich verschiedener Körperfunktionen darstellen (Wittwer-Backofen 1999). Diese scheinen Stoffwechselprozesse zu beschleunigen, sowie eine höhere Infektionsanfälligkeit zu bewirken. Daneben wirken sie offenbar auch direkt auf den Alterungsprozeß im Sinne eines bei hohen Leistungen stärker verschleißenden Motors, was durch die Feststellung einer höheren Lebenserwartung bei Kastrierten empirisch gestützt wird (Hamilton/Mestler 1969). Auch Hazzard (1986) macht die hormonellen Unterschiede zwischen Männern und Frauen für deren Sterblichkeitsdifferenzen verantwortlich, wobei vor allem die Blutfette und deren Metabolismen die wesentlichen Faktoren sein sollen, denn es besteht ein enger Zusammenhang zwischen dem unterschiedlichen hormonellen Status und dem Lipoproteinmetabolismus, der einen wichtigen Risikofaktor für arteriosklerotische Erkrankungen darstellt.

1.1.2.2.4 Die Theorien von Hayflick und Carey/Lopreato

Das Problem der bis hierher angeführten biologisch-genetischen Hypothesen ist, dass sie sich nicht mit den jüngsten Veränderungen sowie räumlichen und kurzzeitigen Disparitäten der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede in Einklang bringen lassen. Anders dagegen die Theorie von Hayflick (1976), der ausführte, dass die Körperzellen des weiblichen Organismus beim Menschen ebenso wie bei den meisten Tierarten eine größere Erneuerungsfähigkeit besitzen, gemessen an der durchschnittlichen Zahl der Zellteilungen bis zum Absterben der Zellen. Das würde erklären, warum die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Lebenserwartung mit dem allgemeinen Mortalitätsrückgang zunehmen.

Eine völlig andere Erklärung liefern Carey und Lopreato (1995), nach deren Theorie die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsdiffernzen in ihrem unterschiedlichen Ausmaß sowohl in historischer Betrachtung als auch zwischen Industrie- und Entwicklungsländern (Kap. 1.1.1) eine Folge des Zusammenspiels von menschlicher Evolutionsgeschichte und kulturellen Umwelteinflüssen sind. Für Männer besteht danach ein schon immer vorhandener evolutionärer Nachteil, da sie zum einen wesentlich mehr Energie für die Fortpflanzung aufwenden müssen (ein Mann produziert pro Tag über eine Million Samenzellen, während der weibliche Körper im Lauf seiner gesamten reproduktiven Lebensphase etwa 400 Eizellen bildet) und ihnen zum anderen die natürliche Aufgabe zukommt, den Fortpflanzungspartner zu suchen und zu gewinnen. Letzteres resultiert nach Carey und Lopreato (1995) in intrageschlechtlichen Konflikten, was auch heute noch durch die generell höhere Risikobereitschaft der Männer sowie die Tatsache, dass Männer sowohl als Täter als auch als Opfer wesentlich häufiger an Gewaltverbrechen beteiligt sind, zum Ausdruck kommt. Im Gegensatz zu diesem konstanten „Evolutionseffekt“ hat die menschliche Entwicklungsgeschichte die Frauen durch zwei Faktoren ganz wesentlich benachteiligt, welche die eigentlichen natürlichen Vorteile der Frauen aufhoben. Durch die Adap-

tion des aufrechten Gangs wurden die Größe des Beckens und damit des Geburtskanals begrenzt, während gleichzeitig das Kopfvolumen der menschlichen Föten kontinuierlich zunahm, was das Sterberisiko in Verbindung mit Schwangerschaft und Geburt drastisch erhöhte. In den entwickelten Regionen der Erde führten der medizinisch-technische aber auch der sozio-kulturelle Fortschritt dazu, dass dieses Mortalitätsrisiko für die Frauen nahezu verschwand, während es in den Entwicklungsländern nach wie vor zu einer weiblichen Übersterblichkeit im jungen Erwachsenenalter führt (Kap. 1.1.1). Im Vergleich dazu konnte dem generellen evolutionären Nachteil der Männer durch die kulturellen Umweltbedingungen nichts entgegengesetzt werden.

1.1.2.3 Das Zusammenwirken von biologischen und verhaltensbedingten Einflussfaktoren

Da letztlich keine der beiden Perspektiven die beobachteten Mortalitätsentwicklungen tatsächlich vollständig auf monokausaler Ebene erklären kann (Johansson 1991, Rogers 1995, Verbrugge 1989), versuchen einige Autoren alle möglichen Faktoren in einen Kontext zu bringen, um auf diese Weise das Ausmaß einzelner biologisch-, verhaltens- und umweltbedingter Mortalitätseinflüsse in einem multikausalen Zusammenhang zu bestimmen (Holden 1987; Lopez 1983; Pressat 1973; Stillion 1985; Waldron 1983, 1983b; Wingard 1982, 1984).[6] Preston (1976) findet bei seiner Arbeit heraus, dass ökonomische Modernisierung der Gesellschaft den Status der Frau mehr verbessert als den der Männer, was zu einer deutlicheren Reduktion der Sterblichkeit bei den Frauen führt. Zu einem ähnlichen Ergebnis gelangt Ram (1993) durch eine sehr umfangreiche Regressionsanalyse, aus der ebenfalls die Stellung der Frau und der Modernisierunsgrad der Gesellschaft als die entscheidenden Ursachen der geschlechtsspezifischen Mortlitätsunterschiede hervorgehen, wenngleich sich die Differenzen nicht vollständig mit diesen Faktoren erklären lassen. Wingard (1982) überprüft das Phänomen der männlichen Übersterblichkeit anhand von 16 verschiedenen demographisch- und verhaltensbedingten Risikofaktoren, kann aber auch auf diese Weise die geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede nicht beseitigen und stellt die Frage, ob es die biologischen Ursachen seien, die letztlich nach Ausschaltung der anderen Ungleichheiten übrigbleiben. Dass sowohl biologische als auch verhaltens- und umweltbedingte Faktoren für die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede verantwortlich sind, schließt Gage (1994) aus der Beobachtung, dass vom Rückgang der Infektionskrankheiten die Männer stärker profitiert haben, die Frauen dagegen vom Rückgang der Sterblichkeit an degenerativen Krankheiten. Bislang ist es aber noch nicht gelungen, den jeweiligen Beitrag der verschiedenen Ursachenkategorien empirisch zu quantifizieren. Pressat (1973) vertritt die Ansicht, dass die biologischen Faktoren eine Lebenserwartungsdifferenz zwischen den Geschlechtern von etwa 1-2 Jahren zugunsten der Frauen bewirken könnten, wohingegen der Rest im wesentlichen auf soziale, ökonomische und kulturelle Variablen zurückzuführen sei.

6 Zur Komplexität einer derartigen Vorgehensweise siehe Hauser 1989.

1.1.2.4 Der Ansatz dieser Untersuchung

Es ist das Ziel dieser Arbeit herauszufinden, inwieweit biologische und Verhaltens- bzw. Umweltfaktoren für die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede verantwortlich sind. Aus den Ausführungen dieses Kapitels geht hervor, dass diese beiden Ursachenkomplexe zwar auf bestimmte Weise zusammenwirken. Es bleibt jedoch bislang ungeklärt, welcher relative Anteil der Entwicklung den beiden Kategorien zuzuordnen ist. Um diese Frage zu klären muss man nach Ausgangssituationen suchen, die eine analytische Trennung dieser Ursachenkategorien ermöglichen. Da Frauen und Männer der gesamten Allgemeinbevölkerung – wie bereits ausführlich dargestellt – unterschiedlichen Umwelteinflüssen ausgesetzt sind, ist es dort unmöglich zwischen Verhaltens- und Umweltfaktoren zu trennen (Waldron 1983b, S. 328). Lang et al. (1994) führen die geringeren geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in Entwicklungsländern auf die im Vergleich zu den Industrieländern homogeneren Lebensweisen von Frauen und Männern zurück. Aber es gibt auch Studien über Personengruppen, bei denen Männer und Frauen in einer oder mehreren für die Mortalität relevanten Verhaltensweisen vergleichbar sind. Dabei zeigt sich etwa in Studien über Nichtraucher (Hammond 1966) oder Adventisten vom Siebenten Tage (Philips et al. 1980) – eine Religionsgemeinschaft, deren Mitglieder zum größten Teil weder rauchen noch Alkohol trinken –, dass die männliche Übersterblichkeit geringer ausfällt als bei der Allgemeinbevölkerung. Bei den hier untersuchten Personengruppen liegen jedoch, von den genannten Verhaltensweisen abgesehen, keine homogenen Umweltbedingungen für Frauen und Männer z. B. bezüglich der Berufstätigkeit vor (Waldron 1983). Aber gerade die verhaltens- und umweltorientierten Theorien sind die am häufigsten herangezogenen für die Erklärung der männlichen Übersterblichkeit. Eine Konsequenz dieser Hypothesen ist, dass die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsdifferenzen bei einer Bevölkerungsgruppe, in der bei Frauen und Männern vollkommen identische Verhaltensweisen und Umweltbedingungen vorherrschen, zwangsläufig verschwinden müssen. Sind auf der anderen Seite doch biologische Faktoren für die männliche Übersterblichkeit verantwortlich, dann dürften sich die Lebenserwartungsunterschiede in dieser Bevölkerungsgruppe nicht von der Allgemeinbevölkerung unterscheiden. Genau bei dieser Überlegung setzt die vorliegende Arbeit über die Mortalität in bayerischen Frauen- und Männerklöstern an. Denn vor diesem Hintergrund wird ein Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung für viele der noch offenen Fragen automatisch eine Antwort finden.

1.2 Mortalitätsanalysen anhand von Klosterdaten

1.2.1 Die Bedeutung von Klosterdaten für eine Mortalitätsanalyse

Als abgegrenzte Personengruppe mit typischen, klar definierten Eigenschaften unterscheidet sich die Klosterbevölkerung wesentlich von der Allgemeinbevölkerung. Auch wenn bereits die deutliche Abgrenzung an sich klar auf der Hand liegende Vorteile mit sich bringt, liegt der eigentliche Wert einer Untersuchung dieser Personengruppe darin, dass von all ihren Mitgliedern die Lebensdaten vollständig bekannt sind. Eine solche Lebensspanne beginnt mit dem Klostereintritt und endet entweder mit dem Tod oder dem Austritt. Da während dieser Zeit keine Person der Beobachtung verloren gehen kann,

erhält man vollständige Informationen über alle im Kloster gelebten Personenjahre. Somit sind Aussagen über die gesamte untersuchte Bevölkerung möglich und nicht nur über bestimmte definierte Teilgruppen, wie dies beispielsweise bei Familienrekonstruktionsverfahren der Fall ist (Knodel 1975; Fußnote 2). Klosterdaten sind als Quelle außerordentlich zuverlässig, da alle Ordensmitglieder mit ihren Lebensdaten erfaßt und diese auch noch nach dem Tod oder dem Austritt der Personen - zum Teil sogar bis zur Ordensgründung zurück - gewissenhaft archiviert werden.[7]

Darüber hinaus sind allen Nonnen und Mönchen für die Zeit ihres Klosterlebens bestimmte Eigenschaften zuzuordnen, was einen Vergleich mit der Allgemeinbevölkerung, bei der eine derartige Homogenität der Charakteristika ihrer Mitglieder aus verschiedenen Gründen nie erreicht werden kann, ausgesprochen interessant macht. Alle Klostermitglieder pflegen einen von den Gelübden (Leben in Armut, Keuschheit und Gehorsam) bestimmten „einfachen Lebensstil“ mit einem nahezu identisch geregelten Tagesablauf, der von Gebet und Arbeit geprägt wird. Dabei stellen Beruf bzw. ausgeübte Tätigkeit keine Belastung für die Ordensmitglieder dar, sondern werden als eine Form der Verwirklichung des Ordensideals verstanden. Der Zulassung zur Profeß, das ist die Ablegung der Ordensgelübde, geht eine mindestens zwölfmonatige Noviziatszeit voraus, bei der besondere Sorgfalt auf die Prüfung der Entscheidungsfreiheit, aber auch des Gesundheitszustands der Kandidaten gelegt wird. Damit kann bei allen Klostermitgliedern von einem guten und stabilen Gesundheitszustand zu Beginn des Ordenslebens ausgegangen werden, wodurch sich eine Beeinträchtigung der Ergebnisse beispielsweise durch einen übermäßig hohen Anteil kranker und psychisch labiler Personen in den Klöstern ausschließen läßt.

Im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung pflegen die Ordensmitglieder ein von gesellschaftlichen Streßfaktoren freies Leben. Sie müssen weder sich selbst noch eine Familie versorgen und leiden auch nicht unter Eheproblemen und finanziellen Belastungen oder Sorgen in Verbindung mit Kindererziehung und Altersvorsorge. Ebenso werden Nonnen und Mönche wohl nicht durch Konkurrenzkämpfe um beruflichen und sozialen Aufstieg belastet. Das soll jedoch nicht bedeuten, dass klösterliches Leben völlig druck- und streßfrei verläuft, aber die Typen zwischenmenschlicher Spannungen und Konflikte unterscheiden sich doch sehr von denen einer weltlichen Gesellschaft. Weiterhin leben alle Klostermitglieder in nahezu identischen Wohnverhältnissen, ernähren sich vergleichbar und haben einen ähnlichen Zugang zu medizinischer Versorgung.

Aufgrund dieser Spezifika lassen sich bei der Mortalitätsanalyse einer Klosterbevölkerung eine ganze Reihe von möglichen sterblichkeitsbeeinflussenden Faktoren, die in der Literatur auch als Ursachen für die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Lebenserwartung diskutiert werden, ausschließen:

- die Müttersterblichkeit bzw. die mit Schwangerschaft in Verbindung stehenden Todesursachen,
- die Säuglings- und Kindersterblichkeit,
- die unterschiedlichen Verhaltensweisen von Männern und Frauen in Form von vor allem bei Männern zu beobachtender gesundheitsgefährdenter Lebensführung (gemeint ist die Umsetzung der individual freedoms in negative freedoms),
- die ungleichen Rollen von Ehemann und Ehefrau,

[7] In dieser Studie bildet lediglich ein Männerkloster eine Ausnahme, da in diesem keine Informationen über ausgetretene und entlassene Mitglieder verfügbar sind. Darauf wird in dieser Arbeit jeweils an den relevanten Stellen noch explizit hingewiesen.

- die Arbeit von Männern und Frauen in unterschiedlich gefährlichen Berufen,
- der geschlechtsspezifische Einfluss des Modernisierungsgrads der Gesellschaft,
- die erhöhte Stressbelastung der Personen des Typs A,
- die Ernährungsunterschiede zwischen Männern und Frauen,
- die Unterschiede in der sozialen Schichtzugehörigkeit sowie deren mögliche geschlechtsspezifischen Auswirkungen,
- der bei Frauen und Männern aufgrund gesellschaftlicher und beruflicher Zwänge verschiedene Umgang mit dem eigenen Körper und
- der Einfluss des Familienstands.

Beim letzten Punkt ist zu beachten, dass die Klosterbevölkerung nicht ohne weiteres den unverheirateten Personen gleichgesetzt werden kann. Vielmehr profitieren alle Ordensmitglieder von den bei der Protektionstheorie angeführten Vorteilen verheirateter Personen. Auf der anderen Seite entspricht das Krankheitsmuster von Ordensmitgliedern wiederum eher dem lediger Personen, worauf im nächsten Abschnitt noch näher eingegangen wird. In jedem Fall besitzt die Klosterbevölkerung jedoch vollständige Homogenität bezüglich des Familienstandes, womit auch dieser als Ursache für geschlechtsspezifische Mortalitätsunterschiede bei der Klosterbevölkerung ausgeschlossen werden kann. Dagegen ist es ausgesprochen schwierig, den Faktor Rauchverhalten bei der Mortalitätsanalyse der Klosterdaten richtig einzuschätzen, da über einen möglichen Zigarettenkonsum der Ordensmitglieder keine sicheren Aussagen gemacht werden können. Nach Kenntnis des Verfassers ist das Rauchen aber wohl eher in Männerklöstern üblich, wobei letztendlich unbekannt ist, inwieweit das auch bei den für diese Arbeit erfassten Klöstern zutrifft. Ebenso ist die Klosterbevölkerung nicht frei von Kriegseinflüssen, da auch Mönche zum Wehrdienst in beiden Weltkriegen eingezogen wurden. Von den erfassten im Zeitraum 1910-1985 lebenden bayerischen Mönchen fielen im Krieg 9,1%, was 20,6% aller Sterbefälle dieses Zeitraumes entspricht. Eine kleine Einschränkung erhält die Klosterstudie noch durch die Tatsache, dass die von Nonnen und Mönchen ausgeübten Tätigkeiten nicht vollkommen identisch sind. Dennoch kann mit Sicherheit davon ausgegangen werden, dass diese Differenz weder zu unterschiedlicher Schichtzugehörigkeit noch zu geschlechtsspezifischen Risiken führt.

Von diesen Punkten abgesehen ermöglicht diese Arbeit also eine Analyse der Sterblichkeitsverhältnisse von Frauen und Männern mit identischen Umweltbedingungen und gleichen Verhaltensweisen. Diese Ausgangsbasis wurde auch schon in der Vergangenheit von Wissenschaftlern genutzt, um verschiedenste medizinische Fragen mit Hilfe von Klosterdaten zu beantworten. Die Ergebnisse dieser Arbeiten sollen im folgenden Abschnitt näher vorgestellt werden.

1.2.2 Ältere Klosterstudien und ihre Ergebnisse im Überblick

Die im vorangehenden Kapitel ausgeführten Vorteile einer Klosterstudie haben sich schon in der Vergangenheit einige Autoren zunutze gemacht. Auch die in dieser Arbeit im Mittelpunkt stehende Frage nach Lebenserwartungsunterschieden zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung stieß bereits auf Interesse. Bei den meisten Klosterstudien standen allerdings spezielle medizinische Fragestellungen im Mittelpunkt, indem man versuchte, Unterschiede im Auftreten bestimmter Erkrankungen und To-

desursachen zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung ausfindig zu machen, um auf diese Weise Informationen über die Genese dieser Krankheiten und über eventuelle Heilungs- bzw. Schutzmöglichkeiten zu gewinnen. Im folgenden werden die älteren Klosterstudien und ihre Ergebnisse überwiegend in chronologischer Reihenfolge aufgeführt. Da nämlich verschiedene Autoren in ihren Arbeiten mehrere Fragestellungen untersuchten, müßten bei einer Trennung nach Themenbereichen ihre Argumentationen zum Teil völlig auseinandergerissen werden. Aus dieser Reihenfolge ausgegliedert wurden lediglich einige für die Thematik dieser Arbeit zwar unwichtige, aber dennoch interessante Klosterstudien, die ebenfalls nicht unerwähnt bleiben sollten.

Tabelle 1.3: Absterbeordnung und durchschnittliche Lebenserwartung lebensversicherter Holländer nach Kersseboom (1738) und französischer Frauen- und Männerorden nach Deparcieux (1746)

	Lebensversicherte Holländer (Männer und Frauen zusammen) nach Kersseboom		Von 1607 bis 1669 Profeßablegende Benediktinermönche Nach Deparcieux		Von 1685 bis 1744 Gestorbene Benediktinermönche nach Deparcieux		Von 1685 bis 1744 gestorbene Nonnen versch. franz. Klöster nach Deparcieux	
vollendetes Alter in Jahren	überlebende Personen im Alter	Durchschn. Lebens-Erwartung (Jhr.-Mte.)	Über-Lebende Personen im Alter	Durchschn. Lebens-erwartung (Jhr.-Mte.)	Über-Lebende Personen Im Alter	Durchschn. Lebens-Erwartung (Jhr.-Mte.)	überlebende Personen im Alter	Durchschn. Lebens-Erwartung (Jhr.-Mte.)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
20	817	36,3	814	38,4	814	38,6	814	40,2
25	772	33,3	784	34,8	781	35,0	783	36,8
30	711	30,6	756	30,1	749	31,5	751	33,2
35	655	28,4	718	27,5	717	27,8	714	29,8
40	610	25,6	674	24,0	681	24,0	676	26,3
45	560	22,4	629	20,7	637	20,6	631	22,1
50	507	19,5	575	17,3	583	17,2	587	19,6
55	446	16,9	503	14,4	514	14,2	530	16,3
60	382	14,1	423	11,8	432	11,4	462	13,3
65	315	11,7	333	9,0	339	8,9	374	10,1
70	245	9,2	236	6,8	235	6,6	286	8,5
75	175	6,1	134	5,0	129	4,1	191	6,3
80	100	5,0	55	3,8	51	3,7	103	4,7
85	45	3,4	15	2,8	14	2,9	35	3,1
90	10	2,2	2	2,6	2	2,6	12	3,3

Quelle: Deparcieux 1746, Table XIII

Die erste Studie über die Lebenserwartung von Ordensmitgliedern ist heute ziemlich genau 250 Jahre alt und ging zugleich als die erste geschlechtsspezifische Sterbetafel in die Wissenschaftsgeschichte ein. Anhand der Daten aus französischen Klöstern versuchte Deparcieux (1746) Rückschlüsse auf die Überlebensverhältnisse der Allgemeinbevölkerung zu ziehen, über die zum damaligen Zeitpunkt noch keine derartigen Informationen existierten.[8] Er erstellte verschiedene Sterbetafeln, von denen drei in Tabelle 1.3 zu finden sind, und verglich seine Ergebnisse mit den Werten der ersten wirklichen Sterbetafel von Kersseboom (1738, zit. n. Knapp 1874, siehe auch Dinkel 1984 und Dupâquier 1996), der diese einige Jahre vorher aus den Daten holländischer Lebensversicherungen konstruierte, ohne dabei allerdings zwischen Männern und Frauen zu unterscheiden (siehe Tab. 1.3). Deparcieux ermittelte für alle Orden eine mit der Zeit steigende Lebenserwartung und in den jüngeren Altersstufen günstigere Überlebensverhältnisse als bei der weltlichen Bevölkerung. Das wichtigste Ergebnis der Arbeit Deparcieuxs war aber die in allen Altersstufen höhere Lebenserwartung der Nonnen im Vergleich zu den Mönchen, was auch noch hundert Jahre später von Casper (1835) als Beweis für biologische Ursachen bei der Entstehung der Lebenserwartungsdifferenzen zwischen Männern und Frauen angeführt wurde.

Casper (1835) selbst verglich die Sterblichkeitsverhältnisse der Berufsstände Theologen, Ärzte, höhere Beamte, Soldaten, Lehrer, Künstler, Kaufleute sowie Landwirte und Forstleute. Er errechnete für die Theologen mit 65,1 Jahren die mit Abstand höchste Lebenserwartung, gefolgt von den Kaufleuten mit 62,4 und den höheren Beamten mit 61,7 Jahren.[9] Darüber hinaus stellte er fest, dass Theologen auch bei Betrachtung der höchsten erreichten Lebensalter klare Vorteile gegenüber den übrigen Berufsständen aufwiesen. So wurden von 100 Geistlichen 42 älter als 70 Jahre, 27 über 75, 14 über 80, fünf über 85 und einer über 90 Jahre alt. Casper sah den Grund für die hohe Lebenserwartung der Theologen in ihrem besonderen Lebensstil:

> „Welches sind nun wohl die Gründe, die diesem Stande den Vorzug der längsten Lebensdauer sichern? Unstreitig jene großse Regelmäßsigkeit des Lebens, jene Nüchternheit, jener Mangel an geistigen und körperlichen Überreizungen und Anstrengungen, jene Sorgenfreiheit in einer, wenn auch beschränkten Sphäre, jene wohlthuende Abwechslung von mäßsiger geistiger Thätigkeit und körperlicher Bewegung in freier Luft, die wohl bei den hier verglichenen (größstentheils Land-) Geistlichen vorausgesetzt werden können“ (Casper 1835, S. 145)

Im Jahr 1842 stellte Rigoni-Stern[10] bei seiner Untersuchung der Totenregister in Verona von 1760 bis 1839 fest, dass das Verhältnis von Brustkrebs und Gebärmutterhalskrebs auffällig zwischen verheirateten und ledigen Frauen differierte: Es betrug bei Verheirateten 1:2, bei Ledigen (ohne Nonnen) 4:1 und bei Nonnen 9:1. Er schloß aus seinen Ergebnissen, dass das Unverheiratetsein und noch mehr das Klosterleben den Anteil der Brustkrebserkrankungen, das Eheleben dagegen den Anteil der Zervixkarzinomerkrankungen erhöht. Das war jedoch nicht unbedingt eine völlig neue Erkenntnis. Bereits 1713

---

8 Zusätzlich berechnete Deparcieux auch die Absterbeordnung einer ausgwählten Gruppe der Allgemeinbevölkerung, bei der aber keine Trennung nach dem Geschlecht möglich war.

9 Aufgrund dieser Werte ist davon auszugehen, dass Casper nicht die durchschnittliche Lebenserwartung, sondern das durchschnittliche Sterbealter der von ihm erfassten Personen ermittelte.

10 Die Ergebnisse seiner Arbeit wurden erst 1987 von de Stavola übersetzt und in englischer Sprache publiziert.

berichtete Ramazzini von seiner Beobachtung, dass Nonnen überdurchschnittlich häufig an Brustkrebs erkrankten ohne dies allerdings mit Zahlen zu belegen (Fraumeni et al. 1969, S. 456; Griffiths 1991, S. 798). Dennoch wird in fast allen diesbezüglichen Studien Rigoni-Stern als der Entdecker dieses Phänomens angeführt. Rigoni-Stern berichtet weiter, dass auch die gesamte Krebssterblichkeit bei den Nonnen mit 63 von insgesamt 1288 Sterbefällen deutlich über jener der weiblichen Allgemeinbevölkerung lag und zwar mit einem Verhältnis von 5:1, was er jedoch hauptsächlich auf die außerordentlich hohe Brustkrebsmortalität zurückführte. Als Ursachen für die überhöhte Krebssterblichkeit der Nonnen vermutete er die fisch- und ölreiche Ernährung sowie das lange und konsequente Fasten, und für die hohe Brustkrebsrate die zu enge Kleidung sowie die Körperhaltung beim Gebet.

Westergaard (1882) setzte mit einer Analyse der Mortalität im „dänischen geistlichen Stande“ die Reihe der Klosterstudien fort. In den Perioden 1650-1699, 1700-1749, 1750-1799, 1800-1839 und 1840-1878 stellte er dabei eine „unzweifelhafte“ Abnahme der Sterblichkeit im Verlauf des gesamten Beobachtungszeitraums fest. Beim Vergleich der letzten Periode mit der Allgemeinbevölkerung von 1865-1874 ergaben sich auch in dieser Arbeit bezüglich der Überlebensverhältnisse deutliche Vorteile für die Geistlichen (Westergaard 1882, S. 471ff).

Einige Jahre später versuchte Cornet (1890) anhand der Daten aus 38 Klöstern mit insgesamt 2099 Sterbefällen einen Maßstab für die Größe der Tuberkulose-Ansteckungsgefahr zu gewinnen, welche um die Jahrhundertwende die häufigste aller Todesursachen war. Für diese Frage schien es ihm am zweckmäßigsten, Krankenpfleger zu untersuchen, weil diese aufgrund ihres Berufs einen engen Kontakt zu den tuberkulösen Krankheiten hatten.[11] Während im 25-jährigen Beobachtungszeitraum 1863-1887 die Tuberkulosesterblichkeit in der preußischen Allgemeinbevölkerung ein Siebtel bis ein Fünftel der Todesfälle ausmachte, war sie in den Krankenpflegeorden dagegen für fast zwei Drittel (62,88%) der Sterbefälle verantwortlich. Die überwiegende Mehrzahl der Todesfälle in den Klöstern ereignete sich zwischen Alter 20 und 50 mit dem Maximum in den Altersstufen 30-40. Deshalb ergab sich auch für die gesamte Lebenserwartung der Ordensmitglieder eine deutlich niedrigere als für die Allgemeinbevölkerung, wenngleich die von Cornet ermittelte Differenz von 22,07 Jahren im Alter 20 aufgrund methodischer Fehler sicher stark überhöht ist.[12] Die von ihm dagegen korrekt ermittelten Sterbeziffern zeigen, dass für die höhere Gesamtmortalität der Krankenpfleger überwiegend die Tuberkulose, aber zu kleinen Teilen auch andere Infektionskrankheiten (v. a. Typhus) verantwortlich waren. Abgesehen von diesen Todesursachen zeigten sich zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung in der Sterblichkeit nahezu keine Unterschiede bzw. eher eine Umkehr der Verhältnisse zugunsten der Ordensmitglieder (siehe Tab. 1.4). Cornet verband die hohe Sterblichkeit der Ordensmitglieder gerade in den jüngeren Altersstufen mit der überhöhten Ansteckungsgefahr durch Reinigungstätigkeiten in

11 Cornet unterschied dabei nicht zwischen den Geschlechtern und fasste bei seinen Ergebnissen Nonnen und Mönche zu einer Personengruppe zusammen.

12 Cornet ermittelte die Lebenserwartung der Krankenpfleger ausschließlich aus den von ihm erfassten verstorbenen Ordensmitglieder und verglich deren durchschnittliches Sterbealter mit der Lebenserwartung aus den damaligen Periodensterbetafeln, die jedoch nicht dem durchschnittlichen Sterbealter der preußischen Allgemeinbevölkerung entspricht. Das Verfahren, eine Sterbetafel allein aus Angaben über Sterbefälle zu erstellen, wird nach dem im allgemeinen als Erfinder dieser Art der Sterbetafelkonstruktion geltenden Astronom als „Halley’sche Methode“ bezeichnet. Es ist aber davon auszugehen, dass Halley (1693) mit seiner Arbeit weniger eine Sterbetafel im eigentlichen Sinn, als vielmehr eine Altersstruktur für die Stadt Breslau erstellen wollte (Böckh 1893, Dupâquier 1996). Auf die korrekte Bestimmung des Parameters Lebenserwartung wird in Kapitel 2 noch näher eingegangen.

den Krankenhäusern, die überwiegend von Novizinnen und Novizen ausgeführt wurden. Dies wurde auch durch die Tatsache bestätigt, dass die höchste Sterblichkeit in den ersten fünf Klosterjahren festzustellen war, wobei sich der Höhepunkt der Tuberkulose- (und auch Typhus-) Mortalität zu Beginn des dritten Klosterjahres zeigte. Diese Infektionskrankheiten können also nicht von außen mit ins Kloster gebracht worden sein, sondern die Krankenpfleger infizierten sich damit erst während ihrer Klosterzeit. Wenngleich nach Cornet das enge Zusammenleben in den Klöstern dort eine sehr rasche Verbreitung der Tuberkulose förderte, war nach seiner Meinung der Hauptgrund aber in der Krankenpflege selbst zu suchen:

> „Aus dem vorliegenden statistischen Materiale geht also die Thatsache unwiderleglich hervor, dass die Krankenpflegeorden eine ganz ungeheuer erhöhte Gesammtsterblichkeit haben, dass die Ursache dieser Vermehrung in dem geradezu die Höhe aller Todesfälle bestimmenden Auftreten der Tuberculose zu erblicken ist, und dass auch die anderen Infectionskrankheiten, besonders der Typhus, eine das normale weit übersteigende Frequenz haben. Die Ursache dieser auffallenden Thatsachen können wir nur in der Beschäftigung mit der Krankenpflege, beziehungsweise, was die Tuberculose anlangt, in dem steten engen Verkehr mit Phthisikern erblicken“ (Cornet 1890, S. 190).

Tabelle 1.4: Von Cornet (1890) ermittelte altersspezifische Sterblichkeit von preußischer Allgemeinbevölkerung und Krankenpflegeorden im Zeitraum 1863-1887

	Von je 10000 am Anfang des Jahres Lebenden (der betreffenden Altersklasse) starben im Laufe des Jahres Personen im Alter von					
	Gesamtsterblichkeit an allen Todesursachen		Gesamtsterblichkeit ohne Tuberkulosesterbefälle		ohne an Infektionskrankheiten Gestorbene	
Altersintervall	Allgemeinbevölkerung	Kranken-Pflegeorden	Allgemeinbevölkerung	Krankenpflegeorden	Allgemeinbevölkerung	Kranken-Pflegeorden
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
15-20	48,36	204,68	29,72	87,72	23,97	29,24
20-25	68,32	216,75	38,33	79,39	32,16	34,02
25-30	81,37	239,47	45,28	63,25	39,50	22,75
30-40	106,06	194,81	64,19	52,70	57,31	30,54
40-50	143,92	150,08	96,00	61,26	84,66	46,56
50-60	238,79	193,04	172,67	145,73	153,73	111,67
60+	556,88	584,13	483,86	495,25	459,67	480,81

Quelle: Cornet 1890, S. 176/177

Einige Jahre später verglich Kruse (1900) die von Cornet ermittelten Sterbeziffern mit den Ergebnissen einer Studie von Hohn (1899, zit. n. Kruse 1900, S. 240) über die Nancy-Trierer Borromäerinnen.[13] Diese wiesen zwar auch etwas schlechtere Überlebensverhältnisse als die weibliche Allgemeinbevölkerung Preußens im Zeitraum 1875-1894 auf, zeigten aber gerade in den Altersstufen 20-30 deutlich niedrigere Sterbeziffern als die von Cornet ermittelten, was Kruse an den Ergebnissen Cornets zweifeln ließ: „Nach unseren Zahlen ist die Sterbegefahr der katholischen Krankenschwestern auch gegen die Norm erhöht, aber doch nicht in so unwahrscheinlicher Weise wie bei Cornet“ (Kruse 1900, S. 241).

Tabelle 1.5: Sterbeziffern und durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Frauenklöster verschiedener Perioden zwischen 1900 und 1925 nach Fecher (1927b) sowie der weißen US-amerikanischen Frauen 1919/1920 (aus Volkszählung)

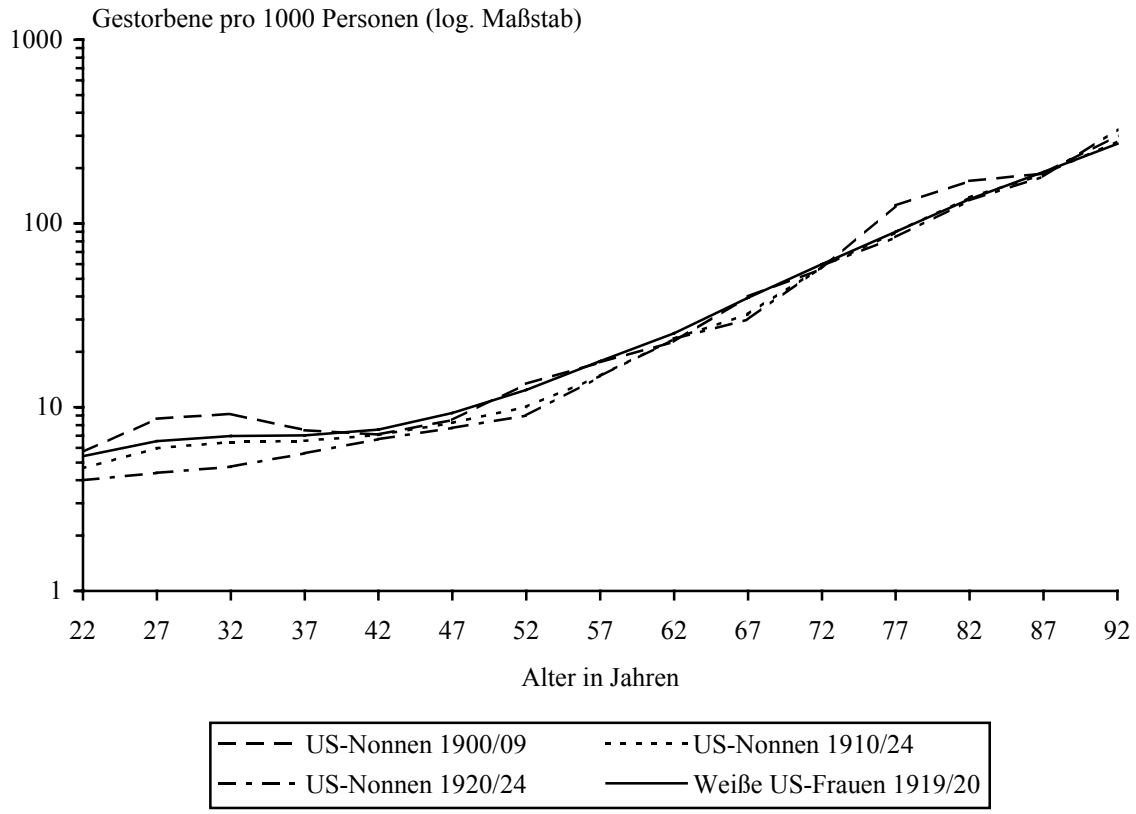
	Nonnen US-amerikanischer Frauenklöster von 1900 bis 1909 nach Fecher		Nonnen US-amerikanischer Frauenklöster von 1910 bis 1924 nach Fecher		Nonnen US-amerikanischer Frauenklöster von 1920 bis 1924 nach Fecher		weiße US-amerikanische Frauen der abgekürzten US-Sterbetafel 1919/1920	
Alter In Jahren	Anzahl Gestorbener pro 1000 Personen	durchschn. Lebenserwartung in Jahren	Anzahl Gestorbener Pro 1000 Personen	durchschn. Lebenserwartung in Jahren	Anzahl Gestorbener pro 1000 Personen	durchschn. Lebenserwartung in Jahren	Anzahl Gestorbener pro 1000 Personen	durchschn. Lebenserwartung in Jahren
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
22-23	5,70	42,95	4,64	45,57	4,00	46,74	5,42	44,21
27-28	8,65	39,37	5,98	41,72	4,39	42,68	6,53	40,46
32-33	9,20	36,07	6,45	37,96	4,75	38,60	6,97	36,77
37-38	7,50	32,53	6,56	34,13	5,62	34,51	7,02	32,99
42-43	7,10	28,65	7,06	30,22	6,70	30,51	7,55	29,11
47-48	8,52	24,68	8,23	26,29	7,70	26,57	9,30	25,21
52-53	13,38	20,74	10,03	22,34	9,01	22,54	12,40	21,43
57-58	17,54	17,13	14,84	18,53	14,69	18,63	17,85	17,84
62-63	22,77	13,80	23,59	15,04	23,48	15,12	25,26	14,50
67-68	40,03	10,34	32,15	11,80	30,03	11,89	39,37	11,49
72-73	56,77	7,66	58,25	8,97	58,72	9,07	60,09	8,92
77-78	125,24	5,46	89,37	6,70	84,28	6,85	90,10	6,77
82-83	170,60	4,62	138,41	5,20	133,26	5,10	135,79	5,08
87-88	186,70	3,78	185,42	3,78	180,23	3,54	191,03	3,76
92-93	300,25	2,48	280,43	2,52	325,23	2,31	271,33	2,62

Quelle: Fecher 1927b, S. 15/16 und 25/26

[13] Die Borromäerinnen sind ein katholischer weiblicher Krankenpflegeorden.

Anhand der Informationen aus 24728 Fragebögen untersuchte Fecher (1927b) die Mortalitätsverhältnisse in US-amerikanischen Frauenklöstern im Zeitraum 1900-1925. Er unterteilte diese 25 Jahre in die Perioden 1900-1909, 1910-1924 sowie 1920-1924 und verglich seine Ergebnisse mit der US-Sterbetafel 1919/20 für weiße Frauen.[14] Er fand heraus, dass die Nonnen sowohl in der Periode 1910-1924 als auch in der Periode 1920-1924 in fast allen Altersstufen eine niedrigere Mortalität und eine höhere Lebenserwartung als die Frauen der Allgemeinbevölkerung hatten, wohingegen die katholischen Schwestern in der Periode 1900-1909 (mit Ausnahme des Altersintervalls 87-88) bei diesem Vergleich eine durchweg niedrigere Lebenserwartung aufwiesen (siehe Tab. 1.5). Bei Betrachtung der drei Beobachtungszeiträume stellte er eine kontinuierliche Verbesserung der Überlebensverhältnisse katholischer Schwestern fest. Dabei zeigte sich in der Periode 1900-1909 eine eindeutige Abnormität in den Altersstufen 20-40, die auch bei den Sterbeziffern des Zeitraums 1910-1924 noch leicht zu erkennen und 1920-1924 schließlich völlig verschwunden war (siehe Abb. 1.2). Als Ursache hierfür fand auch Fecher die außerordentlich hohen Tuberkulose-Sterbeziffern in den ersten zehn Untersuchungsjahren heraus.

Abbildung 1.2: Von Fecher (1927) ermittelte Sterbeziffern pro 1000 Personen für Nonnen US-amerikanischer Klöster verschiedener Perioden zwischen 1900 und 1925 sowie für weiße Frauen der US-amerikanischen Allgemeinbevölkerung 1919/20



Daten: Fecher 1927b, S. 15f u. S. 25f; eigene Darstellung

[14] Dabei weist Fecher auf das Problem hin, dass die Grippeepidemie in den USA des Jahres 1918 bei den Nonnen, aber nicht bei den Frauen der Allgemeinbevölkerung enthalten ist.

Nur ein Jahr vorher berechneten Boldrini und Uggé (1926) die Absterbeordnung der Missionare und verglichen diese mit den Sterbetafeln italienischer, französischer sowie indianischer Männer.[15] Sie fanden dabei heraus, dass die Missionare eine deutlich höhere Mortalität als die im Heimatland lebenden Männer aufwiesen, die sogar noch die ungünstigen Überlebensverhältnisse indianischer Männer übertraf (siehe Tab. 1.6 und Abb. 1.3). Die Autoren errechneten für die Missionare eine im Alter des Klostereintritts im Vergleich zur europäischen Allgemeinbevölkerung um durchschnittlich 14 Jahre geringere Lebenserwartung. Darüberhinaus stellten Boldrini und Uggé fest, dass die Lebenserwartung der Missionare in Afrika unter der in Asien tätiger Mönche lag (eine im Bezug auf die europäische Heimatbevölkerung um 16,5 Jahre geringere Lebenserwartung für erstere und um 11,5 Jahre geringere für letztere). Weitere Berechnungen ergaben für die in gemäßigten Breiten lebenden Mönche eine höhere Mortalität als für die in tropisch und subtropischen Zonen tätigen Missionare (17 bzw. 12 Jahre).

Tabelle 1.6: Absterbeordnung von Missionaren nach Boldrini und Uggé (1926) sowie von italienischen, französischen und indianischen Männern im Zeitraum 1910-1924

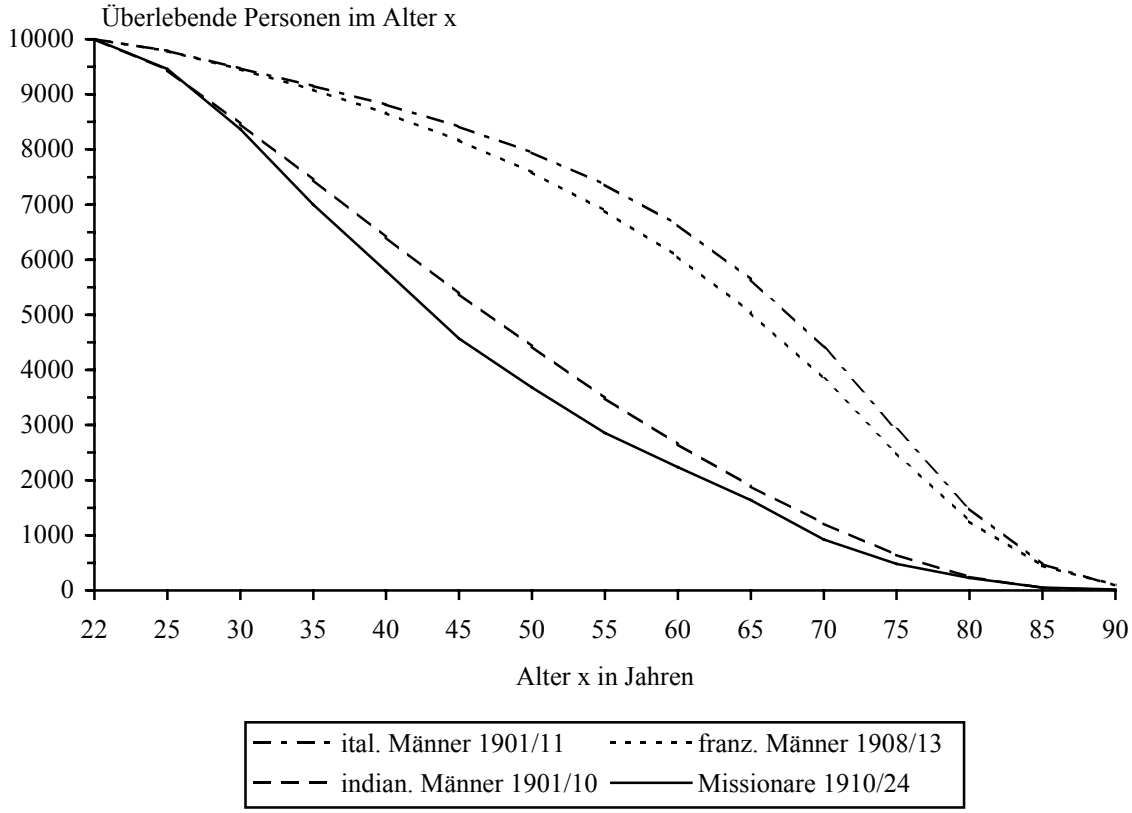
	Missionare 1910-1924		Italienische Männer 1901-1911		Französische Männer 1908-1913		Indianische Männer 1901-1910	
Alter in Jahren	überlebende Personen	im Altersintervall Gestorbene	überlebende Personen	im Altersintervall Gestorbene	überlebende Personen	im Altersintervall Gestorbene	überlebende Personen	im Altersintervall Gestorbene
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
22	10000	539	10000	207	10000	212	10000	558
25	9461	1094	9793	324	9788	336	9442	978
30	8367	1376	9469	317	9452	370	8464	1015
35	6999	1196	9152	339	9082	424	7449	1039
40	5795	1222	8813	400	8658	493	6410	1024
45	4573	1889	8413	467	8165	578	5386	955
50	3684	826	7946	585	7587	700	4431	938
55	2858	622	7361	729	6887	833	3493	841
60	2236	600	6632	990	6057	1014	2652	762
65	1636	711	5642	1235	5040	1204	1890	677
70	925	444	4407	1488	3836	1341	1213	567
75	481	255	2919	1430	2495	1230	646	402
80	226	174	1489	1010	1256	817	244	196
85	52	35	479	393	448	349	48	45
90	17	11	86	80	99	84	3	3

Quelle: Boldrini/Uggé 1926, S. 12

[15] Letztere als einzig verfügbare Sterbetafel einer farbigen Bevölkerung (Boldrini/Uggé 1926, S.13).

Den deutlichsten Unterschied ermittelten Boldrini und Uggé jedoch zwischen Missionaren in Ländern mit rückständigen hygienischen und sanitären Verhältnissen sowie fehlender medizinischer Versorgung und Missionaren, die im Verlauf ihrer letzten Krankheit noch ärztliche Hilfe genießen konnten. Für das Verhältnis der tatsächlichen Lebensdauer zur erwarteten (gemeint ist die Lebenserwartung der europäischen Allgemeinbevölkerung) errechneten sie 71% bei ersteren und 83% bei letzteren, was einer um 19 bzw. 11 Jahre kürzeren Lebensdauer entspricht.

Abbildung 1.3: Von Boldrini und Uggé (1926) ermittelte Survivalverläufe von Missionaren und italienischen, französischen sowie indianischen Männern aus dem Zeitraum 1901-1924



Daten: Boldrini/Uggé 1926, S. 12; eigene Darstellung

Die Ergebnisse der beiden Italiener sind allerdings aus zwei Gründen mehr als fraglich. Zum einen erstellten sie ihre Sterbetafel für Missionare ausschließlich auf der Basis von Sterbefällen der Jahre 1910-1924, wodurch ohnehin völlig wert- und aussagelose Ergebnisse zustande kommen, was dem Leser in Kapitel 2 dieser Arbeit noch verdeutlicht wird.[16] Zum anderen verglichen die Autoren ihre Berechnungen für die Missionare nicht mit anderen Ordensmitgliedern, sondern mit der italienischen und französischen Allgemeinbevölkerung. Deswegen wirft sich hier die Frage auf, ob Boldrini und Uggé nun tatsächlich die schlechten Überlebensverhältnisse der Missionare, oder ob sie vielleicht lediglich die bereits von Cornet nachgewiesene niedrige Lebenserwartung von Ordensmitgliedern im

[16] Boldrini und Uggé machen folglich den gleichen Fehler wie Cornet, siehe Fußnote 12.

Vergleich zur Allgemeinbevölkerung gemessen haben, die aus dem exorbitanten Auftreten von Infektionskrankheiten in Klöstern zur damaligen Zeit resultierte. Immerhin stellten auch Boldrini und Uggé eine im Vergleich zu den übrigen Todesursachen erhöhte Anzahl von Tuberkulose- und Typhus-Sterbefällen bei den Missionaren fest (Boldrini/Uggé 1926, S. 35ff).

Die für diese Arbeit interessanteste Klosterstudie stammt von Madigan (1957), der ebenfalls mit Daten aus Frauen- und Männerklöstern die Frage untersuchte, ob für die wachsenden geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede sozio-kulturelle oder biologische Faktoren verantwortlich sind.[17] Um letztere von alle denkbaren verhaltens- und umweltbedingten Faktoren isoliert analysieren zu können, verwendete er ausschließlich die Lebensdaten von klösterlichem Lehr- und Verwaltungspersonal. Nach dieser Selektion, die auch im allgemeinen den Angriffspunkt der Kritiker seiner Arbeit darstellt (King/Bailar 1969, S. 35f; Nathanson 1984, S. 200), blieben ihm für seinen Beobachtungszeitraum 1900-1954 immerhin noch 9813 Mönche mit 788 Sterbefällen und 32041 Nonnen mit 6144 Sterbefällen. Wie den Tabellen 1.7 und 1.8 zu entnehmen ist, ermittelte Madigan für Mönche und Nonnen gegenüber der Allgemeinbevölkerung fast durchweg deutliche Vorteile in der Lebenserwartung. Lediglich die Nonnen zeigten auch hier in den Jahren 1900-1919 wegen der überhöhten Tuberkulosesterblichkeit in den Altersstufen 15-34 schlechtere Überlebensverhältnisse als die Mönche und zum Teil auch als die Frauen der Allgemeinbevölkerung. Die Lebenserwartung der Nonnen nahm aber vor allem ab Alter 45 mit der Zeit immer mehr zu, während die der Mönche ab diesem Alter nahezu stagnierte. Folglich vergrößerte sich auch die Differenz in der Lebenserwartung zwischen Nonnen und Mönchen von Dekade zu Dekade in einer ähnlichen Weise wie die zwischen Männern und Frauen der US-amerikanischen Allgemeinbevölkerung, was Madigan durch den für jedes Alter und Jahrzehnt für jeweils beide Bevölkerungsgruppen berechneten Quotient {Lebenserwartung Frauen : Lebenserwartung Männer} zum Ausdruck brachte (siehe Tab. 1.7 und 1.8). Ein identisches Bild zeigte sich auch bei dem Vergleich der Sterbeziffern von Kloster- und Allgemeinbevölkerung mit den gleichen Abweichungen bei den Nonnen in den untersten Altersstufen zu Beginn des Beobachtungszeitraums. Madigans Schlußfolgerung war, dass bezüglich der Sterblichkeitsverhältnisse beider Geschlechter biologische Faktoren wesentlich schwerer wiegen als für Frauen und Männer ungleiche sozio-kulturelle und -ökonomische Belastungen, die nach Madigan bei der Entstehung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede allenfalls eine kleine und unbedeutende Rolle spielen. Obwohl von den Kritikern dieser Arbeit immer wieder die Frage gestellt wird, ob Madigan - gerade durch die oben beschriebene Selektion - tatsächlich alle sozialen, ökonomischen und kulturellen Faktoren ausschalten konnte, gilt er als einer der klassischen und häufig zitierten Vertreter der biologischen Perspektive auf diesem Forschungsgebiet (u. v. a. Lopez 1983, Mayer 1972, Nathanson 1984, Ram 1993, Rogers et al. 2000, Stillion 1985, Waldron 1983).

Etwa zum gleichen Zeitpunkt begann man damit, auch bezüglich der Todesursachen bei Klosterstudien mehr ins Detail zu gehen, und so stießen auch die 1842 von Rigoni-Stern ermittelten Differenzen zwischen Nonnen und Frauen der Allgemeinbevölkerung bezüglich Brust- und Genitalkrebs-Sterblichkeit nach über 100-jähriger Unterbrechung wieder auf Interesse. Bei einer Auswertung der Daten niederländischer Standesämter der Jahre 1931-1935 fand Versluys (1949) 197 Sterbefälle katholischer

[17] In den USA betrug der geschlechtsspezifische Unterschied in der Lebenserwartung bei Geburt im Jahr 1900 2,85 Jahre, 1950 5,8 und 1954 bereits 6,2 Jahre (Madigan 1957, S. 202f).

Schwestern, von denen fünf an Gebärmutterhalskrebs verstarben. Das ergab für Nonnen das gleiche Zervixkarzinomrisiko wie für unverheiratete Frauen, das etwa um die Hälfte unter dem verheirateter Frauen lag.

Vier Jahre später testete Gagnon (1953) seine Theorie, dass eine frühere Zervizitis die Hauptursache für die Entstehung von Gebärmutterhalskrebs sei, mit Hilfe der Daten aus verschiedenen Frauenklöstern, deren Mitgliedern er aufgrund fehlender sexueller Aktivität das Zervizitisrisiko absprach. Sein

Tabelle 1.7: Durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Nonnen und Mönche nach Madigan (1957) sowie weißer US-amerikanischer Männer und Frauen mit dem jeweiligen Frauen:Männer-Quotient im Zeitraum 1900-1954 - Erster Teil -

	durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Klosterbevölkerung nach Madigan und US-amerikanischer Allgemeinbevölkerung im Alter							
Population	15	25	35	45	55	65	75	Periode
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Mönche	49,72	41,98	35,13	27,35	21,96	14,97	7,18	1900-1909
Nonnen	48,03	41,25	34,96	27,45	19,69	12,74	7,18	
Quotient	0,97	0,98	1,00	1,00	0,90	0,85	1,00	
US-Männer	46,58	38,66	31,18	24,04	17,22	11,38	6,80	1900-1911
US-Frauen	48,46	40,46	32,96	25,48	18,30	12,10	7,26	
Quotient	1,04	1,05	1,06	1,06	1,06	1,06	1,07	
Mönche	50,58	42,67	35,25	26,76	19,99	12,26	7,27	1910-1919
Nonnen	49,80	42,46	35,65	27,81	20,15	12,69	7,27	
Quotient	0,98	1,00	1,01	1,04	1,01	1,04	1,00	
US-Männer	48,32	40,20	32,41	24,93	17,81	11,73	7,02	1909-1921
US-Frauen	49,90	41,72	33,98	26,22	18,79	12,36	7,41	
Quotient	1,03	1,04	1,05	1,05	1,06	1,05	1,06	
Mönche	52,13	43,41	34,58	25,42	17,09	10,40	5,92	1920-1929
Nonnen	53,83	45,11	37,01	28,97	20,75	13,55	8,32	
Quotient	1,03	1,04	1,07	1,14	1,21	1,30	1,41	
US-Männer	50,06	41,69	33,54	25,64	18,28	11,99	7,16	1919-1931
US-Frauen	51,84	43,40	35,30	27,18	19,50	12,78	7,59	
Quotient	1,04	1,04	1,05	1,06	1,07	1,07	1,06	

Quelle: Madigan 1957, S. 213

20-jähriger Untersuchungszeitraum umfasste 13000 Nonnen, wobei von 3500 Sterbefällen aufgrund fehlender Informationen die Todesursache nicht bestimmt werden konnte. Unter den restlichen Sterbefällen befand sich allerdings kein einziger mit der Todesursache Zervixkarzinom. Deswegen suchte er weiter in den Gewebeabteilungen der Krankenhäuser und analysierte sämtliche archivierten Totenscheine des von ihm untersuchten Zeitraums. Dabei fand er insgesamt 19 Korpus Uteri- sowie drei Zervixkarzinomfälle bei verstorbenen Nonnen, was exakt dem umgekehrten Verhältnis dieser beiden Todesursachen bei den Frauen der Allgemeinbevölkerung entsprach. Mit diesem Ergebnis sah Gagnon seine Hypothese schließlich bestätigt.

Tabelle 1.8: Durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Nonnen und Mönche nach Madigan (1957) sowie weißer US-amerikanischer Männer und Frauen mit dem jeweiligen Frauen:Männer-Quotient im Zeitraum 1900-1954 - Zweiter Teil -

	durchschnittliche Lebenserwartung US-amerikanischer Klosterbevölkerung nach Madigan und US-amerikanischer Allgemeinbevölkerung im Alter							
Population	15	25	35	45	55	65	75	Periode
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Mönche	53,85	44,17	34,58	25,96	18,52	12,20	6,83	1930-1939
Nonnen	56,78	47,31	38,32	29,74	21,65	14,28	8,48	
Quotient	1,05	1,07	1,11	1,15	1,17	1,17	1,24	
US-Männer	51,36	42,53	33,84	25,58	18,16	11,92	7,10	1929-1941
US-Frauen	54,54	45,52	36,72	28,14	20,16	13,18	7,74	
Quotient	1,06	1,07	1,09	1,10	1,11	1,11	1,09	
Mönche	56,32	46,60	36,99	27,95	19,80	13,24	7,81	1940-1949
Nonnen	60,18	50,39	40,77	31,47	22,81	14,74	8,71	
Quotient	1,07	1,08	1,10	1,13	1,15	1,11	1,12	
US-Männer	53,26	44,10	35,02	26,37	18,72	12,41	7,47	1939-1951
US-Frauen	57,73	48,28	38,99	30,01	21,66	14,28	8,40	
Quotient	1,08	1,09	1,11	1,14	1,16	1,15	1,12	
Mönche	57,14	47,37	37,61	28,27	20,21	12,85	7,75	1950-1954
Nonnen	62,97	52,97	43,25	33,83	24,87	16,55	9,62	
Quotient	1,10	1,12	1,15	1,20	1,23	1,29	1,24	
US-Männer	54,40	45,20	35,90	27,10	19,30	13,00	8,00	1952
US-Frauen	59,90	50,30	40,80	31,60	23,00	15,30	9,10	
Quotient	1,10	1,11	1,14	1,17	1,19	1,18	1,14	

Quelle: Madigan 1957, S. 213

Bereits zwei Jahre später wurde diese von Towne (1955) mit ihrer Untersuchung von 13083 Nonnen im gleichen Beobachtungszeitraum 1930-1950 widerlegt. Sie bestätigte zwar das von Gagnon für Nonnen ermittelte Korpus Uteri- : Zervixkarzinom-Verhältnis von 6:1, fand aber im Gegensatz zu Gagnon bei einer fast gleich großen Anzahl einbezogener Nonnen sechs Zervixkarzinomfälle und zeigte damit, dass diese Krebsart auch unabhängig von sexueller Aktivität bzw. Enthaltsamkeit auftreten konnte.

Ebenfalls in dieser Zeit überprüfte Schömig (1953) anhand der Archivunterlagen von 1025 zwischen 1900 und 1950 verstorbenen Schwestern aus Würzburger Klöstern die Annahme vieler Ärzte, dass einzelne Faktoren des Geschlechtslebens einen fördernden Einfluss auf die Genitalkarzinombildung besitzen (Schömig 1953, S. 156). Er ging davon aus, dass bei dieser Personengruppe aufgrund des Fehlens dieser Faktoren die Genitalkarzinomrate kleiner als bei der Allgemeinbevölkerung sein müsste. Beim Vergleich seiner Daten mit der deutschen Todesursachenstatistik der Jahre 1898-1950 und der bayerischen Statistik der Jahre 1950/51 fand er zunächst heraus, dass die Tuberkulose bei 26,4% der verstorbenen Nonnen die Todesursache war, dagegen nur bei 8,8% der Allgemeinbevölkerung. Die extrem hohe Tuberkulose-Sterblichkeit katholischer Schwestern führte Schömig auf das enge Zusammenleben und die besondere Kleidung der Ordensmitglieder zurück. Bei den weiteren analysierten Todesursachen Gefäßkrankheiten, Karzinome, Pneumonie, Gehirnerkrankungen und Apoplexie war die jeweilige Häufigkeit dagegen in beiden Bevölkerungsgruppen vergleichbar. Allerdings konnte Schömig bei Nonnen keinen einzigen Collumkarzinomfall finden, was er ebenso wie Gagnon (1953) mit dem Fehlen von Schwangerschaft und Geburt in Verbindung brachte und ihn zu der Schlußfolgerung führte, dass die Faktoren des Geschlechtslebens zwar nicht die Genitalkarzinomrate beeinflussen, dafür aber die Karzinommanifestierung lokalisieren. Beim Vergleich der Lebenserwartung von Kloster- und Allgemeinbevölkerung stellte auch Schömig ebenso wie Cornet (1890) und Boldrini und Uggé (1926) das durchschnittliche Sterbealter der Nonnen den Werten für die Lebenserwartung der amtlichen Statistik gegenüber, wodurch er in seiner Arbeit für die Nonnen eine mit 54,4 Jahren um 6-14 Jahre geringere Lebenserwartung konstatierte.[18]

Taylor et al. (1959) untersuchten die Gesamtsterblichkeit sowie die Häufigkeit verschiedener Todesursachen bei Nonnen anhand einer Kohortenanalyse der Geburtsjahrgangsklassen 1870-1889 (1220 Nonnen, 636 Sterbefälle) und 1890-1909 (1417 Nonnen, 137 Sterbefälle) und verglichen sie mit der Allgemeinbevölkerung von Massachusetts, für die geeignete Vergleichsdaten zur Verfügung standen.[19] [20] Ihre Ergebnisse bestätigten die Arbeit von Fecher (1927b) sowohl in Bezug auf die Entwicklung der Gesamtsterblichkeit mit der Zeit als auch bezüglich der hohen durch die Tuberkulose-Sterblichkeit bedingten Mortalität von Nonnen der ersten Kohorte im Alter 20-29 (siehe Tab. 1.9). Darüber hinaus rechneten Taylor et al. auch die Daten Madigans (1957) in Kohortendaten um und fanden auch hier eine im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung erhöhte Sterblichkeit der Nonnen bis Alter 34. Analog der vorausgegangenen Studien stellten auch diese Autoren bei den Nonnen eine ins-

---

18 siehe Fußnote 2.

19 Auf den Unterschied zwischen Kohorten- und Periodenanalyse wird in Kapitel 2.1 noch vertieft eingegangen. Zum Verständnis sei an dieser Stelle nur erwähnt, dass bei einer Kohortenbetrachtung die Überlebensverhältnisse aller in einem bestimmten Zeitraum geborenen Personen bis zum Tag der Untersuchung und bei einer Periodenbetrachtung alle in einem bestimmten Zeitraum lebenden Personen analysiert werden.

20 Zwei der drei Orden, aus welchen Taylor et al. (1959) ihre Daten erhielten, stammen ebenfalls aus Massachusetts, der dritte aus dem Staat New York.

gesamt etwas höhere Krebssterblichkeit sowie eine deutlich höhere Brustkrebsmortalität als bei den Frauen der Allgemeinbevölkerung fest. Ebenso lagen die Raten für Eierstock- und Eileiterkrebs bei den Nonnen ab Alter 50 deutlich über den entsprechenden Werten der Allgemeinbevölkerung. Dagegen zeigten die Nonnen bei durch Herzkranzgefäß- und Nierenerkrankungen bedingten Todesursachen die deutlich günstigeren Werte.

Tabelle 1.9: Gesamt- und Tuberkulose-Sterbewahrscheinlichkeiten der Geburtskohorten 1870-1889 und 1890-1909 von Nonnen US-amerikanischer Frauenklöster nach Taylor et al. (1959) und der weiblichen Allgemeinbevölkerung Massachusetts´

	Gesamt-Sterbewahrscheinlichkeit der Geburtskohorte 1870-1889 im Alter (pro 1000 Personen)		Gesamt-Sterbewahrscheinlichkeit der Geburtskohorte 1890-1909 im Alter (pro 1000 Personen)		Tuberkulose-Sterbewahrscheinlichkeit der Geburtskohorte 1870-1889 im Alter (pro 1000 Personen)		Tuberkulose-Sterbewahrscheinlichkeit der Geburtskohorte 1890-1909 im Alter (pro 1000 Personen)	
Altersintervall in Jahren	Nonnen US-amerik. Klöster	Frauen aus Massachusetts	Nonnen US-amerik. Klöster	Frauen aus Massachusetts	Nonnen US-amerik. Klöster	Frauen aus Massachusetts	Nonnen US-amerik. Frauen	Frauen aus Massachusetts
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
20-29	107,8	54,1	46,9	47,3	87,1	23,2	22,7	13,2
30-39	66,6	70,7	32,0	33,3	36,7	15,7	10,9	5,2
40-49	74,4	78,1	24,5	45,0	12,9	7,7	4,2	1,9
50-59	103,4	123,6	66,8	87,6	3,0	3,5	1,9	1,3
60-69	194,8	225,8	---	---	7,1	2,5	---	---
70-79	457,9	444,0	---	---	0,0	1,6	---	---

Quelle: Taylor et al. 1959, S. 1213 und 1216

Zu fast identischen Ergebnissen gelangten Fraumeni et al. (1969), die mit Hilfe der Daten Madigans (1957) die Rolle des Ehestands bei der menschlichen Karzinomentstehung untersuchten. Beim Vergleich mit der Frauenbevölkerung von Massachusetts (1900-1913) und den weißen Frauen der US-Allgemeinbevölkerung (1914-1954) stellten auch sie eine überhöhte Brustkrebsmortalität bei den Nonnen fest. Dagegen gab es bei den Schwestern mit Ausnahme der höheren Altersstufen deutlich weniger Genitalkrebssterbefälle, wobei auch hier wiederum eine im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung um die Hälfte reduzierte Zervixkarzinommortalität auffiel. Darüberhinaus zeigten die Nonnen eine geringere Magen- und Leberkrebs-, aber eine erhöhte Eierstock-, Eileiter- und Dickdarmkrebssterblichkeit. Bezüglich der gesamten Krebsmortalität ermittelten sie für die Nonnen vor dem Altersintervall 60-69 niedrigere und in den Altersstufen danach höhere Sterbeziffern als bei der Allgemeinbevölkerung. Als Ergebnis ihrer Studie stellten sie schließlich fest, dass Nonnen eine mit unverheirateten Frauen vergleichbare Krebssterblichkeit aufweisen und schlossen daraus, dass vermutlich mit Parität verbundene endokrine Veränderungen das Brust- und Eierstockkrebsrisiko senken, während auf der anderen Seite ein mit dem Geschlechtsverkehr verbundener Faktor für die erhöhte Zervixkarzi-

nomrate der Frauen aus der Allgemeinbevölkerung verantwortlich zu sein scheint. Unsicher werden die von Fraumeni et al. präsentierten Ergebnisse allerdings durch eine große Zahl unspezifizierter Krebssterbefälle und die aufgrund nicht vorhandener Todesursachenstatistiken vor 1930 für die Allgemeinbevölkerung getroffene Annahme, dass bei ihnen im Zeitraum 1900-1930 die verschiedenen Todesursachen zu gleichen Anteilen vorherrschten wie in den Jahren 1930-1934.

Eine Zusammenfassung der Ergebnisse von knapp 30 bisherigen Forschungen über Mortalität und Morbidität des gesamten geistlichen Standes (v. a. der Weltgeistlichen) sowie einen Überblick über diesbezügliche Informationen aus der amtlichen Statistik einiger Länder (England und Wales, USA, Schottland, Schweiz, Paris) lieferten King und Bailar (1969). Trotz der von ihnen geübten Kritik am methodischen Vorgehen der meisten dieser Studien stellten sie fest, dass in diesen Arbeiten – von ganz wenigen Ausnahmen abgesehen – ein nahezu konsistentes Bild einer im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung höheren Lebenserwartung für die Geistlichkeit vorzufinden ist, was sie selbst mit britischen Bevölkerungsdaten für den Zeitraum 1860-1953 belegten. Allerdings wurden die Vorteile der Geistlichkeit gegenüber den anderen Berufsgruppen während des Beobachtungszeitraums kontinuierlich kleiner und verschwanden am Ende fast völlig. Bezüglich der Todesursachenstruktur der Priester nach der amtlichen Statistik führten King und Bailar (1969) in ihrem Überblicksartikel an, dass die Sterblichkeit an kardiovaskulären und besonders Nierenerkrankungen sowie an Dickdarm- und Prostatakrebs im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung überhöht, die Sterblichkeit an allen nicht degenerativen Erkrankungen dagegen niedriger ist. Weiter gewannen sie die Erkenntnis, dass amerikanische Geistliche offensichtlich eine höhere Mortalität als englische aufweisen. Unter den Priestern haben die römisch-katholischen eine um 30% höhere Sterblichkeit als die übrigen Konfessionen, was die Autoren auf das erhöhte Gesundheitsrisiko durch Besuch und Pflege von kranken Mitgliedern der Kirchengemeinden zurückführten.

Neben den Klosterstudien von Deparcieux (1746), Boldrini und Uggé (1926) und Madigan (1957) führten King und Bailar (1969) eine unveröffentlichte Magisterarbeit von Kurz (1952) an, die sich mit der Mortalität des Zeitraums 1820-1951 von 2380 Mitgliedern des katholischen Marianenordens aus zehn Ländern beschäftigt. Auch in dieser Studie zeigen die Ordensmitglieder im schlechtesten Fall identische Sterblichkeitsverhältnisse wie die Allgemeinbevölkerung (King/Bailar 1969, S. 35).

Le Bras und Dinet (1980) erweiterten die Daten von Deparcieux (1746) um den kompletten Register der bereits von Deparcieux betrachteten Benediktiner von St. Maur aus dem 17. und 18. Jahrhundert und bestätigten, dass die Mönche im Vergleich mit anderen Sterbetafeln für diese Zeit eine niedrigere Sterblichkeit im jüngeren Erwachsenenalter aufwiesen. Allerdings ermittelten sie ab Alter 50-60 eine höhere Mortalität für die Klosterbrüder. In ihrer methodisch sehr detaillierten Arbeit konnten Le Bras und Dinet (1980) zeigen, dass diese Unterschiede statistisch signifikant sind und mit hoher Wahrscheinlichkeit keine zufallsbedingten Ergebnisse sein können.

Kinlen (1982) untersuchte den Zusammenhang zwischen Fleischkonsum bzw. fetthaltiger Ernährung und Krebsmortalität durch einen Vergleich von 1769 Nonnen aus Klöstern ohne jeglichen Fleischkonsum mit 1044 Nonnen aus Klöstern mit unterdurchschnittlichem Fleischkonsum für den Zeitraum 1911-1978 mit insgesamt 1417 Sterbefällen. Allerdings konnte er keine signifikante Verbindung zwischen diesen Ernährungsfaktoren und den bei seiner Arbeit im Zentrum stehenden Todesursachen Brust- und Dickdarmkrebs nachweisen. Obwohl er sich eigentlich nicht mit Zervixkarzinomerkran-

kungen befasste, stellte auch er eine diesbezüglich erniedrigte Rate bei den Nonnen im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung fest.

Bei einer Analyse der Studien von Rigoni-Stern (1842), Schömig (1953), Gagnon (1953), Towne (1955), Fraumeni et al. (1969) und Kinlen (1982) kam Skrabanek (1988) zu dem Ergebnis, dass keine der Studien - aufgrund zum Teil schwerwiegender methodischer Schwächen - ausreichende Qualität besitzt, um tatsächlich sichere und glaubhafte Aussagen bezüglich der Ursachen für die Zervixkarzinomentstehung zu machen. In nahezu gleicher Weise äußerte sich Griffiths (1991) über diese Klosterstudien und konnte ebenfalls keinen Beweis für eine erniedrigte Zervixkarzinomrate bei Nonnen entdecken. Da selbst in der Allgemeinbevölkerung diese Rate außerordentlich gering ist, können nach Griffiths in Klöstern weder größere Mengen an Zervixkarzinom-Sterbefällen erwartet noch jemals diesbezüglich signifikante Unterschiede zur Allgemeinbevölkerung festgestellt werden.[21]

De Gouw et al. (1995) untersuchten die Mortalität von 1523 holländischen Trappisten- und Benediktinermönchen im Zeitraum 1900-1994, indem sie standardized mortality ratios (abgekürzt SMR) durch den Quotienten aus beobachteten und erwarteten Sterbefällen auf Grundlage der Mortalitätsverhältnisse der holländischen Allgemeinbevölkerung mit den entsprechenden 95%-Konfidenzintervallen berechneten.[22] Folglich bedeuten SMR-Werte unter eins bessere und SMR-Werte über eins schlechtere Überlebensverhältnisse der Mönche im Vergleich zu den Männern der Allgemeinbevölkerung. Die Verfasser ermittelten für den Gesamtzeitraum eine signifikant niedrigere Sterblichkeit für Mönche mit einer SMR von 0,88 (0,81-0,95). Allerdings zerfiel die Mortalität der Mönche in zwei Perioden: Im Zeitraum 1900-1935 betrug die SMR 1,25 (1,04-1,49), was signifikant schlechtere Überlebensverhältnisse für die Mönche bedeutet, während sich ab 1955 das Bild für den restlichen Zeitraum bis 1994 schließlich umkehrte. Die Ursache dieser Entwicklung konnte von de Gouw et al. allerdings nicht gefunden werden. Da für die Zeit 1905-1925 eine höhere Mortalität der südlichen Hälfte Hollands bekannt war und sich dort die meisten der einbezogenen Klöster befanden, wurde die Sterblichkeit der Mönche in diesem Zeitraum noch zusätzlich mit den entsprechenden Daten für Südholland verglichen, was letztlich keine signifikant schlechteren Überlebensverhältnisse für Mönche mehr ergab.

Neben diesen überwiegend medizinischen Studien fanden Daten aus Klöstern in jüngerer Zeit auch Verwendung für die Gewinnung von Kenntnissen über Lebensbedingungen und Sterblichkeit der Allgemeinbevölkerung in vorstatistischer Zeit, was vorher nur anhand des Adels oder mit Hilfe von Kirchenbüchern, deren Schwierigkeiten für demographische Analysen bekannt sind, versucht wurde. So konnte beispielsweise Dinet (1978) mit Klosterdaten zeigen, dass der Anteil der über 60-jährigen an allen Erwachsenensterbefällen im Verlauf des 18. Jahrhunderts fast kontinuierlich gestiegen ist.

Hatcher (1986) analysierte die Mortalität des Zeitraums 1395-1505 anhand von insgesamt 395 Mönchen der sehr wohlhabenden Canterbury Christ Church. Für den Gesamtzeitraum ermittelte Hatcher eine Restlebenserwartung im Alter 20 von 28 Jahren. Bei Aufteilung der Daten in verschiedene Beobachtungsabschnitte ergab sich für die Lebenserwartung ein abnehmender Trend in der zweiten Hälfte des 15. Jahrhunderts, was Hatcher durch den Eintritt weniger gesunder Mönche zu erklären versucht. Jedoch betragen die Fallzahlen für die kleineren Zeitspannen nur zwischen 68 und 92 Mönchen. Ab-

21 In Großbritannien betrug die Zervixkarzinomrate 1990 74 Fälle pro 1 Mio Frauen (Griffiths 1991, S. 801).

22 Auch auf die Bedeutung und Ermittlung von Konfidenzintervallen wird in Kapitel 2 ausführlich eingegangen. Zum Verständnis ist an dieser Stelle wichtig, dass die Ergebnisse dann statistisch insignifikant sind, wenn die in Klammern angegebenen Konfidenzgrenzen den Wert eins umschließen.

schließend verglich Hatcher seine Daten mit den Ergebnissen von Le Bras und Dinet (1980) und stellt fest, dass die Benediktiner von St. Maur des 17. und 18. Jahrhunderts durchweg eine niedrigere Sterblichkeit aufweisen als die Mönche der Christ Church des 15. Jahrhunderts.

Hatchers Ergebnisse wurde von Harvey (1993) aufgegriffen und zusammen mit den Daten von 328 Mönchen der Westminster Abbey der Jahre 1390-1529 analysiert. Trotz der wesentlich schlechteren Quellenlage – Harvey standen nur Lohnlisten und Verzeichnisse der Kleiderkammer des Klosters zur Verfügung – errechnete sie mit einer Lebenserwartung im Alter 20 von 29-30 Jahren vergleichbare Ergebnisse. Auch Harvey (1993) konnte einen deutlichen Anstieg der Sterblichkeit etwa ab 1460 feststellen. Neben dem Versuch die Veränderungen in der Altersstruktur der von ihr betrachteten Klosterpopulation im Untersuchungszeitraum zu rekonstruieren, gibt Harvey (1993) einen Einblick in die Schwierigkeit der Abschätzung des Geburtsdatums der Mönche.

Mit genau diesem Problem setzt sich auch Davis (1998) intensiv auseinander und liefert eine Anleitung, wie man aus dem Jahr des Beginns bestimmter Tätigkeiten als Klostermitglied (Meßdiener, Diakon, Priester, Abt, Prior) mit geringer Unsicherheit auf das Geburtsjahr schließen kann. Daneben ermittelte Davis (1998) für 43 Äbte und Prioren des 15. und frühen 16. Jahrhunderts – bezüglich des Gesundheitszustands wohl die Elitegruppe der Klosterpopulation – ein durchschnittliches Sterbealter von 59 Jahren. Ein Viertel dieser Personen wurde sogar über 70 Jahre alt, die gesamte Altersspanne erstreckte sich von 35 bis 84 Jahre.

Die jüngste Arbeit über die aktuelleren Sterblichkeitsverhältnisse in Klöstern stammt von Butler und Snowdon (1996), die 2573 Nonnen im Alter von 50 bis 84 Jahren mit einer Auslese der US-amerikanischen Allgemeinbevölkerung zwischen 1965 und 1989 verglichen. Auch sie bildeten standardized mortality ratios, die auf die gleiche Weise wie bei de Gouw et al. (1995) zu interpretieren sind. Aus den in Tabelle 1.10 zu findenden Ergebnisse dieser Studie geht hervor, dass die katholischen Schwestern gegenüber der Kontrollgruppe aus der US-Allgemeinbevölkerung einen deutlichen Mortalitätsvorteil besaßen. Dieser Vorteil verringerte sich mit dem Alter und wuchs mit der Zeit (Periode) sowie der Geburtskohorte. Diese Entwicklung korreliert nach Butler und Snowdon exakt mit dem Anstieg der Zahl rauchender US-Frauen. Diese Feststellung wird dadurch bekräftigt, dass katholische Schwestern wesentlich weniger Sterbefälle aufgrund von aus Nikotingenuß resultierenden Krankheiten aufwiesen als die ausgewählte Kontrollgruppe. Dagegen zeigten sich auch bei dieser Studie die höheren Sterbeziffern der Nonnen bei den Todesursachen Brustkrebs und Genitalkarzinome, wobei wiederum die sehr geringe Menge an Zervixkarzinomerkrankungen auffällig war. Geschmälert wird der Wert dieser Ergebnisse allerdings durch die Tatsache, dass für die Untersuchung der Todesursachen nur noch Daten von 490 Sterbefällen verwertet werden konnten.

Anhand der noch andauernden sogenannten „Nun Study“ mit mehreren hundert Nonnen (aus der auch die letztgenannte Arbeit stammt), die sich für eine Langzeitstudie und ihr Gehirn nach dem Tod für Forschungen zur Verfügung stellen, untersucht Snowdon mit zahlreichen Kooperationspartnern aus den verschiedensten Disziplinen vor allem diverse Fragestellungen bezüglich der Alzheimerkrankheit (Saxe et al. 1999; Snowdon 1997; Snowdon et al. 1996a, b 1997, 2000a, b; Wolf et al. 1999; siehe auch Neuhausen 1997; eine allgemeine Projektbeschreibung ist bei Riley und Snowdon 1999 zu finden). Daneben wird auch einigen medizinischen Blutanalysen (Boosalis et al. 1996; Gross/Snowdon 1996; Tully et al. 1995a, b), Untersuchungen über die Demenz (Greiner/Snowdon 1997, Smith et al. 2000b, Snowdon/Markesbery 1999) und anderen speziell medizinischen Fragestellungen (Smith et al.

2000a, Snowdon et al. 1989) mit Hilfe dieser Nonnen nachgegangen. Weiterhin wurden im Rahmen der „Nun Study“ verschiedene Analysen zu eigener Einschätzung, Entwicklung und Ursachen von körperlichen und geistigen Fähigkeiten (Butler et al. 1996; Greiner et al. 1996a, b, 1999; Harriman et al. 1990; Ostwald et al. 1989; Riley et al. 1999; Saxe et al. 1995; Snowdon et al. 1989a, b, 1996c; Tully/Snowdon 1995) sowie im psychologischen Bereich (Brown et al. 1990, Danner et al. 2001, Kemper et al. 2001, Snowdon et al. 1999) durchgeführt. Letzterer stellt auch den Schwerpunkt des ersten Buches über dieses Forschungsprojekt dar (Snowdon 2001).

Tabelle 1.10: SMR US-amerikanischer Nonnen (standardisiert auf weiße Frauen der US-Allgemeinbevölkerung) für Geburtskohorte, Altersintervall und Periode (mit 95%-Konfidenzintervallen) nach Butler und Snowdon (1996)

Geburtskohorten		Altersintervalle		Fünfjahres-Perioden	
Kohorte	SMR	Intervall	SMR	Periode	SMR
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1890	0,86 (0,74-1,00)	50-54	0,55 (0,22-1,13)	1965-69	0,79 (0,68-0,90)
1894	0,81 (0,71-0,92)	55-59	0,57 (0,36-0,86)	1970-74	0,72 (0,63-0,81)
1899	0,74 (0,65-0,85)	60-64	0,56 (0,42-0,75)	1975-79	0,75 (0,65-0,85)
1904	0,72 (0,63-0,82)	65-69	0,63 (0,51-0,76)	1980-84	0,71 (0,61-0,81)
1909	0,64 (0,54-0,75)	70-74	0,72 (0,62-0,82)	1985-89	0,69 (0,59-0,81)
1913	0,53 (0,41-0,67)	75-79	0,75 (0,67-0,84)		
		80-84	0,81 (0,73-0,90)		

Quelle: Butler/Snowdon 1996, S. 204

Neben all diesen Arbeiten gab es noch vier weitere medizinische Klosterstudien, die sich, wie die meisten Veröffentlichungen der „Nun Study“, nicht mit der Mortalität sondern der Morbidität in Männerklöstern befassten. Barrow et al. (1960) untersuchten den Einfluss verschiedener Ernährungsweisen auf den Zusammenhang von Blutcholesteringehalt, Bluthochdruck und Arteriosklerose bei 80 Trappisten- und 70 Benediktinermönchen. Während sich die Ernährung der Benediktiner kaum von der einer westlichen Gesellschaft unterscheidet, ernähren sich die Trappisten spärlich und streng vegetarisch.[23] Bei ihrer einjährigen Beobachtung stellten Barrow et al. fest, dass die Trappisten zwar insgesamt signifikant niedrigere Blutcholesterinwerte als die Benediktiner aufwiesen, aber die Schwankungsbreite der Ergebnisse auf individueller Ebene so groß war, dass es neben der Ernährung noch weitere Determinanten für das Ausmaß des Bluthochdrucks geben musste.

Den eben geschilderten Unterschied zwischen diesen beiden Orden nutzten ebenso auch Groen et al. (1962) für eine Untersuchung des Einflusses von Ernährung und Lebensstil auf allgemeines Wohlbe-

[23] Darüber hinaus unterscheiden sich die Trappisten von den Benediktinern noch durch ein Leben in überwiegend unbeheizten Räumen und ausgesprochen strenge Schweigevorschriften.

finden, Blutcholesteringehalt, Bluthochdruck, koronare Herzerkrankungen und Angina Pectoris bei 181 Trappisten- und 168 Benediktinermönchen aus Belgien und Holland. Obwohl die Autoren bei den Benediktinern einen signifikant höheren durchschnittlichen Blutcholesteringehalt ermittelten, gab es zwischen Trappisten und Benediktinern keinen Unterschied im Auftreten von Herzinfarkten, Angina Pectoris, Bluthochdruck und elektrokardiographischen Anzeichen für diffuse ischaemische Herzkrankheiten. Darüberhinaus deuteten die Ergebnisse dieser Studie darauf hin, dass Herzinfarkte in beiden Orden seltener auftraten als bei der holländischen und belgischen Allgemeinbevölkerung. Dagegen konnten bezüglich der elektrokardiographischen Anzeichen für diffuse ischaemische Herzkrankheiten und Angina Pectoris zwischen den Mitgliedern der beiden Männerorden keine signifikanten Unterschiede zur Allgemeinbevölkerung festgestellt werden. Die Autoren glaubten mit den Ergebnissen ihrer Untersuchung die Hypothese zu unterstützen, dass ein Herzinfarkt weniger mit Ernährung und Blutcholesteringehalt, als vielmehr mit psycho-sozialen Faktoren der westlichen Lebensweise in Verbindung steht, wovor sowohl Trappisten als auch Benediktniermönche mehr oder weniger geschützt scheinen. Zu identischen Schlußfolgerungen kamen auch McCullagh und Lewis (1960) bei ihrer Studie über 44 Mönche aus zwei Trappistenklöstern in den USA, wobei allerdings aufgrund der äußerst geringen Fallzahlen dieser beiden Studien die Existenz statistisch signifikanter Ergebnisse sicher bezweifelt werden darf.

Mackenbach et al. (1993) überprüften schließlich die Morbiditätsziffern holländischer Mönche im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung anhand von 137 ausgewerteten Fragebögen. Sie kamen dabei zu dem Ergebnis, dass sich die „self-reported morbidity“ von Mönchen und Männern der Allgemeinbevölkerung nicht voneinander unterscheiden, dagegen aber die „rates of disability related to activities of daily living“ bei den Mönchen deutlich höhere Werte annahmen. Sie schlußfolgerten aus ihrer Untersuchung, dass der klösterliche Lebensstil laut verschiedener US-amerikanischer Studien zwar das Leben verlängert, dies aber mit erhöhten körperlichen Leiden verbunden ist.[24]

Am Ende dieses Kapitels sollen die wichtigsten Ergebnisse der bisherigen Klosterstudien noch einmal kurz zusammengefasst werden. Mit Deparcieux (1746), Casper (1835), Westergaard (1882), Fecher (1927a, b), Kurz (1952), Madigan (1957), King und Bailar (1969), Le Bras und Dinet (1980), de Gouw et al. (1995) sowie Butler und Snowdon (1996) ermittelten die meisten Autoren für die Klosterbevölkerung eine höhere Lebenserwartung im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung. Lediglich Cornet (1890), Kruse (1900) und Schömig (1953) berechneten für Nonnen eine geringere Lebenserwartung infolge der erhöhten Tuberkulosesterblichkeit in Frauenklöstern am Ende des 19. und Anfang des 20. Jahrhunderts. Dieses Phänomen stellten auch Fecher (1927a, b) und Taylor et al. (1959) für die ersten Jahre dieses Jahrhunderts fest.

Die Studien über das Auftreten verschiedener Krebsarten bei katholischen Schwestern von Rigoni-Stern (1842), Versluys (1949), Gagnon (1950, 1953), Schömig (1953), Taylor et al. (1959) sowie Fraumeni et al. (1969) ermittelten für Nonnen eine insgesamt höhere Krebsmortalität, vor allem eine enorm höhere Brustkrebs-, aber dafür eine deutlich niedrigere Gebärmutterhalskrebssterblichkeit. Letztere Feststellung wurde allerdings von Towne (1955), Skrabanek (1988) und Griffiths (1991) be-

[24] Sie übertrugen die Ergebnisse der Studien von Lyon et al. (1976, 1978) über Mormonen und Berkel und de Waard (1983) über Sieben-Tage-Adventisten in den USA auf die von ihnen untersuchten holländischen Mönche.

zweifelt. Eine völlig neue Dimension bekommen die Klosterstudien durch Snowdons „Nun Study“, in der diese Bevölkerungsgruppe in einer noch nie dagewesenen Form vor allem im medizinischen und psychologischen Bereich wissenschaftlich untersucht wird.

Bis auf Madigan (1957) und de Gouw et al. (1995), die beide ausschließlich die Gesamtsterblichkeit analysierten, befassten sich alle anderen Studien über die Mortalitätsverhältnisse in Klöstern dieses Jahrhunderts ausschließlich mit Nonnen, so dass es über das Vorherrschen oder Fehlen bestimmter Krankheiten und Todesursachen in Männerklöstern keinerlei Untersuchungen gibt. Während Madigan für die US-amerikanischen Mönche in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts eine höhere Lebenserwartung als für die US-Männer ermittelte, stellten de Gouw et al. für holländische Mönche in diesem Zeitraum das Gegenteil fest. Ab 1955 wiesen aber auch die holländischen Mönche eine geringere Mortalität als die Allgemeinbevölkerung auf. Die Untersuchungen über die Mortalität der Mönche aus vorstatistischer Zeit von Dinet (1978), Hatcher (1986), Harvey (1993) und Davis (1998) können nicht mit entsprechenden Daten über die Allgemeinbevölkerung verglichen werden.

1.3 Der Datensatz bayerischer Frauen- und Männerklöster

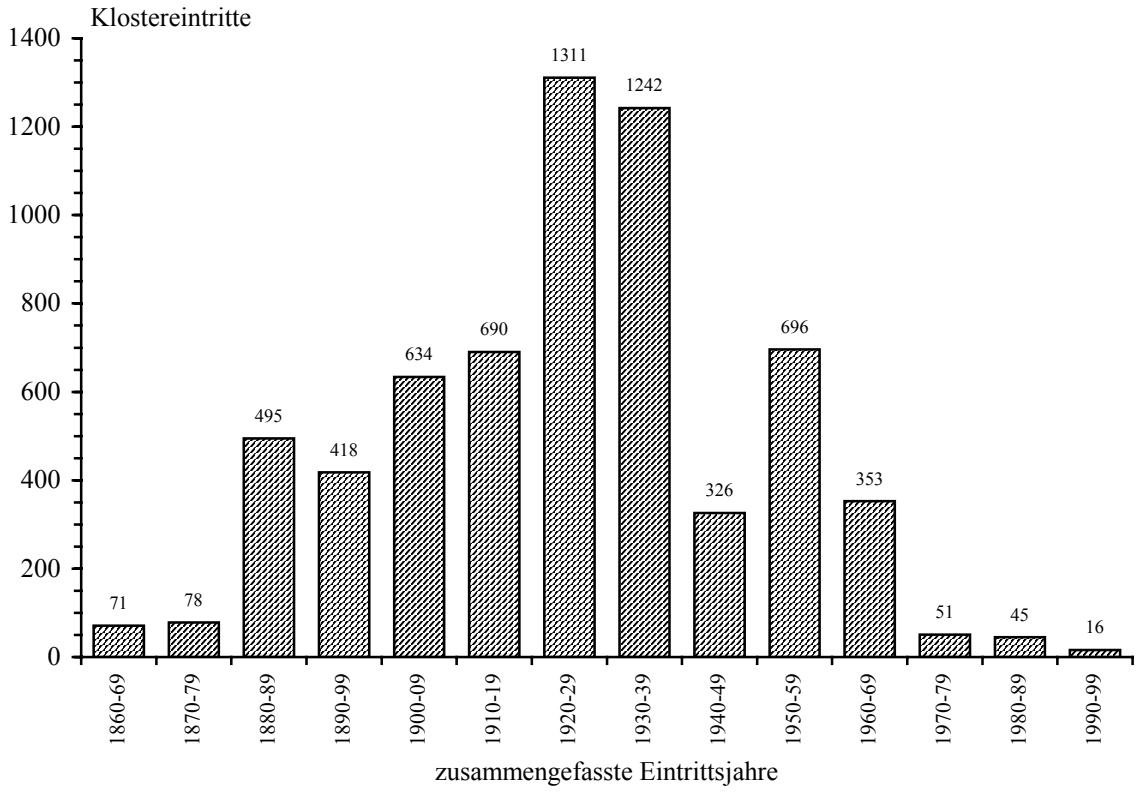
Im Gegensatz zu den meisten anderen Klosterstudien, deren statistische Grundlage mittels versendeten und von den Klöstern selbst auszufüllenden Fragebögen erhoben wurden, stellen für diese Arbeit eigenständige direkt in den Klöstern durchgeführte Erhebungen die Datenbasis dar. Da, wie bereits in Kapitel 1.2 erwähnt, unbedingt die Lebensdaten von wirklich allen Ordensmitgliedern erfasst werden müssen, ist eine derart gründliche Datenerfassung unerlässlich. Denn auch Personen, die das Kloster im Extremfall nach nur wenigen Tagen wieder verlassen haben, lebten für eine bestimmte Zeit mit dem Risiko als Ordensmitglied zu sterben und dürfen somit bei einer Mortalitätsanalyse nicht außer acht gelassen werden, was in Kapitel 2 noch genau erläutert wird. Um auch von jedem erfassten Kloster in diesem Sinne vollständige Datensätze zu erhalten, wurden verschiedenste zur Verfügung stehende Quellen ausgewertet. In den meisten Fällen waren es die Profeßbücher der Klöster, in welchen alle Ordensmitglieder mit ihren Lebensdaten beim Gründungsmitglied beginnend verzeichnet werden. Daneben bzw. zusätzlich dienten Friedhofsregister, Schematismen, Nekrologe, Kongregationsschriften, bereits existierende Computerdateien der Klöster sowie für die einzelnen Mitglieder erstellte Karteikarten als weitere Quellen, die es zum Teil auch ermöglichten, neben den Lebensdaten noch weitere Informationen über die jeweilige Person wie Schulbildung, ausgeübte Tätigkeiten, Beruf des Vaters, Anzahl der Geschwister oder Todesursache zu erhalten. Im Rahmen dieser Arbeit können jedoch unmöglich alle erfassten Variablen ausgewertet werden. Von Interesse sind hier die von sämtlichen Ordensmitgliedern verfügbaren Lebensdaten Geburtstag, Eintrittsdatum (Tag der Einkleidung), Sterbe- oder Austrittsdatum (bzw. die Information, dass die Person am Tag der Erfassung noch im Kloster lebte) sowie eventuelle Missionsdaten (Ausreisedatum, Missionsort, Rückreisedatum).

Durch Auswertung der oben genannten Quellen war es möglich, von den einbezogenen Klöstern tatsächlich vollständige Informationen über die Lebensdaten aller Mitglieder zu erhalten. Die einzige Ausnahme bildet ein Männerkloster, bei dem die Daten von ausgetretenen und entlassenen Mitgliedern nicht verfügbar waren. Auf den hierdurch entstehenden Fehler wird im Auswertungsteil noch einmal hingewiesen. Allerdings wird das Ergebnis durch diese Einschränkung letztlich nur minimal

verfälscht, da bei den Männerorden die große Mehrzahl der ausgetretenen oder entlassenen Mitglieder das Kloster bereits im Lauf des ersten Klosterjahres, also noch vor der Profeß, wieder verlassen und somit hierdurch nur wenige im Kloster gelebte Personenjahre verloren gehen.

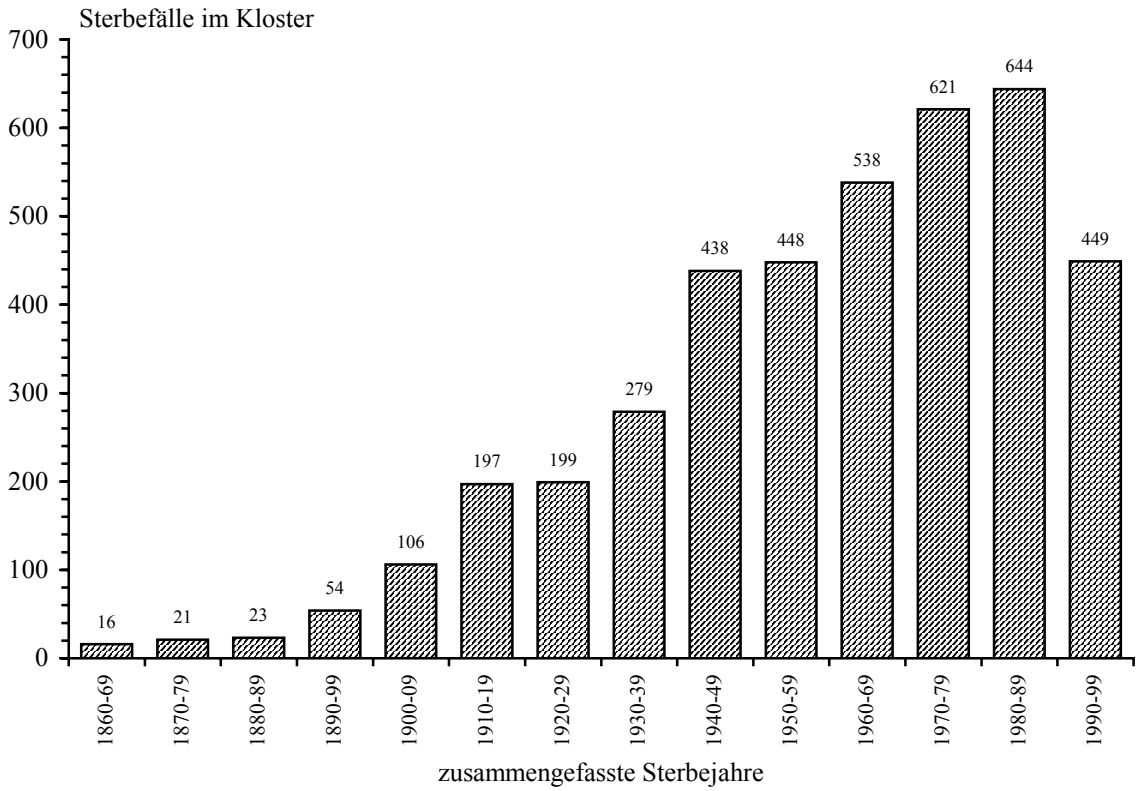
Insgesamt umfasst der vorliegende Datensatz bayerischer Klöster 11624 Ordensmitglieder, davon 6154 Nonnen und 5470 Mönche. Da fast alle der erfassten Frauenordensprovinzen erst im Lauf des 19. Jahrhunderts gegründet wurden, stammen alle Nonnen aus den letzten 200 Jahren, während die erfassten männlichen Ordensmitglieder zum Teil bereits im 16. Jahrhundert geboren wurden. In den Abbildungen 1.4 und 1.6 sind die Anzahlen aller erfassten Nonnen und Mönche nach dem jeweiligen Eintrittsjahr dargestellt. Interessant ist, dass die Verteilung der Klostereintritte im 19. und 20. Jahrhundert bei Frauen- und Männerorden ein nahezu identisches Bild zeigt, mit einem kontinuierlichen Anstieg ab der Mitte des letzten Jahrhunderts, den absolut höchsten Eintrittszahlen zwischen den beiden Weltkriegen und danach einem fast kontinuierlichen Rückgang der Klostereintritte, der nur durch deutlich erhöhte Zugangszahlen in den Jahren nach dem Zweiten Weltkrieg unterbrochen wird. Entsprechend ähnelt sich auch die Verteilung der Sterbefälle in den bayerischen Frauen- und Männerklöstern (siehe Abb. 1.5 und 1.7) mit Ausnahme der in den beiden Weltkriegen gefallenen Mönche, die in dem Datensatz auch als solche erfasst sind.

Abbildung 1.4: Anzahl der in die erfassten bayerischen Klöster eingetretenen Frauen (nach Eintrittsjahr)



Daten: Eigene Erhebung

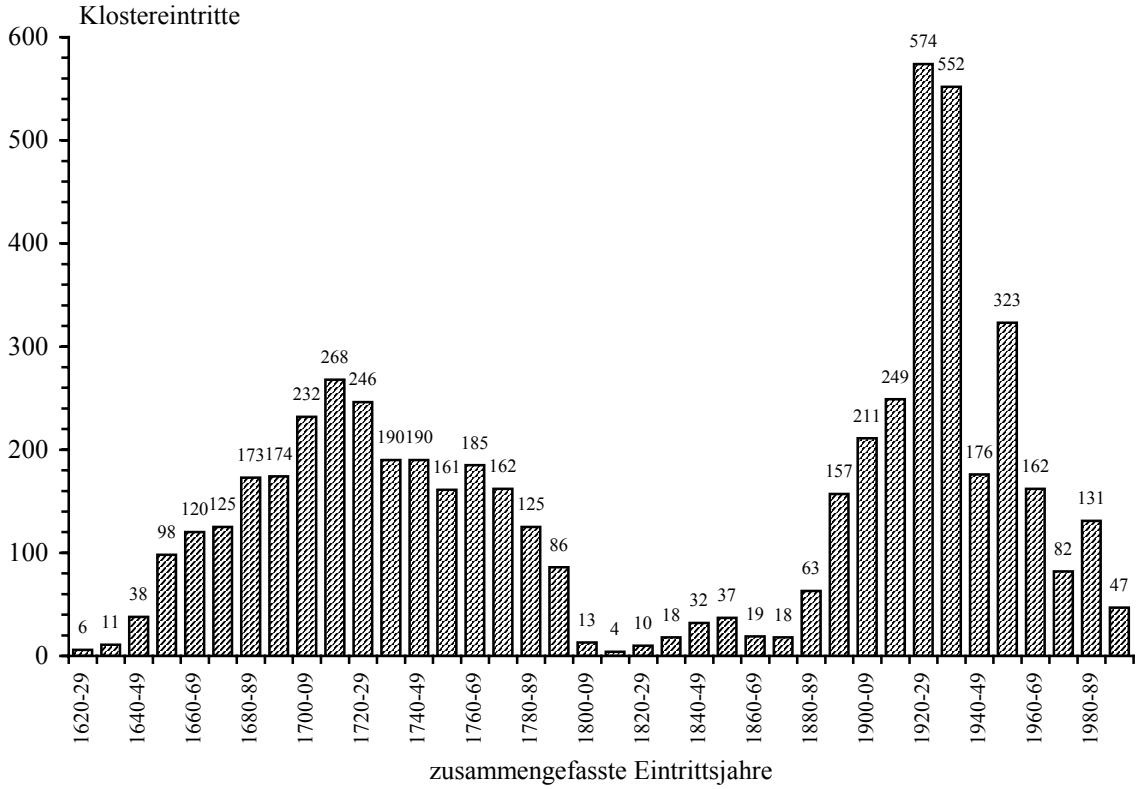
Abbildung 1.5: Anzahl der in den erfassten bayerischen Klöstern gestorbenen Nonnen (nach Sterbejahr)



Daten: Eigene Erhebung

Die Verteilung der Eintritte und Sterbefälle ist für die Festlegung der jeweiligen Zeiträume für die Sterbetafelerstellung von entscheidender Wichtigkeit. Da sich die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Lebenserwartung der deutschen Allgemeinbevölkerung erst nach dem Zweiten Weltkrieg stark verändern, ist es sinnvoll, für einen diesbezüglichen Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung eine Periode vor und eine nach dem Zweiten Weltkrieg auszuwählen. Die Zeiträume für die Sterbetafeln bayerischer Klöster müssen dabei so weit ausgedehnt werden, dass in allen Altersstufen genügend im Kloster gelebte Personenjahre und Sterbefälle von Ordensmitgliedern vorliegen, um statistisch signifikante Aussagen zu ermöglichen. Darüber hinaus sollten sie für einen objektiven Vergleich jeweils eine volle deutsche Sterbetafel gleichmäßig umschließen. Unter Berücksichtigung all dieser Vorgaben ergab sich für die Klostersterbetafeln die Auswahl der Perioden 1910-1940 und 1955-1985, die schließlich mit den allgemeinen deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 verglichen werden sollen.

Abbildung 1.6: Anzahl der in die erfassten bayerischen Klöster eingetretenen Männer (nach Eintrittsjahr)

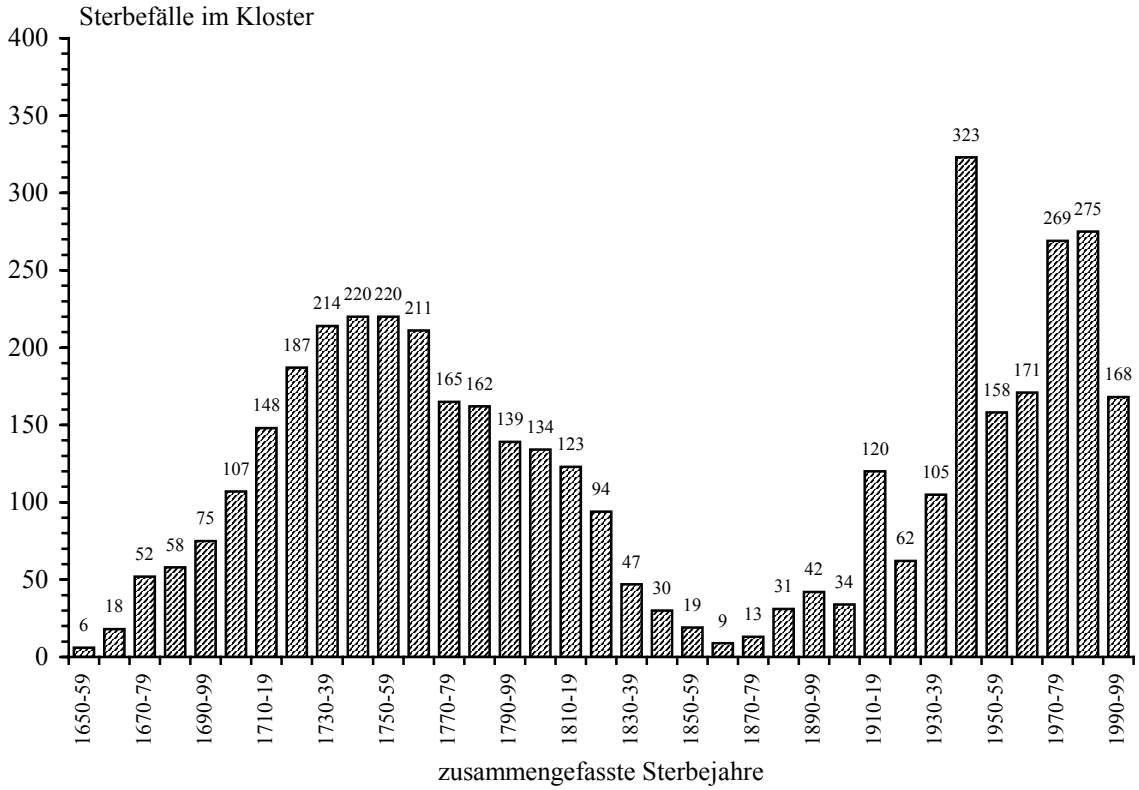


Daten: Eigene Erhebung

Im gesamten Untersuchungszeitraum 1910-1985 leben insgesamt 5806 Nonnen und 2594 Mönche in den erfassten bayerischen Klöstern, wobei der Anteil an verstorbenen Ordensmitgliedern bei den Frauen- und Männerklöstern in etwa gleich groß ist und auch die Anzahl der im Kloster lebenden Nonnen und Mönche in den beiden Beobachtungszeiträumen ziemlich konstant bleibt (siehe Tab. 1.11 und 1.12). Ebenso unterscheiden sich die durschschnittlichen Eintrittsalter sowohl zwischen den Frauen- (23,82 Jahre) und Männerklöstern (23,11 Jahre) als auch den Beobachtungszeiträumen nur unwesentlich (siehe Tab. 1.12). Die Sterbetafelberechnungen beginnen mit dem vollendeten Alter 25, denn Aussagen über die Altersstufen 20-25 wären bei Klostersterbetafeln aufgrund des durchschnittlichen Eintrittsalters unsinnig, da die meisten Ordensmitglieder den größten Teil dieses Altersintervalls noch gar nicht im Kloster leben. Außerdem würden in diesen Altersstufen weder genügend im Kloster gelebte Personenjahre noch Sterbefälle für statistisch signifikante Aussagen vorliegen.

Die 5806 Nonnen wurden zwischen dem 24.02.1830 und dem 15.03.1967 und die 2594 Mönche zwischen dem 05.10.1831 und dem 23.08.1966 geboren. Insgesamt liegen praktisch identische (relative) Verhältnisse in den erfassten Frauen- und Männerklöstern vor, wobei allerdings die Fallzahlen in den Untersuchungszeiträumen bei den Nonnen im Vergleich zu den Mönchen mehr als doppelt so groß sind, so dass der Sicherheitsgrad der Ergebnisse bei den Frauenklöstern etwas höher ist. Wie die Sterbetafeln aus diesen Daten nun konstruiert werden, wird im folgenden Kapitel 2 ausführlich dargestellt.

Abbildung 1.7: Anzahl der in den erfassten bayerischen Klöstern gestorbenen Mönche (nach Sterbejahr)



Daten: Eigene Erhebung

Tabelle 1.11: Lebensstatus der im Untersuchungszeitraum 1910-1985 in bayerischen Klöstern lebenden Nonnen und Mönche zum Zeitpunkt der Datenerfassung

	im Untersuchungszeitraum 1910-1985 in bayerischen Klöstern lebende			
	Nonnen		Mönche	
Lebensstatus	Anzahl	in Prozent	Anzahl	in Prozent
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
am Leben	1325	22,8	723	27,9
gestorben	3813	65,7	1662 (davon gefallen: 236)	64,1 (9,1)
ausgeschieden	668	11,5	209	8,0

Daten: Eigene Erhebung

Tabelle 1.12: In den Zeiträumen 1910-1985, 1910-1940 und 1955-1985 in den bayerischen Klöstern lebende Nonnen und Mönche mit dem jeweiligen Durchschnittsalter bei Klostereintritt und entsprechender Standardabweichung (S.E.)

	im jeweiligen Zeitraum in bayerischen Klöstern lebende			
	Nonnen		Mönche	
Zeitraum	Anzahl	Durchschnitt-liches Eintrittsalter in Jahren	Anzahl	durchschnitt-liches Eintrittsalter in Jahren
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1910-1985	5806	23,82 (S.E.= 4,21)	2594	23,11 (S.E.= 5,44)
1910-1940	4400	23,77 (S.E.= 3,97)	1775	23,04 (S.E.= 5,18)
1955-1985	4082	23,83 (S.E.= 4,24)	1788	22,78 (S.E.= 5,20)

Daten: Eigene Erhebung

2 Methodik der Arbeit

2.1 Die Konstruktion von Sterbetafeln

2.1.1 Einführung in Logik und Erstellung von Sterbetafeln

Um Aussagen über die Sterblichkeitsverhältnisse in bayerischen Klöstern treffen zu können, müssen die gesammelten Daten in einer adäquaten Weise ausgewertet werden. Für derartige Fragestellungen bedient man sich in der Demographie des Instruments der Sterbetafel, da diese die vollständigste statistische Beschreibung von Mortalität liefert (Pressat 1972, S. 107). Sie veranschaulicht auf der Grundlage von beobachteten Sterbefällen die Entwicklung einer konstruierten (Sterbetafel-) Bevölkerung mit der Zeit und liefert darüber hinaus Aussagen über die Sterbe- bzw. Überlebensverhältnisse in den verschiedenen Altersstufen. Wie den weiteren Ausführungen dieses Kapitels zu entnehmen ist, ermöglicht die Sterbetafel vielfältige Einblicke in die Mechanismen der Sterblichkeit einer Population. Die verschiedenen Parameter sind logisch abgeleitet und interpretierbar. Daher ist die Sterbetafel dem von Daw (1961) vorgeschlagenen Konzept der „Female Advantage Method" zum Vergleich von männlicher und weiblicher Sterblichkeit in jedem Fall vorzuziehen.[25]

Es gibt zwei grundsätzliche Arten von Sterbetafeln: Die Kohorten- (oder Generationen-) Sterbetafel und die Periodensterbetafel. In der Präsentation ihrer Ergebnisse sind beide Typen identisch. Sie dokumentieren in der gleichen Weise, wie sich eine Bevölkerung mit festem (in der Regel gleich großem) Bestand Neugeborener mit fortschreitender Zeit - sprich mit Alterung des Ausgangsbestandes - reduziert. Jedoch sind die Datengrundlagen von Kohorten- und Periodenanalyse völlig verschieden. Erstere ist die eigentlich logisch richtige Methode, da sie die tatsächlichen Überlebensverhältnisse einer bestimmten Personengruppe (einer Kohorte)[26] von der Geburt ihres ersten bis zum Tod ihres letzten Mitglieds beschreibt, während hingegen bei der Periodenanalyse anhand der beobachteten Sterbefälle einer ganzen Bevölkerung zu einem bestimmten Zeitpunkt bzw. in einer bestimmten Periode eine derartige Personengruppe fiktiv konstruiert wird. Dieser Unterschied soll im folgenden mit Hilfe des Lexis-Diagramms (benannt nach Lexis 1875)[27] erläutert werden.[28] Abbildung 2.1 verdeutlicht mit Hilfe der Lebensverläufe von sechs frei erfundenen Personen in den einhundert Jahren von 1890 bis 1990 die Logik eines derartigen Diagramms. Auf der Abszisse ist die Kalenderzeit, auf der Ordinate das Alter abgetragen. Wählt man für beide Achsen gleiche Skalen, dann verläuft ein Leben - auf der Nul-

---

25 Bei der „Female Advantage Method" werden die erklärenden Parameter abgeleitet aus der Differenz der Altersjahre zwischen Frauen und Männern bei gleich großer Sterblichkeit (altersspezifische Sterbeziffer, Sterbe- oder Erlebenswahrscheinlichkeit, siehe Kap. 2.1.2).

26 „Eine Kohorte oder Realkohorte ist eine Gesamtheit von Personen, denen in einem bestimmten Zeitraum (z. B. einem Kalenderjahr) ein bestimmtes (demographisches) Ereignis widerfährt" (Vogel und Grünewald 1996, S. 194). Ohne Spezifizierung geht es dabei in der Regel um das Ereignis Geburt. So meint die Kohorte 1900 beispielsweise die Gesamtheit aller im Jahr 1900 geborener Personen.

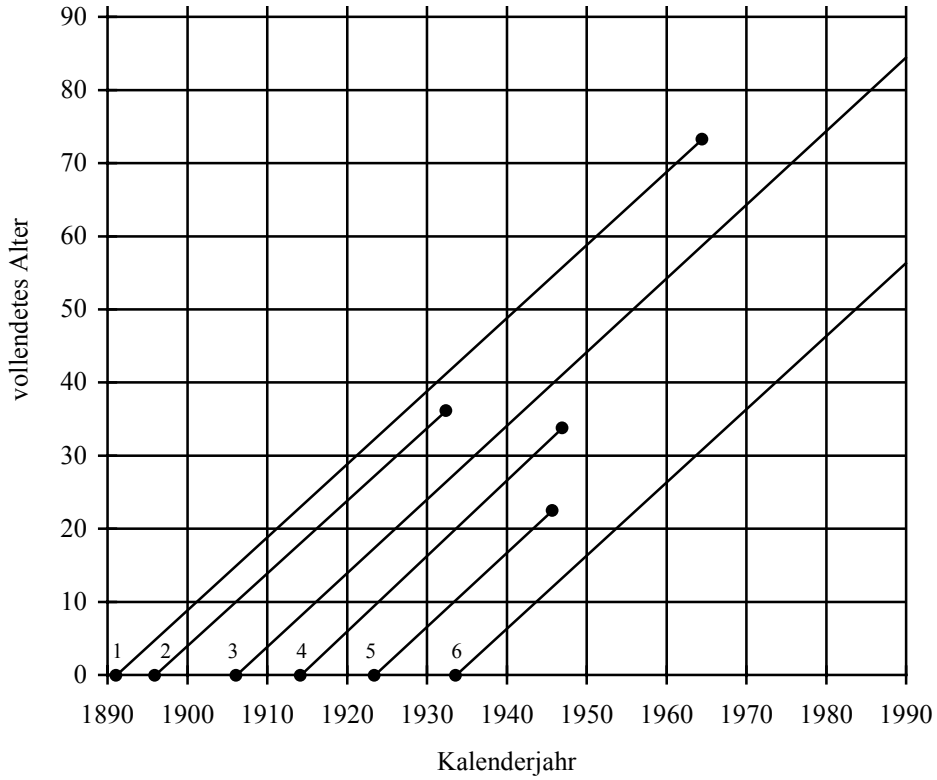
27 Die hier verwendete und in der jüngeren demographischen Literatur meistbenutzte Form des „Lexis-Diagramms" geht nicht wie häufig zu finden auf Wilhelm Lexis zurück, sondern wurde von Brasche (1870) entwickelt und erst 1961 von Pressat (in dieser Arbeit als die ins Englische übersetzte Fassung Pressat 1972 zitiert) wieder entdeckt und zur graphischen Darstellung der Zusammenhänge bei der Mortalitätsanalyse verwendet. Die Idee, die drei demographisch relevanten Variablen Geburt, Zeit und Alter zweidimensional darzustellen ist dagegen auf Knapp (1869) zurückzuführen (siehe hierzu ausführlich Vandeschrick 2001).

28 Die folgende Erklärung des Lexis-Diagramms stützt sich im Wesentlichen auf Dinkel 1989, S.9ff und Vogel und Grünewald 1996, S.215ff. Eine sehr umfangreiche Beschreibung findet sich auch bei Feichtinger 1973, S.18ff.

linie beginnend - entlang einer 45°-Linie durch das Diagramm, da sich mit jedem Kalenderjahr ab der Geburt auch das Alter um genau ein Jahr erhöht. Die Punkte an Beginn und Ende der Lebensverlauflinien stellen die Ereignisse Geburt und Tod der Personen dar. Lebt ein Individuum über das letzte Jahr des Darstellungszeitraums hinaus, dann bricht seine Lebenslinie ohne Endereignis (also ohne Punkt) im Diagramm auf Höhe des am Ende der Abszisse erreichten Alters ab. Der Tod ist dann in der Abbildung nicht dargestellt, da er sich in einem außerhalb des Achsenbereichs befindlichen Kalenderjahr ereignen wird (Personen 3 und 6). Dem Lexis-Diagramm von Abbildung 2.1 sind also folgende Lebensdaten der sechs dargestellten Personen zu entnehmen:

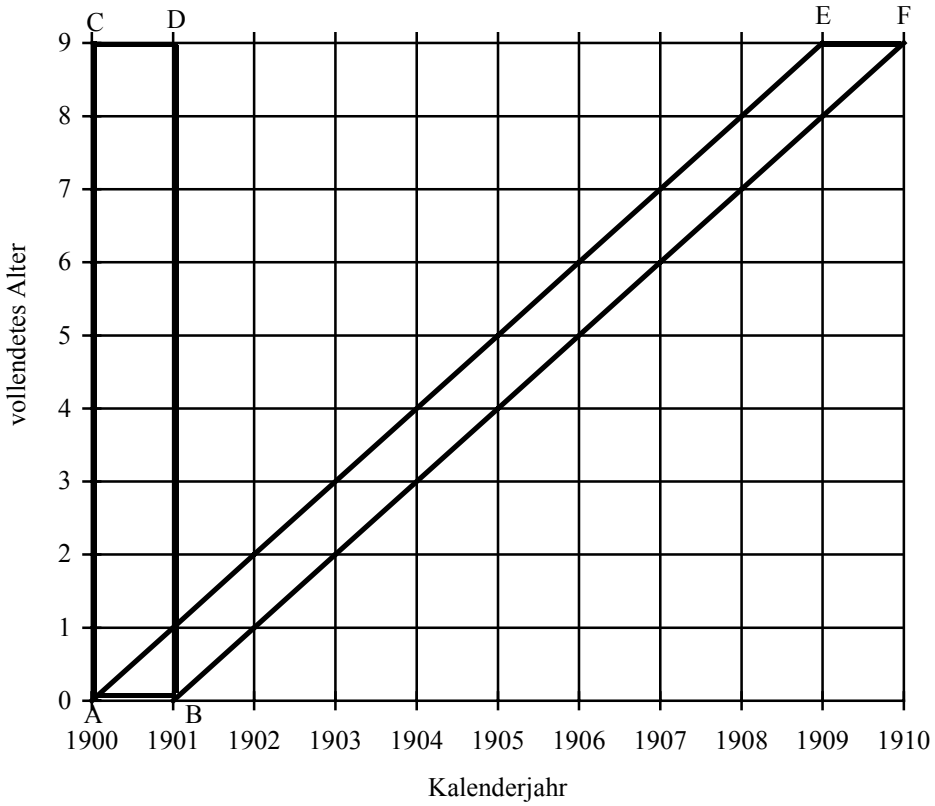
- Person 1 wurde im Jahr 1892 geboren und verstarb 1964 im Alter von 72 Jahren,
- Person 2 wurde im Jahr 1896 geboren und verstarb 1932 im Alter von 36 Jahren,
- Person 3 wurde im Jahr 1907 geboren und lebt 1990 noch im Alter von 83 Jahren,
- Person 4 wurde im Jahr 1913 geboren und verstarb 1947 im Alter von 34 Jahren,
- Person 5 wurde im Jahr 1923 geboren und verstarb 1945 im Alter von 22 Jahren und
- Person 6 wurde im Jahr 1934 geboren und lebt 1990 im Alter von 56 Jahren.

Abbildung 2.1: Lebensverläufe im Lexis-Diagramm (dargestellt nach Dinkel 1989, S.10)



Kohorten- und Periodenanalyse unterscheiden sich durch den jeweiligen zeitlichen Bezugsrahmen, aus dem die Informationen für die Erstellung der Sterbetafeln gewonnen wird (Höhn 1984, S. 118), was wiederum mit Hilfe eines Lexis-Diagramms in Abbildung 2.2 für den Fall der Konstruktion sowohl einer Kohorten- als auch einer Periodensterbetafel für das Jahr 1900 dargestellt ist. Die Kohortenanalyse betrachtet ausschließlich die Menge aller Personen, deren Lebensverläufe sich in der Abbildung innerhalb des Parallelogramms ABEF bewegen. Das sind in dem gewählten Beispiel alle im Jahr 1900 geborenen Individuen, welche dann bis zu ihrem Tod beobachtet werden, um aus ihren Lebensdaten die Überlebensverhältnisse des Geburtsjahrgangs (der Kohorte) 1900 für seine gesamte Lebensspanne von der Geburt bis hin zum höchsten erreichten Alter zu rekonstruieren. Man bezeichnet das Kohortensterbetafelverfahren aus diesem Grund auch als Längsschnittanalyse, da die betrachtete Bevölkerung in ihrer vollständigen Entwicklung entlang der Kalenderzeitachse beobachtet wird. Eine Kohortensterbetafel beschreibt also die tatsächlichen Überlebensverhältnisse, welchen eine einst real existierende Generation im Lauf ihres gesamten Lebens ausgesetzt war. Die mit der Erstellung einer derartigen Sterbetafel für menschliche Bevölkerungen verbundenen Schwierigkeiten ergeben sich aus ihrer Konstruktionsweise. So können Individuen einer gegebenen Kohorte unregistriert versterben oder z. B. durch Auswanderung für die Beobachtung verloren gehen.

Abbildung 2.2: Kohorten- und Periodenanalyse im Lexis-Diagramm (dargestellt nach Höhn 1984, S.135)



Das Hauptproblem der Kohortensterbetafel ist aber, dass sie erst dann komplett fertig gestellt werden kann, wenn das letzte Mitglied des betrachteten Geburtsjahrgangs verstorben ist, so dass sie für menschliche Populationen eigentlich nur historisches Interesse besitzt (Chiang 1984, S. 114). Darüber hinaus sind derartige Kenntnisse im Bereich der Versicherungsmathematik von großer Bedeutung, indem versucht wird ein Sterblichkeitsgesetz zu finden, das für die Lebensversicherungen möglichst sichere Prognosen ermöglichen soll (Höhn 1996, S. 47). Abgeänderte Kohortensterbetafelverfahren finden, neben ihrem Einsatz in der Industrie zur Abschätzung der Funktionsdauer elektrischer und mechanischer Geräte, hauptsächlich in der Medizin Verwendung, wo sie der Analyse von Überlebenschance und -dauer von Patienten mit bestimmten Krankheiten unter speziellen Behandlungsmethoden dienen. Die größte Schwierigkeit der Analyseverfahren solcher Forschungsvorhaben liegt im Umgang mit den zu irgendeinem Zeitpunkt aus der Beobachtung verlorenen Personen, den sogenannten zensierten Fällen. Die in diesem Zusammenhang am häufigsten verwendete Analysemethode ist das von Kaplan und Meier (1958) entwickelte Verfahren, das am Ende von Kapitel 2.1 noch näher erläutert wird.[29]

Wegen oben aufgeführter Schwierigkeiten bei der Durchführung einer Längsschnittanalyse, bezieht sich die Mehrzahl von Sterbetafeln nicht auf Kohorten sondern auf Perioden (Höhn 1984, S. 117). Diese geben im Gegensatz zur Längsschnittbetrachtung der Generationensterbetafel einen Querschnittsblick auf die Sterblichkeitsverhältnisse einer ganzen Bevölkerung während eines laufenden Jahres oder einer Periode, indem sie aus den Lebensspannen aller im Beobachtungszeitraum lebenden oder verstorbenen Individuen eine hypothetische Kohorte konstruieren. In dem in Abbildung 2.2 gewählten Beispiel analysiert die Periodensterbetafel für das Jahr 1900 die Verläufe aller im Rechteck ABCD befindlichen Lebenslinien. Diese Art der Mortalitätsanalyse geht in folgender Weise vor: Bei der statistischen Erhebung der Bevölkerung eines Jahres erhält man Informationen über alle in diesem Jahr noch lebenden und verstorbenen Mitglieder von etwa 100 Geburtsjahrgängen, die sich folglich zum Zeitpunkt der Messung in etwa 100 verschiedenen Altersstufen befinden.[30] Die auf diese Weise eigentlich für viele verschiedene Geburtsjahrgänge ermittelten Überlebensverhältnisse bis zum Beobachtungsjahr werden nun so behandelt, als seien es die Überlebensverhältnisse der verschiedenen Altersstufen eines einzigen Geburtsjahrgangs. In dieser so geschaffenen „Fiktivkohorte“ entspricht die Sterblichkeit der Nulljährigen genau der ermittelten Mortalität der Neugeborenen im Beobachtungsjahr, die Sterblichkeit der Sterbetafelbevölkerung im Alter eins entspricht der im Beobachtungsjahr gemessenen Mortalität der Einjährigen, die im Alter 20 entspricht jener der 20-jährigen Personen im Beobachtungsjahr usw. Dieser Sterbetafeltyp beschreibt also eine nicht wirklich existierende Population, deren dargestellte Sterbe- bzw. Überlebensverhältnisse ausschließlich von der im Analysejahr in einer realen Bevölkerung vorherrschenden Sterblichkeit abhängen. Spricht man beispielsweise von der

---

29 Da in dieser Arbeit mit Ausnahme der Längsschnittanalyse für in Mission tätige Ordensmitglieder in Kapitel 3.1.1 keine Kohortensterbetafeln erstellt werden, soll die Kohortenanalyse hier auch nicht weiter vertieft werden. Eine umfangreiche Darstellung verschiedenster Fragestellungen bzgl. der Kohortenanalyse ist bei Hastings und Berry (1979), ein Überblick über Konstruktionsverfahren und Anwendungsmöglichkeiten bei Dinkel 1992b und 1996 zu finden.

30 Da alle Personen, die nicht an einem 1. Januar um genau 0.00 Uhr geboren wurden, innerhalb eines ganzen Jahres Bruchteile von jeweils zwei Altersstufen durchleben, ist die Zuordnung einer Person zu einer Altersstufe in einem Jahr nicht so einfach, wie es auf den ersten Blick erscheinen mag. Diese Diskrepanz im Alter zwischen Geburts- und Kalenderjahr soll jedoch hier nicht weiter vertieft werden und dafür auf die diesbezüglichen Ausführungen von Dinkel 1989, S. 12f und Vogel und Grünewald 1996, S. 44ff verwiesen werden.

Lebenserwartung eines Neugeborenen des laufenden Jahres, dann meint man die Lebenserwartung, die erreicht würde, wenn das Neugeborene sein ganzes Leben lang in allen Altersstufen genau den gemessenen Sterblichkeitsverhältnissen der im laufenden Jahr in unterschiedlichen Altern lebenden Generationen ausgesetzt wäre. Zusammenfassend kann man den Unterschied zwischen den beiden Sterbetafeltypen mit wenigen Worten so beschreiben, dass sich die Kohortentafel auf alle in einem Jahr geborenen und die Periodentafel auf alle in einem Jahr lebenden Personen bezieht.[31] Bezüglich der praktischen Anwendung in der Sterblichkeitsanalyse ist die Periodensterbetafel nicht nur das geeignetste Instrument um eine lebende Population statistisch zu untersuchen bzw. darzustellen, sie bildet auch eine brauchbare Basis für den Vergleich von Mortalitätsdaten verschiedener Bevölkerungen.

Kohorten- und Periodensterbetafeln können entweder vollständig oder abgekürzt sein. Während in einer vollständigen Sterbetafel die Funktionen,[32] die im nächsten Abschnitt näher erläutert werden, für jedes Lebensalter berechnet sind, beschreibt eine abgekürzte Sterbetafel Altersintervalle, die größer als ein Jahr sind. Davon ausgenommen ist das erste Lebensjahr, das in der Regel als Einzelaltersstufe erfasst bleibt.[33] Eine typische Intervallaufteilung ist 0-1, 1-5, 5-10, 10-15 usw. Eine Periodensterbetafel wird häufig nicht nur auf der Grundlage der Sterbefälle eines, sondern mehrerer Kalenderjahre (in der Regel drei) konstruiert, wobei dann für jede Altersstufe die durchschnittliche Anzahl der Sterbefälle ermittelt und auf die Bevölkerung des mittleren Jahres bezogen wird. So sollen die Effekte von Abnormitäten im Sterblichkeitsmuster, wie sie einmal in einem Jahr existieren könnten, reduziert werden. Es ist zu beachten, dass die Bezeichnungen „vollständige“ und „abgekürzte Sterbetafel“ im deutschen Sprachgebrauch nicht den englischen Begriffen „abridged“ und „complete life table“ entsprechen. Während sich die Unterscheidung im englischen Sprachgebrauch auf die bereits oben im Text beschriebene Größe der Altersintervalle bezieht, unterscheiden die deutschen Bezeichnungen zwischen Sterbetafeln, die auf der Datengrundlage von Volkszählungen (vollständige) bzw. Fortschreibungen (abgekürzte) basieren, wobei beide vom Statistischen Bundesamt in der Form von „complete life tables", also für Einzelaltersstufen, veröffentlicht werden. Eine abgekürzte deutsche Sterbetafel endet mit dem Alter 90, eine volle deutsche Sterbetafel (auch als Allgemeine Sterbetafel bezeichnet) mit dem Alter 100. Der dritte Unterschied ist schließlich, dass die altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten bei den abgekürzten deutschen Sterbetafeln mit ihren tatsächlich gemessenen Rohwerten verwendet werden, während sie bei den Berechnungen der vollständigen deutschen Sterbetafeln in geglätteter Form eingehen. Bei den allgemeinen deutschen Sterbetafeln ist das mittlere Jahr das Volkszählungsjahr. So umfassten beispielsweise die beiden letzten vollständigen deutschen Periodensterbetafeln die Jahre 1970 bis 1972 und 1986 bis 1988.

---

31 Für wesentlich detailliertere Vergleiche von Kohorten- und Periodensterbetafeln sei auf die Aufsätze von Dinkel 1984, Höhn 1984 und Klein 1988 verwiesen.

32 Der Begriff „Funktion“ ist hier nicht im mathematischen Sinn zu verstehen, er bezeichnet die verschiedenen in einer Sterbetafel steckenden Arten von Aussagen, wobei jede Sterbetafelfunktion in einer Spalte dargestellt wird.

33 Der Grund für diese Sonderstellung des ersten Lebensjahres liegt in der großen Bedeutung der Säuglingssterblichkeit, die den gesamte Sterbetafelverlauf und vor allem die Lebenserwartung bei Geburt entscheidend beeinflußt.

2.1.2 Die Berechnung der Sterbetafelfunktionen

Nachdem die hinter der Erstellung einer Sterbetafel stehende Logik im vorherigen Abschnitt dargestellt wurde, sollen nun die Berechnungen und Zusammenhänge ihrer Funktionen beschrieben und deren Inhalte mit Hilfe des Beispiels der Allgemeinen Periodensterbetafel 1970/72 für die Frauen der Bundesrepublik Deutschland (Tab. 2.1) interpretiert werden.

Tabelle 2.1: Auszug aus der allgemeinen Sterbetafel 1970/72 für die Bundesrepublik Deutschland, weibliches Geschlecht

Vollendetes Alter in Jahren	Überlebende Personen im Alter x	(Von den l_x) Gestorbene im Alter x bis unter x+1	Sterbewahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+1	Überlebenswahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+1	Von d. Überlebenden im Alter x bis unter x+1 durchlebte Jahre	Von d. Überlebenden im Alter x insgesamt noch zu durchlebende Jahre	Durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x in Jahren
x	l_x	${}_1d_x$	${}_1q_x$	${}_1p_x$	${}_1L_x$	T_x	e_x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0	100000	1984	0,01984	0,98016	98219	7382782	73,83
1	98016	128	0,00131	0,99869	97952	7284563	74,32
2	97888	78	0,00080	0,99920	97849	7186611	73,42
3	97810	65	0,00066	0,99934	97778	7088762	72,47
4	97745	55	0,00056	0,99944	97718	6990984	71,52
5	97690	49	0,00050	0,99950	97666	6893266	70,56
6	97641	44	0,00045	0,99955	97619	6795600	69,60
7	97597	39	0,00040	0,99960	97578	6697981	68,63
8	97558	35	0,00036	0,99964	97541	6600403	67,66
9	97523	31	0,00032	0,99968	97508	6502862	66,68
10	97492	27	0,00028	0,99972	97479	6405354	65,70
11	97465	26	0,00027	0,99973	97452	6307875	64,72
12	97439	26	0,00027	0,99973	97426	6210423	63,74
•	•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•	•
•	•	•	•	•	•	•	•
89	10245	2229	0,21754	0,78246	9131	34422	3,36
90	8016	1877	0,23420	0,76580	7078	25291	3,16
91	6139	1542	0,25142	0,74876	5368	18213	2,97
92	4597	1235	0,26856	0,73144	3980	12845	2,79
93	3362	962	0,28606	0,71394	2881	8865	2,64
94	2400	729	0,30366	0,69634	2036	5984	2,49
95	1671	537	0,32124	0,67876	1403	3948	2,36
96	1134	384	0,33871	0,66129	942	2545	2,24
97	750	267	0,35597	0,64403	617	1603	2,14
98	483	180	0,37290	0,62710	393	986	2,04
99	303	118	0,38942	0,61058	244	593	1,96
100	185	75	0,40544	0,59456	148	349	1,89

Quelle: Statistisches Bundesamt

Die verschiedenen Sterbetafelfunktionen können sich entweder auf ein exaktes mit x bezeichnetes Alter oder ein Altersintervall beziehen. Letztere sind durch den vorgestellten Index Δ gekennzeichnet, wobei der Wert für Δ die Länge des Intervalls von Alter x bis x+Δ darstellt. Eine solche auf Altersintervalle (x, x+Δ) bezogene Funktion wäre beispielsweise die mit ${}_{\Delta}d_x$ benannte Anzahl der gestorbenen Mitglieder der Sterbetafelbevölkerung, die entweder für eine Altersstufe, also für den Zeitraum von Alter x bis Alter x+1, oder für fünf Altersstufen zusammengefasst, sprich für den Zeitraum von Alter x bis x+5, ausgewertet wird. Dies wird dann entsprechend durch die Schreibweisen ${}_1d_x$ für den ersten und ${}_5d_x$ für den zweiten Fall zum Ausdruck gebracht. Bei den Benennungen der Sterbetafelfunktionen für ein genau erreichtes Alter x fehlt der vorgestellte Index Δ. Das bedeutet z. B., dass sich ein Wert für die durchschnittliche Lebenserwartung e_x nur auf das exakte Alter x und nicht auf ein von x ausgehendes Altersintervall bezieht. Dieser unterschiedliche Bezugsrahmen muss bei der Interpretation der Sterbetafelfunktionen stets beachtet werden.

2.1.2.1 Altersspezifische Sterbeziffer ${}_{\Delta}M_x$ und Sterbewahrscheinlichkeit ${}_{\Delta}q_x$

Die altersspezifische Sterbeziffer und die Sterbewahrscheinlichkeit sind zwei unterschiedliche, aber eng miteinander verbundene Maße für das Sterberisiko einer Bevölkerung. Die Sterbewahrscheinlichkeit für ein Altersintervall ist der Schlüssel zur Berechnung sämtlicher Sterbetafelfunktionen und beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person, die das Alter x erreicht hat, vor Vollendung des Alters x+Δ stirbt. Sie ist definiert als die Anzahl der Sterbefälle innerhalb des Altersintervalls (x, x+Δ) geteilt durch die Zahl der zu Beginn des Intervalls lebenden Personen. Die Sterbewahrscheinlichkeit wird jedoch in den meisten Ländern nicht direkt gemessen, sondern über den „Umweg“ der altersspezifischen Sterbeziffer ermittelt.[34] Bei dieser werden die Sterbefälle innerhalb des Altersintervalls nicht auf die zu Beginn lebenden Personen, sondern auf die von der Bevölkerung im gesamten Intervall gelebten Jahre bezogen. Die Sterbeziffer ${}_{\Delta}M_x$ für das Altersintervall (x, x+Δ) ist also definiert als

$$ {}_{\Delta}M_x = \frac{\textit{Anzahl der Gestorbenen im Intervall}\left(x, x+\Delta\right)}{\textit{Summe aller im Intervall}\left(x, x+\Delta\right)\textit{gelebten Jahre}} \quad . \tag{1.1} $$

Die zum Wert des Nenners beitragenden Personen, also all jene, die das Alter x vollendet haben, werden in diesem Zusammenhang auch als Risikopopulation im Alter x bezeichnet, da sie mit dem Risiko leben, zwischen Alter x und x+Δ zu sterben. Dementsprechend nennt man die Summe der von der Risikopopulation im Intervall (x, x+Δ) gelebten Jahre Risikojahre.

Wenn man nun von l_x-vielen überlebenden Personen in einem exakten Alter x ausgeht, dann werden von diesen ${}_{\Delta}d_x$-viele Personen vor Vollendung des Alters x+Δ sterben, wobei jeder dieser Verstorbe-

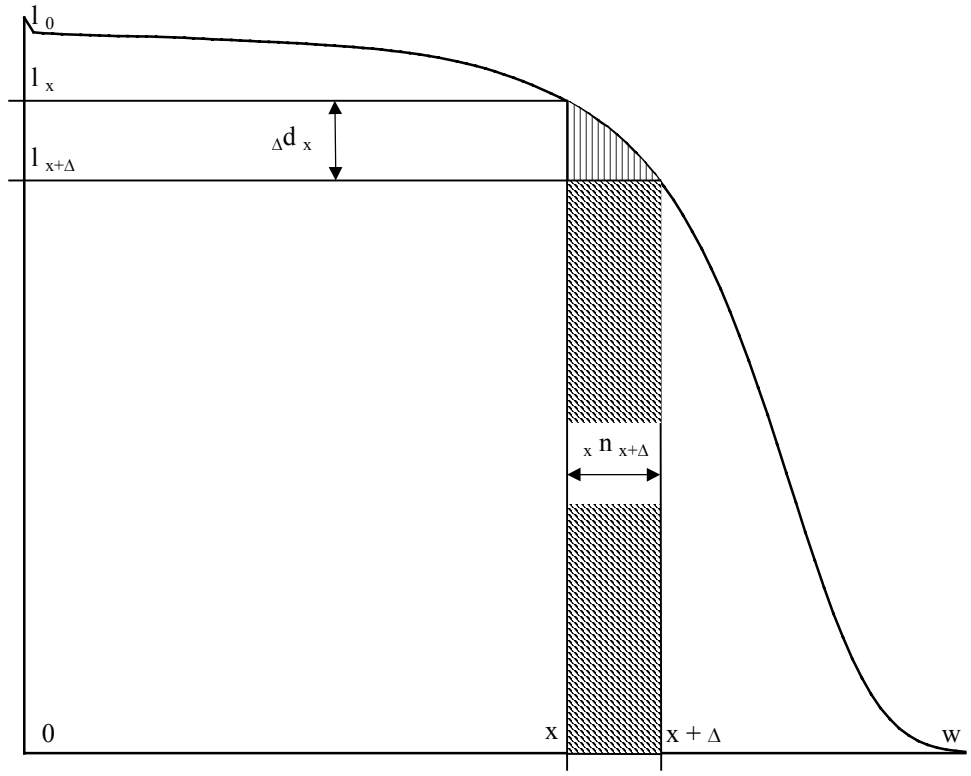
[34] Die direkte Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeit ist nur in Ländern mit extrem guter Datengrundlage wie der Bundesrepublik Deutschland möglich. Dazu zählen lediglich noch einige wenige europäische Staaten.

nen bis zu seinem Tod noch einen durchschnitttlichen Anteil ${}_{\Delta}a_x$ des Intervalls (x, x+Δ) gelebt hat. Daraus ergibt sich für die Berechnung der Sterbeziffer die Formel

$$ {}_{\Delta}M_x = \frac{{}_{\Delta}d_x}{{}_{x}n_{x+\Delta} \cdot \left(l_x - {}_{\Delta}d_x\right) + {}_{\Delta}a_x \cdot {}_{\Delta}d_x \cdot {}_{x}n_{x+\Delta}} \qquad (1.2) $$

mit ${}_{x}n_{x+\Delta}$ als Ausdruck für die Länge des Altersintervalls (x, x+Δ), also die Differenz von Alter x+Δ und Alter x. Demnach ist ${}_{x}n_{x+\Delta} \cdot (l_x - {}_{\Delta}d_x)$ die Summe der von den bis Alter x+Δ überlebenden x-jährigen Personen und ${}_{\Delta}a_x \cdot {}_{\Delta}d_x \cdot {}_{x}n_{x+\Delta}$ die Anzahl der von den ${}_{\Delta}d_x$ Verstorbenen im Intervall (x, x+Δ) gelebten Jahre.

Abbildung 2.3: Sterbetafelverlauf für eine menschliche Bevölkerung (dargestellt nach Chiang 1984, S.73)



In Abbildung 2.3 sind die Zusammenhänge der zur Berechnung der altersspezifischen Sterbeziffer benötigten Daten graphisch dargestellt. Die abgebildete Kurve ist ein typischer Sterbetafelverlauf für eine menschliche Bevölkerung, der auch Überlebens- oder Survivalverlauf genannt wird. Er beginnt im Alter Null und zeigt die von einem frei festgelegten Bestand an Neugeborenen ausgehende Anzahl überlebender Personen in jedem Alter x. Die Höhe der beiden vertikalen Linien entspricht den Überlebenden der Altersstufen x und x+Δ. Ihre Differenz $l_x - l_{x+\Delta} = {}_{\Delta}d_x$ ist die Anzahl der im Intervall (x, x+Δ) gestorbenen Individuen. Der schraffierte Bereich unterhalb der Kurve ist die graphische Darstellung der von den l_x-vielen Personen insgesamt gelebten Jahre in diesem Altersintervall. Dabei ent-

spricht das einfach schraffierte Rechteck den gelebten Jahren der im Alter x+Δ genau $l_{x+\Delta}$ (= l_x - $_\Delta d_x$) Überlebenden und die doppelt schraffierte (gegitterte) Fläche den von den verstorbenen $_\Delta d_x$ Individuen im Intervall (x, x+Δ) gelebten Jahren. Auf Formel (1.2) bezogen bedeutet das, dass die einfach schraffierte Fläche den ersten und die doppelt schraffierte Fläche den zweiten Teil des Nenners darstellt. Die Sterbewahrscheinlichkeit wird dagegen nach der Formel

$$ {}_\Delta q_x = \frac{{}_\Delta d_x}{l_x} \tag{1.3}$$

berechnet. Sie ist also der Quotient aus den Sterbefällen des Intervalls (x, x+Δ) und den Lebenden im Alter x, die, wie bereits erläutert, auch als Risikopopulation im Alter x bezeichnet werden können.

Aus den Formeln (1.2) und (1.3) kann für Sterbeziffer und Sterbewahrscheinlichkeit folgender Zusammenhang hergestellt werden:

$$ {}_\Delta q_x = \frac{{}_\Delta M_x \cdot {}_x n_{x+\Delta}}{1+\left(1-{}_\Delta a_x\right)\cdot {}_\Delta M_x \cdot {}_x n_{x+\Delta}} \quad . \tag{1.4}$$

Die Bestimmung von Sterbeziffer und Sterbewahrscheinlichkeit soll am Beispiel der Daten für die Altersstufe 5-10 der Sterbetafel 1970/72 für deutsche Frauen (Tab. 2.1) dargestellt werden. Da die später folgende Berechnung der Sterbetafelfunktionen für die bayerische Klosterbevölkerung in Fünfjahres-Altersintervallen erfolgt, sei zur Demonstration der Bestimmung von Sterbeziffer und Sterbewahrscheinlichkeit angenommen, dass die Sterbetafel 1970/72 ebenfalls nur in abgekürzter Form vorliegen würde. Wenn man einfacherweise davon ausgeht, dass die nach der Sterbetafel 1970/72 Verstorbenen der Altersstufen 5-10 im Durchschnitt bis zur Hälfte des gesamten Intervalls gelebt haben, stehen folgende Werte für die Berechnungen zur Verfügung:

- $l_5 = 97690$
- $_5n_{10} = 10-5 = 5$ (Jahre)
- $_5d_5 = {}_1d_5+{}_1d_6+{}_1d_7+{}_1d_8+{}_1d_9 = 49+44+39+35+31 = 198$
- $_5a_5 = 0{,}5$;

Daraus ergibt sich für die altersspezifische Sterbeziffer nach Formel (1.2)

$$ {}_5M_5 = \frac{198}{5\cdot\left(97690-198\right)+0{,}457\cdot 198\cdot 5} = 0{,}0004058 \text{ (Gestorbene pro Risikojahr)}$$

und für die fünfjährige Sterbewahrscheinlichkeit nach Formel (1.3)

$$ {}_5q_5 = \frac{198}{97690} = 0{,}0020268.$$

Die Berechnung nach Formel (1.4) führt selbstverständlich zum gleichen Wert für ${}_5q_5$, nämlich

$${}_5q_5 = \frac{0{,}0004058 \cdot 5}{1 + (1 - 0{,}457) \cdot 0{,}0004058 \cdot 5} = 0{,}0020268.$$

In Formel (1.2) wurde die Sterbeziffer, wegen der einfacheren Demonstration ihrer Berechnung, nur aus Werten der Sterbetafel bestimmt. Um aber zur Sterbetafel selbst zu gelangen, müssen altersspezifische Sterbeziffer und Sterbewahrscheinlichkeit aus den konkret beobachteten Sterbefällen einer Bevölkerung ermittelt werden, die im Gegensatz zu den ${}_\Delta d_x$ Verstorbenen der Sterbetafel mit ${}_\Delta D_x$ bezeichnet werden. Diese werden schließlich auf die tatsächlich im Alter x lebenden Personen (N_x) der Bevölkerung bezogen, so dass sich Sterbeziffer und Sterbewahrscheinlichkeit mit den Formeln

$${}_\Delta M_x = \frac{{}_\Delta D_x}{{}_x n_{x+\Delta} \cdot \left(N_x - {}_\Delta D_x\right) + {}_\Delta a_x \cdot {}_\Delta D_x \cdot {}_x n_{x+\Delta}} \tag{1.5}$$

und

$${}_\Delta q_x = \frac{{}_\Delta D_x}{N_x} \tag{1.6}$$

berechnen lassen.

Auch aus den Formeln (1.5) und (1.6) lässt sich der Zusammenhang von Formel (1.4) herstellen:

$${}_\Delta q_x = \frac{{}_\Delta M_x \cdot {}_x n_{x+\Delta}}{1 + \left(1 - {}_\Delta a_x\right) \cdot {}_\Delta M_x \cdot {}_x n_{x+\Delta}} \quad . \tag{1.7}$$

Da sowohl die ein exaktes Alter vollendenden Personen wie die gelebten Personenjahre mit Hilfe der amtlichen Statistik nicht bestimmt werden können, werden sie in der Regel durch die Zahl der durchschnittlichen Bevölkerung im Alter (x, x+Δ) ersetzt, was im Normalfall einen ziemlich genauen Schätzwert für die gesuchte Größe darstellt (siehe hierzu Preston et al. 2001, S. 1ff). Man darf dabei aber nicht vergessen, dass es sich bei dem Wert im Nenner der altersspezifischen Sterbeziffer nicht um einzelne Personen, sondern um gelebte Personenjahre als Einheit handelt.

Für das höchste in einer Sterbetafel dargestellte Alter, das mit w bezeichnet wird, muss die Sterbewahrscheinlichkeit den Wert ${}_\Delta q_w = 1$ annehmen, da in diesem letzten Altersintervall annahmegemäß alle Personen (nach durchschnittlich ${}_\Delta a_w$ gelebten Teilen des Intervalls) sterben müssen.

2.1.2.2 Die Überlebenswahrscheinlichkeit $_{\Delta}p_x$

Diese Funktion stellt den Umkehrschluss zur Sterbewahrscheinlichkeit $_{\Delta}q_x$ dar und beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person das Alter x+Δ erreicht, wenn sie das Alter x vollendet hat. Nach der Sterbetafel 1970/72 wird also ein Mädchen an seinem zehnten Geburtstag mit der Wahrscheinlichkeit $_1p_{10}$ = 0,99972 (oder 99,97%) auch ihren elften Geburtstag feiern können (Tab. 2.1, Spalte 5). Die Überlebenswahrscheinlichkeit wird für jedes Altersintervall nach der Formel

$$_{\Delta}p_x = 1 - {}_{\Delta}q_x \tag{1.8}$$

berechnet. Für die Überlebenswahrscheinlichkeit im letzten Altersintervall (w, w+Δ) muss entsprechend der bereits für die Sterbewahrscheinlichkeit erläuterten Logik gelten: $_{\Delta}p_w = 0$.

2.1.2.3 Anzahl überlebender Personen l_x und Survivalrate S_x

Die mit l_x bezeichneten Werte dieser Funktion geben die jeweilige Anzahl der Personen an, die von einem festen Bestand ausgehend das Alter x vollendet haben. Der Ausgangsbestand l_0 heißt „Radix“ und ist eine willkürlich festgelegte Größe mit in der Regel l_0 = 100000 Lebendgeborene. Die l_x-Werte in dieser Rubrik haben also nur Aussagekraft in Bezug auf die Radix und beschreiben nicht tatsächlich beobachtete Individuen. Tabelle 2.1 (Spalte 2) ist zu entnehmen, dass genau l_1 = 98016 von 100000 weiblichen Lebendgeborenen ihren ersten Geburtstag erleben würden, sofern dieser Geburtsjahrgang den in den Jahren 1970 bis 1972 für Nulljährige gemessenen Sterblichkeitsverhältnissen unterworfen wäre. Die l_x-Werte für jedes exakte Alter x ergeben sich aus der Multiplikation der Anzahl im vorherigen Alter noch lebenden Personen mit der Wahrscheinlichkeit, von diesem Alter aus das Alter x zu erreichen, also

$$l_{x+\Delta} = l_x \cdot {}_{\Delta}p_x \quad . \tag{1.9}$$

Die Verbindung sämtlicher l_x-Werte bildet den auch als „Absterbeordnung der Sterbetafelbevölkerung" bezeichneten Sterbetafelverlauf. Darüber hinaus haben die einzelnen l_x-Werte noch eine weitere Bedeutung, denn aus ihnen lassen sich direkt die Erlebenswahrscheinlichkeiten herleiten. Die Erlebenswahrscheinlichkeit beschreibt die Wahrscheinlichkeit, von einem bestimmten Alter der Sterbetafel aus irgend ein höheres Alter zu erreichen. Die Wahrscheinlichkeit vom ersten Sterbetafelalter bis zu einem höheren Alter x zu überleben wird auch als Survivalrate S_x bezeichnet und ergibt sich entweder aus dem Produkt der Überlebenswahrscheinlichkeiten $_{\Delta}p_j$ aller vor x liegenden Altersstufen j, also

$$S_x = \prod_{j<x} {}_{\Delta}p_j \tag{1.10}$$

oder einfach aus dem Quotienten aus der Anzahl überlebender Personen im Alter x und der festgelegten Radix

$$S_x = \frac{l_x}{l_0} \quad . \tag{1.11}$$

So ergibt sich beispielsweise in der Sterbetafel 1970/72 für deutsche Frauen (Tab. 2.1) der Wert für die Wahrscheinlichkeit, von der Geburt das Alter 4 zu erreichen, entweder aus Formel (1.10)

$$S_4 = {}_1p_0 \cdot {}_1p_1 \cdot {}_1p_2 \cdot {}_1p_3 = 0{,}98016 \cdot 0{,}99869 \cdot 0{,}99920 \cdot 0{,}99934 = 0{,}97745$$

oder aus Formel (1.11)

$$S_4 = \frac{l_4}{l_0} = \frac{97745}{100000} = 0{,}97745.$$

Soll die Erlebenswahrscheinlichkeit nicht auf das Ausgangsalter, sondern auf irgend eine andere Altersstufe bezogen werden, muss die Radix im Nenner von Formel (1.11) durch den gewünschten l_x-Bezugswert ersetzt werden.

Für die erste Altersstufe (bzw. für das Bezugsalter) der Sterbetafel muss die Erlebenswahrscheinlichkeit $S_0 = 1$ sein, denn definitionsgemäß müssen alle Lebendgeborenen das Alter Null mit der Wahrscheinlichkeit Eins erleben. Alle S_x-Werte ergeben zusammen schließlich die Survivalfunktion, deren graphische Darstellung Survivalverlauf genannt wird.

2.1.2.4 Sterbefälle der Sterbetafelbevölkerung ${}_\Delta d_x$

Der nächste Schritt ist die Bestimmung der Anzahl der von den l_x-Überlebenden im Alter x vor Vollendung der nächsten Altersstufe x+Δ gestorbenen Mitglieder der Sterbetafelbevölkerung. Die mit ${}_\Delta d_x$ bezeichneten Werte dieser Sterbetafelfunktion entsprechen also der Menge der Personen, die nach Vollendung des x-ten Lebensjahres und vor Erreichen des x+Δ-ten Lebensjahres sterben. Für die Sterbetafel 1970/72 bedeutet das beispielsweise, dass von $l_5 = 97690$ Mädchen, die das Alter 5 vollendet haben, ${}_1d_5 = 49$ Mädchen vor ihrem sechsten Geburtstag sterben würden, sofern die in den Jahren 1970 bis 1972 gemessenen Sterblichkeitsverhältnisse der Altersstufen 1 bis 5 für die $l_0 = 100000$ lebendgeborenen Mädchen der Sterbetafelbevölkerung Gültigkeit besitzen (Tab. 2.1, Spalte 3). Demzufolge beträgt die Anzahl der das Alter 6 vollendenden Mädchen 97690 - 49 = 97641 (siehe l_6-Wert in Spalte 2). Die ${}_\Delta d_x$-Werte lassen sich aus

$${}_\Delta d_x = l_x \cdot {}_\Delta q_x \tag{1.12}$$

oder aus

$${}_\Delta d_x = l_x - l_{x+\Delta} \tag{1.13}$$

berechnen, wobei die Verstorbenen im Alter x entweder nach Formel (1.12) aus dem Produkt der Anzahl überlebender Personen im Alter x und der Wahrscheinlichkeit bis zur nächsten Altersstufen zu sterben oder nach Formel (1.13) aus der Differenz der Überlebenden im Alter x und den Überlebenden im Alter x+Δ ermittelt werden können.

2.1.2.5 Von der Sterbetafelbevölkerung durchlebte Jahre $_{\Delta}L_x$ und noch zu durchlebende Jahre T_x

Aus den bisher gewonnenen Informationen lassen sich nun die nächsten Sterbetafelfunktionen, die von den Überlebenden im Altersintervall (x, x+Δ) durchlebten Jahre $_{\Delta}L_x$ und die von den Überlebenden im Alter x insgesamt noch zu durchlebenden Jahre T_x bestimmen.

Jedes Mitglied der Sterbetafelbevölkerung, das von Alter x bis x+Δ überlebt hat, trägt exakt Δ-viele Jahre zu dem entsprechenden $_{\Delta}L_x$-Wert bei, während die im Alter x verstorbenen Personen zu dem jeweiligen $_{\Delta}L_x$-Wert nur den von ihnen durchschnittlich im Intervall gelebten Teil $_{\Delta}a_x$ beisteuern. Der $_1L_0$-Wert für die Neugeborenen der Sterbetafel 1970/72 (Tab. 2.1, Spalte 6) entsteht also aus den 98016 einjährigen Mädchen (l_1), die jeweils ein volles Jahr im Intervall 0-1 lebten, und den Teilen des ersten Lebensjahres, die von den 1984 Verstorbenen der Altersstufe 0-1 ($_1d_0$) bis zu ihrem Tod noch im Alter Null gelebt wurden. Demzufolge muss sich der Wert für $_{\Delta}L_x$ immer zwischen den Größen l_x und $l_{x+\Delta}$ bewegen. Die Summe der in jedem einzelnen bis auf das letzte Altersintervall (x, x+Δ) gelebten Jahre der Sterbetafelbevölkerung berechnet sich also nach der Formel

$$_{\Delta}L_x = {}_x n_{x+\Delta} \cdot \left(l_x - {}_{\Delta}d_x\right) + {}_{\Delta}a_x \cdot {}_{\Delta}d_x \cdot {}_x n_{x+\Delta} \quad . \tag{1.14}$$

Für das letzte Altersintervall (w, w+Δ) wird in der Regel folgender Schätzwert angenommen:

$$_{\Delta}L_w = \frac{l_w}{{}_{\Delta}M_w} \quad . \tag{1.15}$$

Die von den Überlebenden im Alter x insgesamt noch zu durchlebenden Jahre T_x ergeben sich nun aus Summe aller $_{\Delta}L_x$-Werte vom erreichten Alter x bis zum letzten Sterbetafelalter w. Diese T_x -Werte sind entscheidend für die Bestimmung des Parameters Lebenserwartung im Alter x. Der Sterbetafel 1970/72 ist z. B. zu entnehmen, dass alle l_0 = 100000 geborenen Mädchen zusammen 7382782 Jahre leben, und die l_{90} = 8016 Frauen, die das Alter 90 vollenden, nur noch insgesamt 25291 Jahre bis zu ihrem Tod erleben (Tab. 2.1, Spalte 7). Diese Werte berechnen sich für alle exakten Altersstufen nach der Formel

$$T_x = {}_{\Delta}L_x + T_{x+\Delta} \; . \tag{1.16}$$

Für die letzte Altersstufe w muss gelten, dass die Summe der noch zu lebenden Jahre mit den nach Formel (1.15) ermittelten gelebten Jahren in diesem Altersintervall $_{\Delta}L_w$ übereinstimmen, also T_w = $_{\Delta}L_w$.

2.1.2.6 Durchschnittliche Lebenserwartung e_x

Die durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x, e_x, ist die Anzahl der Jahre, die eine x-jährige Person im Mittel noch zu leben vor sich hat. Jedes e_x ist eine Folge der Verkettung sämtlicher für die beobachtete Bevölkerung ermittelten Sterblichkeitsverhältnisse jenseits von Alter x. Die durchschnittliche Lebenserwartung ist die wichtigste aller Sterbetafelfunktionen und zusammen mit der Sterbeziffer ${}_{\Delta}M_x$, der Sterbewahrscheinlichkeit ${}_{\Delta}q_x$ und der Überlebenswahrscheinlichkeit ${}_{\Delta}p_x$ im Gegensatz zu den anderen Sterbetafelfunktionen nicht auf die Radix l_0 bezogen. Die durchschnittlich noch zu erwartenden Lebensjahre nehmen mit zunehmendem Alter sukzessive ab, mit der einzigen Ausnahme des ersten Lebensjahres, wo der - für menschliche Populationen typisch - vergleichsweise hohe Wert der Säuglingssterblichkeit genau Entgegengesetztes bewirkt. So ist die durchschnittliche Lebenserwartung der deutschen Frauen bei Geburt e_0 in der Sterbetafel 1970/72 mit 73,83 Jahren um fast ein halbes Jahr niedriger als die Lebenserwartung im Alter eins (e_1 = 74,32 Jahre; siehe Tab. 2.1, Spalte 8). Die durchschnittliche Lebenserwartung wird schließlich für alle exakten Altersstufen nach der Formel

$$e_x = \frac{T_x}{l_x} \tag{1.17}$$

berechnet. Sie ergibt sich also aus dem Quotienten der Summe der Jahre, die von den Überlebenden im Alter x insgesamt noch gelebt werden und der jeweiligen Anzahl der Überlebenden im Alter x.

2.1.3 Zur Konstruktion der Periodensterbetafeln für bayerische Klöster

Da sich die Konstruktionsweise einer vollen deutschen Sterbetafel für die gesamte Bevölkerung der Bundesrepublik nicht auf einen Datensatz von knapp 12000 Personen anwenden lässt, muss für die Erstellung einer Sterbetafel für solche Personenzahlen ein anderer Weg gefunden werden, der dennoch einen Vergleich der erbrachten Werte mit denjenigen der deutschen Sterbetafel zulässt. Von den zu diesem Zweck entwickelten Verfahren liefert das von Chiang (1984) die vergleichsweise besten Ergebnisse, weshalb es auch in dieser Arbeit Anwendung finden soll.[35] Datenmengen wie die des vorliegenden Klosterdatensatzes können jedoch auf keinen Fall ausreichen, um die Sterbetafelfunktionen für jede einzelne Altersstufe zu berechnen. Deshalb muss es sich bei einer für so geringe Personenzahlen erstellten Sterbetafel um eine (im englischen Sinn) abgekürzte Tafel für Fünfjahres-Altersintervalle handeln. Die Bestimmung und die Bedeutung der Sterbetafelfunktionen müssen selbstverständlich in allen nach den verschiedensten Verfahren konstruierten Sterbetafeln identisch sein.

Die Besonderheit des Verfahrens von Chiang liegt in der Verwendung fest vorgegebener Werte für das „fraction of the last age interval of life“ ${}_{\Delta}a_x$. Das ist, wie bereits in Abschnitt 2.1.2.1 ausgeführt, der Anteil des Altersintervalls (x, x+Δ), den die innerhalb dieses Intervalls Verstorbenen durchschnittlich noch in ihm gelebt haben. Wenn eine Person beispielsweise im Alter von 32 Jahren stirbt, hat sie bis

[35] Eine knappe Beschreibung der bekanntesten Verfahren zur Konstruktion abgekürzter Sterbetafeln ist bei Chiang 1984, S.148ff zu finden.

zu ihrem Tod einen bestimmten Teil im Altersintervall 30-35 gelebt. Der Wert für ${}_{\Delta}a_x$ hängt sowohl von den einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten als auch den von den Verstorbenen noch gelebten Anteilen in jeder einzelnen Altersstufe des jeweiligen Altersintervalls ab und ist (aus der amtlichen Statistik) sehr umständlich zu ermitteln (siehe Chiang 1984, S. 142ff). Aus einem Datensatz wie dem der bayerischen Klosterbevölkerung können diese Werte aber direkt bestimmt werden, wie weiter unten noch genauer erläutert wird.

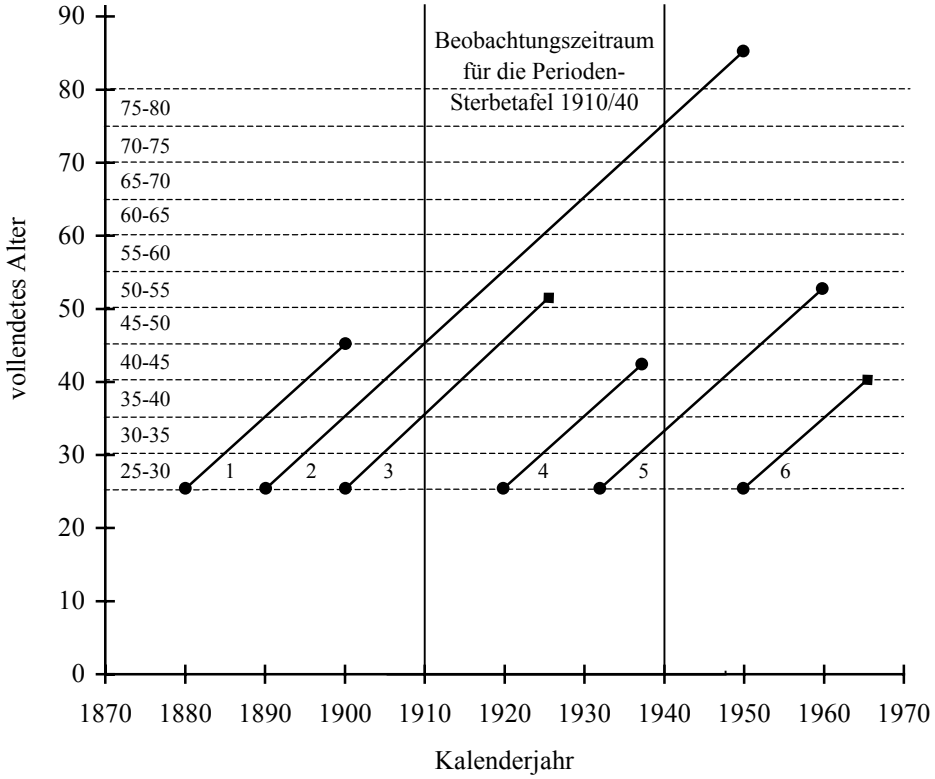
2.1.4 Gewinnung der notwendigen Daten aus dem Klosterdatensatz

Aufgrund der in Kapitel 1.3 ausgeführten Überlegungen wurden für die Konstruktion der Klostersterbetafeln die Zeiträume 1910-1940 und 1955-1985 ausgewählt. Da Kriegssterbefälle nicht in die amtliche deutsche Statistik einfließen (Dinkel 1984, S. 488), werden in den beiden Weltkriegen gefallene Mönche behandelt wie aus dem Kloster ausgetretene, so dass sie nicht als Sterbefälle in die Analyse eingehen, sondern nur ihre im Kloster gelebten Jahre mitgezählt werden. Zur Sterbetafelkonstruktion benötigt man für die Bestimmung von altersspezifischen Sterbeziffern und Sterbewahrscheinlichkeiten folgende Daten für die beiden Beobachtungszeiträume:

a) die Summe der gelebten Risikojahre von Nonnen und Mönchen für jedes Altersintervall

Jedes Ordensmitglied verbringt nach seinem Eintritt ins Kloster dort unterschiedlich viele Jahre bis zu seinem Tod oder Austritt. Sofern diese im Kloster gelebten Jahre in einen Beobachtungszeitraum fallen, müssen sie in die jeweils durchlebten Altersstufen aufgeteilt werden, so dass die Gesamtzahl aller in den Klöstern gelebten Risikojahre für jedes Altersintervall getrennt aufgeschlüsselt werden kann. Dies soll wiederum anhand des Lexis-Diagramms genauer erläutert werden. In Abbildung 2.4 sind mögliche Klosterlebensverläufe von sechs Ordensmitgliedern dargestellt, die der Einfachheit halber alle im Alter von 25 Jahren ins Kloster eintreten sollen. Das Ereignis „Eintritt“ wird durch den ersten Punkt am Beginn einer Klosterlebenslinie repräsentiert. Die Klosterlebensverläufe der Person enden nach ganz unterschiedlicher Zeit entweder mit ihrem Tod oder ihrem Austritt aus dem Kloster. Der Zeitpunkt dieser Ereignisse ist im Diagramm durch ausgefüllte Punkte für Sterbefälle und Quadrate für Austritte am Ende der Lebenslinien gekennzeichnet. Die zwischen den beiden Ereignispunkten liegenden Klosterlebensverläufe stellen exakt die lückenlos bekannten Zeiträume aus dem Leben aller Personen dar, die eine bestimmte Zeit in einem der erfassten Klöster verbracht haben. Zusätzlich sind in der Abbildung durch zwei dicke vertikale Linien die Grenzen des Beobachtungszeitraums für die Periodensterbetafel 1910/40 für bayerische Klöster eingetragen. Für die Analyse dieser Periode haben die sechs beispielhaft ausgewählten Ordensmitglieder folgende Bedeutung:

Abbildung 2.4: Mögliche Klosterlebensverläufe von Ordensmitgliedern im Lexis-Diagramm



- Person 1 verbrachte keine Risikojahre innerhalb des Beobachtungszeitraums im Kloster, da sowohl das Ereignis Eintritt als auch das Ereignis Tod vor Beginn der Periode 1910 bis 1940 stattfanden.
- Person 2 trat vor Beginn des Beobachtungszeitraums ein und hat die gesamte Periode hindurch im Kloster gelebt. Sie verbrachte dort in diesem Zeitraum also insgesamt 30 Risikojahre, und zwar jeweils fünf volle Jahre in den Altersintervallen 45-50, 50-55, 55-60, 60-65, 65-70 und 70-75.
- Person 3 trat vor 1910 ins Kloster ein und schied innerhalb des Beobachtungszeitraums 1926 im Alter von 51 Jahren wieder aus dem Klosterleben aus, d. h. sie trägt zur Summe aller in der Periode 1910-1940 in den Klöstern gelebten Risikojahre genau die 16 Jahre bei, die sie in dieser Zeit tatsächlich dort verbracht hat. In diesem Beispiel wären das je fünf Jahre in den Altersintervallen 35-40, 40-45, 45-50 und ein Jahr im Intervall 50-55.
- Person 4 trat innerhalb des Beobachtungszeitraums ins Kloster ein und verstarb als Ordensmitglied ebenfalls innerhalb dieser Periode im Alter von 42 Jahren. Sie verbrachte in der Zeit von 1910 bis 1940 bis zu ihrem Tod genau 17 Risikojahre im Kloster und zwar fünf in den Altersintervallen 25-30, 30-35, 35-40 und zwei im Intervall 40-45.
- Person 5 trat im Jahr 1932 ins Kloster ein und lebte dort über den Beobachtungszeitraum hinaus bis ins Jahr 1960. In der Periode 1910 bis 1940 lebte sie also insgesamt acht Risikojahre im Kloster, davon fünf im Altersintervall 25-30 und drei im Intervall 30-35.

- Der Klostereintritt von Person 6 erfolgte erst im Jahr 1950. Demzufolge verbrachte sie kein Risikojahr während des Beobachtungszeitraums 1910 bis 1940 im Kloster und fließt damit ebenso wie Person 1 nicht in die Berechnung der Klostersterbetafel 1910/40 ein.

Insgesamt haben die vier für die Sterbetafel 1910/40 relevanten Personen im Beobachtungszeitraum die in Tabelle 2.2 zu findenden Risikojahre im Kloster verbracht. Da dem dieser Arbeit zugrunde liegenden Klosterdatensatz für jede Person genau zu entnehmen ist, an welchem Tag welche Altersstufe vollendet wird, kann eine exakte Aufteilung der innerhalb des Beobachtungszeitraums im Kloster verbrachten Lebensjahre sämtlicher erfassten Nonnen und Mönche in die verschiedenen Altersintervalle vorgenommen werden.[36] Das hierfür vom Verfasser dieser Arbeit entwickelte SPSS für Windows Syntax Program „Episoden-Splitting“ ist im Anhang mit einer ausführlichen Erläuterung seiner Funktionsweise zu finden.

Tabelle 2.2: Innerhalb des Zeitraums 1910-1940 im Kloster gelebte Risikojahre der Ordensmitglieder aus Abbildung 2.4

Altersintervall	Person 1	Person 2	Person 3	Person 4	Insgesamt
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
25 bis 30 Jahre	-	-	5	5	10
30 bis 35 Jahre	-	-	5	3	8
35 bis 40 Jahre	-	5	5	-	10
40 bis 45 Jahre	-	5	2	-	7
45 bis 50 Jahre	5	5	-	-	10
50 bis 55 Jahre	5	1	-	-	6
55 bis 60 Jahre	5	-	-	-	5
60 bis 65 Jahre	5	-	-	-	5
65 bis 70 Jahre	5	-	-	-	5
70 bis 75 Jahre	5	-	-	-	5

b) die Summe der Sterbefälle von Nonnen und Mönchen in jedem Altersintervall

Ebenso wie die in den Klöstern gelebten Risikojahre müssen für die Erstellung einer Sterbetafel auch alle sich innerhalb des Beobachtungszeitraums ereignenden Sterbefälle von Ordensmitgliedern in den verschiedenen Altersintervallen ausgezählt werden. Von den sechs Beispielpersonen aus Abbildung 2.4 würde in die Mortalitätsanalyse der Periode 1910/40 nur ein Sterbefall im Altersintervall 40-45 eingehen (Person 4). Auch diese Auswertung erfolgt in dem vom Verfasser entwickelten SPSS für Windows Syntax Program „Episoden-Splitting“.

[36] Die tatsächliche Auswertung erfolgt auf zwei Dezimalstellen genau und nicht wie in diesem Beispiel nur für ganze Jahre.

c) die von den Verstorbenen in ihrem letzten Altersintervall gelebten Anteile ${}_5a_x$

Aufgrund der idealen Voraussetzungen des vorliegenden Datensatzes für eine demographische Analyse, können auch die benötigten ${}_5a_x$-Werte für die bayerische Klosterbevölkerung exakt bestimmt werden, so dass es keine Probleme für die Anwendung des Chiang-Verfahrens bei der Sterbetafelkonstruktion gibt. Das ebenfalls vom Verfasser entwickelte SPSS für Windows Syntax Program „Fraction-Calculation", mit dem aus einem derartigen Datensatz die jeweiligen Werte für das „fraction of last age interval of life" ermittelt werden können, ist ebenfalls im Anhang der Arbeit zu finden.

2.1.5 Das Kaplan-Meier Verfahren für Längsschnittanalysen

Für eine Längsschnittanalyse benötigt man im Gegensatz zur Periodenanalyse, wie in Kapitel 2.1.1 bereits erläutert wurde, nicht nur den Lebensabschnitt innerhalb eines bestimmten Zeitraums, sondern die vollständigen Lebensspannen aller für die Untersuchung relevanten Individuen. Eine solche Lebensspanne kann, je nach Art der Untersuchung, beispielsweise mit der Geburt, dem Alter beim Auftreten einer bestimmten Krankheit, dem Alter zu Beginn einer speziellen Behandlungsmethode oder ähnlichem beginnen und endet in einem bestimmten Alter entweder mit dem für die Analyse relevanten Ereignis, bei einer Mortalitätsstudie sind dies die Sterbefälle, oder dem Alter am Ende der Untersuchungszeit bzw. zu dem Zeitpunkt, an dem die betreffende Person für die Beobachtung verloren geht. Das letztendlich erreichte Gesamtalter einer Person wird als „Survival-Zeit" t bezeichnet. Ein Individuum, dessen beobachtete Survival-Zeit mit einer der beiden letztgenannten Möglichkeiten endet, wird „zensierter Fall" genannt, was bedeutet, dass der Lebensverlauf der betreffenden Person nur bis zu einem bestimmten Zeitpunkt verfolgt werden kann, es aber keine Information über ihr weiteres Schicksal und die tatsächlich erreichte Survival-Zeit gibt. Von einer solchen Person ist lediglich bekannt, dass sie zu einem bestimmten Zeitpunkt noch am Leben war. Da jedoch auch die zensierten Fälle für eine bestimmte Lebenszeit dem Risiko als Mitglied der beobachteten Population zu sterben ausgesetzt waren, müssen auch sie mit in die Analyse einbezogen werden. Für die hierfür von Kaplan und Meier (1958) entwickelte Survival-Analyse müssen alle erfassten Survival-Zeiten nach dem am Ende der Beobachtung erreichten Alter in aufsteigender Weise angeordnet werden. Die Vorgehensweise dieses häufig angewandten verlaufsdatenanalytischen Verfahrens soll hier nur knapp für den Fall einer Mortalitätsanalyse erläutert werden.[37]

Mit dem Kaplan-Meier Verfahren werden für eine zu analysierende Bevölkerung Survivalverläufe auf der Basis der Survival-Rate S (siehe Kap. 2.1.2.3) berechnet, die, da es sich um einen anhand einer Stichprobe des Umfangs n ermittelten Schätzwert für die Survival-Zeiten t handelt, mit $S_n(t)$ bezeichnet wird. Dabei werden nun alle bekannten Survival-Zeiten genutzt und für jeden beobachteten Sterbefall zu einem Zeitpunkt t_j ein neuer $S_n(t)$-Wert berechnet. Demzufolge handelt es sich bei einer so erstellten Survivalkurve um eine Stufenfunktion mit Sprungstellen an allen von den erfassten Verstorbenen erreichten Survival-Zeiten, d. h. sie verläuft zwischen zwei Ereigniszeitpunkten horizontal zur Abszisse. Dabei bezeichnet der Index j hier also keine fest vorgegebenen Altersstufen, sondern die

[37] Vollständige und weiterführende Ausführungen zum Kaplan-Meier Verfahren und dem Umgang mit zensierten Daten sind im Originalaufsatz von Kaplan/Meier (1958), sowie bei Blossfeld et al. (1986), Harris/Albert (1991), Kalbfleisch/Prentice (1980), Lawless (1982) und bei Matthews/Farewell (1996) zu finden.

Reihenfolge der nach den Survival-Zeiten sortierten Sterbefälle mit den Werten j = 1, 2, ..., n für den ersten, den zweiten usw. bis zum n-ten Sterbefall. Während also ein Wert für die Survival-Rate als Indikator für die Mortalität bei der Periodenanalyse für jede exakt erreichte Altersstufe festgelegt wird, sind diese Fixpunkte beim Kaplan-Meier-Verfahren die genau bekannten Sterbezeitpunkte in der Beobachtungszeit jedes erfassten Individuums. Für den Zeitpunkt des Beginns der Analyse (j = 0), nimmt die Survival-Rate den Wert $S_n(t) = 1$ an.

Nach Formel (1.10) ergibt sich die Survival-Rate aus dem Produkt aller gemessenen Überlebenswahrscheinlichkeiten $p(t_j)$ (siehe Kapitel 2.1.2.3):

$$S_n(t) = \prod_{j<t} p(t_j) \,. \tag{1.17}$$

Ohne zensierte Fälle bestimmt man die Überlebenswahrscheinlichkeit $p(t_j)$, also die Wahrscheinlichkeit vom Alter t_j bis zum Alter t_{j+1} zu überleben, aus der Anzahl Überlebender zum Zeitpunkt des nächsten Ereignisses t_{j+1} geteilt durch die Anzahl Überlebender im Alter t_j, so dass gilt

$$S_n(t) = \prod_{t_j<t} \frac{l_j - 1}{l_j} \quad . \tag{1.18}$$

Um nun die Survival-Rate für Datensätze mit zensierten Fällen zu berechnen, wird jeder einzelnen Survival-Zeit t_j in aufsteigender Reihenfolge von t_{min} bis t_{max} ein Rang r_j zugeordnet. Ob es sich bei einer bestimmten Survival-Zeit t_j um einen zensierten Fall oder ein Ereignis handelt, soll durch die Variable δ_j gekennzeichnet werden, die für Sterbefälle den Wert $\delta_j = 1$ und für zensierte Fälle der Wert $\delta_j = 0$ annimmt. Auf diese Weise erhält man den Kaplan-Meier Product-Limit Schätzwert für $S_n(t)$ nach der Formel

$$S_n(t) = \prod_{t_j<t} \left(\frac{n - r_j}{n - r_j + 1} \right)^{\delta_j} \,. \tag{1.19}$$

Bei der Kaplan-Meier Survival-Analyse werden also Schätzungen für die Survival-Rate $S_n(t)$ nur an den Ereigniszeitpunkten, d. h. an den Zeitpunkten der Sterbefälle, vorgenommen, während die zensierten Fälle nur jeweils die Risikopopulation der später eintretenden Ereignisse verringern.[38] Ein gewisses Problem stellen Zensierungen nach dem letzten Ereignis dar, welche zur Folge haben, dass in einem solchen Fall die Survival-Funktion nicht mehr gegen Null gehen kann. Die Kaplan-Meier Survival-Funktion darf also nur bis zum letzten Ereignis, sprich bis zum Sterbefall mit der höchsten Survival-Zeit, interpretiert werden.

---

[38] Beim Kaplan-Meier Verfahren handelt es sich um eine sogenannte Maximum-Likelihood-Schätzung, was bedeutet, dass der mit dieser Methode ermittelte Schätzwert aus der Menge aller möglichen Schätzwerte derjenige ist, dem aufgrund der beobachteten Stichprobe die größte Wahrscheinlichkeit zukommt. Eine umfangreiche Erklärung des Maximum-Likelihood-Prinzips mit Herleitung und Beweis ist bei Schwarze (1993, S.161ff) oder bei Kaplan und Meier (1958, S.475f) nachzulesen.

2.2 Testverfahren für statistische Ergebnisse

2.2.1 Varianz, Standardabweichung und Konfidenzintervalle

Jeder im vorangegangenen Kapitel 2.1.2 erläuterte Sterbetafelwert ist ein anhand der vorhandenen Stichprobe bestimmter Schätzwert für den entsprechenden wahren Wert der jeweiligen Sterbetafelfunktion für die gesamte untersuchte Bevölkerung. Ein auf diese Weise ermittelter sogenannter Punktschätzwert $\overline{X}$ für einen gesuchten Durchschnittswert μ der Grundgesamtheit ist jedoch ohne Angabe über die Streuung der Stichprobeneinzelwerte um $\overline{X}$ für sichere statistische Aussagen wertlos. Dies soll ein kleines, einfaches Beispiel verdeutlichen. Gesucht wird der Durchschnittswert μ für eine beliebige Variable X irgendeiner Grundgesamtheit N. Dieser soll durch zwei verschiedene Stichprobenerhebungen A und B mit dem gleichen Stichprobenumfang n = 4 geschätzt werden. Stichprobe A erhält für die Variable X die einzelnen x_i-Werte 46, 49, 51 und 54, Stichprobe B die x_i-Werte 1, 13, 87 und 99 (mit i = 1, 2, 3, 4). Beide Stichproben liefern als Schätzung für den unbekannten Durchschnittswert μ der Grundgesamtheit den Stichprobendurchschnittswert $\overline{X} = 50{,}0$. Bei Betrachtung der einzelnen Stichprobenergebnisse fällt jedoch sofort auf, dass die beiden Stichproben A und B trotz des gleichen ermittelten Schätzwerts für μ einen qualitativ völlig unterschiedlichen Aussagegehalt besitzen. So ist dem Schätzergebnis von Stichprobe A aufgrund der relativ geringen Streuung der einzelnen x_i-Werte um $\overline{X}$ ein wesentlich größeres Vertrauen entgegenzubringen als dem von Stichprobe B.

Um die Qualität eines Stichprobenergebnisses bezüglich seiner Aussage über die Variable X einzuschätzen, bestimmt man die zugehörige Varianz σ^2 - oder auch „Var" - als Streuungsmaß bzw. die aus ihr abzuleitende Standardabweichung σ (wird auch mit „S.E." bezeichnet).[39] Die Varianz ist definiert als die mittlere quadratische Abweichung der (Stichproben-) Einzelwerte x_i (i = 1, 2, ..., n) vom gemessenen Mittelwert $\overline{X}$, also

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \overline{X}\right)^2 \quad , \tag{2.1a}$$

und die entsprechende Standardabweichung ist die positive Quadratwurzel der Varianz

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad . \tag{2.1b}$$

Für obiges Beispiel ergeben sich für den gleichen erbrachten Schätzwert $\overline{X} = 50{,}0$ folgende Varianzen und Standardabweichungen:

$$\sigma_A^2 = \frac{1}{4}\left[(46-50)^2 + (49-50)^2 + (51-50)^2 + (54-50)^2\right] = 8{,}5$$

$$\text{und } \sigma_A = \sqrt{8{,}5} = 2{,}92 \quad \text{bzw.}$$

$$\sigma_B^2 = \frac{1}{4}\left[(1-50)^2 + (13-50)^2 + (87-50)^2 + (99-50)^2\right] = 1885$$

$$\text{und } \sigma_B = \sqrt{1885} = 43{,}42.$$

[39] „S.E." ist die Abkürzung für „Standard Error".

Ergänzt man die Ergebnisse der Stichproben A und B durch Angabe der Varianzen und Standardabweichungen, wird deutlich, dass die beiden ermittelten Schätzwerte eine völlig verschiedene Güte bezüglich der Sicherheit ihrer Aussage besitzen. Dieses einfache Beispiel zeigt, dass Informationen über die Streuung der Stichprobenergebnisse für die Erarbeitung statistischer Aussagen unentbehrlich sind.

Aus Formel (2.1a) geht hervor, dass sich die Varianz, und damit auch die Standardabweichung, mit zunehmender Stichprobengröße verkleinern. Je größer also der Stichprobenumfang, desto zuverlässiger ist der ermittelte Schätzwert. Eine Stichprobe wird jedoch (eigentlich) nicht dazu ausgewertet, um exakte Aussagen über die Stichprobe selbst zu gewinnen, sondern um mit ihrer Hilfe einen gesuchten Parameter der Grundgesamtheit zu schätzen. Da jedoch „die konkreten, in einer Stichprobe realisierten Merkmalsausprägungen zufallsabhängig sind [...], wird auch ein gefundener Punktschätzwert nur in den seltensten Fällen genau mit dem gesuchten Parameter der Grundgesamtheit übereinstimmen. Um wenigstens Aussagen über den Bereich (das Intervall) machen zu können, in dem der unbekannte Parameter zu erwarten ist, nimmt man eine Intervallschätzung vor. Hierbei wird ausgehend von dem Ergebnis der Stichprobe ein Konfidenzintervall (Schätzintervall, Vertrauensbereich) angegeben, in dem der zu schätzende Parameter der Grundgesamtheit mit einer bestimmten vorgegebenen Wahrscheinlichkeit liegt“ (Bleymüller et al. 1996, S. 85). Dabei wird die Genauigkeit der Schätzung durch die Länge des Intervalls und ihre Sicherheit durch die Wahrscheinlichkeit ausgedrückt, mit der das Intervall den unbekannten Parameter überdeckt. „Allerdings stehen bei einer solchen Schätzung die Begriffe Genauigkeit und Sicherheit in einem Widerspruch zu einander. Erhöht man nämlich die Genauigkeit, d. h. verkleinert man das Intervall, dann wird dadurch automatisch die Sicherheit verringert. Umgekehrt kann man eine größere Sicherheit nur durch eine kleinere Genauigkeit erkaufen, d. h. durch Verbreiterung des Intervalls“ (Hochstädter 1987, S.411). Der Wert für die Wahrscheinlichkeit W wird mit $1-\alpha$ bezeichnet. Die Frage, wie groß man $1-\alpha$ im konkreten Fall wählen soll, ist jedoch „keine mathematische Frage, sondern muss von der Art der Anwendung her beantwortet werden. Man muss sich nämlich überlegen, welches Risiko einer falschen Aussage [...] man ohne Schaden in Kauf nehmen kann“ (Kreyszig 1982, S. 183).

Für die Bestimmung eines solchen Intervalls ist es wichtig zu wissen, welche Wahrscheinlichkeitsverteilung die Variable $\overline{X}$ (arithmetisches Mittel der Stichprobe) besitzt. Diese Verteilung ist in ihrer exakten Form zwar unbekannt, jedoch lässt sich anhand des „Zentralen Grenzwertsatzes" folgende Aussage über die Verteilungsform einer beliebig verteilten Grundgesamtheit machen:[40]

> „Die Verteilung des arithmetischen Mittel $\overline{X}$ von n unabhängigen, identisch verteilten Zufallsvariablen X_i (i = 1, ..., n) strebt mit wachsendem Stichprobenumfang n gegen eine Normalverteilung mit dem Erwartungswert $E(\overline{X})=\mu$ und der Varianz $Var(\overline{X})=\sigma^2/n$. - Gleichbedeutend damit ist die Aussage, dass das arithmetische Mittel $\overline{X}$ ‚asymptotisch normalverteilt‘ ist“ (Bleymüller et al. 1996, S. 78).

Als Faustregel für die Anwendung des Zentralen Grenzwertsatzes gilt, dass die Stichprobe einen Umfang von mindestens n = 30 aufweisen und die Grundgesamtheit mindestens den doppelten Umfang

[40] Auf den Beweis des Zentralen Grenzwertsatzes soll an dieser Stelle verzichtet werden. Er ist bei Schwarze 1993, S.107 nachzulesen.

der Stichprobe besitzen müssen (Bleymüller et al. 1996, S. 78). Wenn diese Anforderungen erfüllt sind, kann also angenommen werden, dass

a) das arithmetische Mittel $\overline{X}$ einer Normalverteilung folgt mit der Varianz

$$\mathrm{Var}(\overline{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \tag{2.2a}$$

und der Standardabweichung

$$\mathrm{S.E.}(\overline{X}) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \tag{2.2b}$$

und

b) es zulässig ist, für μ den anhand der Stichprobe ermittelten Erwartungswert $\overline{X}$ als Schätzwert einzusetzen, also $E(\overline{X})=\mu$ bzw. $\mu = \overline{X}$.

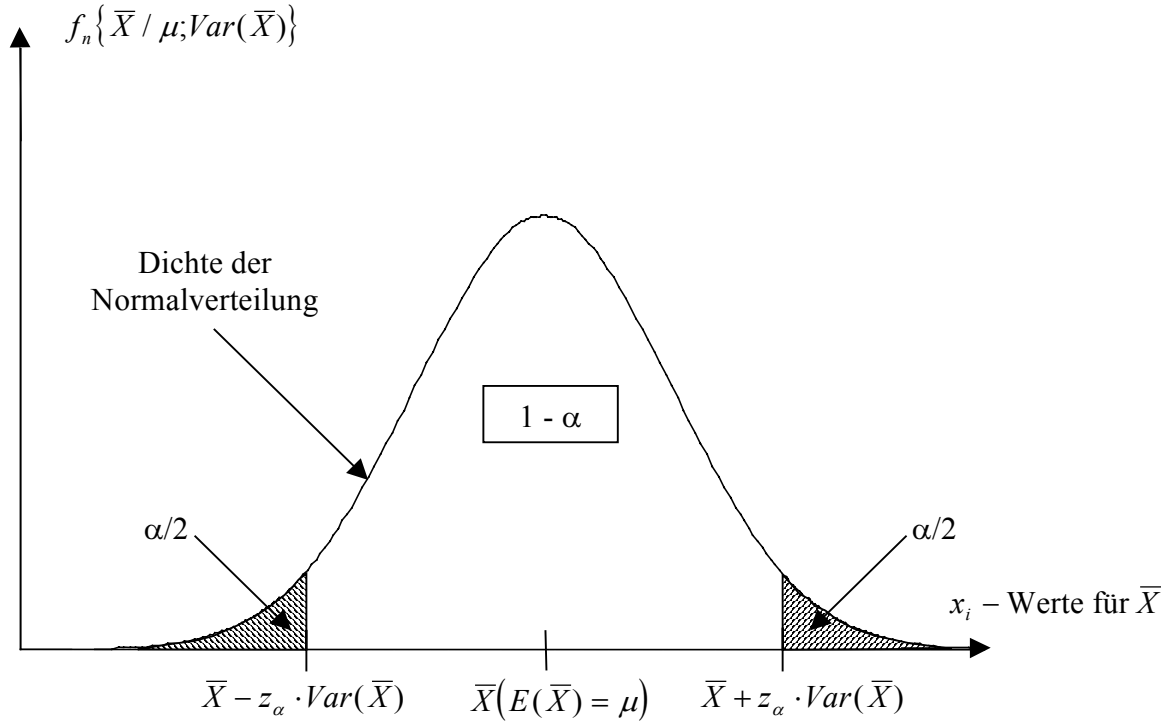
Somit ist die Frage nach der Wahrscheinlichkeitsverteilung von $\overline{X}$ geklärt. Die Normalverteilung ist eine um den Mittelwert symmetrische Wahrscheinlichkeitsverteilung einer Zufallsvariable (Abb. 2.5). Ihre exakte Form hängt vom jeweiligen Mittelwert und der Standardabweichung der Verteilung ab. Die Normalverteilung mit dem Mittelwert 0 und der Standardabweichung 1 heißt Standardnormalverteilung. Weil jede normalverteilte Variable durch Verschieben des Ursprungs und Änderung der Skalierung in eine Standardnormalverteilung umgewandelt werden kann, ist diese die wichtigste Verteilung für die Erarbeitung statistischer Ergebnisse (Chiang 1984, S. 45f).

Da also die Variable $\overline{X}$ symmetrisch verteilt ist, müssen auch die gesuchten Intervallgrenzen den Wert $E(\overline{X})=\mu$ gleichmäßig umschließen, so dass gilt

$$W\left\{\overline{X} - C \le \mu \le \overline{X} + C\right\} = 1 - \alpha, \tag{2.3}$$

wobei der Wert für C durch die Standardabweichung von $\overline{X}$ und die gewählte Wahrscheinlichkeit W bestimmt wird. Das Konfidenzintervall verknüpft folglich den ermittelten Punktschätzwert mit seiner Standardabweichung und dem Sicherheitsgrad für die Wahrheit der gewonnen Aussage (Chiang 1984, S. 53). C ist demnach ein Produkt aus $\mathrm{S.E.}(\overline{X})$ und einem Faktor z_α für das Wahrscheinlichkeitsniveau.

Abbildung 2.5: Stichprobenverteilung des arithmetischen Mittels (dargestellt nach Bleymüller et al. 1996, S.86)



Diese Beziehung zwischen W und z_α muss dazu führen, dass sich der Wert für z_α mit steigender Wahrscheinlichkeit W vergrößert, da bei gegebener Standardabweichung die Intervallbreite nur durch z_α variiert werden kann. Daraus folgt also

$$W\{\overline{X} - z_\alpha \cdot S.E.(\overline{X}) \le \mu \le \overline{X} + z_\alpha \cdot S.E.(\overline{X})\} = 1 - \alpha. \qquad (2.4)$$

Wenn auch das tatsächliche Ausmaß der Abweichung des ermittelten Stichprobenwerts $\overline{X}$ vom gesuchten Wert μ selbstverständlich immer unbekannt ist, gewinnt man so durch die Konstruktion eines Konfidenzintervalls $\{\overline{X} - z_\alpha \cdot S.E.(\overline{X}),\ \overline{X} + z_\alpha \cdot S.E.(\overline{X})\}$ einen abgegrenzten Wertebereich, der den gesuchten Wert μ praktisch sicher (d. h. mit der gewählten Wahrscheinlichkeit) beinhaltet (Anderson et al. 1976, S. 169). Zur Bestimmung eines Konfidenzintervalls für den Wert μ einer Variable X der Grundgesamtheit, braucht man also den durch die Stichprobe erhaltenen Erwartungswert $E(\overline{X}) = \mu$, die dazugehörige Standardabweichung $S.E.(\overline{X})$ und die Wahrscheinlichkeit $W = 1-\alpha$, mit der die erhaltene Aussage zutreffen soll. Die entsprechenden z_α-Werte für ausgewählte Konfidenzniveaus finden sich in Tabelle 2.3.

Tabelle 2.3: Ausgewählte (1-α)-Fraktile zur Konfidenzbereichbestimmung für die Standardnormalverteilung, das Kolmogorov-Smirnov Band und das Equal Precision Band

		Vorgegebene Sicherheit der Aussage			
	Bez.	80%	90%	**95%**	99%
	(1)	(2)	(3)	**(4)**	(5)
Konfidenzniveau	1-α	0,80	0,90	**0,95**	0,99
Irrtumswahrscheinlichkeit	α	0,20	0,10	**0,05**	0,01
(1-α)-Fraktil für die Standardnormalverteilung	z_α	1,28	1,64	**1,96**	2,58
(1-α)-Fraktil für das Kolmogorov-Smirnov Band	d_α	1,07	1,14	**1,36**	1,63
(1-α)-Fraktil für das Equal Precision Band	e_α	2,48	2,79	**3,06**	3,59

Quellen: Harris/Albert 1991, S.36; Nair 1984, S.269; Vogel 1996, S.260

Genau betrachtet muss man beispielsweise ein 95%-Konfidenzintervall $\{\overline{X}-1{,}96\cdot S.E.(\overline{X}),\ \overline{X}+1{,}96\cdot S.E.(\overline{X})\}$ für den Wert μ mit der Wahrscheinlichkeit W = 1-α = 0,95 nun in der Weise interpretieren, dass bei der Ziehung mehrerer Stichproben zur Ermittlung des gesuchten Werts μ für die Variable X, die Aussage „das Intervall $\{\overline{X}-1{,}96\cdot S.E.(\overline{X}),\ \overline{X}+1{,}96\cdot S.E.(\overline{X})\}$ enthält den gesuchten Wert μ“ etwa für 95% aller Fälle zutreffen wird. In der Regel zieht man jedoch nur eine einzige Stichprobe. Deswegen ist aber keine Verschlechterung der Schätzergebnisse anzunehmen, denn die Zahlenwerte der Intervallgrenzen werden bei mehreren Stichproben in der Praxis ähnlich sein, weil sich die Mittelwerte der meisten Zufallsstichproben aus einer gegebenen Gesamtheit nicht wesentlich unterscheiden (Ehrenberg 1986, S. 144). Aus diesem Grund lautet die gängigste und für die Anwendung sinnvollste Interpretation des Konfidenzintervalls:

Mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit liegt der gesuchte Wert μ der Variable X für die Grundgesamtheit innerhalb des Intervalls $\{\overline{X}-1{,}96\cdot S.E.(\overline{X}),\ \overline{X}+1{,}96\cdot S.E.(\overline{X})\}$.

Ob diese Behauptung nun richtig oder falsch ist, kann man nicht mit völliger Sicherheit sagen. Aber es ist sicher, dass diese Behauptung aufgrund eines Verfahrens aufgestellt wurde, das mit der Wahrscheinlichkeit von mindestens 1-α = 0,95 richtige Behauptungen liefert (Lehn/Wegmann 1985, S. 128). Aus diesem Grund wurden für genau diese Form der Aussage bei der Konstruktion der Periodensterbetafeln bayerischer Nonnen und Mönche für die wichtigsten Sterbetafelfunktionen die entsprechenden Konfidenzbereiche mitberechnet, deren Bestimmung nun in den folgenden Abschnitten erläutert werden soll.

2.2.2 Statistische Tests für die Sterbetafelfunktionen

2.2.2.1 Nullhypothesen und Annäherung an die wahren Sterbetafelwerte

Da sämtliche in Kapitel 2.1.2 hergeleiteten Sterbetafelwerte, wie zu Beginn des vorherigen Abschnitts bereits erwähnt, allesamt durch die Stichprobe gewonnene Punktschätzwerte sind und daher innerhalb ihrer Standardabweichungen variieren können, sind sie - vor allem für relativ kleine Stichprobenumfänge wie den des Datensatzes dieser Arbeit - doch kein so guter Schätzwert wie vielleicht ursprünglich angenommen.[41] Um diesem Problem zu begegnen wurde das Konzept der Intervallschätzung entwickelt, das mit seiner dahinterstehenden Theorie bereits ausführlich dargestellt wurde. In der praktischen Anwendung sollen nun für die wichtigsten Sterbetafelfunktionen 95%-Konfidenzintervalle bestimmt werden, in welchen sich die gesuchten Sterbetafelwerte für die Grundgesamtheit der zu analysierenden Bevölkerung - im Fall dieser Arbeit also für alle bayerische Nonnen und Mönche – „mit ‚großer Sicherheit' oder mit einem ‚hohen Maß an Vertrauen'" (Rüger 1989, S. 192) befinden. Dafür benötigt man den jeweils anhand der Stichprobe ermittelten Sterbetafelwert $\overline{X}$ und die dazugehörige Standardabweichung S.E.($\overline{X}$). Wenn man nun den Zentralen Grenzwertsatz anwendet, was aufgrund des Stichprobenumfangs des zugrundeliegenden Klosterdatensatzes zulässig ist, und den entsprechenden Wert für z_α Tabelle 2.3 entnimmt, erhält man das gewünschte Intervall $\{\overline{X}\text{-}1{,}96\cdot\text{S.E.}(\overline{X}), \overline{X}+1{,}96\cdot\text{S.E.}(\overline{X})\}$. Für diese Klosterstudie haben die 95%-Konfidenzintervalle zweierlei Bedeutung:

- Sie liefern eine zu 95% genaue Annäherung an die wahren Sterbetafelwerte der gesamten bayerischen Klosterbevölkerung und
- sie ermöglichen die Überprüfung der drei Nullhypothesen
  a) Die Sterbetafelwerte für die bayerische Klosterbevölkerung unterscheiden sich nicht von denen der deutschen Allgemeinbevölkerung;
  b) Die Sterbetafelwerte für bayerische Nonnen und Mönche sind nicht signifikant verschieden;
  c) Die Sterbetafelwerte für bayerische Nonnen und Mönche haben sich im Verlauf des Beobachtungszeitraums nicht signifikant geändert.

Bei der ersten Hypothese wird untersucht, ob die 95%-Konfidenzgrenzen eines Sterbetafelwertes für die bayerische Klosterbevölkerung den entsprechenden Sterbetafelwert für die deutsche Allgemeinbevölkerung einschließen oder nicht. Ist ersteres der Fall, muss das Ergebnis lauten, dass sich kein statistisch sicherer Unterschied zwischen den betrachteten Sterbetafelwerten von bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung feststellen lässt. Somit könnte die Nullhypothese (a) nicht verworfen werden. Zu einer gleichartigen Aussage muss man bei der zweiten Untersuchungshypothese gelangen, wenn sich die 95%-Konfidenzintervalle für die Werte einer Sterbetafelfunktion von bayerischen Nonnen und Mönchen - bzw. bei der dritten Untersuchungshypothese sich die 95%-Konfidenzintervalle für die Sterbetafelwerte bayerischer Nonnen und Mönche der beiden Beobachtungszeit-

[41] Bis auf die ${}_{\Delta}L_x$- und die T_x-Werte werden alle Sterbetafelwerte direkt aus der Stichprobe berechnet (siehe Chiang 1984, S.153).

räume - in irgendeinem Bereich überschneiden.[42] „Auf diese Weise bekommt sowohl das Schätzen von Parameterwerten, als auch das Prüfen von Hypothesen einen wahrscheinlichkeitstheoretischen Charakter“ (Hochstädter 1987, S. 397).

In den folgenden Abschnitten werden nun die Formeln zur Berechnung der Stichprobenvarianzen, aus denen sich die entsprechenden Standardabweichungen direkt ableiten lassen, für die Sterbewahrscheinlichkeiten ${}_{\Delta}q_x$, die Werte der Lebenserwartung e_x, der Sterbetafelüberlebenden l_x und schließlich zur Ermittlung von Konfidenzbändern für die gesamten l_x-Verläufe dargestellt. Für die Bestimmung der jeweiligen Varianzen ist zu beachten, dass einer Mortalitätsanalyse grundsätzlich eine Binomialverteilung zugrunde liegt, denn es gibt für alle Personen in einem betrachteten Zeitraum nur die beiden Möglichkeiten zu überleben oder zu sterben. Bei einer solchen zweipunktverteilten Variable X mit den Parametern $P(X=1) = \pi$ und $P(X=0) = 1-\pi$ einer Stichprobe des Umfangs n, ergibt sich die Varianz für die gemessene Wahrscheinlichkeit W

$$W = \overline{X} = \frac{X'}{n}, \tag{2.5}$$

mit X' für die Häufigkeit einer der beiden möglichen Parameterausprägungen in n, aus der Formel (siehe hierzu Vogel 1996, S. 135ff)

$$\sigma^2(W) = \sigma^2(\overline{X}) = \frac{\pi \cdot (1-\pi)}{n}. \tag{2.6}$$

An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass die jeweiligen Formeln zur Varianzbestimmung der ${}_{\Delta}q_x$-, e_x- und l_x-Werte in Kapitel 2.2.2.2 direkt auf die Sterbetafelanwendung bezogen werden und sich daher zum Teil erheblich von den allgemeinen Definitionen unterscheiden.[43] Um dabei Verwechslungen zwischen den tatsächlich gesuchten Sterbetafelwerten und den anhand der Stichprobe ermittelten Schätzwerten zu vermeiden, werden die Bezeichnungen für letztere im folgenden mit einer Dachsignatur versehen.

[42] Neben der Berechnungsformel für die Konfidenzintervalle von Stichprobeneinzelwerten gibt es auch Wege zur Bestimmung von Konfidenzintervallen für die Differenz von zwei Stichprobenwerten. Die entsprechenden Formeln sind denjenigen für die Stichprobeneinzelwerte sehr ähnlich und sollen deshalb an dieser Stelle nicht explizit dargestellt werden. Dort, wo im Auswertungsteil eine solche Formel angewendet wird, sind die entsprechenden Literaturverweise mit angegeben.

[43] Der Grund hierfür ist, dass die einzelnen Sterbetafelfunktionen jeweils ein Produkt verschiedener anderer Sterbetafelfunktionen sind und sich diese Abhängigkeit auch auf die Bestimmung der Varianzen auswirken muss. Auf die dabei zum Teil sehr komplexen Herleitungen der Formeln wird in dieser Arbeit verzichtet.

2.2.2.2 Konfidenzintervalle für die Sterbetafelpunktschätzungen

2.2.2.2.1 Sterbewahrscheinlichkeit im Altersintervall (x, x+Δ)

Der erste Schritt bei der Erstellung eines Konfidenzintervalls ist immer die Bestimmung der jeweiligen Varianz bzw. Standardabweichung. Für die Sterbewahrscheinlichkeit der Stichprobe berechnet sich die Varianz nach anwendungsbezogener Umformung von Formel (2.6) nach

$$\mathrm{Var}({}_{\Delta}\hat{q}_x) = \frac{1}{{}_{\Delta}D_x} \cdot {}_{\Delta}\hat{q}_x{}^2 \cdot (1 - {}_{\Delta}\hat{q}_x) \tag{2.7}$$

und die entsprechende Standardabweichung ergibt sich aus

$$\mathrm{S.E.}({}_{\Delta}\hat{q}_x) = {}_{\Delta}\hat{q}_x \cdot \sqrt{\frac{1}{{}_{\Delta}D_x} \cdot (1 - {}_{\Delta}\hat{q}_x)} \tag{2.8}$$

mit ${}_{\Delta}D_x$ für die tatsächlich beobachteten Sterbefälle im Altersintervall (x, x+Δ). Für das 95%-Konfidenzintervall der Sterbewahrscheinlichkeit ${}_{\Delta}q_x$ gilt dann gemäß Formel (2.4)

$$W\{{}_{\Delta}\hat{q}_x - 1{,}96 \cdot \mathrm{S.E.}({}_{\Delta}\hat{q}_x) \le {}_{\Delta}q_x \le {}_{\Delta}\hat{q}_x + 1{,}96 \cdot \mathrm{S.E.}({}_{\Delta}\hat{q}_x)\} = 0{,}95. \tag{2.9}$$

Aus dieser Wahrscheinlichkeitsaussage erhält man schließlich das gesuchte Intervall

$${}_{\Delta}\hat{q}_x - 1{,}96 \cdot \mathrm{S.E.}({}_{\Delta}\hat{q}_x) \le {}_{\Delta}q_x \le {}_{\Delta}\hat{q}_x + 1{,}96 \cdot \mathrm{S.E.}({}_{\Delta}\hat{q}_x) \tag{2.10}$$

Mit ${}_{\Delta}\hat{q}_x$ -1,96·S.E.(${}_{\Delta}\hat{q}_x$) als Unter- und ${}_{\Delta}\hat{q}_x$ +1,96·S.E.(${}_{\Delta}\hat{q}_x$) als Obergrenze des 95%-Konfidenzintervalls für die Sterbewahrscheinlichkeit ${}_{\Delta}q_x$.[44]

2.2.2.2.2 Durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x

Da die berechnete Lebenserwartung in irgendeinem Alter x ebenfalls durch die Stichprobenergebnisse gewonnen wurde, stellt auch sie nur einen Schätzwert für den „wahren“ Wert dieses Parameters dar. Als Endpunkt der Sterbetafelberechnungen ist er ein Produkt aller vorher bestimmten Sterbetafelfunktionen. Auf die dementsprechend komplexe Herleitung der Varianz für die durchschnittliche Lebenserwartung $\mathrm{Var}(e_x)$ soll an dieser Stelle verzichtet werden, sie ist bei Chiang (1984, S. 161ff) nachzulesen. Die Formel, nach der sie letztlich berechnet wird, lautet

[44] Aufgrund des Zusammenhangs ${}_{\Delta}p_x = 1 - {}_{\Delta}q_x$ aus Formel (1.8) ergibt sich, dass sowohl Varianz als auch Standardabweichung von Sterbewahrscheinlichkeit und Überlebenswahrscheinlichkeit identisch sind.

$$Var(\hat{e}_x) = \sum_{i=x}^{w-\Delta} \hat{p}_{xi}^{\,2} \cdot \left[\left(1 - {}_{\Delta}a_i\right) \cdot_i n_{i+\Delta} + \hat{e}_{i+\Delta} \right]^2 \cdot Var({}_{\Delta}\hat{p}_i) \tag{2.11}$$

mit

$$\hat{p}_{xi} = \frac{l_i}{l_x} \tag{2.12}$$

und

$$Var({}_{\Delta}\hat{p}_i) = \frac{{}_{\Delta}\hat{q}_i^{\,2} \cdot \left(1 - {}_{\Delta}\hat{q}_i\right)}{{}_{\Delta}D_i} \quad , \tag{2.13}$$

wobei immer gilt $x \leq i$. Dabei ist $\hat{p}_{xi}$ die Wahrscheinlichkeit, vom erreichten Alter x bis zur Vollendung des Alters i zu überleben. Um zur Varianz für die durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x zu gelangen, muss der Ausdruck hinter dem Summenzeichen in Formel (2.11) von i = x bis i = w-Δ aufsummiert werden. Für i = w wird die Varianz $Var({}_{\Delta}\hat{p}_i) = 0$, was schließlich den gesamten Term für das letzte Altersintervall der Sterbetafel wegfallen lässt.

2.2.2.2.3 Überlebende Personen im Alter x

Die Konfidenzintervalle der l_x-Werte für die exakte Altersstufe x werden mit Hilfe der Greenwood-Formel berechnet.[45] In ihrer ursprünglichen Form dient sie der Bestimmung der Standardabweichung der Survival-Rate S_x. Die Survival-Rate S_x drückt die Überlebensfunktion der Sterbetafel (l_x) in Wahrscheinlichkeiten aus (siehe Kap. 2.1.2.3), so dass beide Größen im Prinzip einander entsprechen. Daher ist die Greenwood-Formel problemlos zur Bestimmung der Standardabweichung S.E.($\hat{l}_x$) anwendbar. So umgeformt lautet sie

$$S.E.(\hat{l}_{x+\Delta}) = \hat{l}_{x+\Delta} \cdot \sqrt{\sum_{j=0}^{x} \frac{{}_{\Delta}\hat{d}_j}{\hat{l}_j(\hat{l}_j - {}_{\Delta}\hat{d}_j)}} \tag{2.14}$$

wobei j alle vor x liegenden Altersstufen kennzeichnet, also x ≥ j (das i in Abschnitt 2.2.2.2.2 stand für alle nach x liegenden Altersstufen). Die Funktion unter der Wurzel ist also die Summe aller Altersstufen j von j = 0 (bzw. die erste Altersstufe der Sterbetafel) bis j = x. Für die erste Altersstufe selbst erfolgt keine Berechnung, da die Radix von vorneherein festgesetzt ist und daher auch nicht variieren kann.[46]

---

45 nach M.Greenwood (1926), siehe auch Harris und Albert (1991, S.30).

46 Bei einem Stichprobenumfang von n < 20 sollte die Standardabweichung nicht mehr nach Greenwood, sondern nach Peto et al. berechnet werden. Die entsprechende Formel ist bei Harris und Albert (1991, S.31ff) beschrieben.

2.2.2.3 Konfidenzbänder für den Survivalverlauf

Die im vorherigen Abschnitt ermittelten Konfidenzintervalle für die l_x-Punktwerte besitzen ausschließlich für die jeweilige exakte Altersstufe x Gültigkeit und können nicht miteinander verbunden werden, um den Konfidenzbereich des gesamten l_x-Verlaufs darzustellen. Die Bestimmung eines solchen für den kompletten Sterbetafelverlauf gültigen Konfidenzbereichs soll nun im folgenden beschrieben werden.

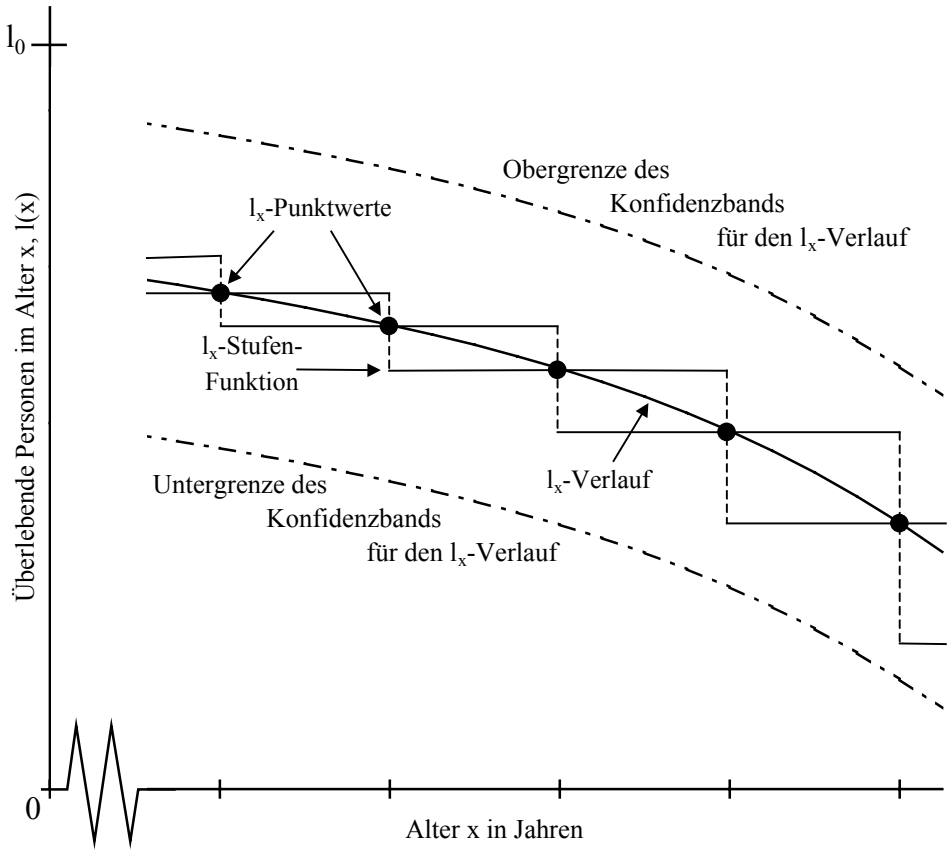
Der anhand der Stichprobe ermittelte Sterbetafelverlauf ist genaugenommen keine glatte Kurve, sondern eine Stufenfunktion, da Beobachtungswerte nur für exakte Fünfjahres-Altersstufen vorliegen (siehe Abb. 2.6). Ein Konfidenzband für den gesamten l_x-Verlauf muss folglich diese Stufenfunktionen so paarweise miteinander verknüpfen, dass man zu $100\cdot(1-\alpha)\%$ sicher sein kann, dass es alle l_x-Werte umschließt (Harris/Albert 1991, S. 35). Gesucht werden also wieder Werte für die aus Formel (2.3) bekannte Beziehung

$$\hat{l}_x - C \le l_x \le \hat{l}_x + C, \tag{2.3b}$$

die eine Verbindung der einzelnen Grenzwerte zu einem geschlossenen Konfidenzband erlauben. Für den Fall unzensierter Daten, die z. B. bei der Periodenanalyse vorliegen, werden hierfür im folgenden zwei verschiedene Verfahren vorgestellt, die zwar auf der Basis unterschiedlicher Prüfgrößen konstruiert, aber auf die gleiche Weise interpretiert werden müssen. Im Vergleich zu den statistischen Tests mit Hilfe der bisher dargestellten Konfidenzintervalle für die einzelnen Punktwerte testet man mit Konfidenzbändern, ob sich die betrachteten Sterbetafelverläufe als Ganzes statistisch signifikant unterscheiden. Dies ist in der Logik dieser Testverfahren dann der Fall, wenn eine Survivalkurve den Bereich des Konfidenzbands der anderen an irgend einer Stelle des gesamten Verlaufs verlässt und zwar selbst dann, wenn sie danach wieder in das Konfidenzband zurückkehren sollte (Klein/Moeschberger 1997, S. 100ff). Von den hier angewandten Verfahren ist das Kolmogorov-Smirnov Band das traditionelle und bekannteste Verfahren für derartige Fragestellungen, während das von Nair (1984) in jüngster Zeit immer mehr Anwendung findet. Ein Verfahren zur Erstellung von Konfidenzbändern für Datensätze mit zensierten Daten, wie z. B. bei Längsschnittanalysen mit dem Kaplan-Meier Product Limit Schätzer, wurde von Hall und Wellner (1980) entwickelt. Alle drei Verfahren basieren auf den berechneten Erlebenswahrscheinlichkeiten (Survival-Raten) S_x. Demzufolge müssen bei einer Anwendung auf Periodensterbetafeln die l_x-Werte erst in die jeweiligen S_x-Werte umgerechnet werden (siehe Kap. 2.1.2.3, Formeln 1.10 und 1.11). Die anhand der Stichprobe geschätzten Werte für die Erlebenswahrscheinlichkeit sollen nun mit $\hat{S}_x$ und die gesuchten tatsächlichen Werte mit S_x bezeichnet werden.

Da die Survival-Rate für das erste Sterbetafelalter mit $S_0 = 1$ nicht variieren kann, beginnen die Berechnungen der Konfidenzbänder für den Survivalverlauf erst mit der nächsten Altersstufe. Ebenso werden die Grenzwerte der Konfidenzbänder für die S_x-Funktion den Wert 1 selbstverständlich nicht überschreiten, da eine größere Wahrscheinlichkeit nicht existiert und der gesuchte Wert demzufolge bis maximal $S_x = 1$ variieren kann. Für die l_x-Funktion, die sich ja direkt aus der S_x-Funktion herleiten lässt, ist diese Höchstgrenze analog der Wert der Radix.

Abbildung 2.6: Ausschnitt eines l_x-Verlaufs mit simultanem Konfidenzband



2.2.2.3.1 Das Kolmogorov-Smirnov Band

Die entscheidende Größe für die Bestimmung des Kolomogorov-Smirnov Bands ist nicht mehr die Standardabweichung der l_x-Punktschätzwerte, sondern die beobachtete maximale absolute Abweichung von S_x und $\hat{S}_x$ (bzw. von l_x und $\hat{l}_x$):

$$D = \max \left| S_x - \hat{S}_x \right|. \tag{2.15}$$

Aus Abbildung 2.6 geht hervor, dass diese maximale absolute Abweichung D nur an einer Sprungstelle der Stufenfunktion auftreten kann. „Kolmogorov und Smirnov haben nun gezeigt, dass die Verteilung dieser Prüfgröße D nicht von der speziellen für die Grundgesamtheit angenommenen theoretischen Verteilung abhängt, sondern für alle stetigen Verteilungen dieselbe ist. Die Verteilung der Prüfgröße D ist allein vom Stichprobenumfang n abhängig und liegt in tabellierter Form vor“ (Bleymüller et al. 1996, S. 133). Die entsprechenden Werte werden mit d_α bezeichnet und sind für Stichproben

vom Umfang n > 50 in Tabelle 2.3 zu finden. Das Kolmogorov-Smirnov Band (abgekürzt K.S. Band) erhält man schließlich durch folgende Berechnung der Grenzwerte:

$$\text{K.S. Band für } S_x = \hat{S}_x \pm \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}}. \tag{2.16}$$

Weil $d_\alpha/\sqrt{n}$ für jeden S_x-Wert konstant bleibt, ergeben sich für das Kolmogorov-Smirnov Band zwei proportional zur $\hat{S}_x$ - (bzw. $\hat{I}_x$ -) Kurve verlaufende Grenzlinien. Die Intervalle jedes einzelnen Punktschätzwerts für den S_x-Verlauf haben also die exakt gleiche Breite.

Bei einer Kohortenbetrachtung bezeichnet n den Ausgangsbestand der Sterbetafel bzw. die Personenzahl zu Beginn der Mortalitätsanalyse. Da eine Periodensterbetafel dagegen keine tatsächliche Kohorte analysiert, sondern eine fiktive Kohorte anhand der in dieser Periode gelebten Risikojahre und Sterbefälle konstruiert wird (Kap. 2.1), gibt es bei ihr folglich den benötigten Stichprobenumfang n in Wirklichkeit nicht. Man kann sich in diesem Fall durch die Bestimmung eines fiktiven Stichprobenumfangs n* behelfen, indem man die Summe sämtlicher innerhalb der Periode gelebten Risikojahre in allen Altersintervallen ${}_\Delta P_x$* durch den Wert für die Lebenserwartung in der ersten Altersstufe teilt, also

$$n^* = \frac{\sum_{x=0}^{w} {}_\Delta P_x^*}{e_0}. \tag{2.17}$$

Für das Kolmogorov-Smirnov Band ergibt sich schließlich der aus Formel (2.3) bekannte Zusammenhang

$$W\left(\hat{S}_x - \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}} \le S_x \le \hat{S}_x + \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}}\right) = 1 - \alpha\ . \tag{2.18}$$

Durch Multiplikation dieser Grenzwerte für den S_x-Verlauf mit der Radix erhält man das entsprechende Kolmogorov-Smirnov Band für den l_x-Verlauf.

2.2.2.3.2 Das Equal Precision Band

Dieses Testverfahren für unzensierte Daten wurde von Nair (1984) entwickelt. Im Gegensatz zum Kolmogorov-Smirnov Band variiert die Breite des Equal Precision Bands mit der Erlebenswahrscheinlichkeit S_x. Damit verändert dieses Konfidenzband seine Ausdehnung genau wie die Konfidenzintervalle für die l_x-Punktschätzwerte mit deren jeweiliger Standardabweichung (siehe Kap. 2.2.2.2.3). Auf diese Weise hat das Equal Precision Band für alle beobachteten S_x-Werte - und damit auch für alle

l_x-Werte - die gleiche Genauigkeit (equal precision) (Nair 1984, S. 266). Der einzige Unterschied zu den Konfidenzintervallen für die l_x-Punktschätzwerte liegt im sogenannten kritischen Wert e_α, der für verschiedene Konfidenzniveaus in Tabelle 2.3 zu finden ist. Die Grenzen für das Equal Precision Band (abgekürzt E.P. Band) berechnen sich nach der Formel

$$E.P.Band\ für S_x = \hat{S}_x \pm e_\alpha \cdot \sqrt{\frac{\hat{S}_x \cdot \left(1 - \hat{S}_x\right)}{n}}. \tag{2.19}$$

Aus dem Wurzelterm ergibt sich, dass das Equal Precision Band seine größte Breite bei $\hat{S}_x = 0{,}5$ erreichen würde. Auf die Bestimmung des Stichprobenumfangs n bei Periodenanalysen wurde bereits im vorherigen Abschnitt eingegangen (Formel 2.17). Das Equal Precision Band resultiert schließlich aus der Beziehung

$$W\left\{\hat{S}_x - e_\alpha \cdot \sqrt{\frac{\hat{S}_x \cdot \left(1 - \hat{S}_x\right)}{n}} \le S_x \le \hat{S}_x + e_\alpha \cdot \sqrt{\frac{\hat{S}_x \cdot \left(1 - \hat{S}_x\right)}{n}}\right\} = 1 - \alpha\ . \tag{2.20}$$

Für den l_x-Verlauf erhält man das Equal Precision Band durch Multiplikation der berechneten Grenzwerte mit dem Wert der zugrundeliegenden Radix.

2.2.2.3.3 Das Hall-Wellner Band

Das Hall-Wellner Band ist eine Abwandlung des Kolmogorov-Smirnov Bands für die Anwendung auf eine Kaplan-Meier Survival-Analyse mit zensierten Daten. Folglich muss das Konfidenzintervall des Hall-Wellner Bands an den Ereigniszeitpunkten nach dem ersten zensierten Fall mit dem Survivalverlauf kontinuierlich breiter als das Kolmogorov-Smirnov Band werden, da in die Analyse mit zunehmender Survival-Zeit immer mehr zensierte Fälle einfließen und dadurch die Sicherheit mit jedem neuen zensierten Fall sukzessive geringer wird. Ausgangspunkt für die Bestimmung der Grenzwerte des Hall-Wellner Bands ist die Definition der Greenwood-Formel (Formel 2.14) zur Bestimmung der jeweiligen Standardabweichung der Kaplan-Meier Product Limit Schätzwerte. Für diese Anwendung lautet die Formel

$$S.E.\left[\hat{S}_n(t)\right] = \hat{S}_n(t) \cdot \sqrt{\sum_{t_j < t} \frac{\delta_j}{\left(n - r_j\right) \cdot \left(n - r_j + 1\right)}}\quad . \tag{2.21}$$

Hall und Wellner (1980) definierten nun folgende Werte:

$$C_n(t) = n \cdot \left[\frac{S.E.\left[\hat{S}_n(t)\right]}{\hat{S}_n(t)} \right]^2 , \tag{2.22}$$

$$K_n(t) = \frac{C_n(t)}{1 + C_n(t)} \quad , \tag{2.23}$$

$$\overline{K}_n(t) = 1 - K_n(t) = \frac{1}{1 + C_n(t)} \quad . \tag{2.24}$$

Sie wiesen dann nach, dass der Zusammenhang

$$W\left\{ \hat{S}_n(t) - \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}} \cdot \left[\frac{\hat{S}_n(t)}{\overline{K}_n(t)} \right] \le S(t) \le \hat{S}_n(t) + \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}} \cdot \left[\frac{\hat{S}_n(t)}{\overline{K}_n(t)} \right] \right\} = 1 - \alpha \tag{2.25}$$

für alle $t \le t_{max}$ Gültigkeit besitzt. Der Wert $d_\alpha/\sqrt{n}$ entspricht dabei dem kritischen Wert des Kolmogorov-Smirnov Bands (Kap. 2.2.2.3.1). Mit anderen Worten ergeben sich die Grenzwerte für das Hall-Wellner Band (abgekürzt H.W. Band) an den Stellen der S(t)-Werte nach

$$H.W.\ Band\ für\ S(t) = \hat{S}_n(t) \pm \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}} \cdot \left[\frac{\hat{S}_n(t)}{\overline{K}_n(t)} \right] \tag{2.26}$$

und bilden somit für alle $t \le t_{max}$ das gesuchte Konfidenzband für den Survivalverlauf mit dem Konfidenzniveau 1-α. Die d_α-Werte für ausgewählte Konfidenzniveaus sind wiederum Tabelle 2.3 zu entnehmen.

Enthält der betreffende Datensatz keine zensierten Fälle, nimmt $\hat{S}_n(t)/\overline{K}_n(t)$ den Wert 1 an, so dass sich genau Formel (2.16) für das Kolmogorov-Smirnov Band ergibt. Bei zensierten Daten ändern sich schließlich die Grenzwerte des Hall-Wellner Bands im Vergleich zum Kolmogorov-Smirnov Band, wie eingangs gefordert, nach der ersten zensierten Survival-Zeit. Eine Einschränkung seiner Einsetzbarkeit erfährt das Hall-Wellner Band allerdings bei einem Stichprobenumfang von $n < 25$ und einem mehr als 50%-igen Anteil zensierter Fälle. Da jedoch beides auf den Datensatz dieser Arbeit nicht zutrifft, soll auf die in einem solchen Fall nötige Änderung der d_α-Werte nicht eingegangen und diesbezüglich auf Nair (1984, S. 267ff) und Harris und Albert (1991, S. 38ff) verwiesen werden.

Vollständigerweise sei an dieser Stelle noch das von Efron (1979) entwickelte Bootstrap Konfidenzband als weiteres Verfahren zur Konstruktion von Konfidenzbändern für zensierte Daten erwähnt, dass jedoch in dieser Arbeit keine Anwendung findet und deswegen hier auch nicht näher erläutert wird (siehe hierzu Efron 1979, 1981 und 1988 sowie Harris und Albert 1991, S. 42ff).

3 Auswertung der Klosterdaten

3.1 Die Periodensterbetafeln für bayerische Frauen- und Männerklöster

3.1.1 Der Einfluss von Missionstätigkeit auf die Überlebensverhältnisse von Ordensmitgliedern

Wie in Kap. 2.1.2 bereits ausgeführt wurde, ist der erste Schritt der Sterbetafelkonstruktion die Bestimmung der in den Klöstern gelebten Risikojahre für beide Beobachtungszeiträume. Vorab muss jedoch die Frage geklärt werden, ob die einst bzw. noch in Mission tätigen Ordensmitglieder bei einem Vergleich der Mortalität von Kloster- und Allgemeinbevölkerung mit einbezogen werden sollen oder nicht. Das Weglassen der Missionare hätte zur Folge, dass sich die Summe der gelebten Risikojahre zum Teil erheblich reduziert, was automatisch zu einer Verminderung der Zuverlässigkeit der Ergebnisse führen würde. Dies wäre vor allem bei den Männerklöstern problematisch, wo in beiden Beobachtungzeiträumen ungefähr ein Drittel aller erfassten Mönche während ihres Klosterlebens in der Mission tätig waren. Bei den Frauenklöstern beträgt der Anteil der Missionarinnen dagegen jeweils etwa nur zehn Prozent.

Alle früheren Klosterstudien haben, jeweils unter der Annahme, dass die schwere Missionstätigkeit in den Entwicklungsländern einen negativen Einfluss auf die Überlebensverhältnisse und damit auf die Lebenserwartung habe, sämtliche Missionarinnen und Missionare bei ihren Analysen ausgeschlossen. Die Arbeit von Boldrini und Uggé (1926) über die Mortalität der Missionare scheint diese Hypothese zu bekräftigen. Jedoch sind die Forschungsergebnisse der beiden Italiener, wie bereits in Kap. 1.2.2 ausgeführt, aufgrund methodischer Fehler mehr als fraglich. Wirkt sich nun die Missionstätigkeit tatsächlich so deutlich negativ auf die Lebenserwartung aus? Aus der allgemeinen Vorstellung über mangelhafte Ernährung, heimtückische Krankheiten, fehlende medizinische Versorgung und niedrige Lebenserwartung in den Entwicklungsländern neigt man dazu, diese Frage ebenso wie die Verfasser der älteren Klosterstudien spontan zu bejahen. Aber lassen sich diese, im Vergleich zu den Industrieländern zweifellos nachteiligen Lebensbedingungen auch uneingeschränkt auf die Missionare übertragen? Die Tatsachen, dass die Missionare zum einen ihre ersten 25 bis 30 Lebensjahre unter westlichen Lebensbedingungen verbringen und sich zum anderen die Lebensregeln des jeweiligen Ordens in der Mission vermutlich nicht von denen in einheimischen Klöstern unterscheiden, schwächt diese Bedenken sicherlich etwas ab. Es kommt noch hinzu, dass nicht alle Missionare ihr gesamtes Klosterleben im Ausland bleiben, sondern ein großer Teil nach mehr oder weniger vielen Missionsjahren wieder ins Mutterhaus zurückkehrt. Der Anteil letzterer beträgt bei den Frauenklöstern knapp über 20 Prozent mit durchschnittlich etwa 25 Missionsjahren, bei den Männerklöstern ungefähr 40 Prozent mit rund 30 Missionsjahren.

Eine Auswirkung des Missionseinsatzes auf die Lebenserwartung der Ordensmitglieder kann nur festgestellt werden, wenn die Überlebensverhältnisse in den Missionsjahren der einst oder noch in Mission tätigen Ordensmitglieder der beiden Beobachtungszeiträume mit denen der übrigen Nonnen und Mönche aus dieser Zeit verglichen werden. In die Mortalitätsanalyse der beiden Beobachtungszeiträume 1910-1940 und 1955-1985 fließen alle Personen ein, die entweder zu Beginn der beobachteten Periode bereits im Kloster lebten oder irgendwann im Verlauf der jeweiligen 30 Analysejahre ins

Kloster eintraten und das Alter 25 vollendet haben. Deswegen soll im folgenden für sämtliche in die Mortalitätsuntersuchung dieser Arbeit einbezogenen Ordensmitglieder für beide Beobachtungsperioden getrennt jeweils mit Hilfe des Kaplan-Meier Verfahrens eine Längsschnittanalyse der Lebensverläufe zum einen für die in Mission verlebte Zeit aller Missionarinnen und Missionare (Rückkehrer werden von diesem Moment an als zensierte Fälle behandelt) und zum anderen für die in Bayern verlebten Klosterjahre der übrigen Nonnen und Mönche durchgeführt werden. Es wird also der Einfluss von Missionstätigkeit auf die tatsächlichen Mortalitätsverhältnisse aller in den beiden Beobachtungszeiträumen für die Periodensterbetafeln im Kloster lebenden Personen untersucht und nicht nur der Einfluss von Missionstätigkeit innerhalb der jeweiligen 30 Jahre. Nur auf diese Weise kann eine Beeinträchtigung der Sterbetafelergebnisse durch eine Einbeziehung der Missionarinnen und Missionare sicher nachgewiesen oder ausgeschlossen werden. Zur Veranschaulichung der Vorgehensweise des Kaplan-Meier Verfahrens dient in Verbindung mit Kap. 2.1.5 die in Anhang C befindliche vollständige Kaplan-Meier Survival-Analyse für die Missionsjahre aller im Zeitraum 1910-1940 lebenden Missionarinnen aus den erfassten bayerischen Klöstern.

Tabelle 3.1: Missionsorte der von 1910-1985 in Mission tätigen bayerischen Nonnen und Mönche

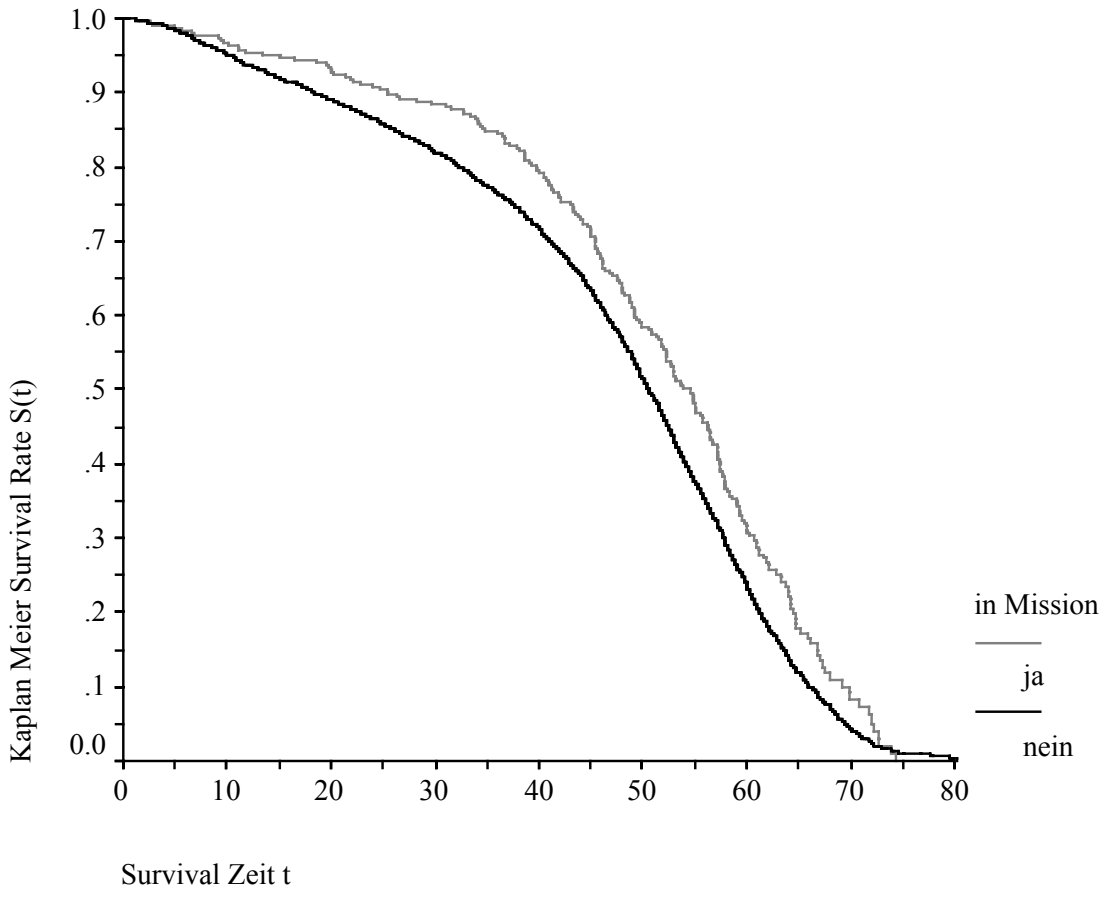
Von 1910-1985 waren bayerische Missionarinnen in			Von 1910-1985 waren bayerische Missionare in		
Missionsort	Anzahl	in Prozent	Missionsort	Anzahl	in Prozent
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Südafrika	359	67,2	Tansania	424	57,2
Nordamerika	101	18,9	Korea	88	11,9
Peru	26	4,9	Südafrika	85	11,5
Indien	22	4,1	Nordamerika	55	7,4
Chile	11	2,1	China	33	4,5
Brasilien	5	0,9	Venezuela	24	3,2
Argentinien	3	0,6	Kolumbien	9	1,2
China	3	0,6	Brasilien	7	0,9
Israel	1	0,2	Kenia	6	0,8
Italien	1	0,2	Argentinien	5	0,7
Korea	1	0,2	Äthiopien	2	0,3
Zaire	1	0,2	Zaire	2	0,3
			Kongo	1	0,1

Daten: Eigene Erhebung

In den Abbildungen 3.1 bis 3.4 sind die ermittelten Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle in Mission tätigen und alle in bayerischen Klöstern gebliebenen Ordensmitglieder, die in den beiden Beobachtungszeiträumen für die Periodensterbetafeln im Kloster gelebt haben, graphisch dargestellt. Die Analyse erfolgte hier nicht nach Altersjahren, sondern nach gelebten Risikojahren in Mission oder in den bayerischen Ordenshäusern. Die Survival-Raten für die exakten Fünfjahres-Survivalzeiten von 0 bis 65 sind mit den entsprechenden Grenzwerten des Hall-Wellner Konfidenzbandes ($1-\alpha = 0,95$) in den Tabellen 3.2 und 3.3 zu finden. Das Ergebnis ist überraschend. Bei den Frauenklöstern gibt es

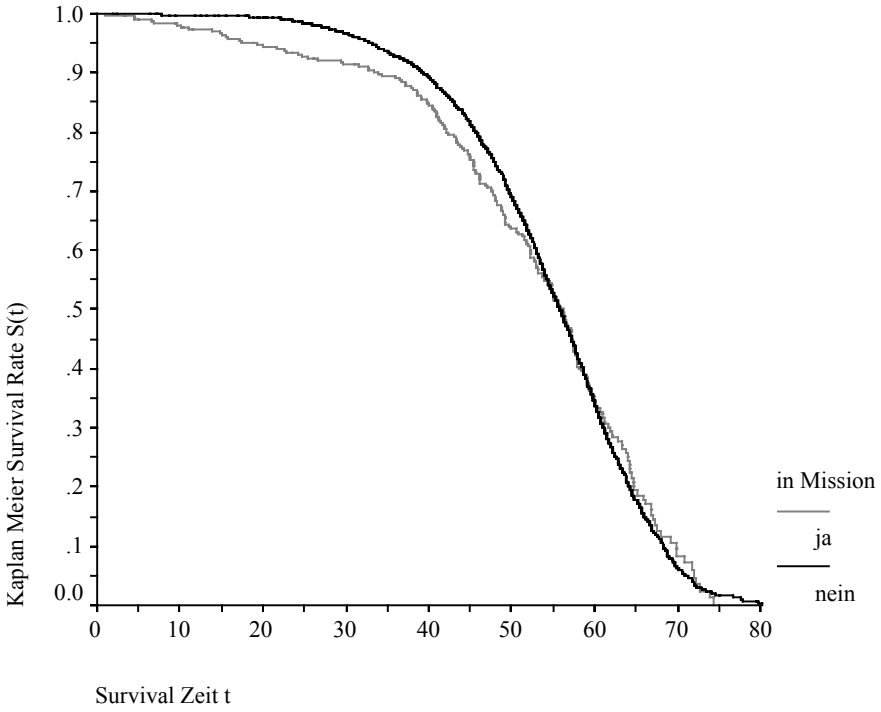
keinen statistisch signifikanten Unterschied in den Überlebensverhältnissen von Missionarinnen und übrigen Nonnen. Dagegen weisen bei den Männerklöstern die Missionare gegenüber den nicht in Mission tätigen Mönchen signifikant schlechtere Überlebensverhältnisse auf. Allerdings vergehen in den Männerklöstern von Klostereintritt bis Missionsaussendung im Durchschnitt über sieben Jahre, in den Frauenklöstern sind es nur etwa vier Jahre. Denkt man sich nun die Kaplan-Meier Survivalverläufe der Missionare um 7-8 Jahre nach rechts verschoben, dann verschwinden auch hier die Unterschiede zwischen den beiden Populationen, da der Verlauf der Kurven sehr ähnlich ist und die der Missionare (aufgrund des höheren Alters bei Beobachtungsbeginn) lediglich einige Jahre früher zu sinken beginnt. Somit kann auch bei den Männerklöstern eine wesentliche Beeinträchtigung der Überlebensverhältnisse durch die Missionstätigkeit ausgeschlossen werden. Der Grund für diese im ersten Moment verwunderlichen Ergebnisse ist vermutlich, dass die von Frauen- und Männerklöstern in die Mission gesandten Ordensmitglieder sehr streng nach gesundheitlichen Kriterien ausgewählt werden. Im ersten Beobachtungszeitraum zeigen die Survivalkurven für die Missionarinnen sogar günstigere Überlebensverhältnisse als für die nicht missionierenden Nonnen. Da das Hall-Wellner Band für den Survivalverlauf der Missionarinnen aufgrund der relativ niedrigen Fallzahlen aber verhältnismäßig breit ist, sind diese Ergebnisse nicht statistisch signifikant.

Abbildung 3.1: Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1910-1940 im Orden lebende Missionarinnen und übrige Nonnen bayerischer Klöster



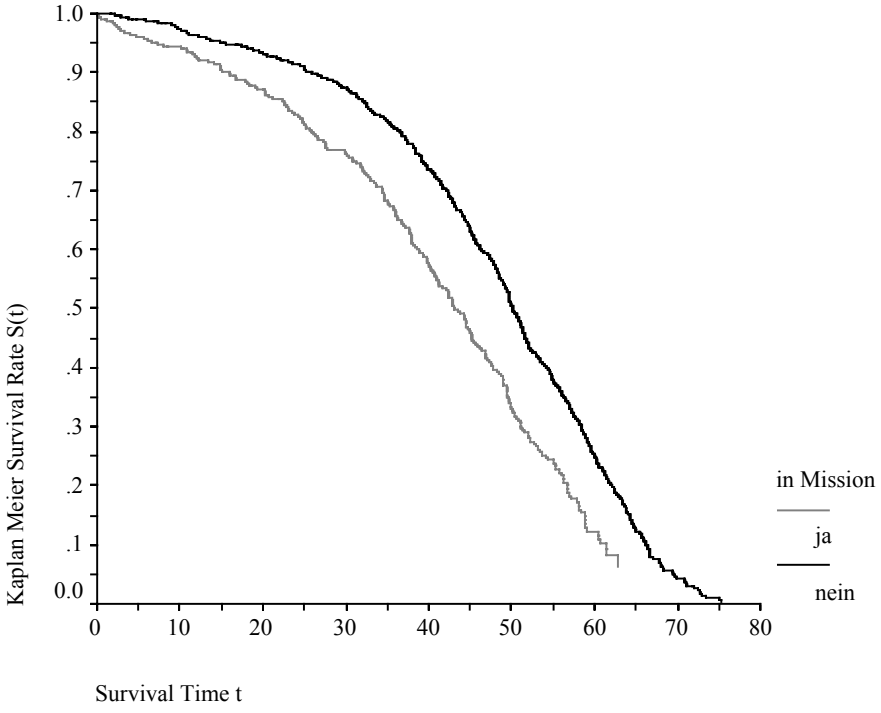
Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 3.2: Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1955-1985 im Orden lebende Missionarinnen und übrige Nonnen bayerischer Klöster



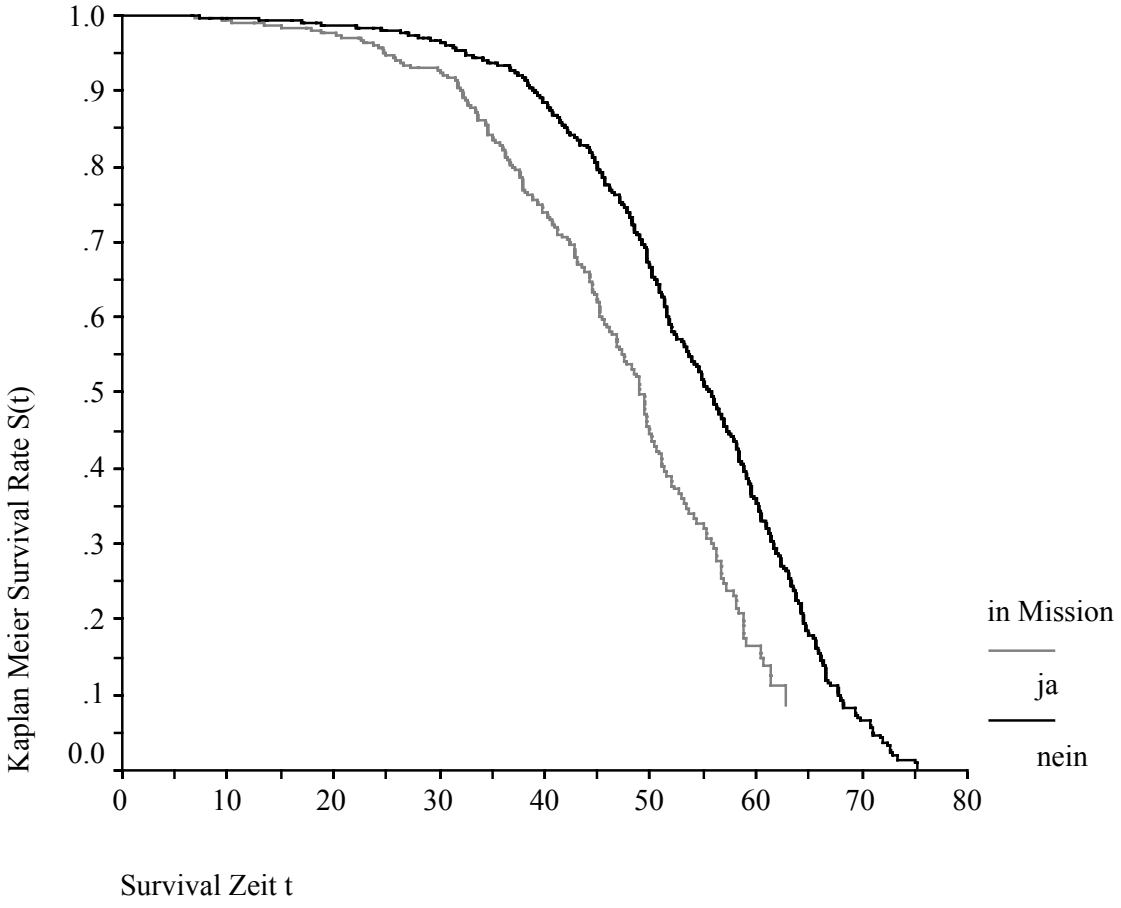
Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 3.3: Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1910-1940 im Orden lebende Missionare und übrige Mönche bayerischer Klöster



Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 3.4: Kaplan-Meier Survivalverläufe für alle im Zeitraum 1955-1985 im Orden lebende Missionare und übrige Mönche bayerischer Klöster



Quelle: Eigene Berechnungen

Zwar sind die Missonsorte, in welchen die bayerischen Nonnen und Mönche tätig waren, nicht die gleichen - so lag das Zentrum der Missionstätigkeit bayerischer Nonnen in Südafrika und das bayerischer Mönche in Tansania (Tab. 3.1) -, eine Beeinträchtigung der Ergebnisse durch diesen Umstand kann aber wohl ausgeschlossen werden. Fazit ist, dass der Missionseinsatz offenbar weder die Überlebensverhältnisse der Nonnen noch die der Mönche negativ beeinflusst. Ganz im Gegenteil hat es den Anschein, als würden bei Herausnahme der Missionarinnen zum Teil sogar die sogenannten „besseren Risiken", d. h. die gesünderen und vitalsten Mitglieder der Frauenklöster außer acht gelassen, was schließlich eine Unterschätzung der Lebenserwartung von Nonnen zur Folge hätte. Nachdem sich die diesbezüglichen Annahmen der Verfasser sämtlicher früheren Klosterstudien also nicht bewahrheiten, werden in dieser Arbeit alle Missionarinnen und Missionare zusammen mit den anderen Klostermitgliedern in die Untersuchung einbezogen.

Tabelle 3.2: Kaplan-Meier Survival-Raten für alle in den Zeiträumen 1910-1940 und 1955-1985 im Orden lebende Missionarinnen und übrige Nonnen bayerischer Klöster

	Im Zeitraum 1910-1940 im Orden lebende und				Im Zeitraum 1955-1985 im Orden lebende und			
	in Mission tätige Nonnen bayerischer Klöster (n = 341)		nicht in Mission tätige Nonnen bayerischer Klöster (n = 3936)		in Mission tätige Nonnen bayerischer Klöster (n = 474)		nicht in Mission tätige Nonnen bayerischer Klöster (n = 3567)	
Survival-Zeit in Jahren	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0	1,0000	---	1,0000	---	1,0000	---	1,0000	---
5	0,9912	0,9175 – 1,0000	0,9841	0,9624 – 1,0000	0,9893	0,9268 – 1,0000	0,9994	0,9766 – 1,0000
10	0,9673	0,8936 – 1,0000	0,9516	0,9298 – 0,9734	0,9807	0,9182 – 1,0000	0,9977	0,9749 – 1,0000
15	0,9491	0,8753 – 1,0000	0,9201	0,8983 – 0,9419	0,9676	0,9050 – 1,0000	0,9963	0,9735 – 1,0000
20	0,9302	0,8564 – 1,0000	0,8902	0,8684 – 0,9120	0,9448	0,8821 – 1,0000	0,9936	0,9708 – 1,0000
25	0,9046	0,8306 – 0,9786	0,8578	0,8359 – 0,8797	0,9280	0,8652 – 0,9908	0,9840	0,9611 – 1,0000
30	0,8849	0,8107 – 0,9591	0,8198	0,7978 – 0,8418	0,9154	0,8524 – 0,9784	0,9668	0,9439 – 0,9897
35	0,8472	0,7724 – 0,9220	0,7752	0,7531 – 0,7973	0,8953	0,8301 – 0,9569	0,9365	0,9135 – 0,9595
40	0,7906	0,7149 – 0,8663	0,7167	0,6946 – 0,7388	0,8442	0,7793 – 0,9091	0,8911	0,8680 – 0,9142
45	0,7095	0,6320 – 0,7870	0,6339	0,6115 – 0,6563	0,7526	0,6833 – 0,8219	0,8133	0,7897 – 0,8369
50	0,5856	0,5051 – 0,6661	0,5138	0,4912 – 0,5364	0,6359	0,5588 – 0,7130	0,6902	0,6653 – 0,7151
55	0,4765	0,3930 – 0,5600	0,3755	0,3528 – 0,3982	0,5229	0,4365 – 0,6093	0,5261	0,4992 – 0,5530
60	0,3158	0,2261 – 0,4055	0,2360	0,2126 – 0,2594	0,3479	0,2454 – 0,4504	0,3426	0,3129 – 0,3723
65	0,1849	0,0722 – 0,2976	0,1181	0,0912 – 0,1450	0,1936	0,0511 – 0,3361	0,1773	0,1409 – 0,2137

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.3: Kaplan-Meier Survival-Raten für alle in den Zeiträumen 1910-1940 und 1955-1985im Orden lebende Missionare und übrige Mönche bayerischer Klöster

	Im Zeitraum 1910-1940 im Orden lebende und				Im Zeitraum 1955-1985 im Orden lebende und			
	in Mission tätige Mönche bayerischer Klöster (n = 548)		nicht in Mission tätige Mönche bayerischer Klöster (n = 1100)		in Mission tätige Mönche Bayerischer Klöster (n = 588)		nicht in Mission tätige Mönche Bayerischer Klöster (n = 1169)	
Survival-Zeit in Jahren	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)	Kaplan-Meier Survival-Rate	Hall-Wellner Band für den Kaplan-Meier Survivalverlauf (1-α = 0,95)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0	1,0000	---	1,0000	---	1,0000	---	1,0000	---
5	0,9591	0,9009 – 1,0000	0,9898	0,9487 – 1,0000	1,0000	1,0000 – 1,0000	1,0000	0,9602 – 1,0000
10	0,9433	0,8850 – 1,0000	0,9728	0,9317 – 1,0000	0,9925	0,9363 – 1,0000	0,9956	0,9558 – 1,0000
15	0,9044	0,8457 – 0,9631	0,9515	0,9102 – 0,9928	0,9866	0,9304 – 1,0000	0,9938	0,9540 – 1,0000
20	0,8724	0,8132 – 0,9316	0,9317	0,8903 – 0,9731	0,9760	0,9196 – 1,0000	0,9871	0,9472 – 1,0000
25	0,8128	0,7523 – 0,8733	0,9049	0,8632 – 0,9466	0,9487	0,8918 – 1,0000	0,9791	0,9392 – 1,0000
30	0,7622	0,7001 – 0,8243	0,8746	0,8326 – 0,9166	0,9268	0,8694 – 0,9842	0,9648	0,9248 – 1,0000
35	0,6757	0,6102 – 0,7412	0,8175	0,7749 – 0,8601	0,8359	0,7749 – 0,8969	0,9373	0,8970 – 0,9776
40	0,5753	0,5050 – 0,6456	0,7376	0,6943 – 0,7809	0,7407	0,6743 – 0,8071	0,8856	0,8445 – 0,9267
45	0,4598	0,3826 – 0,5370	0,6327	0,5882 – 0,6772	0,6201	0,5418 – 0,6984	0,7994	0,7563 – 0,8425
50	0,3306	0,2406 – 0,4206	0,5051	0,4594 – 0,5508	0,4461	0,3420 – 0,5502	0,6677	0,6202 – 0,7152
55	0,2429	0,1395 – 0,3463	0,3774	0,3301 – 0,4247	0,3278	0,1991 – 0,4565	0,5134	0,4595 – 0,5673
60	0,1228	0,0000 – 0,2671	0,2505	0,2013 – 0,2997	0,1658	0,0000 – 0,3602	0,3571	0,2953 – 0,4189
65	0,0628	0,0000 – 0,3659	0,1236	0,0642 – 0,1830	0,0848	0,0000 – 0,5054	0,1793	0,0954 – 0,2632

Quelle: Eigene Berechnungen

3.1.2 Die Konstruktion der Periodensterbetafeln für die bayerische Klosterbevölkerung

Nach den in Kapitel 2.1.4 erläuterten Auswertungen des Klosterdatensatzes ergeben sich für die Klostersterbetafeln 1910/40 insgesamt 82065,53 gelebte Risikojahre mit 892 Sterbefällen von Ordensmitgliedern und für die Sterbetafeln 1955/85 125139,31 gelebte Risikojahre mit 2481 Sterbefällen.[47] In der Periode 1910-1940 liefern 6175 und in der Periode 1955-1985 insgesamt 5870 bayerische Nonnen und Mönche die Werte für die jeweiligen Sterbetafeln (siehe auch Kap. 1.3). Mit dieser Ausgangsbasis lassen sich die verschiedenen Sterbetafelfunktionen wie in Kapitel 2.1.2 dargestellt ermitteln. Das letzte Altersintervall (w, w+5) ist in der Periodensterbetafel 1910/40 für bayerische Nonnen und Mönche das Intervall 90-95, da in diesem Beobachtungszeitraum, im Gegensatz zur Periode 1955/85, keine Lebensjahre mehr im Altersintervall 95-100 in den Klöstern verbracht wurden. Das Altersintervall 95-100 ist folglich nur in den Sterbetafeln für den Zeitraum 1955-1985 enthalten. Wie bereits zu Beginn von Kapitel 2.1.2 ausgeführt wurde, ist zu beachten, dass sich die Sterbetafelrubriken entweder auf das exakte Alter x oder auf das gesamte Fünfjahres-Altersintervall (x, x+5) beziehen können. Bei letzterem Fall wäre dann eine Funktion beispielsweise für die Altersstufen 25-30 berechnet, was bedeutet, sie umfasst die Lebensspanne vom 25. Geburtstag bis zum Ende des 30. Lebensjahres. Das nächste Altersintervall 30-35 beginnt folglich mit dem 30. Geburtstag und endet mit Vollendung des 35. Lebensjahres. Die intervallbezogenen Sterbetafelfunktionen sind, wie bereits beschrieben, durch den vorgestellten Index (Δ=) 5 gekennzeichnet.

Aus den im Kloster innerhalb der Beobachtungszeiträume in jedem Fünfjahres-Altersintervall gelebten Risikojahren ${}_5P_x^*$ [48]und der jeweiligen Anzahl der Sterbefälle der betreffenden 30 Jahre[49], lassen sich mit Formel (1.1) die altersspezifischen Sterbeziffern ${}_5M_x$ berechnen. Durch Einsetzten dieser und der jeweiligen ${}_5a_x$-Werte[50] in Formel (1.4) erhält man schließlich die Sterbewahrscheinlichkeiten ${}_5q_x$, aus denen sich nach Formel (1.8) die Überlebenswahrscheinlichkeiten ${}_5p_x$ direkt ableiten lassen. Diese Werte sind zusammen mit den 95%-Konfidenzintervallen für die fünfjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten in den Tabellen 3.4, 3.6, 3.8 und 3.10 zu finden. Die Überlebenswahrscheinlichkeiten ${}_5p_x$ ermöglichen nun die Bestimmung der l_x-Werte nach Formel (1.9). Der Ausgangsbestand der Sterbetafelbevölkerung beträgt jeweils 10000 Personen im Alter 25. Über die Bestimmung der Sterbetafelsterbefälle ${}_5d_x$ nach Formel (1.12) und die in jedem Altersintervall von den l_x Überlebenden im Altersintervall (x, x+5) durchlebten Jahre ${}_5L_x$ (Formel 1.14), lassen sich mit Formel (1.16) die von den l_x Überlebenden insgesamt noch zu durchlebenden Jahre T_x ermitteln. Diese erlauben schließlich für jedes exakte Alter x die Berechnung des Parameters Lebenserwartung e_x (Formel 1.17).[51] Für die Perioden-

---

47 Die Aufteilung dieser Gesamtwerte in die verschiedenen Altersstufen ist den Spalten (2) und (3) der Tabellen 3.4, 3.6, 3.8 und 3.10 zu entnehmen.

48 Der Buchstabe „P“ bezeichnet in der Regel die (mittlere) Anzahl der Personen einer Bevölkerung (P=Population). Durch die Markierung „*“ in der Benennung soll zum Ausdruck gebracht werden, dass hier nicht die Anzahl der Personen, sondern die exakte Summe der von den Personen gelebten Risikojahre im jeweiligen Altersintervall als Grundlage für die Berechnung der Sterbetafeln verwendet wird (siehe auch Kap. 2.2.2.3.1). Die Summe der im Kloster gelebten Risikojahre in jedem Altersintervall (x, x+5) wurde mit dem SPSS für Windows Syntax Program „Episoden-Splitting“ ermittelt (siehe Anhang A und Kapitel 2.1.4).

49 Ebenfalls mit dem SPSS für Windows Syntax Program „Episoden-Splitting“ ermittelt.

50 Ermittelt mit dem SPSS für Windows Syntax Program „Fraction-Calculation“ (siehe Anhang B).

51 Da die Formeln zur Berechnung der Konfidenzintervalle für die Differenzen von Sterbewahrscheinlichkeiten und e_x-Werten sehr komplex herzuleiten und darzustellen sind, wurde in Kap. 2.2 darauf verzichtet. Die entsprechenden Ausführungen sind bei Chiang (1984, S. 153ff) zu finden.

Tabelle 3.4: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1910/40 (n = 4400) - Erster Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	Gelebte Risikojahre im Alter x bis unter x+5	Sterbefälle im Alter x bis unter x+5	Altersspezifische Sterberate Für die Alter x bis unter x+5	gelebter Intervallanteil der Verstorbenen im Alter x bis unter x+5	Sterbewahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5	Konfidenzintervall für die Sterbewahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5 ($1-\alpha = 0,95$)	Überlebenswahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5
X	${}_5P_x$*	${}_5D_x$	${}_5M_x$	${}_5a_x$	${}_5q_x$	95%-K.I. für ${}_5q_x$	${}_5p_x$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
25	11813,58	97	0,00821089	0,4367	0,04012649	0,03230285 – 0,04795012	0,95987352
30	11995,68	86	0,00716925	0,4539	0,03515801	0,02785907 – 0,04245694	0,96484199
35	10101,74	74	0,00732547	0,5030	0,03597248	0,02792508 – 0,04401988	0,96402752
40	8018,47	70	0,00872985	0,5034	0,04272320	0,03293079 – 0,05251562	0,95727680
45	6063,17	52	0,00857637	0,4300	0,04185872	0,03072205 – 0,05299539	0,95814128
50	4581,45	46	0,01004049	0,4747	0,04891255	0,03512751 – 0,06269758	0,95108745
55	3420,41	41	0,01198687	0,4568	0,05804471	0,04080055 – 0,07528888	0,94195529
60	2385,07	46	0,01928665	0,4995	0,09199338	0,06666086 – 0,11732589	0,90800662
65	1434,43	51	0,03555419	0,4806	0,16274380	0,12187379 – 0,20361380	0,83725620
70	753,17	41	0,05443658	0,5154	0,24046357	0,17631488 – 0,30461225	0,75953643
75	248,01	39	0,13731911	0,3965	0,48543689	0,37614804 – 0,59472575	0,51456311
80	73,50	11	0,14965986	0,3522	0,50398607	0,29422485 – 0,71374730	0,49601393
85	24,39	4	0,16400164	0,3175	0,52576236	0,17093787 – 0,88058684	0,47423765
90	5,15	3	0,58252427	0,3433	1	---	0

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.5: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1910/40 (n = 4400) - Zweiter Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	Überlebende Personen im Alter x	Greenwood-Konfidenzintervall für den l_x-Punktwert ($1-\alpha = 0{,}95$)	Kolmogorov-Smirnov Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	Equal Precision Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	(Von d. l_x) Gestorbene im Alter x bis unter x+5	Von d. Überlebenden im Alter x bis unter x+5 durchlebte Jahre	Von d. Überlebenden im Alter x insgesamt noch zu durchlebende Jahre	Durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x in Jahren	Konfidenzintervall für den e_x-Wert ($1-\alpha = 0{,}95$)
x	l_x	95%-K.I. für l_x	K.S. Band für l_x	E.P. Band für l_x	${}_5d_x$	${}_5L_x$	T_x	e_x	95%-K.I. für e_x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25	10000	---	---	---	401,265	48869,840	421217,619	42,122	41,084 – 43,159
30	9598,735	9560,269 – 9637,202	9240,697 – 9956,773	9440,634 – 9756,836	337,472	47072,219	372347,779	38,791	37,765 – 39,818
35	9261,263	9209,995 – 9312,530	8903,225 – 9619,301	9050,549 – 9471,976	333,151	45478,389	325275,560	35,122	34,098 – 36,146
40	8928,112	8867,478 – 8988,746	8570,074 – 9286,150	8678,902 – 9177,323	381,438	43693,506	279797,171	31,339	30,315 – 32,363
45	8546,675	8477,597 – 8615,753	8188,637 – 8904,713	8262,757 – 8830,592	357,753	41713,777	236103,665	27,625	26,601 – 28,650
50	8188,922	8113,440 – 8264,403	7830,884 – 8546,960	7878,685 – 8499,159	400,541	39892,579	194389,887	23,738	22,714 – 24,762
55	7788,381	7707,034 – 7869,727	7430,343 – 8146,419	7454,039 – 8122,722	452,074	37714,136	154497,308	19,837	18,811 – 20,863
60	7336,306	7249,662 – 7422,951	6978,268 – 7694,344	6980,189 – 7692,423	674,892	34992,689	116783,172	15,919	14,884 – 16,953
65	6661,415	6568,983 – 6753,847	6303,377 – 7019,453	6281,509 – 7041,321	1084,104	30491,592	81790,483	12,278	11,217 – 13,340
70	5577,311	5479,966 – 5674,656	5219,273 – 5935,349	5177,212 – 5977,410	1341,140	24636,743	51298,891	9,198	8,068 – 10,327
75	4236,171	4139,321 – 4333,021	3878,133 – 4594,209	3838,106 – 4634,236	2056,394	14975,291	26662,148	6,294	5,002 – 7,586
80	2179,777	2098,854 – 2260,701	1821,739 – 2537,815	1847,173 – 2512,381	1098,577	7340,494	11686,857	5,361	3,591 – 7,132
85	1081,200	1020,335 – 1142,065	723,162 – 1439,238	831,040- 1331,360	568,454	3466,149	4346,363	4,020	2,199 – 5,840
90	512,746	469,516 – 555,975	154,708 – 870,784	335,068 – 690,424	512,746	880,213	880,213	1,717	---

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.6: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1910/40 (n = 1775) - Erster Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	Gelebte Risikojahre im Alter x bis unter x+5	Sterbefälle im Alter x bis unter x+5	Altersspezifische Sterbeziffer Für die Alter x bis unter x+5	gelebter Intervallanteil der Verstorbenen im Alter x bis unter x+5,	Sterbe-Wahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5	Konfidenzintervall für die Sterbewahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5 ($1-\alpha = 0,95$)	Überlebens-wahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5
x	${}_5P_x$*	${}_5D_x$	${}_5M_x$	${}_5a_x$	${}_5q_x$	95%-K.I. für ${}_5q_x$	${}_5p_x$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
25	4702,19	20	0,00425334	0,4554	0,02102320	0,01190674 – 0,03013966	0,97897680
30	4036,93	25	0,00619283	0,5320	0,03052183	0,01874127 – 0,04230238	0,96947817
35	3199,38	12	0,00375073	0,4013	0,01854542	0,00815011 – 0,02894073	0,98145458
40	2473,54	14	0,00565990	0,3347	0,02777657	0,01342981 – 0,04212332	0,97222344
45	2105,98	28	0,01329547	0,5835	0,06468634	0,04151408 – 0,08785860	0,93531366
50	1626,44	17	0,01045228	0,5509	0,05106301	0,02741706 – 0,07470896	0,94893699
55	1206,80	20	0,01657275	0,4430	0,07920792	0,04589670 – 0,11251914	0,92079208
60	828,29	26	0,03138997	0,4194	0,14384191	0,09268175 – 0,19500206	0,85615809
65	515,32	26	0,05045409	0,4620	0,22212350	0,14681929 – 0,29742771	0,77787650
70	244,71	22	0,08990233	0,4986	0,36683786	0,24486130 – 0,48881441	0,63316214
75	102,05	9	0,08819206	0,4273	0,35205758	0,16691056 – 0,53720460	0,64794242
80	52,62	6	0,11402509	0,4670	0,43725405	0,17478960 – 0,69971849	0,56274595
85	15,96	5	0,31328321	0,3968	0,80541237	0,49399202 – 1,00000000	0,19458763
90	1,10	1	0,90909091	0,2200	1	---	0

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.7: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1910/40 (n = 1775) - Zweiter Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	Überlebende Personen im Alter x	Greenwood-Konfidenz-Intervall für den l_x-Punktwert ($1-\alpha = 0{,}95$)	Kolmogorov-Smirnov Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	Equal Precision Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	(Von d. l_x) Gestorbene im Alter x bis unter x+5	Von d. Überlebenden im Alter x bis unter x+5 durchlebte Jahre	Von d. Überlebenden im Alter x insgesamt noch zu durchlebende Jahre	Durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x in Jahren	Konfidenz-Intervall für den e_x-Wert ($1-\alpha = 0{,}95$)
x	l_x	95%-K.I. für l_x	K.S. Band für l_x	E.P. Band für l_x	${}_5d_x$	${}_5L_x$	T_x	e_x	95%-K.I. für e_x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25	10000	---	---	---	210,232	49427,538	419484,665	41,948	40,377 – 43,520
30	9789,768	9761,649 – 9817,887	9182,778 – 10000,00	9593,838 – 9985,698	298,802	48249,644	370057,127	37,800	36,241 – 39,360
35	9490,966	9447,885 – 9534,048	8883,976 – 10000,00	9190,779 – 9791,154	176,014	46927,964	321807,482	33,907	32,359 – 35,454
40	9314,952	9265,440 – 9364,465	8707,962 – 9921,942	8969,956 – 9659,949	258,737	45714,091	274879,519	29,509	27,971 – 31,048
45	9056,215	8998,913 – 9113,517	8449,225 – 9663,205	8656,938 – 9455,492	585,813	44061,119	229165,428	25,305	23,780 – 26,830
50	8470,402	8399,851 – 8540,952	7863,412 – 9077,392	7978,810 – 8961,994	432,524	41380,864	185104,309	21,853	20,334 – 23,372
55	8037,877	7960,039 – 8115,716	7430,887 – 8644,867	7495,505 – 8580,250	636,664	38416,279	143723,445	17,881	16,361 – 19,401
60	7401,214	7315,254 – 7487,174	6794,224 – 8008,204	6802,250 – 8000,178	1064,605	33915,440	105307,166	14,228	12,697 – 15,760
65	6336,609	6242,175 – 6431,043	5729,619 – 6943,599	5678,597 – 6994,622	1407,510	27896,844	71391,726	11,267	9,691 – 12,842
70	4929,099	4831,109 – 5027,090	4322,109 – 5536,089	4246,304 – 5611,894	1808,180	20112,718	43494,881	8,824	7,133 – 10,515
75	3120,919	3030,103 – 3211,736	2513,929 – 3727,909	2488,113 – 3753,725	1098,743	12458,527	23382,164	7,492	5,642 – 9,342
80	2022,176	1943,451 – 2100,900	1415,186 – 2629,166	1473,626 – 2570,725	884,205	7754,474	10923,636	5,402	3,799 – 7,004
85	1137,971	1075,728 – 1200,214	530,981 – 1744,961	704,264 – 1571,678	916,536	2925,583	3169,162	2,785	1,503 – 4,067
90	221,435	192,593 – 250,277	0,000 – 828,425	20,468 – 422,403	221,435	243,579	243,579	1,100	---

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.8: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1955/85 (n = 4082) - Erster Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	gelebte Risikojahre im Alter x bis unter x+5	Sterbefälle im Alter x bis unter x+5	Altersspezifische Sterbeziffer Für die Alter x bis unter x+5	Gelebter Intervallanteil der Verstorbenen im Alter x bis unter x+5,	Sterbewahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5	Konfidenzintervall für die Sterbewahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5 ($1-\alpha = 0,95$)	Überlebenswahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5
x	${}_5P_x$*	${}_5D_x$	${}_5M_x$	${}_5a_x$	${}_5q_x$	95%-K.I. für ${}_5q_x$	${}_5p_x$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
25	3959,74	3	0,00075763	0,5980	0,00378237	0,00000000 – 0,00805442	0,99621763
30	4924,55	5	0,00101532	0,5012	0,00506378	0,00063643 – 0,00949114	0,99493622
35	5535,35	3	0,00054197	0,5400	0,00270648	0,00000000 – 0,00576501	0,99729352
40	6859,29	16	0,00233260	0,4830	0,01159311	0,00594551 – 0,01724072	0,98840689
45	8543,34	30	0,00351151	0,5151	0,01740933	0,01123394 – 0,02358472	0,98259067
50	9718,07	61	0,00627697	0,4856	0,03088617	0,02325585 – 0,03851649	0,96911383
55	10480,40	79	0,00753788	0,5251	0,03702662	0,02901420 – 0,04503905	0,96297338
60	10661,01	139	0,01303816	0,4633	0,06298719	0,05285102 – 0,07312336	0,93701281
65	10064,38	222	0,02205799	0,5147	0,10468696	0,09165650 – 0,11771742	0,89531304
70	8227,37	321	0,03901611	0,5030	0,17783776	0,16019744 – 0,19547808	0,82216224
75	5353,64	373	0,06967222	0,5008	0,29675810	0,27150256 – 0,32201364	0,70324190
80	2595,11	320	0,12330884	0,4583	0,46218997	0,42505218 – 0,49932777	0,53781003
85	846,50	175	0,20673361	0,3921	0,63480318	0,57796506 – 0,69164129	0,36519682
90	161,36	50	0,30986614	0,3622	0,77927745	0,67779603 – 0,88075888	0,22072255
95	14,88	5	0,33602151	0,4276	1	---	0

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.9: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Nonnen 1955/85 (n = 4082) - Zweiter Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	Überlebende Personen im Alter x	Greenwood-Konfidenzintervall für den l_x-Punktwert ($1-\alpha = 0{,}95$)	Kolmogorov-Smirnov Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	Equal Precision Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	(Von d. l_x) Gestorbene im Alter x bis unter x+5	Von d. Überlebenden im Alter x bis unter x+5 durchlebte Jahre	Von d. Überlebenden im Alter x insgesamt noch zu durchlebende Jahre	Durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x in Jahren	Konfidenzintervall für den e_x-Wert ($1-\alpha = 0{,}95$)
x	l_x	95%-K.I. für l_x	K.S. Band für l_x	E.P. Band für l_x	${}_5d_x$	${}_5L_x$	T_x	e_x	95%-K.I. für e_x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25	10000	---	---	---	37,824	49923,974	509487,172	50,949	50,370 – 51,527
30	9962,176	9950,144 – 9974,208	9634,590 – 10000,00	9916,931 – 10000,00	50,446	49685,069	459563,197	46,131	45,588 – 46,674
35	9911,730	9893,396 – 9930,064	9584,143 – 10000,00	9842,787 – 9980,673	26,826	49496,950	409878,129	41,353	40,843 – 41,862
40	9884,904	9863,998 – 9905,811	9557,317 – 10000,00	9806,285 – 9963,523	114,597	49128,288	360381,178	36,458	35,961 – 36,954
45	9770,307	9740,945 – 9799,670	9442,721 – 10000,00	9659,890 – 9880,725	170,094	48439,171	311252,891	31,857	31,395 – 32,319
50	9600,213	9561,814 – 9638,612	9272,626 – 9927,799	9455,814 – 9744,612	296,514	47238,392	262813,720	27,376	26,944 – 27,807
55	9303,699	9253,812 – 9353,586	8976,112 – 9631,286	9116,098 – 9491,300	344,485	45700,453	215575,328	23,171	22,774 – 23,567
60	8959,214	8899,363 – 9019,066	8631,628 – 9286,801	8734,141 – 9184,288	564,316	43281,839	169874,875	18,961	18,590 – 19,332
65	8394,899	8322,951 – 8466,847	8067,312 – 8722,485	8124,336 – 8665,461	878,836	39842,088	126593,036	15,080	14,733 – 15,426
70	7516,062	7431,374 – 7600,751	7188,476 – 7843,649	7197,588 – 7834,537	1336,640	34258,658	86750,948	11,542	11,213 – 11,871
75	6179,423	6084,188 – 6274,658	5851,836 – 6507,009	5821,287 – 6537,558	1833,794	26320,298	52492,290	8,495	8,171 – 8,818
80	4345,629	4248,471 – 4442,787	4018,042 – 4673,216	3980,264 – 4710,994	2008,506	16288,420	26171,991	6,023	5,679 – 6,366
85	2337,123	2254,177 – 2420,069	2009,536 – 2664,709	2025,201 – 2649,044	1483,613	7176,448	9883,572	4,229	3,808 – 4,650
90	853,510	798,746 – 908,273	525,923 – 1181,097	647,570 – 1059,450	665,121	2146,478	2707,124	3,172	2,546 – 3,798
95	188,389	161,741 – 215,037	0,000 – 515,976	88,180 – 288,598	188,389	560,645	560,645	2,980	---

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.10: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1955/85 (n = 1788) - Erster Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	gelebte Risikojahre im Alter x bis unter x+5	Sterbefälle im Alter x bis unter x+5	Altersspezifische Sterbeziffer Für die Alter x bis unter x+5	gelebter Intervallanteil der Verstorbenen im Alter x bis unter x+5,	Sterbe-Wahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5	Konfidenzintervall für die Sterbewahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5 ($1-\alpha = 0,95$)	Überlebens-wahrscheinlichkeit vom Alter x bis unter x+5
x	${}_5P_x$*	${}_5D_x$	${}_5M_x$	${}_5a_x$	${}_5q_x$	95%-K.I. für ${}_5q_x$	${}_5p_x$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
25	2379,04	1	0,00042034	0,8720	0,00210112	0,00000000 – 0,00621500	0,99789888
30	2730,17	1	0,00036628	0,7420	0,00183052	0,00000000 – 0,00541507	0,99816948
35	2930,20	6	0,00204764	0,4500	0,01018088	0,00207605 – 0,01828571	0,98981912
40	3453,28	2	0,00057916	0,3480	0,00289034	0,00000000 – 0,00689036	0,99710966
45	3917,58	14	0,00357364	0,4673	0,01769970	0,00851044 – 0,02688895	0,98230030
50	4253,59	20	0,00470191	0,5637	0,02327086	0,01319132 – 0,03335040	0,97672914
55	4332,82	36	0,00830868	0,6205	0,04089859	0,02781444 – 0,05398274	0,95910141
60	4062,76	76	0,01870650	0,5385	0,08966197	0,07042844 – 0,10889551	0,91033803
65	3621,46	104	0,02871770	0,5068	0,13409285	0,11011110 – 0,15807459	0,86590715
70	2785,36	132	0,04739064	0,5075	0,21219136	0,18006162 – 0,24432110	0,78780864
75	1695,05	125	0,07374414	0,4619	0,30767868	0,26279873 – 0,35255862	0,69232132
80	745,08	98	0,13152950	0,3941	0,47027209	0,40250502 – 0,53803915	0,52972791
85	224,22	44	0,19623584	0,3056	0,58356986	0,47229586 – 0,69484385	0,41643014
90	56,20	18	0,32028470	0,3947	0,81315504	0,65077454 – 0,97553554	0,18684496
95	7,51	2	0,26631159	0,2490	1	---	0

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.11: Periodensterbetafel ab Alter 25 für bayerische Mönche 1955/85 (n = 1788) - Zweiter Teil -

Vollendetes Alter in Jahren	Überlebende Personen im Alter x	Greenwood-Konfidenzintervall für den l_x-Punktwert ($1-\alpha = 0{,}95$)	Kolmogorov-Smirnov Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	Equal Precision Band für den l_x-Verlauf ($1-\alpha = 0{,}95$)	(Von d. l_x) Gestorbene im Alter x bis unter x+5	Von d. Überlebenden im Alter x bis unter x+5 durchlebte Jahre	Von d. Überlebenden im Alter x insgesamt noch zu durchlebende Jahre	Durchschnittliche Lebenserwartung im Alter x in Jahren	Konfidenzintervall für den e_x-Wert ($1-\alpha = 0{,}95$)
x	l_x	95%-K.I. für l_x	K.S. Band für l_x	E.P. Band für l_x	${}_5d_x$	${}_5L_x$	T_x	e_x	95%-K.I. für e_x
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25	10000	---	---	---	21,011	49986,553	501492,973	50,149	49,322 – 50,976
30	9978,989	9970,013 – 9987,964	9479,383 – 10000,00	9927,515 – 10000,00	18,267	49871,380	451506,421	45,246	44,439 – 46,053
35	9960,722	9948,462 – 9972,982	9461,116 – 10000,00	9890,409 – 10000,00	101,409	49524,736	401635,041	40,322	39,527 – 41,116
40	9859,313	9836,229 – 9882,397	9359,707 – 10000,00	9726,921 – 9991,705	28,497	49203,666	352110,305	35,713	34,975 – 36,452
45	9830,816	9805,539 – 9856,094	9331,210 – 10000,00	9685,844 – 9975,789	174,002	48690,614	302906,639	30,812	30,084 – 31,540
50	9656,814	9621,132 – 9692,495	9157,208 – 10000,00	9452,173 – 9861,455	224,722	47793,837	254216,026	26,325	25,636 – 27,014
55	9432,091	9386,728 – 9477,455	8932,486 – 9931,697	9171,924 – 9692,259	385,759	46428,479	206422,188	21,885	21,225 – 22,546
60	9046,332	8988,762 – 9103,902	8546,726 – 9545,938	8716,157 – 9376,508	811,112	43359,914	159993,709	17,686	17,051 – 18,321
65	8235,220	8160,499 – 8309,941	7735,614 – 8734,826	7806,679 – 8663,762	1104,284	38453,085	116633,795	14,163	13,559 – 14,767
70	7130,936	7042,281 – 7219,591	6631,330 – 7630,542	6622,480 – 7639,392	1513,123	31928,730	78180,710	10,964	10,374 – 11,554
75	5617,813	5520,564 – 5715,063	5118,207 – 6117,419	5060,064 – 6175,562	1728,481	23438,898	46251,980	8,233	7,625 – 8,842
80	3889,332	3793,780 – 3984,884	3389,726 – 4388,938	3341,318 – 4437,346	1829,044	13905,962	22813,083	5,866	5,184 – 6,547
85	2060,288	1981,015 – 2139,561	1560,682 – 2559,893	1605,638 – 2514,937	1202,322	6126,922	8907,121	4,323	3,446 – 5,200
90	857,966	803,073 – 912,859	358,360 – 1357,572	543,143 – 1172,789	697,659	2178,247	2780,199	3,240	2,139 – 4,342
95	160,307	135,690 – 184,923	0,000 – 659,912	19,125 – 301,488	160,307	601,951	601,951	3,755	---

Quelle: Eigene Berechnungen

sterbetafeln der bayerischen Klosterbevölkerung befinden sich die ermittelten Werte dieser Sterbetafelfunktionen zusammen mit den 95%-Konfidenzintervallen für die l_x-Punktwerte, den Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Konfidenzbändern ($1-\alpha=0,95$) für alle vier Sterbetafelverläufe, sowie den 95%-Konfidenzintervallen für sämtliche e_x-Werte in den Tabellen 3.5, 3.7, 3.9 und 3.11.[52]

[52] Es mag den Leser vielleicht im ersten Moment verwundern, dass bei den vier Klostersterbetafeln in den Spalten (1) bis (5) der Tabellen 3.5, 3.7, 3.9 und 3.11 Aussagen über tausendstel Personen in den verschiedenen Altersstufen gemacht werden. Dies ergibt sich aus der Tatsache, dass es sich bei den in diesen Spalten angegebenen Zahlen eben nicht um konkret beobachtete Personen, sondern um eine aus der mit $l_{25} = 10000$ festgesetzten Radix resultierende fiktiv erzeugte Personenmenge handelt (siehe Kap. 2.1.1 und 2.1.2). Um selbiges an dieser Stelle zu verdeutlichen, wurden die ersten drei Dezimalstellen bei jedem berechneten Wert mit angegeben. Für die in Kap. 3.2 angestrebten Vergleiche zwischen bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung werden selbstverständlich nur ganzzahlige Werte verwendet.

3.2 Die Mortalität der bayerischen Klosterbevölkerung im Vergleich mit der deutschen Allgemeinbevölkerung

3.2.1 Vergleich der Sterbewahrscheinlichkeiten $_5q_x$

Die Sterbewahrscheinlichkeiten ermöglichen Einsicht in die spezifischen Mortalitätsverhältnisse jedes einzelnen Altersintervalls. Um die Sterbewahrscheinlichkeiten von bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung vergleichen zu können, war es nötig, die in der amtlichen deutschen Statistik vorzufindenden einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten ebenfalls in fünfjährige umzurechnen. Als Indikator für die Entwicklung der Sterbewahrscheinlichkeiten von Kloster- und Allgemeinbevölkerung wurde für jede Altersstufe beider Bevölkerungsgruppen die Differenz $\{_5q_x$ (1955/85) - $_5q_x$ (1910/40)$\}$ bzw. $\{_5q_x$ (1970/72) - $_5q_x$ (1924/26)$\}$ ermittelt. Folglich bedeuten negative Werte dieser Differenzen Verbesserung und positive entsprechend Verschlechterung der Überlebensverhältnisse, wobei diese Veränderung jeweils um so deutlicher ausfällt, je größer die jeweilige Differenz ist.

Aus diesen Werten geht hervor, dass sich die Überlebensverhältnisse bayerischer Nonnen vom ersten zum zweiten Beobachtungszeitraum in jedem bis auf das letzte Altersintervall verbessert haben, bei der weiblichen Allgemeinbevölkerung sogar in allen (siehe Tabelle 3.12, Spalten 8 und 9). Selbst bei Betrachtung der 95%-Konfidenzgrenzen zeigen sich bei den Nonnen in fast allen Altersstufen signifikante Verbesserungen. Lediglich bei den Intervallen 70-75, 80-85 und 85-90 umschließen die 95%-Konfidenzintervalle für die Differenz der beiden Beobachtungszeiträume den Wert Null, so dass die Veränderungen hier nicht statistisch signifikant sind. Während bezüglich der Verbesserung der Überlebensverhältnisse bei den Frauen der deutschen Allgemeinbevölkerung relativ betrachtet eine fast gleichmäßige Abnahme des Ausmaßes der Verbesserung mit dem Alter festzustellen ist, treten bei den bayerischen Nonnen die Altersstufen 25-30, 30-35, 35-40 und 40-45 mit der deutlichsten Verbesserung hervor, was auch beim Vergleich der $_5q_x$-Differenzen von Frauen der Allgemeinbevölkerung und bayerischen Nonnen auffällt. In diesen Altersintervallen ist die Verbesserung sogar signifikant ausgeprägter als die der deutschen Frauen. Ab Alter 45 sind diesbezüglich keine Unterschiede zwischen den beiden Bevölkerungsgruppen festzustellen. Die Sterbewahrscheinlichkeiten entwickelten sich also bei bayerischen Nonnen und deutschen Frauen im Verlauf des Untersuchungszeitraums 1910-1985 größtenteils sehr ähnlich. Wenngleich auch bei den Männern der deutschen Allgemeinbevölkerung eine Verbesserung in allen Altersstufen festzustellen ist, liegt diese doch auf einem wesentlich niedrigerem Niveau als die der weiblichen Allgemeinbevölkerung (siehe Spalte 8 der Tab. 3.12 und 3.13). Dagegen zeigt sich bei den bayerischen Mönchen eine Entwicklung, die mit Ausnahme des Intervalls 35-40 eher mit der der bayerischen Nonnen (und auch deutschen Frauen) vergleichbar ist (siehe Spalte 9 der Tabellen 3.12 und 3.13). Die Verbesserung der Überlebensverhältnisse ist hier also deutlich ausgeprägter als bei der männlichen deutschen Allgemeinbevölkerung, zumal bei beiden Bevölkerungsgruppen im ersten Beobachtungszeitraum noch nahezu identische Sterbewahrscheinlichkeiten voherrschen. Selbst bei Betrachtung der 95%-Konfidenzintervalle für die Differenz der Sterbewahrscheinlichkeit zeigen sich beim Vergleich von bayerischen Mönchen und deutschen Männern in den Altersintervallen 30-35, 45-50 und 70-75 statistisch signifikante Vorteile der Mönche, obwohl die entsprechenden 95%-Konfidenzintervalle aufgrund der deutlich geringeren Fallzahlen bei den Mönchen wesentlich breiter sind als bei den Nonnen. Darüber hinaus wird der Wert Null von den Konfidenzintervallen bei den bayerischen Mönchen in den Altersintervallen 25-30, 30-35, 40-45, 45-50, 50-55, 55-60, 65-70 und 70-75 nicht umschlossen, was trotz der eben erwähnten Breite der Konfidenzintervalle eine signifikante Verbesserung bedeutet.

Tabelle 3.12: Fünfjährige Sterbewahrscheinlichkeiten der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Nonnen und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Frauen

	Sterbetafel 1910/40 bayerischer Nonnen und Sterbetafel 1924/26 deutscher Frauen			Sterbetafel 1955/85 bayerischer Nonnen und Sterbetafel 1970/72 deutscher Frauen			Veränderung der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen und deutscher Frauen		
Alters-intervall in Jahren	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ deutscher Frauen 1924/26	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ bayerischer Nonnen 1910/40	Konfidenzintervall für die Sterbe-wahrscheinlichkeit bayerischer Nonnen 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ deutscher Frauen 1970/72	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ bayerischer Nonnen 1955/85	Konfidenzintervall für die Sterbe-wahrscheinlichkeit bayerischer Nonnen 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	Differenz der $_5q_x$ deutscher Frauen von 1970/72 und 1924/26	Differenz der $_5q_x$ bayerischer Nonnen von 1955/85 und 1910/40	Konfidenzintervall für die Differenz der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen von 1955/85 und 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25-30	0,01991	0,04013	0,03230 – 0,04796	0,00333	0,00378	0,00000 – 0,00806	-0,017	-0,036	(-0,046) – (-0,027)
30-35	0,02119	0,03516	0,02785 – 0,04246	0,00447	0,00506	0,00063 – 0,00950	-0,017	-0,030	(-0,039) – (-0,021)
35-40	0,02387	0,03597	0,02792 – 0,04402	0,00701	0,00271	0,00000 – 0,00577	-0,017	-0,033	(-0,042) – (-0,024)
40-45	0,02798	0,04272	0,03293 – 0,05252	0,01072	0,01160	0,00594 – 0,01725	-0,017	-0,031	(-0,043) – (-0,019)
45-50	0,03600	0,04186	0,03072 – 0,05300	0,01711	0,01741	0,01123 – 0,02359	-0,019	-0,024	(-0,038) – (-0,011)
50-55	0,05013	0,04891	0,03512 – 0,06270	0,02627	0,03089	0,02325 – 0,03852	-0,024	-0,018	(-0,034) – (-0,002)
55-60	0,07347	0,05804	0,04080 – 0,07529	0,03728	0,03703	0,02901 – 0,04504	-0,036	-0,021	(-0,041) – (-0,002)
60-65	0,11379	0,09199	0,06666 – 0,11733	0,06037	0,06299	0,05285 – 0,07313	-0,053	-0,029	(-0,057) – (-0,001)
65-70	0,18061	0,16274	0,12187 – 0,20362	0,10423	0,10469	0,09165 – 0,11772	-0,076	-0,058	(-0,101) – (-0,015)
70-75	0,27991	0,24046	0,17631 – 0,30462	0,17929	0,17784	0,16019 – 0,19548	-0,101	-0,063	(-0,130) – 0,004
75-80	0,42074	0,48544	0,37614 – 0,59473	0,29972	0,29676	0,27150 – 0,32202	-0,121	-0,189	(-0,301) – (-0,076)
80-85	0,57526	0,50399	0,29422 – 0,71375	0,46609	0,46219	0,42505 – 0,49933	-0,109	-0,042	(-0,255) – 0,172
85-90	0,71859	0,52576	0,17093 – 0,88059	0,64301	0,63480	0,57796 – 0,69165	-0,076	0,109	(-0,251) – 0,469

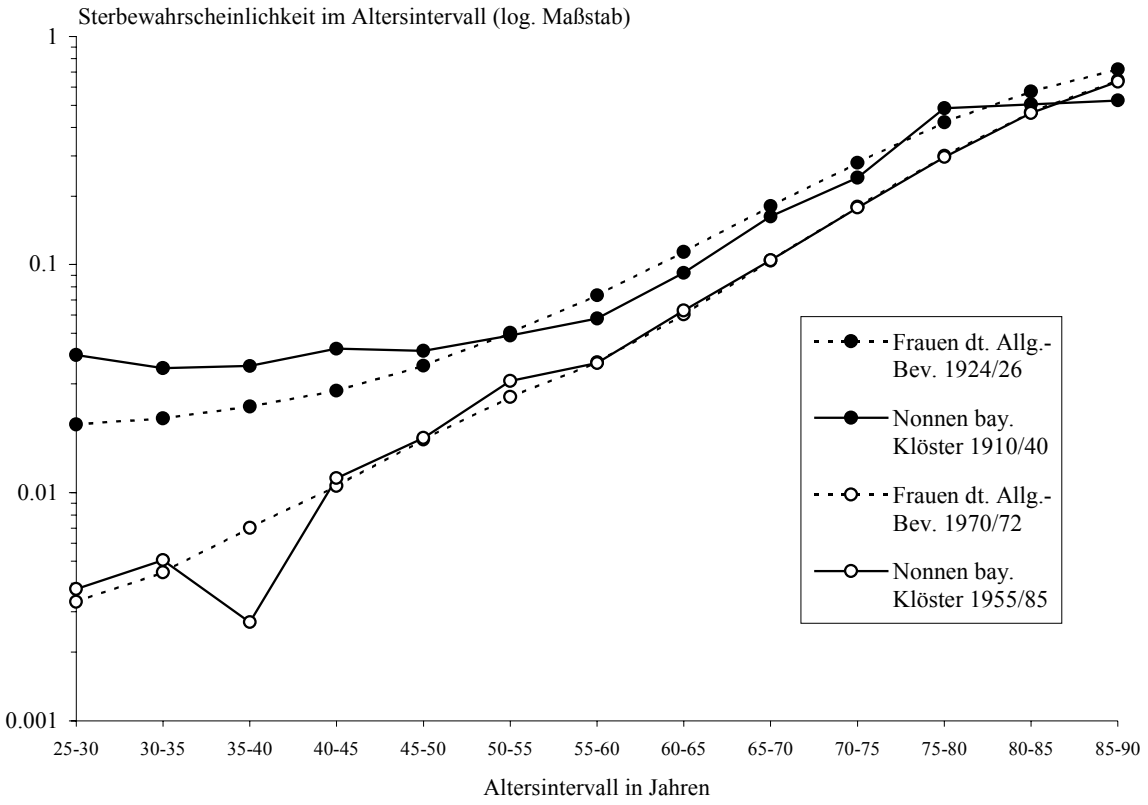
Daten deutsche Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72, Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.13: Fünfjährige Sterbewahrscheinlichkeiten der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Mönche und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Männer

	Sterbetafel 1910/40 bayerischer Mönche und Sterbetafel 1924/26 deutscher Männer			Sterbetafel 1955/85 bayerischer Mönche und Sterbetafel 1970/72 deutscher Männer			Veränderung der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche und deutscher Männer		
Alters-inter-vall in Jahren	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ deutscher Männer 1924/26	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ bayerischer Mönche 1910/40	Konfidenzintervall für die Sterbe-wahrscheinlichkeit bayerischer Mönche 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ deutscher Männer 1970/72	Sterbe-wahrschein-lichkeit $_5q_x$ bayerischer Mönche 1955/85	Konfidenzintervall für die Sterbe-wahrscheinlichkeit bayerischer Mönche 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	Differenz der $_5q_x$ deutscher Männer von 1970/72 und 1924/26	Differenz der $_5q_x$ bayerischer Mönche von 1955/85 und 1910/40	Konfidenzintervall für die Differenz der Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche von 1955/85 und 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25-30	0,02091	0,02102	0,01190 – 0,03014	0,00796	0,00210	0,00000 – 0,00622	-0,013	-0,019	(-0,029) – (-0,008)
30-35	0,02026	0,03052	0,01874 – 0,04231	0,00899	0,00183	0,00000 – 0,00542	-0,011	-0,029	(-0,042) – (-0,016)
35-40	0,02302	0,01855	0,00815 – 0,02895	0,01235	0,01018	0,00207 – 0,01829	-0,011	-0,008	(-0,022) – 0,005
40-45	0,02989	0,02778	0,01342 – 0,04213	0,01876	0,00289	0,00000 – 0,00690	-0,011	-0,025	(-0,040) – (-0,009)
45-50	0,04087	0,06469	0,04151 – 0,08786	0,02839	0,01770	0,00851 – 0,02689	-0,012	-0,047	(-0,072) – (-0,022)
50-55	0,05898	0,05106	0,02741 – 0,07471	0,04587	0,02327	0,01319 – 0,03336	-0,013	-0,028	(-0,054) – (-0,002)
55-60	0,08882	0,07921	0,04589 – 0,11252	0,07278	0,04090	0,02781 – 0,05399	-0,016	-0,038	(-0,075) – (-0,002)
60-65	0,13416	0,14384	0,09268 – 0,19501	0,12135	0,08966	0,07042 – 0,10890	-0,013	-0,054	(-0,109) – 0,001
65-70	0,20505	0,22212	0,14681 – 0,29743	0,19536	0,13409	0,11011 – 0,15808	-0,010	-0,088	(-0,168) – (-0,008)
70-75	0,30802	0,36684	0,24486 – 0,48882	0,29245	0,21219	0,18006 – 0,24433	-0,016	-0,155	(-0,281) – (-0,028)
75-80	0,44596	0,35206	0,16691 – 0,53721	0,40386	0,30768	0,26279 – 0,35256	-0,042	-0,044	(-0,235) – 0,147
80-85	0,60345	0,43725	0,17478 – 0,69972	0,54295	0,47027	0,40250 – 0,53804	-0,061	0,033	(-0,239) – 0,305
85-90	0,74902	0,80541	0,49399 – 1,00000	0,69210	0,58357	0,47229 – 0,69485	-0,057	-0,222	(-0,553) – 0,109

Daten deutsche Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72, Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen

Abbildung 3.5: Fünfjährige Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen 1910/40 und 1955/85 sowie deutscher Frauen 1924/26 und 1970/72

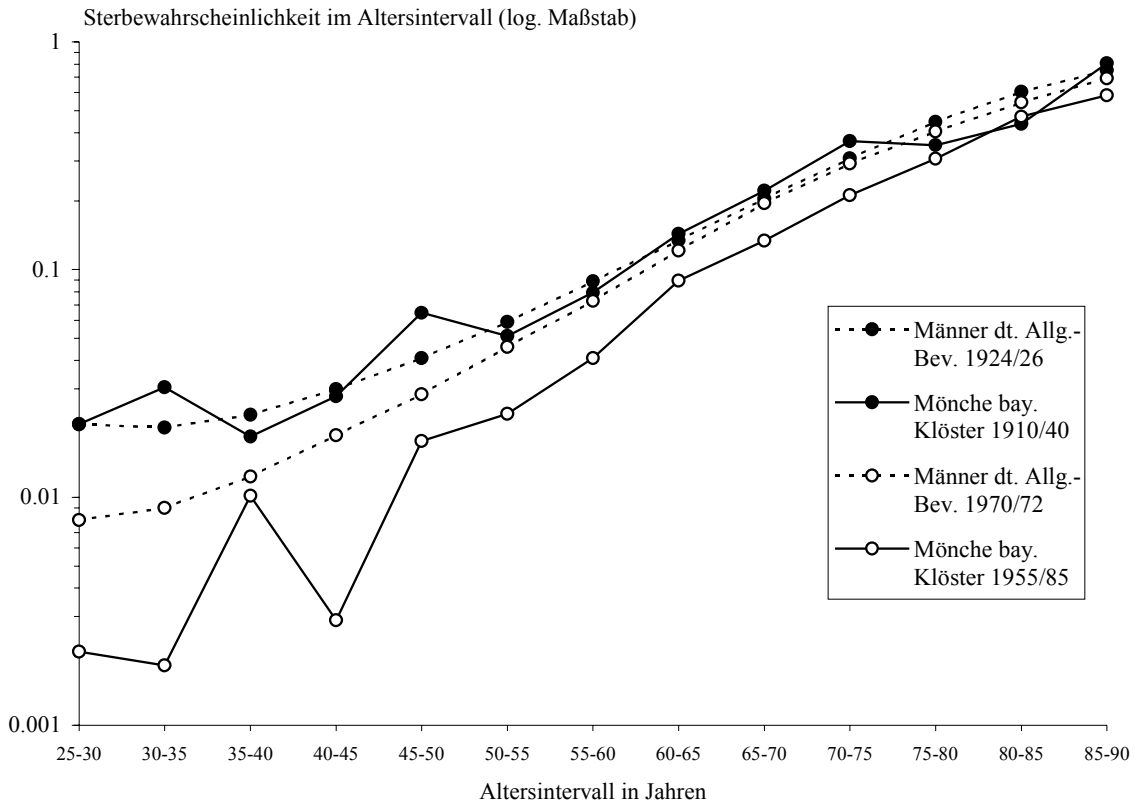


Daten: Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72; Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Die in den Spalten (2) bis (7) der Tabellen 3.12 und 3.13 zu findenden Sterbewahrscheinlichkeiten für die bayerische Kloster- und deutsche Allgemeinbevölkerung sind in den Abbildungen 3.5 bis 3.10 graphisch dargestellt. Bei den Abbildungen 3.7 bis 3.10 entspricht die Nullinie in allen Altersstufen der jeweiligen Sterbewahrscheinlichkeit der deutschen Allgemeinbevölkerung, die schwarzen Punkte stellen die entsprechende tatsächliche Abweichung der Sterbewahrscheinlichkeit der bayerischen Klosterbevölkerung dar. Die vertikalen Linien geben die dazugehörigen 95%-Konfidenzintervalle für die Sterbewahrscheinlichkeit bayerischer Nonnen bzw. Mönche wieder und enden jeweils mit den kleinen horizontalen Linien, die sozusagen die Grenzen des Konfidenzbereichs markieren. Statistisch signifikante Unterschiede in den Sterbewahrscheinlichkeiten zeigen sich hier, wenn der Konfidenzbereich die Nullinie nicht schneidet oder berührt. Bei der Sterbetafel 1910/40 für bayerische Nonnen zeigen die Altersintervalle 25-30, 30-35, 35-40 und 40-45 signifikant höhere Sterbewahrscheinlichkeiten als die Vergleichssterbetafel 1924/26 der weiblichen deutschen Allgemeinbevölkerung (siehe Tab. 3.12 und Abb. 3.7). Nach den Erkenntnissen älterer Klosterstudien ist dies aber keine Überraschung und wohl auch hier auf die erhöhte Tuberkulosesterblichkeit in den Frauenklöstern zur damaligen Zeit zurückzuführen.[53]

[53] Obwohl die aufgenommenen Todesursachen bei diesem Datensatz noch nicht ausgewertet sind, ist auch hier die hohe Anzahl an Tuberkulosesterbefällen bei bayerischen Nonnen auffällig.

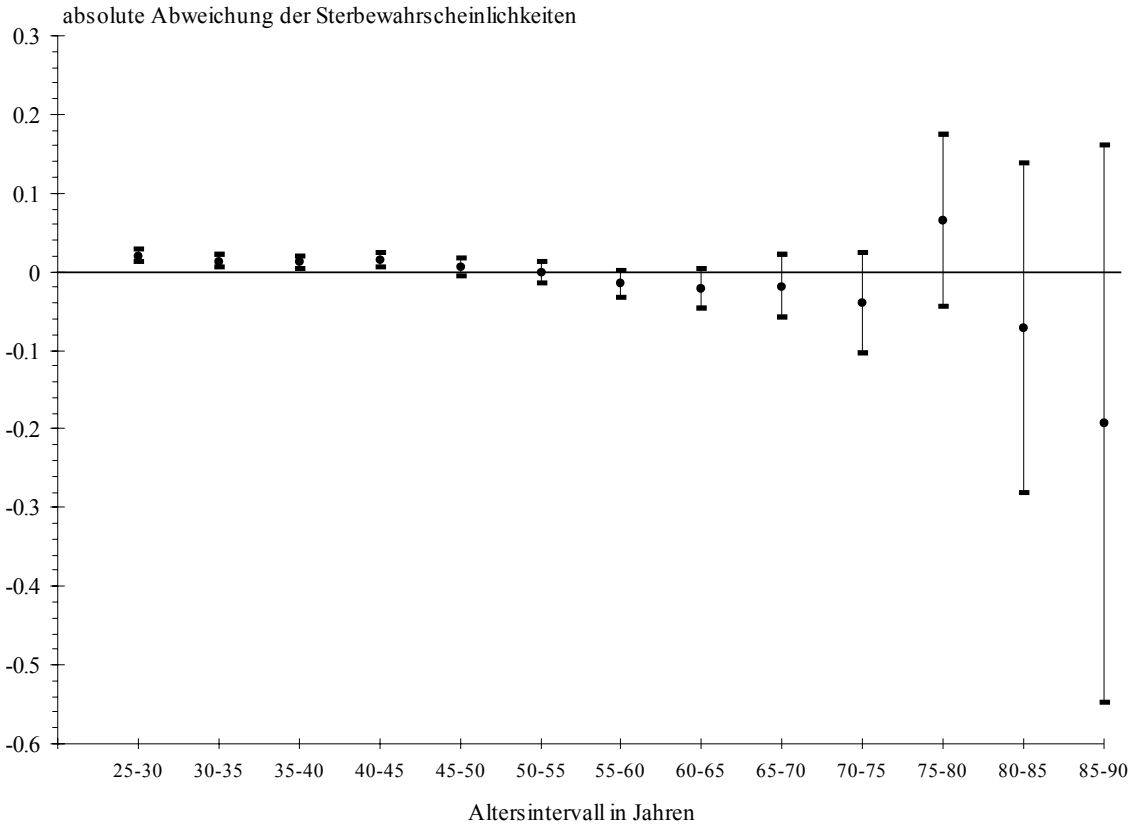
Abbildung 3.6: Fünfjährige Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche 1910/40 und 1955/85 sowie deutscher Männer 1924/26 und 1970/72



Daten: Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72; Daten bayerische Klosterbevölkerung; eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Im zweiten Beobachtungszeitraum herrschen dann in fast allen Altersintervallen identische Sterbewahrscheinlichkeiten von bayerischen Nonnen und deutschen Frauen vor (siehe Tab. 3.12 und Abb. 3.8). Nur im Altersintervall 35-40 liegt die Sterbewahrscheinlichkeit der Nonnen signifikant unter dem entsprechenden ${}_5q_x$-Wert der weiblichen Allgemeinbevölkerung. Diese Unterschiede in den Sterbewahrscheinlichkeiten der beiden Bevölkerungsgruppen sind Abbildung 3.5 besonders deutlich zu entnehmen, in der die ${}_5q_x$-Werte in logarithmischem Maßstab abgetragen sind, um auf diese Weise das Ausmaß der Abnormitäten in den jüngeren Altersstufen besser darzustellen zu können. Dagegen zeigt sich beim Vergleich der Männer von bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung ein völlig anderes Bild. Sind die Sterbewahrscheinlichkeiten von Mönchen und Männern der deutschen Allgemeinbevölkerung im ersten Beobachtungszeitraum noch nahezu identisch - die Mönche zeigen lediglich im Intervall 45-50 statistisch signifikante Nachteile -, weisen erstere im zweiten Beobachtungszeitraum mit einziger Ausnahme des Altersintervalls 35-40 vom ersten Intervall bis zum Alter 80-85 signifikant niedrigere Sterbewahrscheinlichkeiten auf, wobei die größten Unterschiede zwischen den ${}_5q_x$-Werten in den Altersstufen 65-80 zu finden sind (siehe Tab. 3.13 und Abb. 3.9 und 3.10). Aus Abbildung 3.6 geht deutlich hervor, dass die Sterbewahrscheinlichkeiten der männlichen deutschen Allgemeinbevölkerung von 1970/72 den Verhältnissen der Jahre 1924/26 noch wesentlich näher liegen als dem Sterblichkeitsniveau der bayerischen Mönche des Zeitraums 1955/85, was die eminenten Unterschiede im Fortschritt der Überlebensverhältnisse zwischen den beiden Bevölkerungsgruppen verdeutlicht.

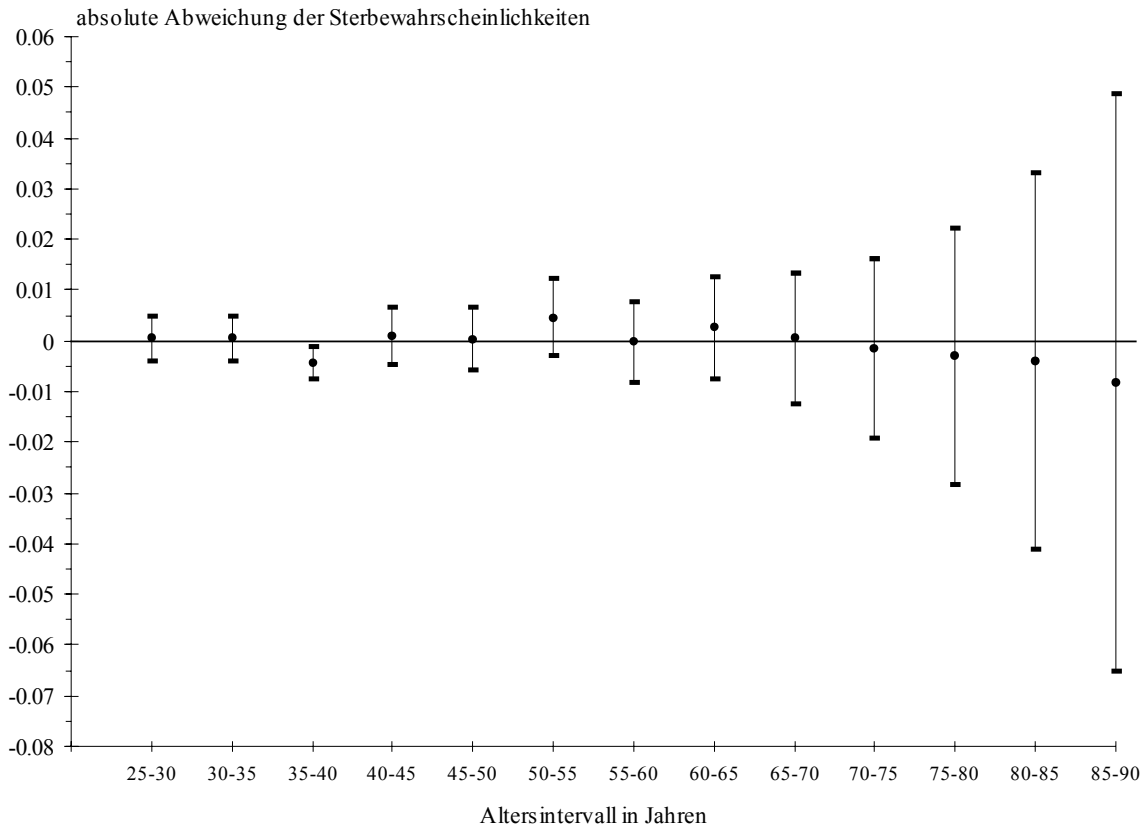
Abbildung 3.7: Abweichung der fünfjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Frauen 1924/26



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Die in den Abbildungen 3.5 und 3.6 zu erkennenden Zacken in den Verläufen der ${}_5q_x$-Werte der bayerischen Klosterbevölkerung sind fallzahlbedingte Effekte und daher nicht zu interpretierende Abnormitäten, die aufgrund des logarithmischen Maßstabs - sofern die Abweichung nach unten erfolgt - optisch noch wesentlich stärker hervortreten als es bei einem metrischen Maßstab der Fall wäre. Im Vergleich zur Größe der deutschen Allgemeinbevölkerung ergeben sich derartige Abweichungen bei einem Stichprobenumfang wie dem der bayerischen Nonnen und Mönche durch zufallsbedingte geringe bzw. überhöhte Anzahlen von Sterbefällen in den betreffenden Altersintervallen (siehe Tab. 3.4, 3.6, 3.8 und 3.10, Spalte 3). Davon ist vor allem dann auszugehen, wenn sich derartige Abnormitäten in nur einer Altersstufe zeigen wie beispielsweise bei den Nonnen und Mönchen der Sterbetafel 1955/85 im Altersintervall 35-40. Stellt man sich die Verbindungslinien zwischen den ${}_5q_x$-Werten der bayerischen Nonnen und Mönche in den Abbildungen 3.5 und 3.6 geglättet vor, dann sind genau die zwei entscheidenden Erkenntnisse abzulesen:

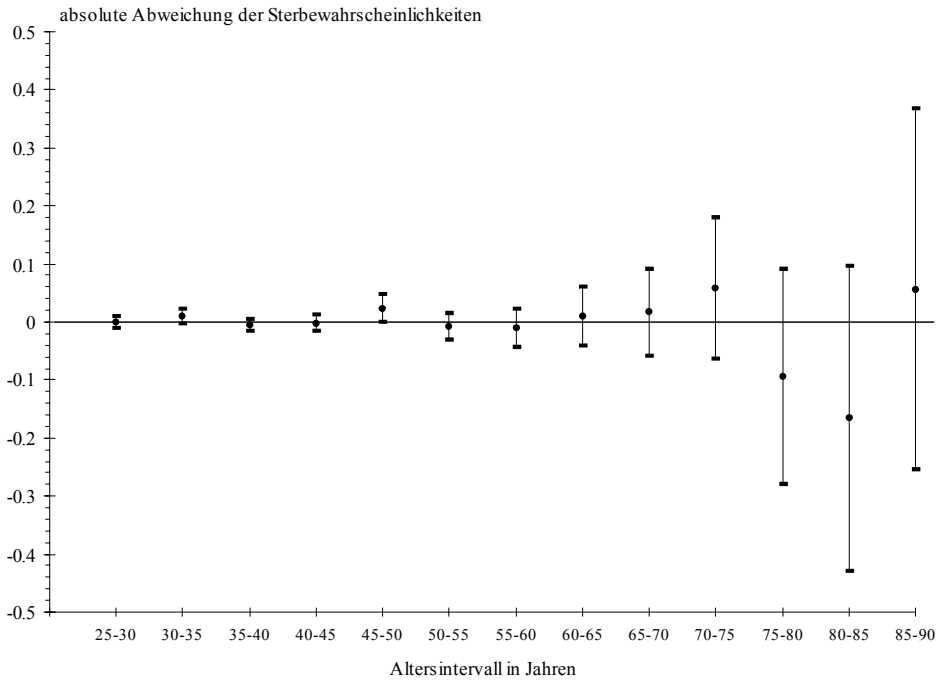
Abbildung 3.8: Abweichung der fünfjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Nonnen 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Frauen 1970/72



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

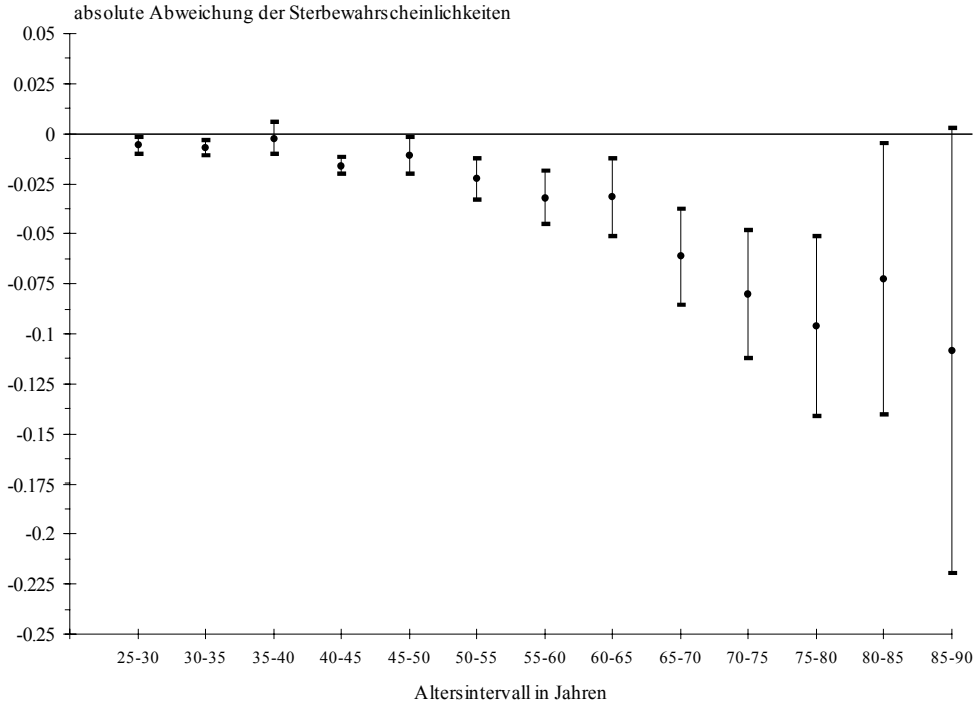
- In Abbildung 3.5 ist die eindeutige Erhöhung der Sterbewahrscheinlichkeiten von Nonnen in den Altersstufen 25-45 im ersten Beobachtungszeitraum zu erkennen, die aufgrund der Ergebnisse älterer Klosterstudien mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit auch hier auf die in Frauenklöstern erhöhte Tuberkulosesterblichkeit in den ersten Dekaden des 20. Jahrhunderts zurückgeführt werden kann. Sonst zeigen sich zwischen den Sterbewahrscheinlichkeiten von bayerischen Nonnen und Frauen der deutschen Allgemeinbevölkerung keine nennenswerten Abweichungen.
- Aus Abbildung 3.6 geht deutlich hervor, dass sich die Sterbewahrscheinlichkeiten der männlichen deutschen Allgemeinbevölkerung im Lauf des 20. Jahrhunderts nicht in so hohem Ausmaß verringen konnten wie die der bayerischen Mönche. Im Gegensatz zum ersten Beobachtungszeitraum, in dem beide Bevölkerungsgruppen noch keine Unterschiede in den Sterbewahrscheinlichkeiten aufweisen, liegen die ${}_5q_x$-Werte der bayerischen Mönche im zweiten Beobachtungszeitraum in den meisten Altersstufen signifikant unterhalb der entsprechenden Werte für die Männer der deutschen Allgemeinbevölkerung.

Abbildung 3.9: Abweichung der fünfjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Männer 1924/26



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Abbildung 3.10: Abweichung der fünfjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten bayerischer Mönche 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von denen deutscher Männer 1970/72

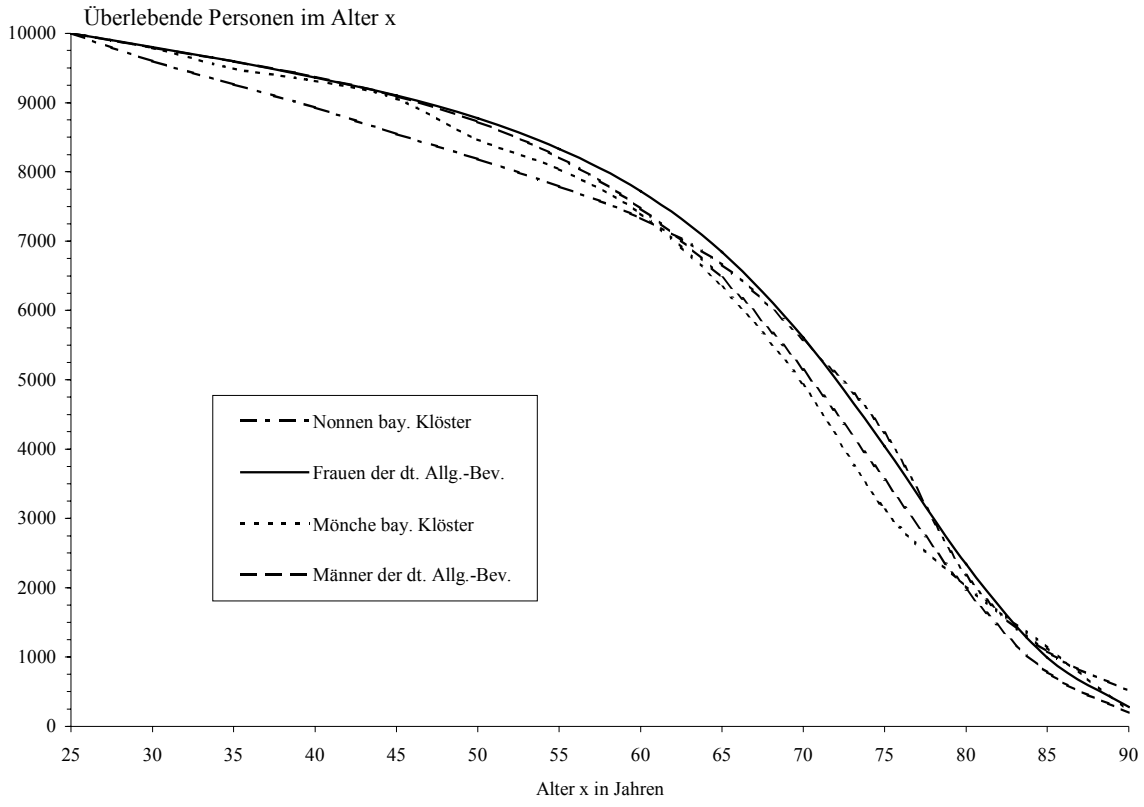


Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

3.2.2 Vergleich der Sterbetafelverläufe l_x

Um auch bei den Sterbetafelverläufen einen Vergleich von bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung durchführen zu können, mussten die l_x-Werte der deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 ebenfalls auf die Radix l_{25}=10000 umgerechnet werden. Aus den in den Abbildungen 3.11 und 3.12 dargestellten Verläufen der l_x-Werte aus den Tabellen 3.14 und 3.15 gehen die vergleichsweise schlechten Überlebensverhältnisse der Männer der deutschen Allgmeinbevölkerung nach dem Zweiten Weltkrieg deutlich hervor. Während im ersten Beobachtungszeitraum der l_x-Verlauf bayerischer Nonnen aufgrund der überhöhten Mortalität in den jüngeren Altersstufen bis zum Alter 55 etwas unterhalb der anderen drei verläuft, liegt der der männlichen deutschen Allgemeinbevölkerung im zweiten Beobachtungszeitraum durchweg deutlich unterhalb der l_x-Verläufe bayerischer Nonnen, Mönche und deutscher Frauen. Diese drei Bevölkerungsgruppen zeigen im Prinzip in beiden Beobachtungszeiträumen ähnliche Verläufe, wenn man von der bereits angeführten erhöhten Mortalität der Nonnen in den ersten Klosterjahren des Zeitraums 1910-1940 absieht. Ebenso wie im ersten Beobachtungszeitraum verläuft auch im zweiten die l_x-Kurve bayerischer Mönche - nach einem anfänglich dem der beiden Frauenbevölkerungen nahezu identischen Verlauf - nur leicht unterhalb deren l_x-Kurven, genau wie auch die der männlichen Allgemeinbevölkerung im ersten Beobachtungszeitraum.Abbildung 3.11: Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der bayerischen Klosterbevölkerung 1910/40 und der deutschen Allgemeinbevölkerung 1924/26

Abbildung 3.11: Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der bayerischen Klosterbevölkerung 1910/40 und der deutschen Allgemeinbevölkerung 1924/26



Daten Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutscher Sterbetafel 1924/26;
Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Tabelle 3.14: Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der deutschen Allgemeinbevölkerung (Periodensterbetafel 1924/26) und der bayerischen Klosterbevölkerung (Periodensterbetafel 1910/40)

	Überlebende Frauen im Alter x (l_x)					Überlebende Männer im Alter x (l_x)				
Vollendetes Alter in Jahren	Frauen der dt. Allg.-Bev. 1924/26	Nonnen bayerischer Klöster 1910/40	Konfidenzintervall für den l_x-Punktwert bayer. Nonnen 1910/40 ($1-\alpha = 0{,}95$)	K.S. Band für den l_x-Verlauf bayer. Nonnen 1910/40 ($1-\alpha = 0{,}95$)	E.P. Band für den l_x-Verlauf bayer. Nonnen 1910/40 ($1-\alpha = 0{,}95$)	Männer der dt. Allg.-Bev. 1924/26	Mönche bayerischer Klöster 1910/40	Konfidenzintervall für den l_x-Punktwert bayer. Mönche 1910/40 ($1-\alpha = 0{,}95$)	K.S. Band für den l_x-Verlauf bayer. Mönche 1910/40 ($1-\alpha = 0{,}95$)	E.P. Band für den l_x-Verlauf bayer. Mönche 1910/40 ($1-\alpha = 0{,}95$)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
25	10000	10000	---	---	---	10000	10000	---	---	---
30	9801	9599	9560 – 9638	9240 – 9957	9440 – 9757	9791	9790	9761 – 9818	9182 – 10000	9593 – 9986
35	9593	9261	9209 – 9313	8903 – 9620	9050 – 9472	9593	9491	9447 – 9535	8883 – 10000	9190 – 9792
40	9364	8928	8867 – 8989	8570 – 9287	8678 – 9178	9372	9315	9265 – 9365	8707 – 9922	8969 – 9660
45	9102	8547	8477 – 8616	8188 – 8905	8262 – 8831	9092	9056	8998 – 9114	8449 – 9664	8656 – 9456
50	8774	8189	8113 – 8265	7830 – 8547	7878 – 8500	8720	8470	8399 – 8541	7863 – 9078	7978 – 8962
55	8334	7788	7707 – 7870	7430 – 8147	7454 – 8123	8206	8038	7960 – 8116	7430 – 8645	7495 – 8581
60	7722	7336	7249 – 7423	6978 – 7695	6980 – 7693	7477	7401	7315 – 7488	6794 – 8009	6802 – 8001
65	6843	6661	6568 – 6754	6303 – 7020	6281 – 7042	6474	6337	6242 – 6432	5729 – 6944	5678 – 6995
70	5607	5577	5479 – 5675	5219 – 5936	5177 – 5978	5146	4929	4831 – 5028	4322 – 5537	4246 – 5612
75	4038	4236	4139 – 4334	3878 – 4595	3838 – 4635	3561	3121	3030 – 3212	2513 – 3728	2488 – 3754
80	2339	2180	2098 – 2261	1821 – 2538	1847 – 2513	1973	2022	1943 – 2101	1415 – 2630	1473 – 2571
85	993	1081	1020 – 1143	723 – 1440	831 – 1332	782	1138	1075 – 1201	530 – 1745	704 – 1572
90	280	513	469 – 556	154 – 871	335 – 691	196	221	192 – 251	0 – 829	20 – 423

Daten deutsche Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutscher Sterbetafel 1924/26, Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen

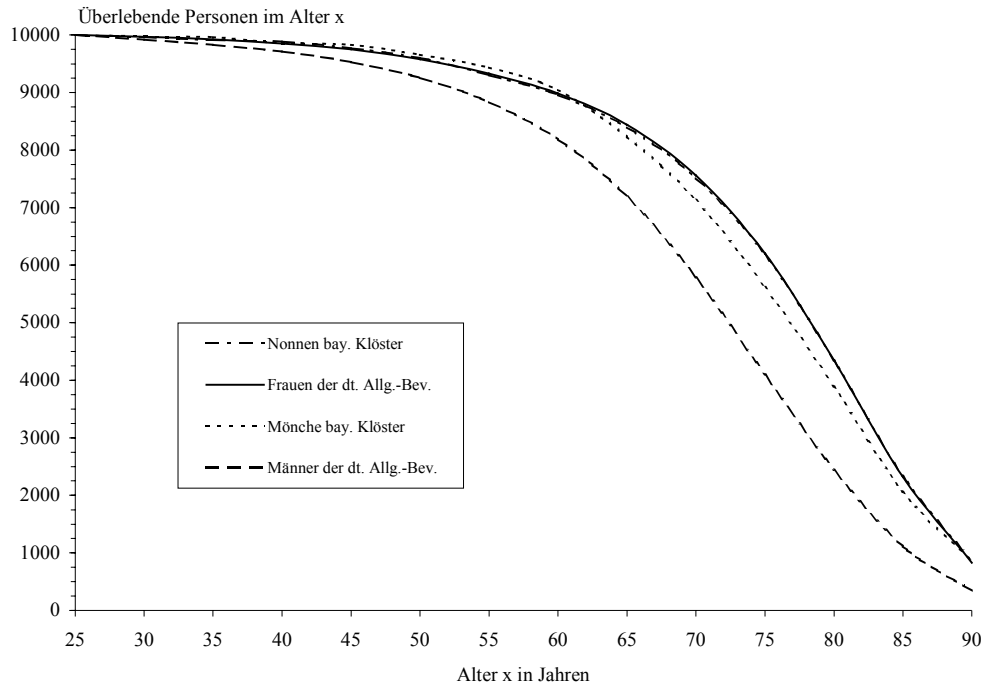
Tabelle 3.15: Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der deutschen Allgemeinbevölkerung (Periodensterbetafel 1970/72) und der bayerischen Klosterbevölkerung (Periodensterbetafel 1955/85)

	Überlebende Frauen im Alter x (l_x)					Überlebende Männer im Alter x (l_x)				
Vollendetes Alter in Jahren	Frauen der dt. Allg.-Bev. 1970/72	Nonnen bayerischer Klöster 1955/85	Konfidenzintervall für den l_x-Punktwert bayer. Nonnen 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	K.S. Band für den l_x-Verlauf bayer. Nonnen 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	E.P. Band für den l_x-Verlauf bayer. Nonnen 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	Männer der dt. Allg.-Bev. 1970/72	Mönche bayerischer Klöster 1955/85	Konfidenzintervall für den l_x-Punktwert bayer. Mönche 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	K.S. Band für den l_x-Verlauf bayer. Mönche 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	E.P. Band für den l_x-Verlauf bayer. Mönche 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
25	10000	10000	---	---	---	10000	10000	---	---	---
30	9967	9962	9950 – 9975	9634 – 10000	9916 – 10000	9920	9979	9970 – 9988	9479 – 10000	9927 – 10000
35	9922	9912	9893 – 9931	9584 – 10000	9842 – 9981	9830	9961	9948 – 9973	9461 – 10000	9890 – 10000
40	9853	9885	9863 – 9906	9557 – 10000	9806 – 9964	9709	9859	9836 – 9883	9359 – 10000	9726 – 9992
45	9747	9770	9740 – 9800	9442 – 10000	9659 – 9881	9527	9831	9805 – 9857	9331 – 10000	9685 – 9976
50	9580	9600	9561 – 9639	9272 – 9928	9455 – 9745	9256	9657	9621 – 9693	9157 – 10000	9452 – 9862
55	9329	9304	9253 – 9354	8976 – 9632	9116 – 9492	8832	9432	9386 – 9478	8932 – 9932	9171 – 9693
60	8981	8959	8899 – 9020	8631 – 9287	8734 – 9185	8189	9046	8988 – 9104	8546 – 9546	8716 – 9377
65	8439	8395	8322 – 8467	8067 – 8723	8124 – 8666	7195	8235	8160 – 8310	7735 – 8735	7806 – 8664
70	7559	7516	7431 – 7601	7188 – 7844	7197 – 7835	5789	7131	7042 – 7220	6631 – 7631	6622 – 7640
75	6204	6179	6084 – 6275	5851 – 6508	5821 – 6538	4096	5618	5520 – 5716	5118 – 6118	5060 – 6176
80	4344	4346	4248 – 4443	4018 – 4674	3980 – 4711	2442	3889	3793 – 3985	3389 – 4389	3341 – 4438
85	2320	2337	2254 – 2421	2009 – 2665	2025 – 2650	1116	2060	1981 – 2140	1560 – 2560	1605 – 2515
90	828	854	798 – 909	525 – 1182	647 – 1060	344	858	803 – 913	358 – 1358	543 – 1173

Daten deutsche Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutscher Sterbetafel 1970/72, Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen

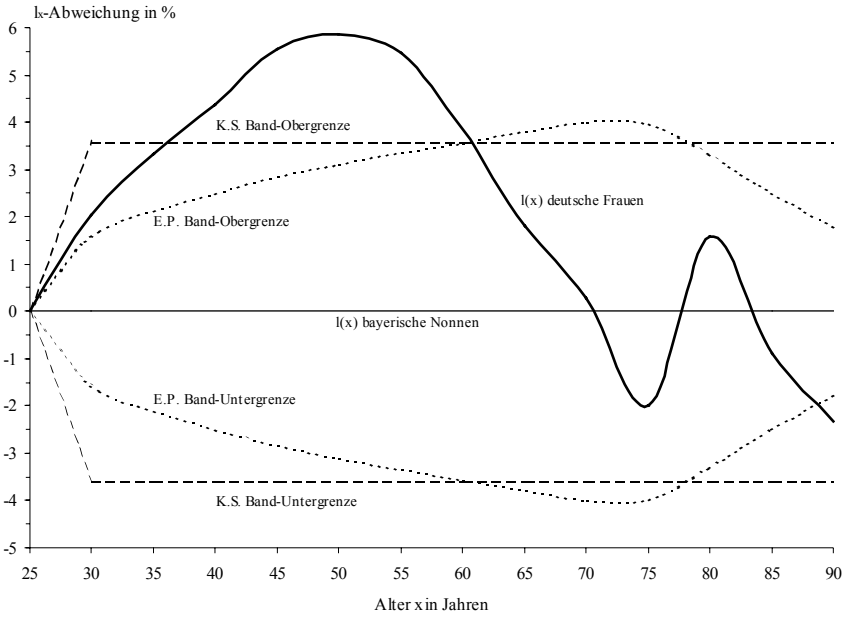
In den Abbildungen 3.13 bis 3.16 sind die l_x-Verläufe für Frauen bzw. Männer der bayerischen Klosterbevölkerung jeweils den entsprechenden Verläufen der deutschen Allgemeinbevölkerung für beide Beobachtungszeiträume gegenübergestellt. Dabei entspricht die Nullinie hier nicht wie in den Abbildungen 3.7 bis 3.10 für die Sterbewahrscheinlichkeiten den Werten der deutschen Allgemeinbevölkerung, sondern den l_x-Verläufen der bayerischen Nonnen bzw. Mönche, die jeweils von den Grenzverläufen des Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Bands mit dem Konfidenzniveau $1-\alpha=0{,}95$ simultan umgeben werden (siehe auch Tab. 3.14 und 3.15, Spalten 5, 6, 10 und 11). Die fett-durchgezogenen Linien stellen dabei jeweils die Abweichung des l_x-Verlaufs der weiblichen bzw. männlichen Allgemeinbevölkerung von dem bayerischer Nonnen respektive Mönche dar. Da der Bezugsverlauf in diesen Abbildungen also derjenige der bayerischen Klosterbevölkerung ist, entsteht optisch der Eindruck, als würde der l_x-Verlauf der deutschen Allgemeinbevölkerung mehr oder weniger unregelmäßig um den der bayerischen Klosterbevölkerung herum verlaufen. Tatsächlich ist dies selbstverständlich genau umgekehrt, da die l_x-Verläufe der bayerischen Nonnen und Mönche die unregelmäßig verlaufenden sind (siehe Abb. 3.11 und 3.12). Befindet sich die Abweichung des gesamten l_x-Verlaufs der Allgemeinbevölkerung innerhalb der Konfidenzbandgrenzen des Sterbetafelverlaufs bayerischer Nonnen bzw. Mönche, dann bedeutet dies, dass sich die l_x-Verläufe von bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung nicht statistisch signifikant unterscheiden.

Abbildung 3.12: Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der bayerischen Klosterbevölkerung 1955/85 und der deutschen Allgemeinbevölkerung 1970/72



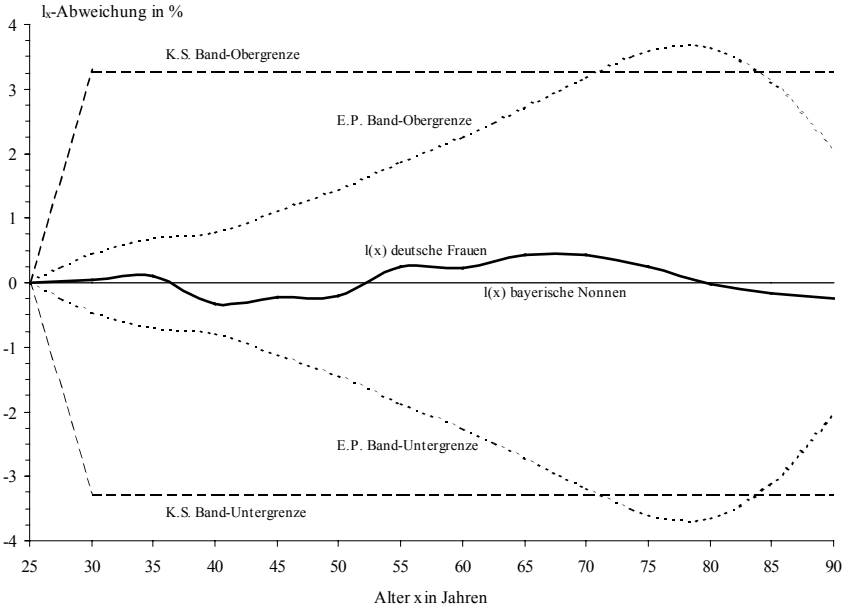
Daten Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus deutscher Sterbetafel 1924/26;
Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Abbildung 3.13: Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1924/26 für deutsche Frauen von dem der Sterbetafel 1910/40 für bayerische Nonnen (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, 1-α = 0,95)



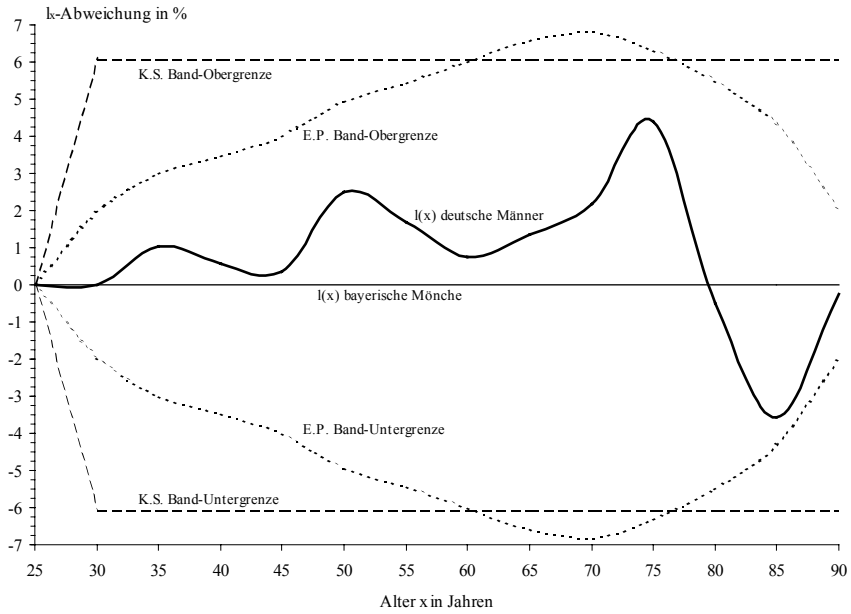
Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Abbildung 3.14: Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1970/72 für deutsche Frauen von dem der Sterbetafel 1955/85 für bayerische Nonnen (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, 1-α = 0,95)



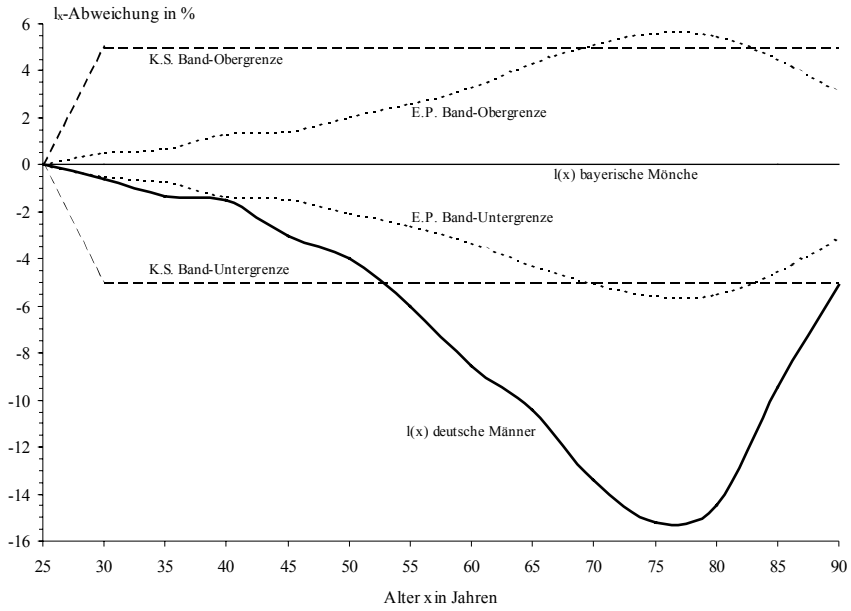
Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Abbildung 3.15: Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1924/26 für deutsche Männer von dem der Sterbetafel 1910/40 für bayerische Mönche (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, 1-α = 0,95)



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Abbildung 3.16: Abweichung des l_x-Verlaufs der Sterbetafel 1970/72 für deutsche Männer von dem der Sterbetafel 1955/85 für bayerische Mönche (mit Kolmogorov-Smirnov- und Equal Precision Band, 1-α = 0,95)



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Bei einem Vergleich der Frauenbevölkerungen (Abb. 3.13 und 3.14) ist zu erkennen, dass sich der l_x-Verlauf bayerischer Nonnen im ersten Beobachtungszeitraum aufgrund der erhöhten Mortalität in den jüngeren Altersstufen statistisch signifikant von dem der Frauen der deutschen Allgemeinbevölkerung unterscheidet, da letzterer in den Altersstufen 30-60 bei Betrachtung des Equal Precision Bands und in den Altersstufen 40-60 bei Betrachtung des Kolmogorov-Smirnov Bands den Konfidenzbereich des l_x-Verlaufs bayerischer Nonnen verlässt. Im zweiten Beobachtungszeitraum sind schließlich fast keine Abweichungen mehr erkennbar, die Konfidenzgrenzen beider Konfidenzbänder umschließen den l_x-Verlauf deutscher Frauen in sämtlichen Altersstufen, d. h. die l_x-Verläufe bayerischer Nonnen 1955/85 und deutscher Frauen 1970/72 zeigen einen nahezu identischen Verlauf ohne statistisch signifikante Unterschiede. Auch wenn bei den Männern im ersten Beobachtungszeitraum wesentlich deutlichere Abweichungen der l_x-Verläufe als bei den Frauen im zweiten zu erkennen sind, bewegen sich auch diese in allen Altersstufen innerhalb der beiden Konfidenzbereiche, so dass die Sterbetafelverläufe bayerischer Mönche 1910/40 und deutscher Männer 1924/26 ebenfalls keine statistisch signifikanten Unterschiede aufweisen (siehe Abb. 3.15). Dagegen liegt der l_x-Verlauf der männlichen deutschen Allgemeinbevölkerung im zweiten Beobachtungszeitraum ab Alter 30 komplett außerhalb des Konfidenzbereichs des Equal Precision Bands (siehe Abb. 3.16). Bei Betrachtung des Kolmogorov-Smirnov Bands wird der Konfidenzbereich erst im Alter 55 verlassen und bleibt dann bis Alter 85 außerhalb des Konfidenzbereichs für den l_x-Verlauf bayerischer Mönche, so dass sich diese beiden l_x-Verläufe ganz deutlich statistisch signifikant unterscheiden.
Auch aus der Analyse der Sterbetafelverläufe geht also eindeutig hervor, dass sich die Überlebensverhältnisse der bayerischen Mönche seit der Zeit nach dem Zweiten Weltkrieg wesentlich stärker verbessert haben als die der Männer der deutschen Allgemeinbevölkerung. Diese Verbesserung vollzieht sich bei den Mönchen auf dem gleichen Niveau wie bei den bayerischen Nonnen und Frauen der deutschen Allgemeinbevölkerung, zwischen denen kein Unterschied in den Überlebensverhältnissen mehr festgestellt werden kann. An dieser Stelle sei daran erinnert, dass die Überlebensverhältnisse der Mönche aufgrund fehlender Personenjahre trotz allem noch etwas unterschätzt werden. Folglich sind die Unterschiede zu den Vergleichsdaten der Männer der deutschen Allgemeinbevölkerung tatsächlich sogar noch geringfügig größer.

3.2.3 Vergleich der Lebenserwartung e_x

Für den Vergleich der Lebenserwartung von bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung sind in den Tabellen 3.16 und 3.17 jeweils die e_x-Werte für bayerische Nonnen und Mönche der beiden Beobachtungszeiträume den entsprechenden e_x-Werten aus den deutschen Sterbetafeln gegenübergestellt. Zusätzlich ist in den Spalten (8) und (9) der beiden Tabellen jeweils die Differenz der Werte für den Parameter Lebenserwartung im Alter x beider Perioden zu finden, wobei zu allen Werten für die bayerische Klosterbevölkerung die dazugehörigen 95%-Konfidenzintervalle angegeben sind.

Die e_x-Werte der einzelnen Altersstufen für die Frauenbevölkerungen des zweiten Beobachtungszeitraums zeigen, dass die Lebenserwartung bayerischer Nonnen 1955/85 mit der der deutschen Frauen 1970/72 praktisch übereinstimmt (siehe Tab. 3.16, Spalten 5-7). Auch im ersten Beobachtungszeit-

raum umschließt das 95%-Konfidenzintervall der jeweiligen e_x-Werte bayerischer Nonnen in fast allen Altersstufen die entsprechenden Werte der weiblichen Allgemeinbevölkerung. Lediglich im Alter 25 zeigt sich bei den bayerischen Nonnen ein statistisch signifikanter Nachteil, der aber bereits im Alter 30 verschwunden ist (siehe Tab. 3.16, Spalten 2-4). Analog ergeben sich auch in der Entwicklung der Lebenserwartung vom ersten zum zweiten Beobachtungszeitraum zwischen den beiden Bevölkerungsgruppen keine nennenswerten Unterschiede (siehe Tab. 3.16, Spalten 8 und 9). Die 95%-Konfidenzintervalle für die e_x-Differenz der beiden Beobachtungszeiträume bei den Nonnen schließen mit Ausnahme des Alters 25 in allen übrigen Altersstufen den korrespondierenden Wert der deutschen Frauen ein, so dass in der Entwicklung der Lebenserwartung zwischen bayerischen Nonnen und deutschen Frauen bis auf Alter 25 kein statistisch signifikanter Unterschied festzustellen ist (siehe Tab. 3.16, Spalten 8 und 10).

Während auch beim Vergleich der Männer von bayerischer Kloster- und deutscher Allgemeinbevölkerung im ersten Beobachtungszeitraum kein signifikanter Unterschied in der Lebenserwartung zwischen den beiden Bevölkerungsgruppen vorliegt - die e_x-Werte deutscher Männer werden in allen Altersintervallen von den entsprechenden 95%-Konfidenzintervallen für die Lebenserwartung der bayerischen Mönche eingeschlossen -, weisen die Mönche im zweiten Beobachtungszeitraum bis einschließlich Alter 75 eine statistisch signifikant höhere Lebenserwartung auf (siehe Tab. 3.17, Spalten 2-7). Dieser Vorteil beträgt im Alter 25 mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit zwischen 3,67 und 5,33 Jahre und nimmt dann sukzessive mit dem Alter ab. In der Altersstufe 75 liegt er schließlich noch zwischen 0,45 und 1,68 Jahren. Den graphischen Darstellungen dieser Ergebnisse in den Abbildungen 3.17 bis 3.20 ist die jeweilige Abweichung der Lebenserwartung bayerischer Nonnen bzw. Mönche (mit den dazugehörigen 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Frauen respektive Männer zu entnehmen, wobei das gleiche Grundschema wie bei den Abbildungen 3.7 bis 3.10 für die Sterbewahrscheinlichkeiten vorliegt.

Tabelle 3.16: Durchschnittliche Lebenserwartung der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Nonnen und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Frauen

	Sterbetafel 1910/40 bayerischer Nonnen und Sterbetafel 1924/26 deutscher Frauen			Sterbetafel 1955/85 bayerischer Nonnen und Sterbetafel 1970/72 deutscher Frauen			Differenz der e_x-Werte beider Beobachtungsperioden bayerischer Nonnen und deutscher Frauen		
Vollendetes Alter in Jahren	durchschnittliche Lebenserwartung e_x deutscher Frauen 1924/26	durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1910/40	Konfidenzintervall für die durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)	Durchschnittliche Lebenserwartung e_x deutscher Frauen 1970/72	durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1955/85	Konfidenzintervall für die durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	Differenz der e_x-Werte deutscher Frauen 1970/72 und 1924/26	Differenz der e_x-Werte bayerischer Nonnen 1955/85 und 1910/40	Konfidenzintervall für die e_x-Differenz bayerischer Nonnen 1955/85 und 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25	43,92	42,12	41,08 – 43,16	51,13	50,95	50,37 – 51,53	7,21	8,83	7,63 – 10,02
30	39,76	38,79	37,76 – 39,82	46,29	46,13	45,58 – 46,68	6,53	7,34	6,17 – 8,50
35	35,56	35,12	34,09 – 36,15	41,49	41,35	40,84 – 41,87	5,93	6,23	5,08 – 7,38
40	31,37	31,34	30,31 – 32,37	36,76	36,46	35,96 – 36,96	5,39	5,12	3,98 – 6,26
45	27,20	27,63	26,60 – 28,65	32,13	31,86	31,39 – 32,32	4,93	4,23	3,10 – 5,36
50	23,12	23,74	22,71 – 24,77	27,65	27,38	26,94 – 27,81	4,53	3,64	2,52 – 4,75
55	19,20	19,84	18,81 – 20,87	23,32	23,17	22,77 – 23,57	4,12	3,33	2,23 – 4,44
60	15,51	15,92	14,88 – 16,96	19,12	18,96	18,59 – 19,34	3,61	3,04	1,94 – 4,15
65	12,17	12,28	11,21 – 13,34	15,18	15,08	14,73 – 15,43	3,01	2,80	1,68 – 3,92
70	9,27	9,20	8,06 – 10,33	11,63	11,54	11,21 – 11,88	2,36	2,34	1,16 – 3,53
75	6,87	6,29	5,00 – 7,59	8,59	8,49	8,17 – 8,82	1,72	2,20	0,86 – 3,54
80	5,06	5,36	3,59 – 7,14	6,16	6,02	5,67 – 6,37	1,10	0,66	(-1,15) – 2,47
85	3,76	4,02	2,19 – 5,84	4,38	4,23	3,80 – 4,65	0,62	0,21	(-1,66) – 2,08

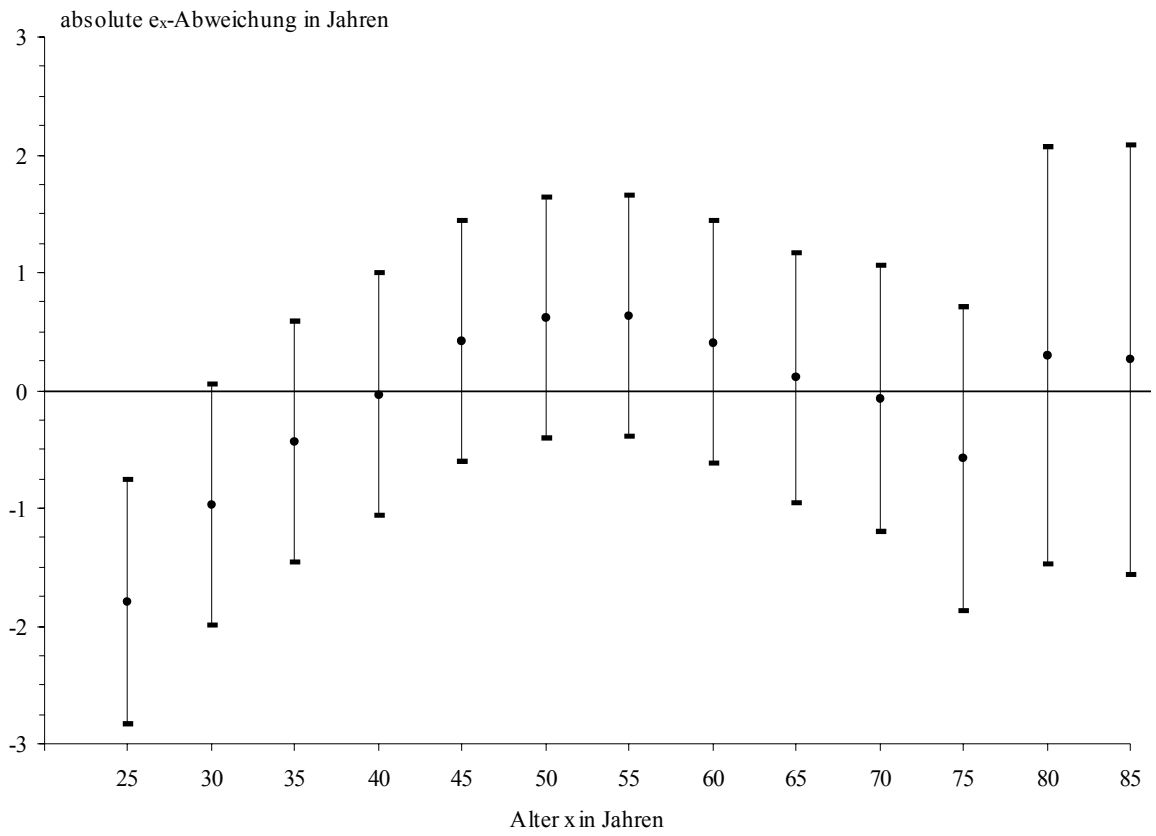
Daten deutsche Allgemeinbevölkerung: Deutsche Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72, Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen

Tabelle 3.17: Durchschnittliche Lebenserwartung der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 für bayerische Mönche und der Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 für deutsche Männer

	Sterbetafel 1910/40 bayerischer Mönche und Sterbetafel 1924/26 deutscher Männer			Sterbetafel 1955/85 bayerischer Mönche und Sterbetafel 1970/72 deutscher Männer			Differenz der e_x-Werte beider Beobachtungsperioden bayerischer Mönche und deutscher Männer		
Vollendetes Alter in Jahren	durchschnittliche Lebenserwartung e_x deutscher Männer 1924/26	durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1910/40	Konfidenzintervall für die durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)	Durchschnittliche Lebenserwartung e_x deutscher Männer 1970/72	durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1955/85	Konfidenzintervall für die durchschnittliche Lebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1955/85 ($1-\alpha = 0,95$)	Differenz der e_x-Werte deutscher Männer 1970/72 und 1924/26	Differenz der e_x-Werte bayerischer Mönche 1955/85 und 1910/40	Konfidenzintervall für die e_x-Differenz bayerischer Mönche 1955/85 und 1910/40 ($1-\alpha = 0,95$)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
25	42,70	41,95	40,37 – 43,52	45,65	50,15	49,32 – 50,98	2,95	8,20	6,42 – 9,98
30	38,56	37,80	36,24 – 39,36	40,99	45,25	44,43 – 46,06	2,43	7,45	5,68 – 9,21
35	34,30	33,91	32,35 – 35,46	36,35	40,32	39,52 – 41,12	2,05	6,42	4,67 – 8,16
40	30,05	29,51	27,97 – 31,05	31,77	35,71	34,97 – 36,46	1,72	6,20	4,49 – 7,91
45	25,90	25,30	23,78 – 26,83	27,32	30,81	30,08 – 31,54	1,42	5,51	3,81 – 7,20
50	21,89	21,85	20,33 – 23,38	23,05	26,33	25,63 – 27,02	1,16	4,47	2,80 – 6,14
55	18,09	17,88	16,36 – 19,41	19,03	21,89	21,22 – 22,55	0,94	4,00	2,34 – 5,67
60	14,60	14,23	12,69 – 15,76	15,31	17,69	17,05 – 18,33	0,71	3,46	1,80 – 5,12
65	11,46	11,27	9,69 – 12,85	12,06	14,16	13,55 – 14,77	0,60	2,90	1,20 – 4,59
70	8,74	8,82	7,13 – 10,52	9,35	10,96	10,37 – 11,56	0,61	2,14	0,34 – 3,93
75	6,50	7,49	5,64 – 9,35	7,17	8,23	7,62 – 8,85	0,67	0,74	(-1,21) – 2,69
80	4,77	5,40	3,79 – 7,01	5,36	5,87	5,18 – 6,55	0,59	0,46	(-1,28) – 2,21
85	3,50	2,78	1,50 – 4,07	3,92	4,32	3,44 – 5,20	0,42	1,54	(-0,15) – 3,10

Daten deutsche Allgemeinbevölkerung: Deutsche Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72, Daten bayerische Klosterbevölkerung: Eigene Berechnungen

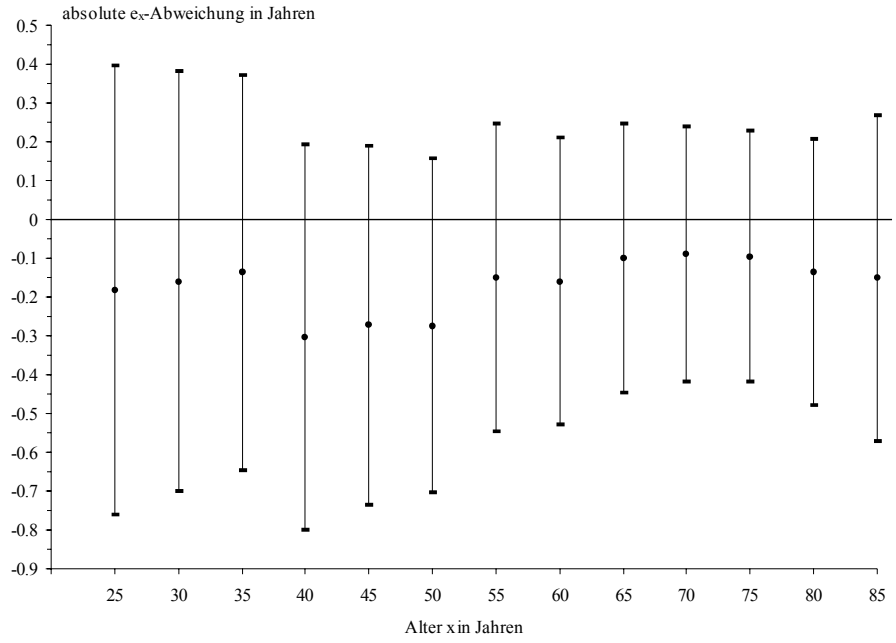
Abbildung 3.17: Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Frauen 1924/26



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

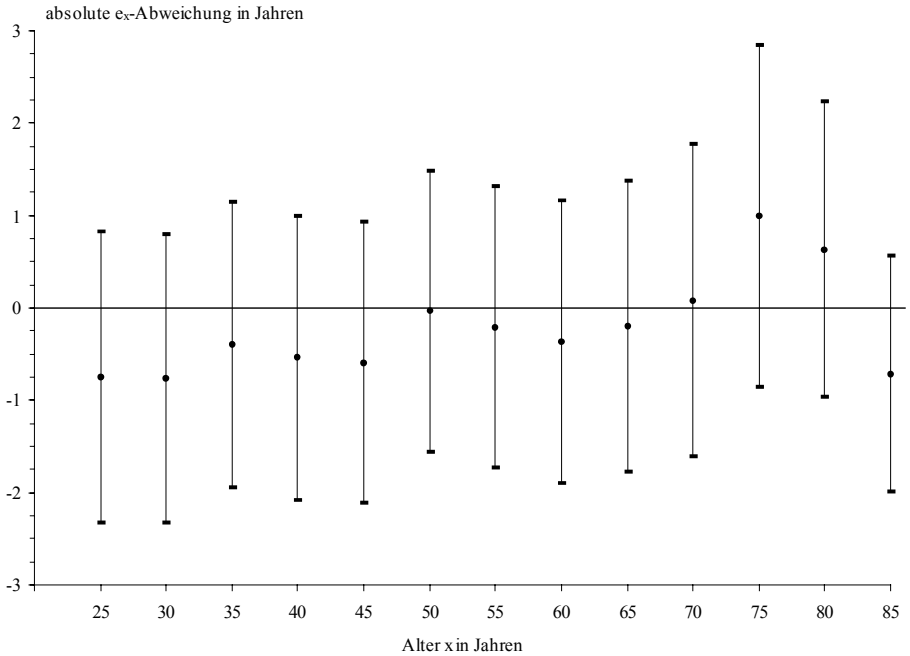
Die Fortschritte in der Lebenserwartung nach dem Zweiten Weltkrieg sind bei Nonnen und Mönchen in etwa gleich groß und gehen mit der entsprechenden Entwicklung der Frauen der deutschen Allgemeinbevölkerung einher, wohingegen die der deutschen Männer deutlich unter diesem Niveau zurückbleibt. Dies wirkt sich auch auf die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Lebenserwartung beider Bevölkerungsgruppen aus. Tabelle 3.18 ist zu entnehmen, dass im ersten Beobachtungszeitraum die Frauen von Kloster- und Allgemeinbevölkerung in etwa einen gleichen Vorteil in der Lebenserwartung gegenüber den jeweiligen Männern aufweisen. Während dieser Unterschied aber in der Allgemeinbevölkerung im Alter 25 von 1,22 Jahren 1924/26 auf 5,84 Jahre 1970/72 anwächst, bleibt er bei der bayerischen Klosterbevölkerung nahezu unverändert in einem Bereich von 0-2 Jahren zugunsten der Nonnen. Ein Blick auf die Spalten (4) und (7) der Tabelle 3.18 zeigt, dass der Wert Null von den 95%-Konfidenzintervallen des geschlechtsspezifischen Unterschieds in der Lebenserwartung zwischen bayerischen Nonnen und Mönchen in einigen Altersstufen der Sterbetafeln 1910/40 und 1955/85 eingeschlossen wird. Folglich ist nur in den übrigen Fällen überhaupt eine statistisch signifikant höhere Lebenserwartung der Nonnen gegenüber den Mönchen feststellbar. Die deutliche Auseinanderentwicklung der Lebenserwartung von Männern und Frauen der deutschen Allgemeinbevölkerung ist bei der bayerischen Klosterbevölkerung also nicht einmal ansatzweise zu erkennen, die Differenzen sind hier zum Teil sogar etwas kleiner geworden.

Abbildung 3.18: Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Nonnen 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Frauen 1970/72



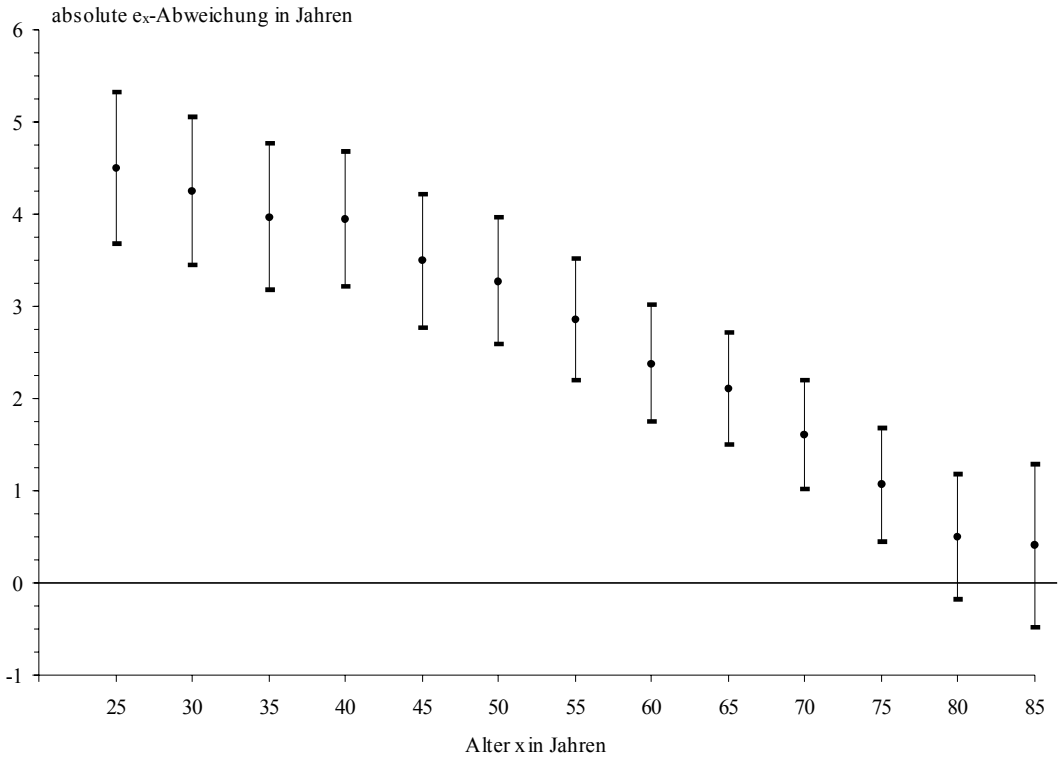
Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Abbildung 3.19: Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1910/40 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Männer 1924/26



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Abbildung 3.20: Abweichung der Restlebenserwartung e_x bayerischer Mönche 1955/85 (mit 95%-Konfidenzintervallen) von der deutscher Männer 1970/72



Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

3.2.4 Bedeutung der Ergebnisse für die zugrundeliegende Fragestellung

Im Gegensatz zur deutschen Allgemeinbevölkerung ist eine Auseinanderentwicklung im Parameter „Lebenserwartung“ von Männern und Frauen bei der bayerischen Klosterbevölkerung nicht zu beobachten. Biologische Ursachen sind folglich als alleiniger Auslöser der immer größer werdenden Unterschiede in der Lebenserwartung von Männern und Frauen ebenso auszuschließen wie die Theorie der ungleichen Selektion der beiden Weltkriege. Wären nämlich vom Menschen nicht zu beeinflussende Faktoren für die Entstehung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede verantwortlich, dann hätten sie auf alle Bevölkerungsgruppen den gleichen Einfluss und dürften sich nicht so deutlich zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung unterscheiden. Ebenso kann der Familienstand die Mortalitätsdifferenzen nicht in dem großen Umfang erklären, wie es einige Autoren angenommen haben. Wenn dies nämlich so wäre, dann müssten sich bei einem Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung bei beiden Geschlechtern identische oder zumindest vergleichbare Unterschiede zeigen. Wenn man unterstellt, dass Nonnen und Mönche in gleicher Weise vom Familienstandseffekt im Sinne der Protektionshypothese profitieren, dann müsste er sich bei auch den Nonnen gegenüber den Frauen der Allgemeinbevölkerung in zumindest kleinem Ausmaß bemerkbar machen.

Tabelle 3.18: Differenz im Parameter Lebenserwartung im Alter x von Frauen und Männern der deutschen Allgemeinbevölkerung und der bayerischen Klosterbevölkerung

	Differenz im Parameter e_x von Frauen und Männern - 1. Beobachtungszeitraum			Differenz im Parameter e_x von Frauen und Männern - 2. Beobachtungszeitraum		
Vollendetes Alter in Jahren	Deutsche Allgemeinbevölkerung 1924/26	Bayerische Klosterbevölkerung 1910/40	Konfidenzintervall für die e_x-Differenz d. bayer. Klosterbev. 1910/1940 ($1-\alpha = 0,95$)	Deutsche Allgemeinbevölkerung 1970/2	Bayerische Klosterbevölkerung 1955/85	Konfidenzintervall für die e_x-Differenz d. bayer. Klosterbev. 1955/1985 ($1-\alpha = 0,95$)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
25	1,22	0,17	(-1,71) – 2,06	5,48	0,80	(-0,21) – 1,81
30	1,20	0,99	(-0,88) – 2,86	5,30	0,89	(-0,09) – 1,86
35	1,26	1,22	(-0,64) – 3,08	5,14	1,03	0,08 – 1,98
40	1,32	1,83	(-0,02) – 3,68	4,99	0,74	(-0,15) – 1,64
45	1,30	2,32	0,48 – 4,16	4,81	1,05	0,18 – 1,91
50	1,23	1,89	0,05 – 3,72	4,60	1,05	0,23 – 1,87
55	1,11	1,96	0,12 – 3,79	4,29	1,29	0,51 – 2,06
60	0,91	1,69	(-0,16) – 3,54	3,81	1,27	0,54 – 2,01
65	0,71	1,01	(-0,89) – 2,92	3,12	0,92	0,22 – 1,62
70	0,53	0,37	(-1,66) – 2,41	2,28	0,58	(-0,10) – 1,26
75	0,37	-1,20	(-3,46) – 1,06	1,42	0,26	(-0,43) – 0,96
80	0,29	-0,04	(-2,43) – 2,35	0,80	0,16	(-0,61) – 0,92
85	0,26	1,24	(-1,00) – 3,47	0,46	-0,09	(-1,07) – 0,88

Daten deutsche Allgemeinbevölkerung: Berechnet aus den deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72,

Obwohl sich auch die Frauen der deutschen Allgemeinbevölkerung und die bayerischen Nonnen in ihrer Lebensweise unterscheiden, weisen beide im gesamten Beobachtungszeitraum identische Überlebensverhältnisse auf. Die einzigen Unterschiede im Zeitraum 1910-1940 sind vermutlich auf die erhöhte Tuberkulosesterblichkeit der Nonnen zurückzuführen und sind damit keine direkte Folge von Verhaltensunterschieden. Aber warum ist zwischen Nonnen und Frauen der Allgemeinbevölkerung trotz der zweifelsohne unterschiedlichen Verhaltensweisen keine Differenz in der Lebenserwartung auszumachen? Unterscheiden sich die weltlichen Verhaltensweisen von Männern und Frauen so stark, dass bei einem Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung bei den Männern ein so deutlicher, aber bei den Frauen überhaupt kein Unterschied festgestellt werden kann?

Das United Nations Secretariat (1988) fand bei den Industrieländern in den Altersstufen 45-74 die größten Beiträge zur Entstehung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede. Das ist in etwa

die gleiche Altersspanne, in der auch die Mönche im zweiten Beobachtungszeitraum bei den Sterbewahrscheinlichkeiten die größten Vorteile gegenüber der männlichen Allgemeinbevölkerung aufweisen (siehe Abb. 3.10). Was unterscheidet also diese Alterstufen bei den Männern der Allgemeinbevölkerung von den Nonnen, Mönchen und auch von der weiblichen Allgemeinbevölkerung?

Diese Sterblichkeitsunterschiede können eigentlich nur aus unterschiedlichen Verhaltensweisen und sozio-ökonomischen Belastungen resultieren, die sich dann in den sogenannten „Typ A"-Verhaltensweisen, erhöhtem Nikotingenuss und ähnlichem niederschlagen. Denn im Vergleich zur männlichen Allgemeinbevölkerung, welcher mit zunehmendem Alter immer mehr Verantwortung im beruflichen und familiären Bereich übertragen wird, bleiben die Beschäftigungen der Nonnen und Mönche zum größten Teil ein Leben lang sehr ähnlich, und bestimmt nimmt auch der Druck auf das Individuum im Kloster nicht mit dem Alter zu. Allerdings bleibt selbst nach Ausschaltung der wichtigsten verhaltens- und umweltbedingten Unterschiede, die bei weltlichen Bevölkerungen zwischen Männern und Frauen auftreten, eine kleine Differenz zugunsten der Frauen übrig, auch wenn diese bei der bayerischen Klosterbevölkerung nur in einigen Altersstufen der Klostersterbetafeln mit statistischer Signifikanz festzustellen ist. Damit unterstützt diese Arbeit die Hypothese Pressats (1973), der vermutete, dass biologische Faktoren eine Lebenserwartungsdifferenz zwischen den Geschlechtern von etwa 1-2 Jahren bewirken könnten, wohingegen der Rest im Wesentlichen auf soziale, ökonomische und kulturelle Faktoren zurückzuführen sei (siehe Kap. 1.1.2.3).

Man sollte bei der Suche einer Antwort auf die Frage nach den Ursachen für die überhöhte Männersterblichkeit jedoch nicht vergessen, dass heute in einigen wenigen Entwicklungsländern „umgekehrte" Verhältnisse anzutreffen sind, was von den Vertetern der Theorie, dass derartige Verhältnisse auch zumindest vor Mitte des 17. Jahrhunderts in Europa existiert hätten, in ihrer Argumentation mit angeführt wird (siehe z. B. Johansson 1991). Der Grund hierfür liegt aber wohl darin, dass die für diese umgekehrten Verhältnisse verantwortlichen Ursachen für die Frauen einen wesentlich größeren Nachteil bringen, als sie aufgrund natürlicher Faktoren gegenüber den Männern eigentlich bevorteilt wären. Da nämlich das männliche Geschlecht schon bei der Säuglingssterlichkeit benachteiligt ist, ist eine in der Vergangenheit generell höhere Lebenserwartung der Männer nur schwer vorstellbar, da zur damaligen Zeit die Säuglingssterblichkeit die Lebenserwartung bei Geburt noch um ein Vielfaches mehr beeinflusste als dies heute der Fall ist. Demnach besteht kein Grund zu der Schlussfolgerung, dass biologische Faktoren, welche eine höhere Lebenserwartung der Frauen bedingen, aufgrund der Tatsache, dass in einigen Gesellschaften Männer die besseren Überlebensverhältnisse aufweisen, nicht existieren können.

Übrig bleibt die Frage, warum Madigan (1957) bei seinem Vergleich von US-amerikanischer Kloster- und Allgemeinbevölkerung zu völlig anderen Ergebnissen gelangte, stellte er doch bei beiden Bevölkerungsgruppen eine fast identische Entwicklung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede fest. Der Grund dieser Diskrepanz zwischen der Arbeit Madigans und der vorliegenden Klosterstudie liegt wohl in der relativ geringen Anzahl an Sterbefällen männlicher Ordensmitglieder in der Madigan-Studie. Trotz des insgesamt großen Stichprobenumfangs standen ihm für den gesamten Untersuchungszeitraum 1900-1953 nur 788 Sterbefälle von Mönchen zur Verfügung. Aus den in einer Fuß-

note angegebenen Standardabweichungen für die Lebenserwartung der Ordensmitglieder im Alter 15 (!) des Gesamtzeitraums ergibt sich bei den Nonnen und Mönchen nach Berechnung der 95%-Konfidenzintervalle eine Differenz in der Lebenserwartung im Alter 15 von 1,02 - 4,15 Jahren, was schon an sich seine Ergebnisse bereits erheblich einschränkt. Da er aber aus diesen Daten Sterbetafeln für vier Zehnjahresperioden und eine Fünfjahresperiode erstellte, kann man wohl davon ausgehen, dass seine Ergebnisse keinerlei statistische Signifikanz aufweisen. Zum Vergleich sei an dieser Stelle angemerkt, dass sich in dieser Klosterstudie bei 1802 Sterbefällen bayerischer Nonnen für eine Dreißigjahresperiode immer noch 95%-Konfidenzintervalle für die Lebenserwartung von der Breite eines ganzen Jahres ergeben (siehe Tab. 3.9, Spalte 10). Demnach wird der Aussagegehalt der vorliegenden Arbeit durch die Ergebnisse Madigans nicht beeinträchtigt.

Das Fazit dieser Arbeit lautet, dass sich die Unterschiede in der Lebenserwartung von Männern und Frauen unter identischen Lebensbedingungen, wie sie im Kloster vorzufinden sind, und bei gleichen Berechnungsverfahren im Zeitraum 1910-1985 eben nicht wie bei der Allgemeinbevölkerung kontinuierlich vergrößert haben, sondern konstant auf einem Niveau von 0-2 Jahren zugunsten der Frauen bestehen blieben.

III. Zusammenfassung

Mittels einer Mortalitätsanalyse bei 11624 bayerischen Nonnen und Mönchen wurde untersucht, ob sich bezüglich der allgemeinen Sterblichkeitsverhältnisse und vor allem bezüglich der geschlechtsspezifischen Differenzen in der Lebenserwartung Unterschiede zwischen bayerischer Klosterbevölkerung und deutscher Allgemeinbevölkerung zeigen oder nicht. Bei letzterer entwickelte sich diese Differenz bei Geburt von 2,87 Jahren zugunsten der Frauen nach der deutschen Sterbetafel 1871/81 bis heute auf 6,04 Jahre in den alten und sogar 7,04 Jahre in den neuen Bundesländern (deutsche Sterbetafel 1996/98). Für einen adäquaten Vergleich der beiden Bevölkerungsgruppen wurden für die bayerische Klosterbevölkerung nach dem Verfahren von Chiang Periodensterbetafeln für die Jahre 1910-1940 und 1955-1985 erstellt und mit den allgemeinen deutschen Sterbetafeln 1924/26 und 1970/72 verglichen. Die für die Sterbetafelkonstruktion nötigen Daten wurden mit den vom Verfasser dieser Arbeit entwickelten SPSS für Windows Syntax Programmen „Episoden-Splitting“ und „Fraction-Calculation“ ermittelt. Von den erfassten 11624 Ordensmitgliedern gingen insgesamt 5806 Nonnen und 2594 Mönche, die während des Beobachtungszeitraums 1910-1985 in bayerischen Klöstern lebten, in die Analyse ein.

Verschiedene ältere Klosterstudien kamen bei der Untersuchung ähnlicher Fragestellungen zu völlig unterschiedlichen Ergebnisse. Da jedoch alle diese Arbeiten mehr oder weniger große methodische Fehler aufweisen, ist eine Einordnung deren Ergebnisse nur schwer möglich. Einigkeit besteht lediglich in der Feststellung, dass Nonnen in der ersten Hälfte dieses Jahrhunderts aufgrund einer überhöhten Tuberkulosesterblichkeit infolge der Krankenpflege und begünstigt durch das enge Zusammenleben in den Klöstern eine geringere Lebenserwartung aufwiesen als die Frauen der Allgemeinbevölkerung.

Da sämtliche ältere Klosterstudien Missionarinnen und Missionare unter der Annahme, dass die Missionstätigkeit deren Überlebensverhältnisse im Vergleich zu den im Heimatland gebliebenen Ordensmitgliedern verschlechtere, nicht mit in ihre Arbeiten einbezogen, wurde diese Frage anhand des Vergleichs aller im Zeitraum 1910-1985 in bayerischen Klöstern lebenden und in Mission tätigen Ordensmitgliedern mit den übrigen Nonnen und Mönchen mittels einer Längsschnittanalyse nach dem Kaplan-Meier-Verfahren untersucht. Überraschenderweise zeigt sich hier bei den Nonnen kein signifikanter Unterschied in der Sterblichkeit zwischen Missionarinnen und in bayerischen Klöstern gebliebenen Ordensmitgliedern, bei den Mönchen können die ungünstigeren Survivalverläufe der Missionare vermutlich auf das vergleichsweise hohe Alter bei Missionsbeginn zurückgeführt werden. Die Ursache hierfür liegt wohl in einer bewussten, auf körperlichen und gesundheitlichen Kriterien basierenden Auswahl der in die Mission gesandten Personen, vor allem seitens der Frauenorden. Da also die Missionstätigkeit nicht - wie ursprünglich vermutet - die Überlebensverhältnisse im Vergleich zu den in heimatlichen Klöstern lebenden Ordensmitgliedern beeinträchtigt, wurden alle einst bzw. noch in Mission tätigen Nonnen und Mönche in die Mortalitätsanalyse mit einbezogen.

Diese ergab für die Mortalitätsverhältnisse und deren Entwicklung bei bayerischen Nonnen und deutschen Frauen ein nahezu identisches Bild. Lediglich im ersten Beobachtungszeitraum 1910-1940 weisen die Nonnen in den untersten Altersstufen signifikante Nachteile gegenüber den deutschen Frauen auf. Aufgrund der Ergebnisse der älteren Klosterstudien ist dies vermutlich auch hier auf eine erhöhte Tuberkulose-Sterblichkeit der Nonnen zur damaligen Zeit zurückzuführen. Dagegen zeigt sich beim

Vergleich von bayerischen Mönchen und deutschen Männern ein völlig anderes Bild. Wenngleich auch hier im ersten Beobachtungszeitraum zwischen beiden Bevölkerungsgruppen kein signifikanter Unterschied in der Lebenserwartung festzustellen ist, zeigen die bayerischen Mönche im zweiten Beobachtungszeitraum 1955-1985 deutlich bessere Überlebensverhältnisse als die deutschen Männer. Hier weisen die Mönche von Alter 25 bis einschließlich Alter 75 eine signifikant höhere Lebenserwartung auf. Während sich also bei der deutschen Allgemeinbevölkerung der Unterschied in der Lebenserwartung von Frauen und Männern immer mehr vergrößerte, blieb diese Differenz bei der bayerischen Klosterbevölkerung während des Untersuchungszeitraums 1910-1985 konstant zwischen 0 und 2 Jahren zugunsten der Nonnen. Dabei resultiert dieser Unterschied zur Allgemeinbevölkerung aufgrund der identischen Lebenserwartung von bayerischen Nonnen und deutschen Frauen ausschließlich aus den vergleichsweise schlechten Überlebensbedingungen der Männer der deutschen Allgemeinbevölkerung, deren Entwicklung der Mortalitätsreduktion deutlich hinter der von bayerischen Nonnen, Mönchen und deutschen Frauen zurückblieb.

Man kann zusammenfassend also feststellen, dass sich die Lebenserwartung von Frauen und Männern mit gleichen Verhaltensweisen und Lebensbedingungen im Verlauf des 20. Jahrhunderts vollkommen identisch entwickelt hat. Damit können sämtliche in der Literatur diskutierten möglichen Ursachen für die Entwicklung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede, die nicht vom Menschen selbst beeinflussbar sind - wie biologische Faktoren oder die Theorie der ungleichen Selektion der beiden Weltkriege - unmöglich die alleinigen Auslöser für dieses Phänomen sein. Die vorliegende Arbeit zeigt also, dass für die Auseinanderentwicklung der Lebenserwartung von Frauen und Männern der Allgemeinbevölkerung wohl ausschließlich Veränderungen in den Lebensverhältnissen der weltlichen Bevölkerung verantwortlich sind. Beispiele hierfür wären die immer größer werdende Stressbelastung für die berufstätige Bevölkerung oder unterschiedliche gesundheitsbeeinflussende Verhaltensweisen uns Lebensstile von Männern und Frauen, wie z. B. der erhöhte Zigaretten- und Alkoholkonsum der Männer.

IV. Literaturverzeichnis

Aaby, P., 1998: Are men weaker or do their sisters talk too much? Sex differences in childhood mortality and the construction of 'biological' differences. In: Basu, A. M.; Aaby, P. (Hrsg.): The methods and uses of anthropological demography. Oxford: 223-245.

Acsádi, G; Nemeskéri, J., 1970: History of human life span and mortality. Budapest.

Anderson, O. et al., 1976: Schätzen und Testen. Eine Einführung in die Wahrscheinlichkeitstheorie und schließende Statistik. Berlin, Heidelberg.

Andreev, K., 2000: Sex differentials in survival in the Canadian population, 1921-1997. A descriptive analysis with focus on age-specific structure. In: Demographic Research 3, Art. 12.

Angele, G., 1997: SPSS für Windows. Eine befehlsorientierte Einführung. Schriftenreihe des Rechenzentrums der Otto-Friedrich-Universität Bamberg, H. 7. Bamberg.

Barrow, J. G. et al., 1960: Studies in artherosclerosis. III. An epidemiologic study of artherosclerosis in Trappist and Benedictine monks. A preliminary report. In: Annals of Internal Medicine 52: 368-377.

Bell, F. C.; Wade, A. H.; Goss, S. C., 1992: Life tables for the United States Social Security area 1900-2080. Actuarial Study, Nr. 107. Washington D. C.

Berkel, J.; de Waard, F., 1983: Mortality pattern and life expectancy of Seventh-Day Adventists in the Netherlands. In: International Journal of Epidemiology 12: 455-459.

Birg, H., 2000: An approach for forecasting life expectancy and its application in Germany. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 25: 175-198.

Bleymüller, J.; Gehlert, G.; Gülicher, H., 1996: Statistik für Wirtschaftswissenschaftler. München.

Blossfeld, H.-P.; Hamerle, A.; Mayer, K. U.1986: Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt/Main, New York.

Blum, A., 1990: Mortalité différentielle du XVIIe au XIXe siècle. Espace et société. In: Annales de Démographie Historique: 13-22.

Böckh, R., 1893: Halley als Statistiker. Zur Feier des zweihundertjährigen Bestehens von Halley's Sterblichkeitstafel. In: Bulletin de l'Institut International de Statistique, Tome VII: 1-24.

Boldrini, M.; Uggé, A., 1926: La mortalità dei missionari. Pubblicazioni della Università Cattolica del Sacro Cuore, Serie Ottava, Volume 2. Mailand.

Boosalis, M. et al, 1996: Acute phase response and plasma carotenoid concentrations in older women. Findings from the nun study. In: Nutrition 12: 475-478.

Brasche, O., 1870: Beitrag zur Methode der Sterblichkeitsberechnung und zur Mortalitätsstatistik Russland's. Würzburg.

Breslow, L.; Breslow, N., 1993: Health practices and disability. Some evidence from Alamenda County. In: Preventive Medicine 22: 86-95.

Brown, J. E. et al., 1990: Videotape dietary assessment. Validity, reliability, and comparison of results with 24-hour dietary recalls from elderly women in a retirement home. In: Journal of the American Dietetic Association 90: 1675-1679.

Büttner, T., 1995: Sex differentials in old-age mortality. In: Population Bulletin of the United Nations 39: 18-44.

Burbank, F., 1972: U.S. lung cancer death rates begin to rise proportionately more rapidly for females than for males. A dose-response factor. In: Journal of Chronic Disease 25: 473-479.

Burch, P. R. J., 1974: What limits the life span? In: Benjamin, B.; Cox, P. R.; J. Peel (Hrsg.): Population and the new biology. London, New York: 31-56.

Butler, S. M.; Ashford, J.; Snowdon, D., 1996: Age, education and changes in the mini-metal state exam scores of older women. Findings from the nun study. In: Journal of the American Geriatrics Society 44: 675-681.

Butler, S. M.; Snowdon, D., 1996: Trends in mortality in older women. Findings from the nun study. In: Journal of Gerontology: Social Sciences 51B: 201-208.

Byrne, J.; Warburton, D., 1987: Male excess among anatomically normal fetuses in spontaneous abortions. In: American Journal of Medical Genetics 26: 605-611.

Carey, A. D.; Lopreato, J., 1995: The biological evolution of the male-female mortality differential. In: The Mankind Quarterly 36: 3-28.

Carey, J. R., 1997: What demographers can learn from fruit fly actuarial models and biology. In: Demography 34: 17-30.

Carter, L. R.; Lee, R. D., 1992: Modeling and forecasting U. S. sex differentials in mortality. In: International Journal of Forecasting 8: 393-412.

Casper, J. L., 1835: Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen in den verschiedenen bürgerlichen und geselligen Verhältnissen, nach ihren Bedingungen und Hemmnissen untersucht. Berlin.

Chiang, C. L., 1984: The life table and its applications. Malabar.

Christensen, K. et al., 2000: X-linked genetic factors regulate hematopoietic stem-cell kinetics in females. In: Blood 95: 2449-2451.

Coale, A. J., 1996: Age patterns and time sequence of mortality in national populations with the highest expectation of life at birth. In: Population and Development Review 22: 127-135.

Comfort, A., 1956: The biology of senescene. London.

Cornet, G., 1890: Die Sterblichkeitsverhältnisse in den Krankenpflegeorden. In: Cornet, G.: Ueber Tuberculose. Leipzig: 159-194.

Creasy, M. R., 1977: The primary sex ratio of man. In: Annals of Human Biology 4: 390-392.

Danner, D.; Snowdon, D.; Friesen, W., 2001: Positive emotions in early life and longevity. Findings from the nun study. In: Journal of Personality and Social Psychology 80: 804-813.

Dasgupta, P., 1990: Well-being and the extent of its realisation in poor countries. In: The Economic Journal 100, (Supplement): 1-32.

Davis, V., 1998: Medieval longevity. The experience of members of religious orders in late medieval England. In: Medieval Prosopography 19: 111-124.

Daw, R. H., 1961: The comparison of male and female mortality rates. In: Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General) 124: 20-43.

Degenhardt, A.; Michaelis, H., 1977: Primäres Geschlechtsverhältnis 125 ♂ zu 100 ♀? Analyse eines Artefakts. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 3: 3-22.

De Gouw, H. W. et al., 1995: Decreased mortality among contemplative monks in the Netherlands. In: American Journal of Epidemiology 141: 771-775.

Deparcieux, M., 1746: Essai sur les probabilités de la durée de la vie humaine. D'ou l'on déduit la manière der déterminer les rentes viageres, tant simples qu'en Tontines. Précédé d'une courte explication sur les rentes à terme, ou annuités. Paris.

De Stavola, B., 1987: Statistical facts about cancers on which Doctor Rigoni-Stern based his contribution to the surgeons' subgroup of the IV congress of the italian scientists on 23 september 1842.

From Giornale par servire al Progressi della Patologia e della Terapeutica, Series 2, Volume 2, pp 507-517 (1842). Translation. In: Statistics in Medicine 6: 881-884.

Deutsche Stiftung Weltbevölkerung (Hrsg.), 2000: Weltbevölkerung. Soziale und demographische Daten zu den Ländern und Regionen der Welt. Hannover.

Dinet, D., 1978: Mourir en religion aux dix-septième et dix-huitième siècles. La mort dans quelques couvents des diocèses d'Auxerre, Langres et Dijon. In: Revue historique 259: 29-54.

Dinkel, R. H., 1984: Sterblichkeit in Perioden- und Kohortenbetrachtung. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 10: 477-500.

Dinkel, R. H., 1989: Demographie. Band 1: Bevölkerungsdynamik. München.

Dinkel, R. H., 1992a: Demographische Alterung. Ein Überblick unter besonderer Berücksichtigung der Mortalitätsentwicklungen. In: Baltes, P. B.; J. Mittelstraß (Hrsg.): Zukunft des Alterns und gesellschaftliche Entwicklung. Berlin, New York: 62-93.

Dinkel, R. H., 1992b: Kohortensterbetafeln für die Geburtsjahrgänge ab 1900 bis 1962 in den beiden Teilen Deutschlands. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 18: 95-116.

Dinkel, R. H., 1996: Kohortensterbetafeln. Ein Überblick über Logik, Konstruktionsverfahren und Anwendungsmöglichkeiten. In: Dinkel, R. H.; Höhn, C.;. Scholz, R. D (Hrsg.): Sterblichkeitsentwicklung unter besonderer Berücksichtigung des Kohortenansatzes. Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung, Bd. 23. München: 27-44.

Dinkel, R. H.; Luy, M., 1999: Natur oder Verhalten? Ein Beitrag zur Erklärung der männlichen Übersterblichkeit durch einen Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 24: 105-132.

Dupâquier, J., 1996: L'invention de la table de mortalité. Paris.

Eiben, B. et al., 1990: Cytogenetic analysis of 750 spontaneous abortions with the direct-preparation method of chorionic villi and its implications for studying genetic causes of pregnancy wastage. In: American Journal of Human Genetics 47: 656-663.

Efron, B.,1979: Bootstrap methods. Another look at the jackknife. In: The Annals of Statistics 7: 1-26.

Efron, B., 1981: Censored data and the bootstrap. In: Journal of the American Statistical Association 76: 312-319.

Efron, B., 1988: Logistic regression, survival analysis and the Kaplan-Meier curve. In: Journal of the American Statistical Association 83: 414-425.

Ehrenberg, A. S., 1986: Statistik oder der Umgang mit Daten. Eine praktische Einführung mit Übungen. Weinheim.

Fecher, C. J., 1927a: Decline of the tuberculosis death rate among sisters. In: America 38: 58-60.

Fecher, C. J., 1927b: The longevity of members of catholic religious sisterhoods. Washington, D. C.

Feichtinger, G.,1973: Bevölkerungsstatistik. Berlin, New York.

Fraumeni, J. F. et al., 1969: Cancer mortality among nuns. Role of marital status in etiology of neoplastic disease in women. In: Journal of the National Cancer Institute 42: 455-468.

Gärtner, K.,1990: Sterblichkeit nach dem Familienstand. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 16: 53-66.

Gage, T. B., 1994: Population variation in the cause of death. Level, gender, and period effects. In: Demography 31: 271-296.

Gagnon, F., 1950: Contribution to the study of the etiology and prevention of cancer of the cervix of the uterus. In: American Journal of Obstetrics and Gynaecology 60: 516-522.

Gagnon, F., 1953: The lack of occurrence of cervical carcinoma in nuns. In: American Cancer Society (Hrsg.): Proceedings of the Second National Cancer Conference. New York: 625-634.

Gehrmann, R.,1984: Übersterblichkeit der Frauen als historisch-demographisches Problem. In: Putz, F.; K. Schwarz (Hrsg.): Neuere Aspekte der Sterblichkeitsentwicklung. Wiesbaden: 71-83.

Greenwood, M., 1926: A report on the natural duration of cancer. In: Reports on Public Health and Medical Subjects 33: 1-26.

Greiner, L.; Snowdon, D., 1997: Underrecognition of dementia by caregivers cuts across cultures. In: Journal of the American Medical Association 277: 1757.

Greiner, P.; Snowdon, D.; Greiner, L., 1996a: The relationship of self-rated function and self-rated health to concurrent functional ability, functional decline, and mortality. Findings from the nun study. In: Journal of Gerontology: Social Sciences 51B: S234-S241.

Greiner, P.; Snowdon, D.; Greiner, L., 1999: Self-rated function, self-rated health and postmortem evidence of brain infarcts. Findings from the nun study. In: Journal of Gerontology: Social Sciences 54B: S219-S222.

Greiner, P.; Snowdon, D.; Schmitt, F., 1996b: The loss of independence in activities of daily living. The role of low normal cognitive function in elderly nuns. In: American Journal of Public Health 86: 62-66.

Griffiths, M.,1991: Nuns, virgins, and spinsters. Rigoni-Stern and cervical cancer revisited. In: British Journal of Obstetrics and Gynaecology 98: 797-802.

Grodstein, F. et al., 1997: Postmenopausal hormone therapy and mortality. In: New England Journal of Medicine 336: 1769-1775.

Groen, J. J. et al., 1962: The influence of nutrition and ways of life on blood cholesterol and the prevalence of hypertension and coronary heart disease among Trappist and Benedictine monks. In: American Journal of Clinical Nutrition 10: 456-470.

Gross, M.; Snowdon, D., 1996: Plasma antioxidant concentrations in a population of elderly women. Findings from the nun study. In: Nutrition Research 16: 1881-1890.

Hall, W. J.; Wellner, J. A., 1980: Confidence bands for a survival curve from censored data. In: Biometrika 67: 133-143.

Halley, E., 1693: An estimate of the degrees of the mortality of mankind drawn from curious tables of the births and funerals at the city of Breslau. In: Philosophical Transactions 17: 596-610.

Hamilton, J. B., 1948: The role of testicular secretions as indicated by the effects of castration in man and by studies of pathological conditions and the short life span associated with maleness. In: Recent Progress in Hormone Research 3: 257-322.

Hamilton, J. B.; Mestler, G. E., 1969: Mortality and survival. Comparisons of eunuchs with intact men and women in mentally retarded populations. In: Journal of Gerontology 24: 395-411.

Hammond, E. C., 1966: Smoking in relation to the death rates of one million men and women. In: Haenszel, W. (Hrsg.): Epidemiological approaches to the study of cancer and other chronic diseases. Washington, D. C.: 127-171.

Harriman, L. P. et al., 1990: Temporomandibular joint dysfunction and selected health parameters in the elderly. In: Oral Surgery, Oral Medicine, and Oral Pathology 70: 406-413.

Harris, E. K.; Albert, A., 1991: Survivorship analysis for clinical studies. New York, Basel, Hong Kong.

Harvey, B., 1993: Living and dying in England 1100-1540. The monastic experience. Oxford.

Hassold, T.; Quillen,: D.; Yamane, J. A.,1983: Sex ratio in spontaneous abortions. In: Annals of Human Genetics 47: 39-47.

Haudidier, B., 1996: Vergleich der Sterblichkeitsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland und in Frankreich 1950 bis 1989. In: Dinkel, R. H.; Höhn, C.; R. D. Scholz (Hrsg.): Sterblichkeitsentwicklung unter besonderer Berücksichtigung des Kohortenansatzes. Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung, Bd. 23. München: 139-152..

Hastings, D. W.; Berry, L. G. (Hrsg.), 1979: Cohort analysis. A collection of interdisciplinary readings. Oxford.

Hatcher, J., 1986: Mortality in the fifteenth century. Some new evidence. In: Economic History Review 39: 19-38.

Hatzold, O., 1983: Knabenüberschuß bei der primären Sexualproportion weiterhin wahrscheinlich. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 5: 13-24.

Hauser, J. A., 1983: Ansatz zu einer ganzheitlichen Theorie der Sterblichkeit. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 9: 159-186.

Hayes,: G.; Feinleib, M., 1980: Women, work and coronary heart disease. Prospective findings from the Framingham Heart Study. In: American Journal of Public Health 70: 133-141.

Hayflick, L.: The cell biology of human aging. In: New England Journal of Medicine 295, 1976,: 1302-1308.

Hazzard, W. R.: Biological basis of the sex differential in longevity. In: Journal of the American Geriatrics Society 34, 1986,: 455-471.

Heligman, L.: Patterns of sex differentials in mortality in less developed countries. In: Lopez, A. D.; L. T. Ruzicka (Hrsg.): Sex differentials in mortality. Trends, determinants and consequences. Canberra 1983,: 7-32.

Henry, L.; Blum, A. 1988: Techniques d'analyse en démographie historique. Paris.

Hochstädter, D., 1987: Einführung in die statistische Methodenlehre. Frankfurt/Main.

Höhn, C., 1984: Generationensterbetafeln versus Periodensterbetafeln. In: Putz, F.; Schwarz, K. (Hrsg.): Neuere Aspekte der Sterblichkeitsentwicklung. Wiesbaden: 117-143.

Höhn, C., 1996: Kohortensterblichkeit unter besonderer Berücksichtigung der Weltkriege. In: Dinkel, R. H.; Höhn, C.; R. D. Scholz (Hrsg.): Sterblichkeitsentwicklung unter besonderer Berücksichtigung des Kohortenansatzes. Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung, Bd. 23. München: 45-66.

Höhn, C., 2000: Mortalität. In: Mueller, U.; Nauck, B. C.; A. Diekmann (Hrsg.): Handbuch der Demographie, Bd. 2: Anwendungen. Berlin u. a.: 751-781.

Holden, C., 1983: Can smoking explain ultimate gender gap? In: Science 221: 1034.

Holden, C., 1987: Why do women live longer than men? In: Science 238: 158-160.

Hollingsworth, T. H., 1969: Historical demography. Ithaca, New York.

Horiuchi, S., 1983: The long-term impact of war on mortality. Old-age mortality of the First World War survivors in the Federal Republic of Germany. In: Population Bulletin of the United Nations 15: 80-92.

Horiuchi, S., 1997: Postmenopausal acceleration of age-related mortality increase. In: Journal of Gerontology (Biological Sciences) 52A: B78-B92.

Hummer, R. A.; Nam, C. B.; Rogers, R. G., 1998: Adult mortality differentials associated with cigarette smoking in the USA. In: Population Research and Policy Review 17: 285-304.

Imhof, A. E., 1977: Einführung in die Historische Demographie. München.

Imhof, A. E., 1979: Die Übersterblichkeit verheirateter Frauen im fruchtbaren Alter. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 5: 487-510.

Janssen, J.; Laatz, W., 1997: Statistische Datenanalyse mit SPSS für Windows. Eine anwendungsorientierte Einführung in das Basissystem und das Modul Exakte Tests. Berlin, Heidelberg, New York.

Jenkins, C. D., 1976: Recent evidence supporting psychologic and social risk factors for coronary disease. In: The New England Journal of Medicine 294: 1033-1038.

Johansson,: R., 1991: Welfare, mortality and gender. Continuity and change in explanations for male/female mortality differences over three centuries. In: Continuity and Change 6: 135-177.

Johnson, A.,1977: Sex differentials in coronary heart disease. The explanatory role of primary risk factors. In: Journal of Health and Social Behaviour 18: 46-54.

Kalbfleisch, J. D.; Prentice, R. L., 1980: The statistical analysis of failure time data. New York u. a.

Kannel, W. B. et al., 1976: Menopause and risk of cardiovascular disease. The Framingham study. In: Annals of Internal Medicine 85: 447-452.

Kannisto, V. et al., 1994: Reductions in mortality at advanced ages. Several decades of evidence from 27 countries. In: Population and Development Review 20: 793-810.

Kaplan, E. L.; Meier, P., 1958: Nonparametric estimation from incomplete observations. In: Journal of the American Statistical Association 53: 457-481.

Kemper, S. et al., 2001: Language decline across the life span. Findings from the nun study. In: Psychology and Aging 16: 227-239.

Kinlen, L. J., 1982: Meat and fat consumption and cancer mortality. A study of strict religious orders in Britain. In: The Lancet: 946-949.

King, H.; Bailar, J. C., 1969: The health of clergy. A review of demographic literature. In: Demography 6: 27-43.

Klein, J. P.; Moeschberger, M. L., 1997: Survival analysis. Techniques for censored and truncated data. New York et al.

Klein, T., 1988: Mortalitätsveränderungen und Sterbetafelverzerrungen. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 14: 49-67.

Klein, T., 1993: Soziale Determinanten der Lebenserwartung. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 45: 712-730.

Klotz, T.; Hurrelmann, K.; Eickenberg, H.-U., 1998: Der frühe Tod des starken Geschlechts. In: Deutsches Ärzteblatt 95: A460-A464.

Knapp, G. F., 1874: Theorie des Bevölkerungs-Wechsels. Abhandlungen zur angewandten Mathematik. Braunschweig.

Knodel, J., 1975: Ortssippenbücher als Quelle für die Historische Demographie. In: Geschichte und Gesellschaft 1: 288-324.

Kreyszig, E., 1982: Statistische Methoden und ihre Anwendungen. Göttingen.

Kruse, O. V., 1900: Die Gesundheitsverhältnisse der Ärzte, Geistlichen und Oberlehrer. In: Centralblatt für allgemeine Gesundheitspflege 19: 229-252.

Lang, E.; Arnold, K.; Kupfer, P., 1994: Frauen werden älter. Biologische, medizinische und soziologische Ursachen. In: Zeitschrift für Gerontologie 27: 10-15.

Lawless, J. F., 1982: Statistical models and methods for lifetime data. New York u. a.

Le Bras, H.; Dinet, D., 1980: Mortalité des laïcs et mortalité des religieux. Les Bénédictins de St. Maur aux XVII^{e} et XVIII^{e} siècles. In: Population 2: 347-384.

Lehn, J.; Wegmann, H., 1985: Einführung in die Statistik. Darmstadt.

Lexis, W., 1875: Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik. Strassburg.

London, W. T.; Rosenberg,: E.; Draper, J. W.; Almy, T. P., 1961: The effects of estrogens on atherosclerosis. In: Annals of Internal Medicine 55: 63-69.

Lopez, A. D.,1983: The sex mortality differential in developed countries. In: Lopez, A. D.; L. Ruzicka (Hrsg.): Sex differences in mortality. Trends, determinants and consequences. Canberra: 53-120.

Lopez, A. D., 1984: Age-cause of death contributions to widening sex differentials in mortality. An international comparison. In: Putz, F.; K. Schwarz (Hrsg.): Neuere Aspekte der Sterblichkeitsentwicklung. Wiesbaden: 35-70.

Lopez, A. D.; Caselli, G.; Valkonen, T., 1995: Moving from description to explanation of adult mortality. Issues and approaches. In: Lopez, A. D.; Caselli, G.; T. Valkonen (Hrsg.): Adult mortality in developed countries. From description to explanation. Oxford: 3-18.

Lyon, J. L. et al., 1976: Cancer incidence in Mormons and non-Mormons in Utah, 1966-1970. In: New England Journal of Medicine 294: 129-133.

Lyon, J. L. et al., 1978: Cardiovascular mortality in Mormons and non-Mormons in Utah, 1969-1971. In: American Journal of Epidemiology 108: 357-366.

Macdonell, W. R., 1913: On the expectation of life in ancient Rome, and the provinces of Hispania and Lusitania, and Africa. In: Biometrika 9: 366-380.

Mackenbach, J. P. et al., 1993: Self-reported morbidity and disability among Trappist and Benedictine monks. In: American Journal of Epidemiology 138: 569-573.

Mackensen, R., 1989: Bevölkerungswissenschaftliche Sterblichkeitsforschung. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 15: 3-11.

Madigan, F. C., 1957: Are sex mortality differentials biologically caused? In: Milbank Memorial Fund Quaterly 35: 202-223.

Manton, K. G.; Stallard, E.; Tolley, H. D., 1991: Limits to human life expectancy. Evidence, prospects, and implications. In: Population and Development Review 17: 603-637.

Martikainen, P.; Valkonen, T., 1996: Mortality after death of spouse in relation to duration of bereavement in Finland. In: Journal of Epidemiology and Community Health 50: 264-268.

Matthews, D. E.; Farewell, V. T., 1996: Using and understanding medical statistics. Basel et al.

Mayer, K., 1972: Einführung in die Bevölkerungswissenschaft. Stuttgart u. a.

McCullagh, E. P.; Lewis, L. A.: A study of diet, blood lipids and vascular disease in Trappist monks. In: The New England Journal of Medicine 263: 569-574.

McDonough, P. et al., 1999: Gender and the socioeconomic gradient in mortality. In: Journal of Health and Social Behavior 40: 17-31.

Miller, G. H.; Gerstein, D. R., 1983: The life expectancy of nonsmoking men and women. In: Public Health Reports 98: 343-349.

Myers, G. C., 1984: Sterblichkeitsrückgang, Lebensverlängerung und Altern der Bevölkerung. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 10: 463-475.

Nair, V. N., 1984: Confidence bands for survival functions with censored data. A comparative study. In: Technometrics 26: 265-275.

Nathanson, C. A., 1995: Mortality and the position of women in developed countries. In: Lopez, A. D.; Caselli, G.; Valkonen, T. (Hrsg.): Adult mortality in developed countries. From description to explanation. Oxford: 135-157.

Nathanson, C. A., 1984: Sex differences in mortality. In: Annual Review of Sociology 10: 191-213.

Nathanson, C. A.; Lopez, A. D., 1987: The future of sex mortality differences in industrialized societies. A structural hypothesis. In: Population Research and Policy Review 6: 123-136.

Nikiforov, S. V.; Mamaev, 1998: The development of sex differences in cardiovascular disease mortality. A historical perspective. In: American Journal of Public Health 88: 1348-1353.

Neuhausen, C., 1997: Hilfe über den eigenen Tod hinaus. Warum sich 678 Nonnen für die Alzheimer-Forschung engagieren. In: Heinrichsblatt 104: 5.

Norušis, M. J.; SPSS Inc., 1993: SPSS for Windows Andvanced Statistics, Release 5. Chicago.

Norušis, M. J.; SPSS Inc., 1993: SPSS for Windows Base System Syntax Reference Guide, Release 5. Chicago.

Norušis, M. J.; SPSS Inc., 1993: SPSS for Windows Base System User´s Guide, Release 5. Chicago.

Ostwald, S. K. et al., 1989: Manual dexterity as a correlate of dependency in the elderly. In: Journal of the American Geriatrics Society 7: 963-969.

Payne, S., 2001: 'Smoke like a man, die like a man'? A review of the relationship between gender, sex and lung cancer. In: Social Science & Medicine 53: 1067-1080.

Philips, R. L. et al., 1980: Influence of selection versus lifestyle on risk of fatal cancers and cardiovascular disease among Seventh-day Adventists. In: American Journal of Epidemiology 112: 296-314.

Pressat, R., 1972: Demographic analysis. Methods, results, applications. Chicago.

Pressat, R., 1973: Surmortalité biologique et surmortalité sociale. In: Revue française de Sociologie 14, (numéro spéciale): 103-110.

Preston, S. H., 1970: An international comparison of excessive adult mortality. In: Population Studies 24: 5-20.

Preston, S. H., 1976: Mortality patterns in national populations. With special reference to recorded causes of death. New York, San Francisco, London.

Preston, S. H.; Heuveline, P.; Guillot, M., 2001: Demography. Measuring and modeling population processes. Oxford.

Ram, B., 1993: Sex differences in mortality as a social indicator. In: Social Indicators Research 29: 83-108.

Retherford, R. D., 1975: The changing sex differential in mortality. Studies in Population and Urban Demography, Nr. 1. Westport, Connecticut.

Riley, K.; Snowdon, D., 1999: The challenges and successes of aging. Findings from the nun study. In: Advances in Medical Psychotherapy & Psychodiagnosis 10: 1-12.

Riley, K. et al., 2000: Cognitive function and apolipoprotein-E in very old adults. Findings from the nun study. In: Journal of Gerontology: Social Sciences 55B: S69-S75.

Rogers, R. G.,1995: Sociodemographic characteristics of long-lived and healthy individuals. In: Population and Development Review 21: 33-58.

Rogers, R. G., 1995b: Marriage, sex, and mortality. In: Journal of Marriage and the Family 57: 515-526.

Rogers, R. G.; Hummer, R. A.; Nam, C. B., 2000: Living and dying in the USA. Behavioral, health, and social differentials of adult mortality. San Diego u. a.

Rogers, R. G.; Powell-Griner, E., 1991: Life expectancies of cigarette smokers and non-smokers in the United States. In: Social Science and Medicine 32: 1151-1159.

Rüger, B., 1989: Induktive Statistik. Einführung für Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler. München.

Ruzicka, L., 1989: Problems and issues in the study of mortality differentials. In: Ruzicka, L.; Wunsch, G.; Kane, P. (Hrsg.): Differential mortality. Methodological issues and biosocial factors. Oxford: 3-17.

Saxe, S. et al., 1995: Dental amalgam and cognitive function in older women. Findings from the nun study. In: Journal of the American Dental Association 126: 1495-1501.

Saxe, S. et al.,1999: Alzheimer's disease, dental amalgam and mercury. In: Journal of the American Dental Association 130: 191-199.

Schömig, G., 1953: Die weiblichen Genitalkarzinome bei sexueller Enthaltsamkeit. In: Strahlentherapie 92: 156-158.

Schwaiger, G. (Hrsg.), 1994: Mönchtum, Orden, Klöster. Von den Anfängen bis zur Gegenwart. Ein Lexikon. München.

Schwarze, J., 1994: Grundlagen der Statistik 1. Beschreibende Verfahren. Herne, Berlin.

Schwarze, J., 1993: Grundlagen der Statistik 2. Wahrscheinlichkeitsrechnung und induktive Statistik. Herne, Berlin.

Skrabanek, P., 1988: Cervical cancer in nuns and prostitutes. A plea for scientific continence. In: Journal of Clinical Epidemiology 41: 577-582.

Smith, C.; Snowdon, D.; Markesbery, W., 2000a: Periventricular white matter hyperintensities on MRI. Correlation with neuropathologic findings. In: Journal of Neuroimaging 10: 13-16.

Smith, C. et al., 2000b: White matter volumes and periventricular white matter hyperintensities in aging and dementia. In: Neurology 54: 838-842.

Smith, D. W., 1989: Is greater female longevity a general finding among animals? In: Biological Review 64: 1-12.

Smith, D. W.; Warner, H. R., 1989: Does genotypic sex have a direct effect on longevity? In: Experimental Gerontology 24: 277-288.

Snowdon, D., 1997: Aging and Alzheimer's disease. Lessons from the nun study. In: Gerontologist 37: 150-156.

Snowdon, D., 2001: Aging with grace. What the nun study teaches us about leading longer, healthier, and more meaningful lives. New York et al.

Snowdon, D.; Greiner, L.; Markesbery, W., 2000b: Linguistic ability in early life and the neuropathology of Alzheimer's disease and cerebrovascular disease. Findings from the nun study. In: Kalaria, R. N.; Ince, P. (Hrsg.): Vascular factors in Alzheimer's disease. New York: 34-38.

Snowdon, D.; Gross, M.; Butler, S., 1996c: Antioxidants and reduced functional capacity in the elderly. Findings from the nun study. In: Journal of Gerontology: Medical Sciences 51A: M10-M16.

Snowdon, D.; Markesbery, W., 1999: The prevalence of neuropathologically confirmed vascular dementia. Findings from the nun study. In: Korczyn, A. D. (Hrsg.): First international congress on vascular dementia. Bologna: 19-24.

Snowdon, D.; Ostwald, S. K.; Kane, R. L., 1989a: Education, survival, and independence in elderly catholic sisters. In: American Journal of Epidemiology 130: 999-1012.

Snowdon, D. et al., 1997: Brain infarction and the clinical expression of Alzheimer diesease. The nun study. In: Journal of the American Medical Association 277: 813-817.

Snowdon, D. et al., 1996a: Linguistic ability in early life and Alzheimer disease in late life. In: Journal of the American Medical association 275: 1879.

Snowdon, D. et al., 1996b: Linguistic ability in early life and cognitive function and Alzheimer's disease in late life. Findings from the nun study. In: Journal of the American Medical Association 275: 528-532.

Snowdon, D. et al., 1999: Linguistic ability in early life and longevity. Findings from the nun study. In: Robine, J.-M. et al. (Hrsg.): The paradoxes of longevity. Berlin: 103-113.

Snowdon, D. et al. 1989: Making mammography a habit. In: Journal of the American Medical Association 262: 207.

Snowdon, D. et al., 2000a: Serum folate and the severity of atrophy of the neocortex in Alzheimer disease. Findings from the nun study. In: American Journal of Clinical Nutrition 71: 993-998.

Snowdon, D. et al., 1989b: Years of life with good and poor mental and physical function in the elderly. In: Journal of Clinical Epidemiology 42: 1055-1066.

Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 2000: Bevölkerungsentwicklung Deutschlands bis zum Jahr 2050. Ergebnisse der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung. Wiesbaden.

Stillion, J. M., 1985: Death and the sexes. An examination of differential longevity, attitudes, behaviors, and coping skills. Washington, New York, London.

Stolnitz, G. J., 1956: A century of international mortality trends, II. In: Population Studies 10: 17-42.

Tabutin, D., 1978: La surmortalité féminine en Europe avant 1940. In: Population 33: 121-148.

Taylor, R. S.; Carroll, B. E.; Lloyd, J. W., 1959: Mortality among women in 3 catholic religious orders with special reference to cancer. In: Cancer 12: 1207-1225.

Towne, J. E., 1955: Carcinoma of the cervix in nulliparous and celibate women. In: American Journal of Obstetrics and Gynaecology 69: 606-613.

Trovato, F.; Lalu, N. M., 1998: Contribution of cause-specific mortality to changing sex differences in life expectancy. Seven nations case study. In: Social Biology 45: 1-20.

Tully, C.; Snowdon, D., 1995: Weight change and physical function in elderly women. Findings from the nun study. In: Journal of the American Geriatrics Society 43: 1394-1397.

Tully, C.; Snowdon, D.; Belcher, J., 1995a: Serum zinc and plasma lipoproteins in elderly women. Findings from the nun study. In: Trace Elements in Experimental Medicine 8: 201-209.

Tully, C.; Snowdon, D.; Markesbery, W., 1995b: Serum zinc, senile plaques and neurofibrillary tangles. Findings from the nun study. In: NeuroReport 6: 2105-2108.

United Nations Secretariat, 1988: Sex differentials in life expectancy and mortality in developed countries. An analysis by age groups and causes of death from recent and historical data. In: Population Bulletin of the United Nations 25: 65-107.

Vallin, J., 1995: Can sex differentials in mortality be explained by socio-economic mortality differentials? In: Lopez, A. D.; Caselli, G. und T. Valkonen (Hrsg.): Adult mortality in developed countries. From description to explanation. Oxford: 179-200.

Vandeschrick, C., 2001: The Lexis diagram, a misnomer. In: Demographic Research 4, Article 3: 97-124.

Verbrugge, L., 1985: Gender and health. An update on hypothesis and evidence. In: Journal of Health and Social Behaviour 26: 156-182.

Verbrugge, L., 1989: The twain meet. Empirical explanations of sex differences in health and mortality. In: Journal of Health and Social Behavior 30: 282-304.

Versluys, J. J., 1949: Cancer and occupation in the Netherlands. In: British Journal of Cancer 3: 161-185.

Vogel, F., 1996: Beschreibende und schließende Statistik. Formeln, Definitionen, Erläuterungen, Stichwörter und Tabellen. München.

Vogel, F.; Grünewald, W., 1996: Kleines Lexikon der Bevölkerungs- und Sozialstatistik. München.

Waldron, I., 1976: Why do women live longer than men? In: Social Science and Medicine 10: 349-362.

Waldron, I., 1983: The role of genetic and biological factors in sex differences in mortality. In: Lopez, A. D.; L. T. Ruzicka: Sex differentials in mortality. Trends, determinants and consequences. Canberra: 141-164.

Waldron, I., 1983b: Sex differences in human mortality. The role of genetic factors. In: Social Science and Medicine 17: 321-333.

Waldron, I., 1986: What do we know about causes of sex differences in mortality? A review of the literature. In: Population Bulletin of the United Nations 18/85: 59-76.

Waldron, I., 1993: Recent trends in sex mortality ratios for adults in developed countries. In: Social Science and Medicine 36: 451-462.

Waldron, I., 1995: Contributions of biological and behavioural factors to changing sex differences in ischaemic heart disease mortality. In: Lopez, A. D.; Caselli, G.; Valkonen, T. (Hrsg.): Adult mortality in developed countries. From description to explanation. Oxford: 161-178.

Wells, J. C., 2000: Natural selection and sex differences in morbidity and mortality in early life. In: Journal of theoretical Biology 202: 65-76.

Westergaard, H., 1882: Die Lehre von der Mortalität und Morbilität. Jena: 471-485.

Wiehl, D. G., 1938: Sex differences in mortality in the United States. In: Milbank Memorial Fund Quaterly 16: 145-155.

Wingard, D. L., 1982: The sex differential in mortality rates. Demographic and behavioral factors. In: American Journal of Epidemiology 115: 205-216.

Wingard, D. L., 1984: The sex differential in morbidity, mortality, and lifestyle. In: Annual Review of Public Health 5: 433-458.

Winkelstein, W. Jr.; Stenchever, M. A.; Lilienfeld, A. M., 1958: Occurence of pregnancy, abortion, and artificial menopause among women with coronary artery disease. A preliminary study. In: Journal of Chronic Disease 7: 273-286.

Wittwer-Backofen, U., 1987: Siedlung und Friedhof. Aussagekraft demographischer und paläodemographischer Parameter bei kleinen Populationen. Diss. Univ. Mainz.

Wittwer-Backofen, U., 1989: Paläodemographie des Neolithikums. In: Homo 40: 64-81.

Wittwer-Backofen, U., 1999: Disparitäten der Altersstерblichkeit im regionalen Vergleich. Biologische versus sozioökonomische Determinanten. Regionale Studie für den Raum Hessen. Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, H. 95. Wiesbaden.

Wolf, D. et al., 1999: Progression of regional neuropathology in Alzheimer disease and normal elderly. Findings from the nun study. In: Alzheimer Disease and Associated Disorders 13: 226-231.

Zeuner, G., 1869: Abhandlungen aus der Mathematischen Statistik. Leipzig.

V. ANHANG

Anhang A

Das SPSS für Windows Syntax Program Episoden-Splitting (entwickelt von M. Luy)

Wie in Kap. 2.1.4 bereits ausgeführt, benötigt man zur Konstruktion einer abgekürzten Periodensterbetafel die innerhalb des hierfür ausgewählten Zeitraums in sämtlichen Fünfjahres-Altersintervallen gelebten Risikojahre und ereigneten Sterbefälle (siehe auch Kap. 2.1.2). Zur Ermittlung dieser Werte aus einem Datensatz wie dem vorliegenden entwickelte der Verfasser dieser Arbeit ein entsprechendes SPSS für Windows Syntax Program, dessen Funktionsweise im folgenden erläutert werden soll. Das Programm „Episoden-Splitting" ist auf jeden vergleichbaren Datensatz anwendbar. Dabei beginnen die zu analysierenden Lebensspannen entweder mit der Geburt oder mit einem bestimmten Ereignis wie z.B. der Heirat oder wie in dieser Arbeit dem Klostereintritt. Das Programm Episoden-Splitting ist in der Version für die Klosterstudie am Ende von Anhang A zu finden. Die für die Anwendung des Programms bei einer Analyse von Lebensverläufen ab Geburt nötigen Änderungen werden schließlich nach den Ausführungen zur Technik des Programms detailliert dargestellt. Als Beispiel für einen zu analysierenden Datensatz dient die SPSS für Windows-Klosterdatei dieser Arbeit. Sie ist zur Veranschaulichung für zwölf frei erfundene Ordensmitglieder am Ende dieser Ausführungen zu finden.

Ein Datensatz für die Ausführung des Programms Episoden-Splitting muss folgende Variablen enthalten:

1. Das Geburtsdatum der Personen in der Variable „geburt".
2. Gegebenenfalls das Eintrittsdatum für Lebensverlaufsanalysen ab Ereignis in der Variable „eintritt". Hier befindet sich das Datum des für die Analyse relevanten Ereignisses, in diesem Beispiel der Tag des Klostereintritts.
3. In der Variable „steraus" entweder das Datum des Sterbetags, des Tages, an dem die betreffende Person für die Beobachtung verloren geht (hier: Klosteraustritt) oder des Tages, an dem die jeweilige Person noch am Leben ist.
   Wichtig: Auch bei noch lebenden Personen muss in dieser Variable ein Datum angegeben werden! Es empfiehlt sich in diesem Fall das Datum der Datenaufnahme zu verwenden, da die betreffende Person zu diesem Zeitpnukt noch sicher am Leben ist.
   Ob es sich bei dem in der Variable „steraus" befindlichen Datum nun um ein Sterbedatum, um ein Austrittsdatum oder um eine an diesem Tag noch lebende Person handelt, wird durch die Variable „status" definiert.
4. Die Variable „status", die das Ende des jeweiligen Lebensverlaufs (gestorben, aus der Beobachtung verloren, noch am Leben; siehe 3.) definiert. **Diese muss für einen Sterbefall den Wert „1" erhalten!** In dem Beispiel der Klosterdatei werden noch lebende Personen durch den „status"-Wert „0" und aus dem Kloster ausgetretene Personen durch den „status"-Wert „2" als solche identifiziert.

Das bedeutet für die in der Tabelle am Ende der Ausführungen dargestellten Beispielpersonen, dass das Ordensmitglied mit der laufenden Nummer „1“ (Variable „lfdnr“) am 01.10.1837 geboren wurde, am 21.03.1858 ins Kloster eintrat und dort am 12.01.1909 verstarb. Ordensmitglied „2“ wurde am 13.05.1879 geboren, trat am 20.03.1901 ins Kloster ein und ist am 31.12.1905 wieder aus dem Kloster ausgetreten. Ordensmitglied „9“ wurde am 21.01.1917 geboren, trat am 25.04.1935 ins Kloster ein und lebte dort noch am 31.12.1996 (Tag der Erfassung).

5. Den Beginn des Beobachtungszeitraums, für den die Analyse erfolgen soll, in der Variable „intstart“ und das Ende dieser Periode in der Variable „intende“ (im Fall der vorliegenden Arbeit wären für den ersten Beobachtungszeitraum 1910-40 intstart = 01.01.1910 und intende = 01.01.1940).

Es steht natürlich jedem frei, die Variablen seines Datensatzes in anderer Weise zu benennen. Nur die Variable „status“ muss exakt so benannt werden und das für die Analyse relevante Ereignis (in der Regel der Sterbefall) muss hier den Wert „1“ erhalten, denn sonst kann das Programm Episoden-Splitting einen Sterbefall nicht als solchen identifizieren.

Neben der Variablenbezeichnung „status“ dürfen zehn weitere Variablenbezeichnungen im Datensatz nicht vergeben werden:

„einalt“, „alter“, „startalt“, „endalt“, „vgeb“, „vein“, „vsteraus“, „vintstar“, „vintend“ und „altstufe“.

Die Datumsvariablen „geburt“, „eintritt“, „steraus“, „intstart“ und „intende“ lassen sich nun über den „compute“-Befehl „ctime.days“ in eine Zahlenvariable zur Altersberechnung umwandeln. Dabei wird das Datum in die Zahl der seit dem 15. Oktober 1582 (Beginn des Gregorianischen Kalenders) vergangenen Tage umgerechnet. Die Umrechnung erfolgt über folgende SPSS-Syntax-Befehle:

```
compute vgeb = ctime.days (geburt) .
compute vein = ctime.days (eintritt) .
compute vsteraus = ctime.days (steraus) .
compute vintstar = ctime.days (intstart) .
compute vintend = ctime.days (intende) .
execute.
```

Durch Ausführung dieser Befehle werden die neuen Variablen „vgeb“, „vein“, „vsteraus“, „vintstar“ und „vintend“ am Ende der Datei angefügt und enthalten die Zahlenwerte für die Datumsvariablen „geburt“, „eintritt“, „steraus“, „intstart“ und „intende“. Sollten im vorliegenden Datensatz Tage, Monate und Jahre nicht in einer Datumsvariablen sondern in einzelnen getrennten Variablen erfasst sein, können diese durch den „compute“-Befehl „yrmoda(Tag, Monat, Tag)“ in die neuen Variablen umgerechnet werden (siehe hierzu Angele 1997). Zur Altersbestimmung der einzelnen Personen können diese Werte nun subtrahiert und durch einfache Rückrechnung wieder in Jahre umgewandelt werden:

```
compute einalt = (vein-vgeb)/365.25 .
compute gelklja = (vsteraus-vein)/365.25 .
compute alter = (vsteraus-vgeb)/365.25 .
compute startalt = (vintstar-vgeb)/365.25 .
compute endalt = (vintend-vgeb)/365.25 .
execute.
```

Im SPSS-Datenfenster erscheinen nun bei jeder Person das jeweilige Eintrittsalter („einalt“), die im Kloster gelebten Jahre („gelklja“), das Alter zum Zeitpunkt des Todes, des Austritts bzw. der Datenerfassung („alter“), das Alter zu Beginn des Beobachtungszeitraums („startalt“) und das Alter am Ende des Beobachtungszeitraums („endalt“).[54] Dass die beiden letzten Variablen „startalt“ und „endalt“ auch negative Alter enthalten können, bzw. das Alter zu Beginn des Beobachtungszeitraums höher als das tatsächlich erreichte sein kann, ist beabsichtigt und bei der Durchführung des Programms Episoden-Splitting von entscheidender Wichtigkeit. Das Grundprinzip des Programms besteht nämlich darin, nicht mit den Datumsvariablen sondern ausschließlich mit den Altersvariablen zu arbeiten.

Zum Verständnis der Technik des Programms Episoden-Splitting sind noch zwei entscheidende Prämissen nötig: Für den Lebensverlauf einer Person gibt es bezüglich der gelebten Jahre innerhalb des Beobachtungszeitraums genau vier verschiedene Möglichkeiten, die im folgenden als „Lebensverlauftypen“ bezeichnet werden sollen (siehe hierzu Abb. 2.4):

1. der Lebensverlauf beginnt vor dem Beobachtungszeitraum und endet nach dem Beobachtungszeitraum (Abb. 2.4, Fall 2),
2. der Lebensverlauf beginnt vor dem Beobachtungszeitraum und endet innerhalb des Beobachtungszeitraums (Abb. 2.4, Fall 3),
3. der Lebensverlauf beginnt innerhalb des Beobachtungszeitraums und endet innerhalb des Beobachtungszeitraums (Abb. 2.4, Fall 4),
4. der Lebensverlauf beginnt innerhalb des Beobachtungszeitraums und endet nach dem Beobachtungszeitraum (Abb. 2.4, Fall 5).

Ebenso gibt es bezüglich der gelebten Zeit innerhalb eines Altersintervalls genau vier Möglichkeiten, die im folgenden „Altersintervalltypen“ genannt werden sollen:

1. der Lebensverlauf beginnt am Anfang des Altersintervalls und endet außerhalb des Altersintervalls,
2. der Lebensverlauf beginnt am Anfang des Altersintervalls und endet innerhalb des Altersintervalls,
3. der Lebensverlauf beginnt innerhalb des Altersintervalls und endet außerhalb des Altersintervalls,
4. der Lebensverlauf beginnt innerhalb des Altersintervalls und endet innerhalb des Altersintervalls.

Das Programm Episoden-Splitting arbeitet nun in fünf Schritten:

1. Alle Personen, die nicht innerhalb des Beobachtungszeitraums leben, werden aus dem Datensatz entfernt (in Abb. 2.4 wären dies die Fälle 1 und 6).
2. Jede übrige Person wird dem entsprechenden Lebensverlauftyp zugeordnet.
3. Für jede Person werden die innerhalb des Beobachtungszeitraums gelebten Risikojahre in sämtlichen Altersintervallen ermittelt.
4. Jedem sich innerhalb des Beobachtungszeitraum ereignenden Sterbefall wird das entsprechende Altersintervall, in welchem sich der Sterbefall ereignete, zugeordnet.
5. Aufsummierung der innerhalb des Beobachtungszeitraums in jedem Altersintervall gelebten Risikojahre und ereigneten Sterbefälle.

[54] Dabei sollte beachtet werden, dass den neuen Variablen auch mindestens zwei Dezimalstellen im Datenfenster zugewiesen werden, da die Ergebnisse von SPSS für Windows sonst selbständig auf- bzw. abgerundet werden. Das Ergebnis kann selbstverständlich auch ohne Rundung angegeben werden. In diesem Fall müssten die „compute“-Befehle lauten: „compute alter = trunc ((vsteraus-vgeb)/365.25) .“ Für das Programm Episoden-Splitting sollten in den Altersangaben jedoch mindestens zwei Dezimalstellen vorhanden sein.

Im Programm besteht der erste Schritt lediglich aus der dritten Zeile „select if (vein<=vintend and vsteraus>=vintstar).“. Den größten Teil des Programms nehmen die Schritte 2 und 3 in Anspruch, die im ersten „do if-end if“-Block ausgeführt werden. Entsprechend der Logik der Lebensverlauftypen zerfällt dieser „do if-end if“-Block in vier „do if-/else if“-Sequenzen. Von diesen wiederum zerfällt jede in sechs Teilblöcke mit einer Reihe von „if“-Anweisungen, wobei die ersten vier die innerhalb des Beobachtungszeitraums in den Altersintervallen gelebten Risikojahre gemäß der Logik der Altersintervalltypen ermitteln und die beiden letzten Teilblöcke die Altersintervalle, in welchen keine Risikojahre innerhalb des Beobachtungszeitraums gelebt werden, mit dem Wert „0“ auffüllen. Der zweite „do if-end if“-Block führt den Arbeitsschritt 4, der Rest des Programms den Arbeitsschritt 5 aus.

Die zwölf Ordensmitglieder des Beispieldatensatzes wurden entsprechend der möglichen Lebensverlauftypen kreiert. Die Ordensmitglieder mit den Nummern „1“ und „2“ lebten vor dem Beginn des Beobachtungszeitraums im Kloster und fallen daher nach Ausführung des Programms Episoden-Splitting aus dem Datensatz heraus. Gleiches gilt für die Ordensmitglieder „11“ und „12“, deren Klosterlebensspanne erst nach dem Ende des Beobachtungszeitraums beginnt. Obwohl Ordensmitglied „11“ noch innerhalb des Beobachtungszeitraums geboren wird, geht es nicht in die Analyse ein, da zur Konstruktion der Sterbetafel für die Ordensmitglieder nur die Zeit in die Analyse einfließen darf, die tatsächlich im Kloster gelebt wurde, und diese begann bei Ordensmitglied „11“ erst nach dem Ende des Beobachtungszeitraums. Auch für die vier möglichen Lebensverlauftypen innerhalb des Beobachtungszeitraums gibt es jeweils zwei Beispielpersonen. Für den Lebensverlauftyp 1 sind dies die Ordensmitglieder „3“ und „4“, für den Lebensverlauftyp 2 die Ordensmitglieder „5“ und „6“, für den Lebensverlauftyp 3 die Ordensmitglieder „7“ und „8“, sowie für den Lebensverlauftyp 4 die Ordensmitglieder „9“ und „10“.

Wie bereits mehrfach erwähnt wurde, werden nach Ausführung des Programms Episoden-Splitting alle nicht im Beobachtungszeitraum lebenden Personen (Fälle) aus dem Datensatz gelöscht.[55] **Es empfiehlt sich daher, die Datei noch vor Ausführung des Programms EPISODEN-SPLITTING unter einem neuem Namen abzuspeichern**. Auf diese Weise wird das Risiko, alle nicht in die Analyse eingehenden Personen bei einfachem Speichern nach der Ausführung des Programms zu verlieren, von vorne herein ausgeschlossen.

Das Programm Episoden-Splitting ergänzt nun den Datensatz mit den neuen Variablen „a15to19“ für das Altersintervall 15-19, „a20to24“ für das Altersintervall 20-24, „a25to29“ für das Altersintervall 25-29 usw. und füllt diese bei jedem Fall (Person) mit den entsprechenden Jahren auf, die diese Person tatsächlich im ausgewählten Beoachtungszeitraum in den jeweiligen Altersintervallen gelebt hat (siehe Beispieldatensatz). In der letzten neuen Variable „altstufe“ ist bei allen Personen, die innerhalb des Beobachtungszeitraums starben, der Zahlenwert für das jeweilige Altersintervall zu finden, in welchem sich der Sterbefall ereignet hat. So bezeichnet die „1“ das Altersintervall 15-19, die „2“ das Al-

[55] Die Trennung erfolgt über den „select if“-Befehl und nicht über die „filter-Funktion“, da es häufiger der Fall ist, dass Episoden-Splitting bei einem bereits gefilterten Datensatz angewendet wird und der bereits existente Filter der Ausgangsdatei mit der Ausführung einer neuen „filter-Funktion“ überschrieben würde. „Gefilterter Datensatz“ bedeutet, dass nur Personen (Fälle) mit bestimmten Eigenschaften in die Analyse eingehen sollen, z. B. nur Männer oder nur Frauen. Hierfür empfiehlt sich die Vorgehensweise über das Menü „Daten“: Funktion „Fälle auswählen“, in der Rubrik „Falls Bedingung zutrifft“ dann die gewünschten Fälle definieren und in dem Feld „Nicht ausgewählte Fälle“ die Funktion „Filtern“ aktivieren.

tersintervall 20-24 usw. bis zur „18“ für das Altersintervall 100-104. Bei allen nicht innerhalb des Beobachtungszeitraums gestorbenen Personen erhält die Variable „altstufe“ den Wert „0“. Dabei werden die value labels „0“, „1“, „2“, ..., „18“ der Variable „altstufe“ durch das Programm automatisch mit der jeweiligen Bedeutung, also „0“=kein Ereignis, „1“=15-19, „2“=20-24 bis „18“=100-104, versehen. Schließlich liefert das Programm Episoden-Splitting gleichzeitig im SPSS für Windows-Ausgabefenster für alle Altersintervalle die Summe der in ihnen innerhalb des Beobachtungszeitraums gelebten Risikojahre sowie die Summe der im Beobachtungszeitraum in jedem Altersintervall ereigneten Sterbefälle. Beide sind dort, wie für das Beispiel der zwölf frei erfundenen Ordensmitglieder am Ende dieser Ausführungen abgedruckt, in zwei Blöcken vorzufinden. Im ersten Block werden alle Altersintervalle mit dem ersten beginnend nach unten aufgelistet. In der mit „Sum“ bezeichneten Spalte befindet sich die jeweilige Summe der im Altersintervall gelebten Risikojahre. Die in der Spalte „N“ in jeder Zeile angegebene Zahl entspricht der Menge der Personen, die **insgesamt** in die Analyse eingegangen sind und bezeichnet folglich nicht die zu den Summen der einzelnen Altersintervalle beitragenden Fälle. Im zweiten Block sind schließlich die in den einzelnen Altersintervallen innerhalb des Beobachtungszeitraums ereigneten Sterbefälle zu finden. Im Gegensatz zum ersten Block, in dem auch die Altersintervalle angegeben werden, in welchen keine Risikojahre gelebt wurden, werden hier nur die Altersintervalle ausgegeben, in denen sich tatsächlich Sterbefälle ereigneten. Die erste Zeile gibt die Menge der in die Analyse eingegangenen Personen an, die nicht innerhalb des Beobachtungszeitraums starben („kein Ereignis“). Danach werden dann die Altersintervalle mit dem jüngsten beginnend aufgeführt. Die Anzahl der in ihnen ereigneten Sterbefälle ist der Spalte „Frequency“ zu entnehmen. Wenngleich die Prozentangaben in den folgenden Spalten für das Programm Episoden-Splitting irrelevant sind, vermitteln sie doch einen Überblick über die Verteilung der Sterbefälle im Beobachtungszeitraum. Die im SPSS für Windows-Ausgabefenster befindlichen Werte können ohne Probleme in eine Word für Windows- oder Excel-Tabelle zur weiteren Bearbeitung kopiert werden.

Das Programm Episoden-Splitting ist bei jedem vergleichbaren Datensatz anwendbar. Hierfür müssen jedoch gegebenenfalls einige Änderungen vorgenommen werden.

- Wenn Episoden-Splitting bei einer gefilterten Datei ausgeführt werden soll, müssen die ersten beiden Zeilen „filter off.“ und „use all.“ gelöscht werden (siehe auch vorhergehende Fußnote).

- Für die Anwendung von Episoden-Splitting auf eine Datei mit Lebensverläufen ab Geburt müssen folgende Änderungen im Programm vorgenommen werden:

1. Die dritte Programmzeile muss lauten: „select if (vgeb<=vintend and vsteraus>=vintstar).“

2. Die Bedingungen der ersten vier „do if-/else if“-Blöcke müssen folgendermaßen geändert werden:

- „do if (einalt>=startalt and alter>=endalt).“ in „do if (startalt<0 and alter>=endalt).“
- „else if (einalt<startalt and alter>=endalt).“ in „else if (startalt>=0 and alter >= endalt).“
- „else if (einalt>=startalt and alter<endalt).“ in „else if (startalt<0 and alter<endalt).“
- „else if (einalt<startalt and alter<endalt).“ in „else if (startalt>=0 and alter<endalt).“

3. Die „do if-/else if“-Sequenz mir der neuen Bedingung „(startalt<0 and alter>=endalt)“ muss folgendermaßen geändert werden:
   - 1. Teilblock: in jeder Zeile „einalt<=... and“ löschen, so dass jeweils nur noch stehen bleibt: „if (endalt>=20) a15to19=5.“ usw.
   - 2. Teilblock: in jeder Zeile „einalt<=...“ ändern in „endalt>=...“, so dass jeweils stehen bleibt: „if (endalt>= 15 and endalt< 20) a15to19=endalt-15.“ usw.
   - Teilblöcke 3, 4 und 5 komplett löschen.
4. Die „do if-/else if“-Sequenz mit der neuen Bedingung „(startalt<0 and alter<endalt)“ muss folgendermaßen geändert werden:
   - 1. Teilblock: in jeder Zeile „einalt<=... and“ löschen, so dass jeweils nur noch stehen bleibt: „if (alter>= 20) a15to19=5.“ usw.
   - 2. Teilblock: in jeder Zeile „einalt<=...“ ändern in „alter>=...“, so dass jeweils stehen bleibt
   : „if (alter>= 15 and alter< 20) a15to19=alter-15.“ usw.
   - Teilblöcke 3, 4 und 5 komplett löschen.

5. Alle noch übrigen Teilblöcke dieser vier „do if-/else if“-Sequenzen müssen mit den Zeilen für die Altersintervalle 0-1 („a00to01“), 1-4 („a01to04“), 5-9 („a05to09“) und 10-14 („a10to14“) zu Beginn des jeweiligen Teilblocks und gegebenenfalls mit der Altersstufe 105-109 („a105to9“) am Ende der Teilblöcke mit der entsprechenden „if“-Bedingung des jeweiligen Teilblocks ergänzt werden. Dabei ist zu beachten, dass die Altersintervalle 0-1 und 1-4 nur aus einer bzw. vier Einzelaltersstufen bestehen. Folglich müssen die Bedingungen der jeweils ersten Teilblöcke dieser vier „do if-/else if“-Sequenzen mit „a00to01=1.“ respektive „a01to04=4.“ enden.

6. Im „do if-end if“-Block mit der Bedingung „(status=1 and alter<=endalt)“ müssen die „if“-Anweisungen mit den Zeilen für die neuen Altersintervalle ergänzt und die entsprechenden Zahlenwerte für die Altersintervalle angepasst werden, so dass der Wert „altstufe=1.“ dem Altersintervall 0-1 zugeordnet wird, der Wert „altstufe=2.“ dem Altersintervall 1-4 usw.

7. Gleiches gilt für den „variable label altstufe“- und „descriptives“-Block, wo ebenfalls die neuen Altersintervalle am Beginn der Wertereihe bzw. Variablenliste eingefügt werden müssen, bzw. das Altersintervall 105-109 am Ende ergänzt werden muss.

Auszug aus dem SPSS für Windows-Klosterdatensatzes mit den für das Programm „Episoden-Splitting“ relevanten Variablen für zwölf zu Demonstrationszwecken frei erfundene Ordensmitglieder:

lfdnr	geburt	eintritt	status	steraus	einalt	Gelklja	alter	intstart	intende	startalt	endalt
1	01.10.1837	21.03.1858	1	12.01.1909	20,47	50,81	71,28	01.01.1910	31.12.1940	72,25	103,25
2	13.05.1879	20.03.1901	2	31.12.1905	21,85	4,78	26,63	01.01.1910	31.12.1940	30,64	61,63
3	01.04.1884	18.05.1905	1	08.07.1944	21,13	39,14	60,27	01.01.1910	31.12.1940	25,75	56,75
4	12.02.1879	23.04.1898	1	29.09.1973	19,19	75,43	94,63	01.01.1910	31.12.1940	30,88	61,88
5	31.03.1865	14.04.1887	1	08.09.1937	22,04	50,40	72,44	01.01.1910	31.12.1940	44,75	75,75
6	03.01.1885	18.09.1908	2	31.05.1915	23,70	6,70	30,40	01.01.1910	31.12.1940	24,99	55,99
7	13.02.1901	01.05.1920	2	12.06.1936	19,21	16,11	35,33	01.01.1910	31.12.1940	8,88	39,88
8	09.07.1885	08.10.1912	1	28.10.1929	27,25	17,05	44,30	01.01.1910	31.12.1940	24,48	55,48
9	21.01.1917	25.04.1935	0	31.12.1996	18,26	61,69	79,94	01.01.1910	31.12.1940	-7,06	23,94
10	03.03.1892	09.08.1914	1	08.03.1966	22,43	51,58	74,01	01.01.1910	31.12.1940	17,83	48,83
11	15.07.1931	28.09.1952	2	05.01.1955	21,21	2,27	23,48	01.01.1910	31.12.1940	-21,53	9,46
12	19.09.1963	01.10.1986	0	31.12.1996	23,03	10,25	33,28	01.01.1910	31.12.1940	-53,71	-22,72

Neue Variablen im SPSS für Windows-Datensatzes nach Ausführung des Programms „Episoden-Splitting“:

lfdnr	a15to19	a20to24	a25to29	a30to34	a35to39	a40to44	a45to49	a50to54	a55to59	a60to64	a65to69	a70to74	...	altstufe
3	,00	,00	4,25	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	1,75	,00	,00	,00	,00	0
4	,00	,00	,00	4,12	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	1,88	,00	,00	,00	0
5	,00	,00	,00	,00	,00	,25	5,00	5,00	5,00	5,00	5,00	2,44	,00	12
6	,00	,01	5,00	,40	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	0
7	,79	5,00	5,00	5,00	,33	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	0
8	,00	,00	2,75	5,00	5,00	4,30	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	6
9	1,74	3,94	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	,00	0
10	,00	2,57	5,00	5,00	5,00	5,00	3,83	,00	,00	,00	,00	,00	,00	0

Summe der im Beobachtungszeitraum in den Altersintervallen gelebten Risikojahre und ereigneten Sterbefälle im SPSS für Windows-Ausgabefenster nach Ausführung des Programms „Episoden-Splitting“:

Number of valid observations (listwise) = 8,00

Variable	Sum	Valid N	Label
A15TO19	2,53	8	
A20TO24	11,52	8	
A25TO29	22,00	8	
A30TO34	24,52	8	
A35TO39	20,33	8	
A40TO44	19,55	8	
A45TO49	18,83	8	
A50TO54	15,00	8	
A55TO59	11,75	8	
A60TO64	6,88	8	
A65TO69	5,00	8	
A70TO74	2,44	8	
A75TO79	,00	8	
A80TO84	,00	8	
A85TO89	,00	8	
A90TO94	,00	8	
A95TO99	,00	8	
A100TO4	,00	8	

ALTSTUFE Summe der Sterbefälle im Altersintervall

Value Label	Value	Frequency	Percent	Valid Percent	Cum Percent
kein Ereignis	,00	6	75,0	75,0	75,0
40-44	6,00	1	12,5	12,5	87,5
70-74	12,00	1	12,5	12,5	100,0
	Total	8	100,0	100,0	

Valid cases 8 Missing cases 0

```
comment ***********************************************
comment *                                             *
comment *       SPSS für Windows Syntax Program       *
comment *   -------------------------------------     *
comment *   - E P I S O D E N - S P L I T T I N G -     *
comment *   -------------------------------------     *
comment *          VERSION FÜR KLOSTERSTUDIE          *
comment *                                             *
comment *          * entwickelt von M. Luy *          *
comment *                                             *
comment *    Das Programm braucht zur Durchführung    *
comment *    neben den Variablen der Ausgangsdatei    *
comment *                                             *
comment *    - Intervallbeginn (vintstar)             *
comment *    - Intervallende (vintend)                *
comment *    - Alter bei Intervallbeginn (startalt)   *
comment *    - Alter bei Intervallende (endalt)       *
comment *                                             *
comment ***********************************************


filter off.
use all.
select if (vein<=vintend and vsteraus>=vintstar).

do if (einalt>=startalt and alter>=endalt).

if (einalt<= 15 and endalt>= 20) a15to19=5.
if (einalt<= 20 and endalt>= 25) a20to24=5.
if (einalt<= 25 and endalt>= 30) a25to29=5.
if (einalt<= 30 and endalt>= 35) a30to34=5.
if (einalt<= 35 and endalt>= 40) a35to39=5.
if (einalt<= 40 and endalt>= 45) a40to44=5.
if (einalt<= 45 and endalt>= 50) a45to49=5.
if (einalt<= 50 and endalt>= 55) a50to54=5.
if (einalt<= 55 and endalt>= 60) a55to59=5.
if (einalt<= 60 and endalt>= 65) a60to64=5.
if (einalt<= 65 and endalt>= 70) a65to69=5.
if (einalt<= 70 and endalt>= 75) a70to74=5.
if (einalt<= 75 and endalt>= 80) a75to79=5.
if (einalt<= 80 and endalt>= 85) a80to84=5.
if (einalt<= 85 and endalt>= 90) a85to89=5.
if (einalt<= 90 and endalt>= 95) a90to94=5.
if (einalt<= 95 and endalt>=100) a95to99=5.
if (einalt<=100 and endalt>=105) a100to4=5.

if (einalt<= 15 and endalt< 20) a15to19=endalt-15.
if (einalt<= 20 and endalt< 25) a20to24=endalt-20.
if (einalt<= 25 and endalt< 30) a25to29=endalt-25.
if (einalt<= 30 and endalt< 35) a30to34=endalt-30.
if (einalt<= 35 and endalt< 40) a35to39=endalt-35.
if (einalt<= 40 and endalt< 45) a40to44=endalt-40.
if (einalt<= 45 and endalt< 50) a45to49=endalt-45.
if (einalt<= 50 and endalt< 55) a50to54=endalt-50.
```

```
if (einalt<= 55 and endalt< 60) a55to59=endalt-55.
if (einalt<= 60 and endalt< 65) a60to64=endalt-60.
if (einalt<= 65 and endalt< 70) a65to69=endalt-65.
if (einalt<= 70 and endalt< 75) a70to74=endalt-70.
if (einalt<= 75 and endalt< 80) a75to79=endalt-75.
if (einalt<= 80 and endalt< 85) a80to84=endalt-80.
if (einalt<= 85 and endalt< 90) a85to89=endalt-85.
if (einalt<= 90 and endalt< 95) a90to94=endalt-90.
if (einalt<= 95 and endalt<100) a95to99=endalt-95.
if (einalt<=100 and endalt<105) a100to4=endalt-100.

if (einalt>= 15 and einalt< 20 and endalt>= 20) a15to19=20-einalt.
if (einalt>= 20 and einalt< 25 and endalt>= 25) a20to24=25-einalt.
if (einalt>= 25 and einalt< 30 and endalt>= 30) a25to29=30-einalt.
if (einalt>= 30 and einalt< 35 and endalt>= 35) a30to34=35-einalt.
if (einalt>= 35 and einalt< 40 and endalt>= 40) a35to39=40-einalt.
if (einalt>= 40 and einalt< 45 and endalt>= 45) a40to44=45-einalt.
if (einalt>= 45 and einalt< 50 and endalt>= 50) a45to49=50-einalt.
if (einalt>= 50 and einalt< 55 and endalt>= 55) a50to54=55-einalt.
if (einalt>= 55 and einalt< 60 and endalt>= 60) a55to59=60-einalt.
if (einalt>= 60 and einalt< 65 and endalt>= 65) a60to64=65-einalt.
if (einalt>= 65 and einalt< 70 and endalt>= 70) a65to69=70-einalt.
if (einalt>= 70 and einalt< 75 and endalt>= 75) a70to74=75-einalt.
if (einalt>= 75 and einalt< 80 and endalt>= 80) a75to79=80-einalt.
if (einalt>= 80 and einalt< 85 and endalt>= 85) a80to84=85-einalt.
if (einalt>= 85 and einalt< 90 and endalt>= 90) a85to89=90-einalt.
if (einalt>= 90 and einalt< 95 and endalt>= 95) a90to94=95-einalt.
if (einalt>= 95 and einalt<100 and endalt>=100) a95to99=100-einalt.
if (einalt>=100 and einalt<105 and endalt>=105) a100to4=105-einalt.

if (einalt>= 15 and einalt< 20 and endalt< 20) a15to19=endalt-einalt.
if (einalt>= 20 and einalt< 25 and endalt< 25) a20to24=endalt-einalt.
if (einalt>= 25 and einalt< 30 and endalt< 30) a25to29=endalt-einalt.
if (einalt>= 30 and einalt< 35 and endalt< 35) a30to34=endalt-einalt.
if (einalt>= 35 and einalt< 40 and endalt< 40) a35to39=endalt-einalt.
if (einalt>= 40 and einalt< 45 and endalt< 45) a40to44=endalt-einalt.
if (einalt>= 45 and einalt< 50 and endalt< 50) a45to49=endalt-einalt.
if (einalt>= 50 and einalt< 55 and endalt< 55) a50to54=endalt-einalt.
if (einalt>= 55 and einalt< 60 and endalt< 60) a55to59=endalt-einalt.
if (einalt>= 60 and einalt< 65 and endalt< 65) a60to64=endalt-einalt.
if (einalt>= 65 and einalt< 70 and endalt< 70) a65to69=endalt-einalt.
if (einalt>= 70 and einalt< 75 and endalt< 75) a70to74=endalt-einalt.
if (einalt>= 75 and einalt< 80 and endalt< 80) a75to79=endalt-einalt.
if (einalt>= 80 and einalt< 85 and endalt< 85) a80to84=endalt-einalt.
if (einalt>= 85 and einalt< 90 and endalt< 90) a85to89=endalt-einalt.
if (einalt>= 90 and einalt< 95 and endalt< 95) a90to94=endalt-einalt.
if (einalt>= 95 and einalt<100 and endalt<100) a95to99=endalt-einalt.
if (einalt>=100 and einalt<105 and endalt<105) a100to4=endalt-einalt.

if (einalt>= 20) a15to19=0.
if (einalt>= 25) a20to24=0.
if (einalt>= 30) a25to29=0.
if (einalt>= 35) a30to34=0.
if (einalt>= 40) a35to39=0.
```

```
if (einalt>= 45) a40to44=0.
if (einalt>= 50) a45to49=0.
if (einalt>= 55) a50to54=0.
if (einalt>= 60) a55to59=0.
if (einalt>= 65) a60to64=0.
if (einalt>= 70) a65to69=0.
if (einalt>= 75) a70to74=0.
if (einalt>= 80) a75to79=0.
if (einalt>= 85) a80to84=0.
if (einalt>= 90) a85to89=0.
if (einalt>= 95) a90to94=0.
if (einalt>=100) a95to99=0.
if (einalt>=105) a100to4=0.

if (endalt< 15) a15to19=0.
if (endalt< 20) a20to24=0.
if (endalt< 25) a25to29=0.
if (endalt< 30) a30to34=0.
if (endalt< 35) a35to39=0.
if (endalt< 40) a40to44=0.
if (endalt< 45) a45to49=0.
if (endalt< 50) a50to54=0.
if (endalt< 55) a55to59=0.
if (endalt< 60) a60to64=0.
if (endalt< 65) a65to69=0.
if (endalt< 70) a70to74=0.
if (endalt< 75) a75to79=0.
if (endalt< 80) a80to84=0.
if (endalt< 85) a85to89=0.
if (endalt< 90) a90to94=0.
if (endalt< 95) a95to99=0.
if (endalt<100) a100to4=0.

else if (einalt<startalt and alter>=endalt).

if (startalt<= 15 and endalt>= 20) a15to19=5.
if (startalt<= 20 and endalt>= 25) a20to24=5.
if (startalt<= 25 and endalt>= 30) a25to29=5.
if (startalt<= 30 and endalt>= 35) a30to34=5.
if (startalt<= 35 and endalt>= 40) a35to39=5.
if (startalt<= 40 and endalt>= 45) a40to44=5.
if (startalt<= 45 and endalt>= 50) a45to49=5.
if (startalt<= 50 and endalt>= 55) a50to54=5.
if (startalt<= 55 and endalt>= 60) a55to59=5.
if (startalt<= 60 and endalt>= 65) a60to64=5.
if (startalt<= 65 and endalt>= 70) a65to69=5.
if (startalt<= 70 and endalt>= 75) a70to74=5.
if (startalt<= 75 and endalt>= 80) a75to79=5.
if (startalt<= 80 and endalt>= 85) a80to84=5.
if (startalt<= 85 and endalt>= 90) a85to89=5.
if (startalt<= 90 and endalt>= 95) a90to94=5.
if (startalt<= 95 and endalt>=100) a95to99=5.
if (startalt<=100 and endalt>=105) a100to4=5.
```

```
if (startalt<= 15 and endalt< 20) a15to19=endalt-15.
if (startalt<= 20 and endalt< 25) a20to24=endalt-20.
if (startalt<= 25 and endalt< 30) a25to29=endalt-25.
if (startalt<= 30 and endalt< 35) a30to34=endalt-30.
if (startalt<= 35 and endalt< 40) a35to39=endalt-35.
if (startalt<= 40 and endalt< 45) a40to44=endalt-40.
if (startalt<= 45 and endalt< 50) a45to49=endalt-45.
if (startalt<= 50 and endalt< 55) a50to54=endalt-50.
if (startalt<= 55 and endalt< 60) a55to59=endalt-55.
if (startalt<= 60 and endalt< 65) a60to64=endalt-60.
if (startalt<= 65 and endalt< 70) a65to69=endalt-65.
if (startalt<= 70 and endalt< 75) a70to74=endalt-70.
if (startalt<= 75 and endalt< 80) a75to79=endalt-75.
if (startalt<= 80 and endalt< 85) a80to84=endalt-80.
if (startalt<= 85 and endalt< 90) a85to89=endalt-85.
if (startalt<= 90 and endalt< 95) a90to94=endalt-90.
if (startalt<= 95 and endalt<100) a95to99=endalt-95.
if (startalt<=100 and endalt<105) a100to4=endalt-100.

if (startalt>= 15 and startalt< 20 and endalt>= 20) a15to19=20-startalt.
if (startalt>= 20 and startalt< 25 and endalt>= 25) a20to24=25-startalt.
if (startalt>= 25 and startalt< 30 and endalt>= 30) a25to29=30-startalt.
if (startalt>= 30 and startalt< 35 and endalt>= 35) a30to34=35-startalt.
if (startalt>= 35 and startalt< 40 and endalt>= 40) a35to39=40-startalt.
if (startalt>= 40 and startalt< 45 and endalt>= 45) a40to44=45-startalt.
if (startalt>= 45 and startalt< 50 and endalt>= 50) a45to49=50-startalt.
if (startalt>= 50 and startalt< 55 and endalt>= 55) a50to54=55-startalt.
if (startalt>= 55 and startalt< 60 and endalt>= 60) a55to59=60-startalt.
if (startalt>= 60 and startalt< 65 and endalt>= 65) a60to64=65-startalt.
if (startalt>= 65 and startalt< 70 and endalt>= 70) a65to69=70-startalt.
if (startalt>= 70 and startalt< 75 and endalt>= 75) a70to74=75-startalt.
if (startalt>= 75 and startalt< 80 and endalt>= 80) a75to79=80-startalt.
if (startalt>= 80 and startalt< 85 and endalt>= 85) a80to84=85-startalt.
if (startalt>= 85 and startalt< 90 and endalt>= 90) a85to89=90-startalt.
if (startalt>= 90 and startalt< 95 and endalt>= 95) a90to94=95-startalt.
if (startalt>= 95 and startalt<100 and endalt>=100) a95to99=100-startalt.
if (startalt>=100 and startalt<105 and endalt>=105) a100to4=105-startalt.

if (startalt>= 15 and startalt< 20 and endalt< 20) a15to19=endalt-startalt.
if (startalt>= 20 and startalt< 25 and endalt< 25) a20to24=endalt-startalt.
if (startalt>= 25 and startalt< 30 and endalt< 30) a25to29=endalt-startalt.
if (startalt>= 30 and startalt< 35 and endalt< 35) a30to34=endalt-startalt.
if (startalt>= 35 and startalt< 40 and endalt< 40) a35to39=endalt-startalt.
if (startalt>= 40 and startalt< 45 and endalt< 45) a40to44=endalt-startalt.
if (startalt>= 45 and startalt< 50 and endalt< 50) a45to49=endalt-startalt.
if (startalt>= 50 and startalt< 55 and endalt< 55) a50to54=endalt-startalt.
if (startalt>= 55 and startalt< 60 and endalt< 60) a55to59=endalt-startalt.
if (startalt>= 60 and startalt< 65 and endalt< 65) a60to64=endalt-startalt.
if (startalt>= 65 and startalt< 70 and endalt< 70) a65to69=endalt-startalt.
if (startalt>= 70 and startalt< 75 and endalt< 75) a70to74=endalt-startalt.
if (startalt>= 75 and startalt< 80 and endalt< 80) a75to79=endalt-startalt.
if (startalt>= 80 and startalt< 85 and endalt< 85) a80to84=endalt-startalt.
if (startalt>= 85 and startalt< 90 and endalt< 90) a85to89=endalt-startalt.
if (startalt>= 90 and startalt< 95 and endalt< 95) a90to94=endalt-startalt.
```

```
if (startalt>= 95 and startalt<100 and endalt<100) a95to99=endalt-startalt.
if (startalt>=100 and startalt<105 and endalt<105) a100to4=endalt-startalt.

if (startalt>= 20) a15to19=0.
if (startalt>= 25) a20to24=0.
if (startalt>= 30) a25to29=0.
if (startalt>= 35) a30to34=0.
if (startalt>= 40) a35to39=0.
if (startalt>= 45) a40to44=0.
if (startalt>= 50) a45to49=0.
if (startalt>= 55) a50to54=0.
if (startalt>= 60) a55to59=0.
if (startalt>= 65) a60to64=0.
if (startalt>= 70) a65to69=0.
if (startalt>= 75) a70to74=0.
if (startalt>= 80) a75to79=0.
if (startalt>= 85) a80to84=0.
if (startalt>= 90) a85to89=0.
if (startalt>= 95) a90to94=0.
if (startalt>=100) a95to99=0.
if (startalt>=105) a100to4=0.

if (endalt< 15) a15to19=0.
if (endalt< 20) a20to24=0.
if (endalt< 25) a25to29=0.
if (endalt< 30) a30to34=0.
if (endalt< 35) a35to39=0.
if (endalt< 40) a40to44=0.
if (endalt< 45) a45to49=0.
if (endalt< 50) a50to54=0.
if (endalt< 55) a55to59=0.
if (endalt< 60) a60to64=0.
if (endalt< 65) a65to69=0.
if (endalt< 70) a70to74=0.
if (endalt< 75) a75to79=0.
if (endalt< 80) a80to84=0.
if (endalt< 85) a85to89=0.
if (endalt< 90) a90to94=0.
if (endalt< 95) a95to99=0.
if (endalt<100) a100to4=0.

else if (einalt>=startalt and alter<endalt).

if (einalt<= 15 and alter>= 20) a15to19=5.
if (einalt<= 20 and alter>= 25) a20to24=5.
if (einalt<= 25 and alter>= 30) a25to29=5.
if (einalt<= 30 and alter>= 35) a30to34=5.
if (einalt<= 35 and alter>= 40) a35to39=5.
if (einalt<= 40 and alter>= 45) a40to44=5.
if (einalt<= 45 and alter>= 50) a45to49=5.
if (einalt<= 50 and alter>= 55) a50to54=5.
if (einalt<= 55 and alter>= 60) a55to59=5.
if (einalt<= 60 and alter>= 65) a60to64=5.
if (einalt<= 65 and alter>= 70) a65to69=5.
```

```
if (einalt<= 70 and alter>= 75) a70to74=5.
if (einalt<= 75 and alter>= 80) a75to79=5.
if (einalt<= 80 and alter>= 85) a80to84=5.
if (einalt<= 85 and alter>= 90) a85to89=5.
if (einalt<= 90 and alter>= 95) a90to94=5.
if (einalt<= 95 and alter>=100) a95to99=5.
if (einalt<=100 and alter>=105) a100to4=5.

if (einalt<= 15 and alter< 20) a15to19=alter-15.
if (einalt<= 20 and alter< 25) a20to24=alter-20.
if (einalt<= 25 and alter< 30) a25to29=alter-25.
if (einalt<= 30 and alter< 35) a30to34=alter-30.
if (einalt<= 35 and alter< 40) a35to39=alter-35.
if (einalt<= 40 and alter< 45) a40to44=alter-40.
if (einalt<= 45 and alter< 50) a45to49=alter-45.
if (einalt<= 50 and alter< 55) a50to54=alter-50.
if (einalt<= 55 and alter< 60) a55to59=alter-55.
if (einalt<= 60 and alter< 65) a60to64=alter-60.
if (einalt<= 65 and alter< 70) a65to69=alter-65.
if (einalt<= 70 and alter< 75) a70to74=alter-70.
if (einalt<= 75 and alter< 80) a75to79=alter-75.
if (einalt<= 80 and alter< 85) a80to84=alter-80.
if (einalt<= 85 and alter< 90) a85to89=alter-85.
if (einalt<= 90 and alter< 95) a90to94=alter-90.
if (einalt<= 95 and alter<100) a95to99=alter-95.
if (einalt<=100 and alter<105) a100to4=alter-100.

if (einalt>= 15 and einalt< 20 and alter>= 20) a15to19=20-einalt.
if (einalt>= 20 and einalt< 25 and alter>= 25) a20to24=25-einalt.
if (einalt>= 25 and einalt< 30 and alter>= 30) a25to29=30-einalt.
if (einalt>= 30 and einalt< 35 and alter>= 35) a30to34=35-einalt.
if (einalt>= 35 and einalt< 40 and alter>= 40) a35to39=40-einalt.
if (einalt>= 40 and einalt< 45 and alter>= 45) a40to44=45-einalt.
if (einalt>= 45 and einalt< 50 and alter>= 50) a45to49=50-einalt.
if (einalt>= 50 and einalt< 55 and alter>= 55) a50to54=55-einalt.
if (einalt>= 55 and einalt< 60 and alter>= 60) a55to59=60-einalt.
if (einalt>= 60 and einalt< 65 and alter>= 65) a60to64=65-einalt.
if (einalt>= 65 and einalt< 70 and alter>= 70) a65to69=70-einalt.
if (einalt>= 70 and einalt< 75 and alter>= 75) a70to74=75-einalt.
if (einalt>= 75 and einalt< 80 and alter>= 80) a75to79=80-einalt.
if (einalt>= 80 and einalt< 85 and alter>= 85) a80to84=85-einalt.
if (einalt>= 85 and einalt< 90 and alter>= 90) a85to89=90-einalt.
if (einalt>= 90 and einalt< 95 and alter>= 95) a90to94=95-einalt.
if (einalt>= 95 and einalt<100 and alter>=100) a95to99=100-einalt.
if (einalt>=100 and einalt<105 and alter>=105) a100to4=105-endalt.

if (einalt>= 15 and einalt< 20 and alter< 20) a15to19=alter-einalt.
if (einalt>= 20 and einalt< 25 and alter< 25) a20to24=alter-einalt.
if (einalt>= 25 and einalt< 30 and alter< 30) a25to29=alter-einalt.
if (einalt>= 30 and einalt< 35 and alter< 35) a30to34=alter-einalt.
if (einalt>= 35 and einalt< 40 and alter< 40) a35to39=alter-einalt.
if (einalt>= 40 and einalt< 45 and alter< 45) a40to44=alter-einalt.
if (einalt>= 45 and einalt< 50 and alter< 50) a45to49=alter-einalt.
if (einalt>= 50 and einalt< 55 and alter< 55) a50to54=alter-einalt.
```

```
if (einalt>= 55 and einalt< 60 and alter< 60) a55to59=alter-einalt.
if (einalt>= 60 and einalt< 65 and alter< 65) a60to64=alter-einalt.
if (einalt>= 65 and einalt< 70 and alter< 70) a65to69=alter-einalt.
if (einalt>= 70 and einalt< 75 and alter< 75) a70to74=alter-einalt.
if (einalt>= 75 and einalt< 80 and alter< 80) a75to79=alter-einalt.
if (einalt>= 80 and einalt< 85 and alter< 85) a80to84=alter-einalt.
if (einalt>= 85 and einalt< 90 and alter< 90) a85to89=alter-einalt.
if (einalt>= 90 and einalt< 95 and alter< 95) a90to94=alter-einalt.
if (einalt>= 95 and einalt<100 and alter<100) a95to99=alter-einalt.
if (einalt>=100 and einalt<105 and alter<105) a100to4=alter-einalt.

if (einalt>= 20) a15to19=0.
if (einalt>= 25) a20to24=0.
if (einalt>= 30) a25to29=0.
if (einalt>= 35) a30to34=0.
if (einalt>= 40) a35to39=0.
if (einalt>= 45) a40to44=0.
if (einalt>= 50) a45to49=0.
if (einalt>= 55) a50to54=0.
if (einalt>= 60) a55to59=0.
if (einalt>= 65) a60to64=0.
if (einalt>= 70) a65to69=0.
if (einalt>= 75) a70to74=0.
if (einalt>= 80) a75to79=0.
if (einalt>= 85) a80to84=0.
if (einalt>= 90) a85to89=0.
if (einalt>= 95) a90to94=0.
if (einalt>=100) a95to99=0.
if (einalt>=105) a100to4=0.

if (alter< 15) a15to19=0.
if (alter< 20) a20to24=0.
if (alter< 25) a25to29=0.
if (alter< 30) a30to34=0.
if (alter< 35) a35to39=0.
if (alter< 40) a40to44=0.
if (alter< 45) a45to49=0.
if (alter< 50) a50to54=0.
if (alter< 55) a55to59=0.
if (alter< 60) a60to64=0.
if (alter< 65) a65to69=0.
if (alter< 70) a70to74=0.
if (alter< 75) a75to79=0.
if (alter< 80) a80to84=0.
if (alter< 85) a85to89=0.
if (alter< 90) a90to94=0.
if (alter< 95) a95to99=0.
if (alter<100) a100to4=0.

else if (einalt<startalt and alter<endalt).

if (startalt<= 15 and alter>= 20) a15to19=5.
if (startalt<= 20 and alter>= 25) a20to24=5.
```

```
if (startalt<= 25 and alter>= 30) a25to29=5.
if (startalt<= 30 and alter>= 35) a30to34=5.
if (startalt<= 35 and alter>= 40) a35to39=5.
if (startalt<= 40 and alter>= 45) a40to44=5.
if (startalt<= 45 and alter>= 50) a45to49=5.
if (startalt<= 50 and alter>= 55) a50to54=5.
if (startalt<= 55 and alter>= 60) a55to59=5.
if (startalt<= 60 and alter>= 65) a60to64=5.
if (startalt<= 65 and alter>= 70) a65to69=5.
if (startalt<= 70 and alter>= 75) a70to74=5.
if (startalt<= 75 and alter>= 80) a75to79=5.
if (startalt<= 80 and alter>= 85) a80to84=5.
if (startalt<= 85 and alter>= 90) a85to89=5.
if (startalt<= 90 and alter>= 95) a90to94=5.
if (startalt<= 95 and alter>=100) a95to99=5.
if (startalt<=100 and alter>=105) a100to4=5.

if (startalt<= 15 and alter< 20) a15to19=alter-15.
if (startalt<= 20 and alter< 25) a20to24=alter-20.
if (startalt<= 25 and alter< 30) a25to29=alter-25.
if (startalt<= 30 and alter< 35) a30to34=alter-30.
if (startalt<= 35 and alter< 40) a35to39=alter-35.
if (startalt<= 40 and alter< 45) a40to44=alter-40.
if (startalt<= 45 and alter< 50) a45to49=alter-45.
if (startalt<= 50 and alter< 55) a50to54=alter-50.
if (startalt<= 55 and alter< 60) a55to59=alter-55.
if (startalt<= 60 and alter< 65) a60to64=alter-60.
if (startalt<= 65 and alter< 70) a65to69=alter-65.
if (startalt<= 70 and alter< 75) a70to74=alter-70.
if (startalt<= 75 and alter< 80) a75to79=alter-75.
if (startalt<= 80 and alter< 85) a80to84=alter-80.
if (startalt<= 85 and alter< 90) a85to89=alter-85.
if (startalt<= 90 and alter< 95) a90to94=alter-90.
if (startalt<= 95 and alter<100) a95to99=alter-95.
if (startalt<=100 and alter<105) a100to4=alter-100.

if (startalt>= 15 and startalt< 20 and alter>= 20) a15to19=20-startalt.
if (startalt>= 20 and startalt< 25 and alter>= 25) a20to24=25-startalt.
if (startalt>= 25 and startalt< 30 and alter>= 30) a25to29=30-startalt.
if (startalt>= 30 and startalt< 35 and alter>= 35) a30to34=35-startalt.
if (startalt>= 35 and startalt< 40 and alter>= 40) a35to39=40-startalt.
if (startalt>= 40 and startalt< 45 and alter>= 45) a40to44=45-startalt.
if (startalt>= 45 and startalt< 50 and alter>= 50) a45to49=50-startalt.
if (startalt>= 50 and startalt< 55 and alter>= 55) a50to54=55-startalt.
if (startalt>= 55 and startalt< 60 and alter>= 60) a55to59=60-startalt.
if (startalt>= 60 and startalt< 65 and alter>= 65) a60to64=65-startalt.
if (startalt>= 65 and startalt< 70 and alter>= 70) a65to69=70-startalt.
if (startalt>= 70 and startalt< 75 and alter>= 75) a70to74=75-startalt.
if (startalt>= 75 and startalt< 80 and alter>= 80) a75to79=80-startalt.
if (startalt>= 80 and startalt< 85 and alter>= 85) a80to84=85-startalt.
if (startalt>= 85 and startalt< 90 and alter>= 90) a85to89=90-startalt.
if (startalt>= 90 and startalt< 95 and alter>= 95) a90to94=95-startalt.
if (startalt>= 95 and startalt<100 and alter>=100) a95to99=100-startalt.
if (startalt>=100 and startalt<105 and alter>=105) a100to4=105-startalt.
```

```
if (startalt>= 15 and startalt< 20 and alter< 20) a15to19=alter-startalt.
if (startalt>= 20 and startalt< 25 and alter< 25) a20to24=alter-startalt.
if (startalt>= 25 and startalt< 30 and alter< 30) a25to29=alter-startalt.
if (startalt>= 30 and startalt< 35 and alter< 35) a30to34=alter-startalt.
if (startalt>= 35 and startalt< 40 and alter< 40) a35to39=alter-startalt.
if (startalt>= 40 and startalt< 45 and alter< 45) a40to44=alter-startalt.
if (startalt>= 45 and startalt< 50 and alter< 50) a45to49=alter-startalt.
if (startalt>= 50 and startalt< 55 and alter< 55) a50to54=alter-startalt.
if (startalt>= 55 and startalt< 60 and alter< 60) a55to59=alter-startalt.
if (startalt>= 60 and startalt< 65 and alter< 65) a60to64=alter-startalt.
if (startalt>= 65 and startalt< 70 and alter< 70) a65to69=alter-startalt.
if (startalt>= 70 and startalt< 75 and alter< 75) a70to74=alter-startalt.
if (startalt>= 75 and startalt< 80 and alter< 80) a75to79=alter-startalt.
if (startalt>= 80 and startalt< 85 and alter< 85) a80to84=alter-startalt.
if (startalt>= 85 and startalt< 90 and alter< 90) a85to89=alter-startalt.
if (startalt>= 90 and startalt< 95 and alter< 95) a90to94=alter-startalt.
if (startalt>= 95 and startalt<100 and alter<100) a95to99=alter-startalt.
if (startalt>=100 and startalt<105 and alter<105) a100to4=alter-startalt.

if (startalt>= 20) a15to19=0.
if (startalt>= 25) a20to24=0.
if (startalt>= 30) a25to29=0.
if (startalt>= 35) a30to34=0.
if (startalt>= 40) a35to39=0.
if (startalt>= 45) a40to44=0.
if (startalt>= 50) a45to49=0.
if (startalt>= 55) a50to54=0.
if (startalt>= 60) a55to59=0.
if (startalt>= 65) a60to64=0.
if (startalt>= 70) a65to69=0.
if (startalt>= 75) a70to74=0.
if (startalt>= 80) a75to79=0.
if (startalt>= 85) a80to84=0.
if (startalt>= 90) a85to89=0.
if (startalt>= 95) a90to94=0.
if (startalt>=100) a95to99=0.
if (startalt>=105) a100to4=0.

if (alter< 15) a15to19=0.
if (alter< 20) a20to24=0.
if (alter< 25) a25to29=0.
if (alter< 30) a30to34=0.
if (alter< 35) a35to39=0.
if (alter< 40) a40to44=0.
if (alter< 45) a45to49=0.
if (alter< 50) a50to54=0.
if (alter< 55) a55to59=0.
if (alter< 60) a60to64=0.
if (alter< 65) a65to69=0.
if (alter< 70) a70to74=0.
if (alter< 75) a75to79=0.
if (alter< 80) a80to84=0.
if (alter< 85) a85to89=0.
```

```
if (alter< 90) a90to94=0.
if (alter< 95) a95to99=0.
if (alter<100) a100to4=0.

end if.

do if (status=1 and alter<=endalt).

if (alter>= 15 and alter< 20) altstufe=1.
if (alter>= 20 and alter< 25) altstufe=2.
if (alter>= 25 and alter< 30) altstufe=3.
if (alter>= 30 and alter< 35) altstufe=4.
if (alter>= 35 and alter< 40) altstufe=5.
if (alter>= 40 and alter< 45) altstufe=6.
if (alter>= 45 and alter< 50) altstufe=7.
if (alter>= 50 and alter< 55) altstufe=8.
if (alter>= 55 and alter< 60) altstufe=9.
if (alter>= 60 and alter< 65) altstufe=10.
if (alter>= 65 and alter< 70) altstufe=11.
if (alter>= 70 and alter< 75) altstufe=12.
if (alter>= 75 and alter< 80) altstufe=13.
if (alter>= 80 and alter< 85) altstufe=14.
if (alter>= 85 and alter< 90) altstufe=15.
if (alter>= 90 and alter< 95) altstufe=16.
if (alter>= 95 and alter<100) altstufe=17.
if (alter>=100 and alter<105) altstufe=18.

else.

compute altstufe=0.

end if.

variable label altstufe 'Summe der Sterbefälle im Altersintervall'.
value labels altstufe
 0 'kein Ereignis'
 1 '15-19'
 2 '20-24'
 3 '25-29'
 4 '30-34'
 5 '35-39'
 6 '40-44'
 7 '45-49'
 8 '50-54'
 9 '55-59'
10 '60-64'
11 '65-69'
12 '70-74'
13 '75-79'
14 '80-84'
15 '85-89'
16 '90-94'
17 '95-99'
```

```
18 '100-104'.

descriptives
  variables=a15to19 a20to24 a25to29 a30to34 a35to39 a40to44 a45to49
  a50to54 a55to59 a60to64 a65to69 a70to74 a75to79 a80to84 a85to89
  a90to94 a95to99 a100to4
  /format=labels noindex
  /statistics=sum.

frequencies
  variables=altstufe.

execute.
```

Anhang B

Das SPSS für Windows Syntax Program Fraction-Calculation (entwickelt von M. Luy)

Das Programm Fraction-Calculation ist in der hier abgedruckten Form nicht selbständig und kann so erst im Anschluss an die Episoden-Splitting-Prozedur (Anhang A) und dem daraus resultierenden Datensatz ausgeführt werden. Möchte man auch diese Daten abspeichern, sollte man den Datensatz vorher unter einem neuen Namen sichern, da sonst die gesamten gelebten Jahre (aus der Prozedur Episoden-Splitting) verloren gehen.

Die Vorgehensweise dieses Programms ist ausgesprochen einfach. Mit dem Programm Episoden-Splitting wurden die im gesamten Untersuchungszeitraum gelebten Jahren in allen betroffenen Altersintervallen ermittelt (siehe ausführliche Beschreibung in Anhang A). Fraction-Calculation muss also lediglich diese Ergebnisse für das Altersintervall, in dem der jeweilige Fall gestorben ist, isolieren. Um welche es sich dabei handelt, wird durch die im Episoden-Splitting erzeugte Variable "altstufe" vorgegeben. Fraction-Calculation ersetzt nun die Werte für die gelebten Risikojahre in allen übrigen Altersintervallen (Variablen „a15to19", „a20to24", …) durch den Wert Null und zählt dann abschließend genau wie das Programm Episoden-Splitting die gelebten Jahre der – jetzt letzten gelebten – Altersintervalle und die Sterbefälle pro Altersintervall, die selbstverständlich mit den aus Episoden-Splitting ermittelten identisch sein müssen, zusammen.

Diese Werte können nun in ein Tabellenkalkulationsprogramm (wie z. B. MS Excel) kopiert werden, um dort die insgesamt gelebten Jahre im letzten Altersintervall durch die mit dem Umfang der Altersintervalle multiplizierten Anzahl der Sterbefälle zu teilen (Bei Fünfjahres-Altersintervallen also Multiplikation der Anzahl der Sterbefälle mit Fünf). Auf diese Weise erhält man die exakten Werte für das „fraction of last age interval of life" der Verstorbenen des ausgewerteten Datensatzes und ist damit nicht mehr auf vereinfachende Annahmen (wie z. B. dass alle Verstorbenen im Durchschnitt in der Intervallmitte verstorben sind) angewiesen, was für die Exaktheit des Chiang-Verfahrens eine unverzichtbare Notwendigkeit ist.

Die Berechnung des „fraction of last age interval of life" aus den durch das SPSS für Windows Programm Fraction-Calculation ermittelten Werten ist für einen Teilbereich der Sterbetafel 1910/40 für bayerische Nonnen in unten stehender Tabelle dargestellt.

Altersintervall	gelebte Jahre der Sterbefälle	Anzahl der Sterbefälle	Fraction of last age inteval of life
25-30	211,80	97	0,4367
30-35	195,18	86	0,4539
35-40	186,10	74	0,5030
40-45	176,20	70	0,5034

```
comment ************************************************
comment *                                              *
comment *        SPSS für Windows Syntax Program       *
comment *   ------------------------------------------ *
comment *   - F R A C T I O N - C A C U L A T I O N  - *
comment *   ------------------------------------------ *
comment *           VERSION FÜR KLOSTERSTUDIE          *
comment *                                              *
comment *           * entwickelt von M. Luy *          *
comment *                                              *
comment *     Das Programm braucht zur Durchführung    *
comment *        die Variablen aus der Prozedur        *
comment *            Episodenden-Splitting             *
comment *                                              *
comment ************************************************


filter off.
use all.

do if (altstufe=0).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=1).
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=2).
compute a15to19=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=3).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=4).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
```

```
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=5).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=6).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=7).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=8).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=9).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=10).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=11).
compute a15to19=0.
```

```
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=12).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=13).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=14).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=15).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=16).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a95to99=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=17).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
```

```
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a100to4=0.

else if (altstufe=18).
compute a15to19=0.
compute a20to24=0.
compute a25to29=0.
compute a30to34=0.
compute a35to39=0.
compute a40to44=0.
compute a45to49=0.
compute a50to54=0.
compute a55to59=0.
compute a60to64=0.
compute a65to69=0.
compute a70to74=0.
compute a75to79=0.
compute a80to84=0.
compute a85to89=0.
compute a90to94=0.
compute a95to99=0.

end if.

descriptives
  variables=a10to14 a15to19 a20to24 a25to29 a30to34 a35to39 a40to44
  a45to49 a50to54 a55to59 a60to64 a65to69 a70to74 a75to79 a80to84
  a85to89 a90to94 a95to99 a100to4
  /format=labels noindex
  /statistics=sum.

frequencies
  variables=altstufe.

execute.
```

Anhang C

Kaplan-Meier Survival-Analyse für alle im Zeitraum 1910-1940 lebenden Missionarinnen aus bayerischen Klöstern

Gesamtzahl: 341
Sterbefälle: 232
zensierte Fälle: 109 (31,96%)

Rang r	Survival Zeit t	Status zum Zeitpunkt t	Survival Rate $S_n(t)$	Standardabweichung S.E.$[S_n(t)]$	Sterbefälle bis t d(t)	nach t noch lebende Personen P(t)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	1.29	gestorben	0.9971	0.0029	1	340
2	1.63	zurückgekehrt			1	339
3	2.16	zurückgekehrt			1	338
4	2.67	gestorben	0.9941	0.0041	2	337
5	2.90	gestorben	0.9912	0.0051	3	336
6	4.02	zurückgekehrt			3	335
7	4.25	zurückgekehrt			3	334
8	4.31	zurückgekehrt			3	333
9	4.67	zurückgekehrt			3	332
10	5.04	gestorben	0.9882	0.0059	4	331
11	5.27	gestorben	0.9852	0.0066	5	330
12	5.64	gestorben	0.9822	0.0072	6	329
13	6.53	gestorben	0.9792	0.0078	7	328
14	6.92	gestorben	0.9762	0.0083	8	327
15	8.58	zurückgekehrt			8	326
16	9.11	gestorben	0.9732	0.0088	9	325
17	9.31	gestorben	0.9703	0.0093	10	324
18	9.57	gestorben	0.9673	0.0097	11	323
19	9.80	zurückgekehrt			11	322
20	10.00	zurückgekehrt			11	321
21	10.22	gestorben	0.9642	0.0101	12	320
22	11.07	gestorben	0.9612	0.0105	13	319
23	11.12	gestorben	0.9582	0.0109	14	318
24	11.52	zurückgekehrt			14	317
25	11.64	zurückgekehrt			14	316
26	11.76	gestorben	0.9552	0.0113	15	315
27	12.00	zurückgekehrt			15	314
28	13.35	gestorben	0.9521	0.0117	16	313
29	13.72	zurückgekehrt			16	312
30	14.50	zurückgekehrt			16	311
31	14.98	gestorben	0.9491	0.0120	17	310
32	15.14	gestorben	0.9460	0.0124	18	309
33	15.17	zurückgekehrt			18	308
34	15.62	zurückgekehrt			18	307
35	15.65	zurückgekehrt			18	306

36	15.86	zurückgekehrt			18	305
37	16.39	gestorben	0.9429	0.0127	19	304
38	16.78	zurückgekehrt			19	303
39	17.27	zurückgekehrt			19	302
40	17.83	zurückgekehrt			19	301
41	18.00	zurückgekehrt			19	300
42	18.26	zurückgekehrt			19	299
43	18.26	zurückgekehrt			19	298
44	18.57	gestorben	0.9398	0.0131	20	297
45	19.00	zurückgekehrt			20	296
46	19.23	zurückgekehrt			20	295
47	19.56	gestorben	0.9366	0.0134	21	294
48	19.85	gestorben	0.9334	0.0137	22	293
49	19.99	gestorben	0.9302	0.0140	23	292
50	20.09	gestorben	0.9270	0.0144	24	291
51	20.22	gestorben	0.9238	0.0147	25	290
52	20.61	zurückgekehrt			25	289
53	21.34	gestorben	0.9206	0.0150	26	288
54	21.51	zurückgekehrt			26	287
55	21.93	gestorben	0.9174	0.0152	27	286
56	22.11	gestorben	0.9142	0.0155	28	285
57	22.86	gestorben	0.9110	0.0158	29	284
58	22.97	zurückgekehrt			29	283
59	23.89	gestorben	0.9078	0.0161	30	282
60	24.18	zurückgekehrt			30	281
61	24.75	gestorben	0.9046	0.0163	31	280
62	24.76	zurückgekehrt			31	279
63	25.31	gestorben	0.9013	0.0166	32	278
64	25.41	gestorben	0.8981	0.0168	33	277
65	26.10	zurückgekehrt			33	276
66	26.26	gestorben	0.8948	0.0171	34	275
67	26.41	zurückgekehrt			34	274
68	26.49	gestorben	0.8916	0.0173	35	273
69	27.09	zurückgekehrt			35	272
70	28.20	gestorben	0.8883	0.0176	36	271
71	28.33	zurückgekehrt			36	270
72	28.57	zurückgekehrt			36	269
73	28.63	zurückgekehrt			36	268
74	29.33	zurückgekehrt			36	267
75	29.36	zurückgekehrt			36	266
76	29.66	gestorben	0.8849	0.0178	37	265
77	30.39	zurückgekehrt			37	264
78	30.45	zurückgekehrt			37	263
79	30.91	zurückgekehrt			37	262
80	31.09	gestorben	0.8816	0.0181	38	261
81	31.49	gestorben	0.8782	0.0183	39	260
82	31.75	zurückgekehrt			39	259
83	31.92	zurückgekehrt			39	258
84	32.20	zurückgekehrt			39	257
85	32.73	gestorben	0.8748	0.0186	40	256
86	32.73	zurückgekehrt			40	255
87	32.78	gestorben	0.8713	0.0188	41	254
88	33.30	gestorben	0.8679	0.0190	42	253

89	33.35	zurückgekehrt			42	252
90	33.66	zurückgekehrt			42	251
91	33.86	gestorben	0.8644	0.0193	43	250
92	34.17	gestorben	0.8610	0.0195	44	249
93	34.21	gestorben	0.8575	0.0197	45	248
94	34.45	gestorben	0.8541	0.0200	46	247
95	34.49	gestorben	0.8506	0.0202	47	246
96	34.86	gestorben	0.8472	0.0204	48	245
97	35.00	zurückgekehrt			48	244
98	36.05	gestorben	0.8437	0.0206	49	243
99	36.17	zurückgekehrt			49	242
100	36.37	gestorben	0.8402	0.0208	50	241
101	36.41	zurückgekehrt			50	240
102	36.61	gestorben	0.8367	0.0210	51	239
103	36.78	gestorben	0.8332	0.0212	52	238
104	37.08	gestorben	0.8297	0.0214	53	237
105	37.54	zurückgekehrt			53	236
106	37.88	gestorben	0.8262	0.0216	54	235
107	38.06	gestorben	0.8227	0.0218	55	234
108	38.28	zurückgekehrt			55	233
109	38.48	gestorben	0.8191	0.0220	56	232
110	38.52	zurückgekehrt			56	231
111	38.53	gestorben	0.8156	0.0222	57	230
112	38.56	gestorben	0.8120	0.0224	58	229
113	38.64	gestorben	0.8085	0.0225	59	228
114	39.03	gestorben	0.8049	0.0227	60	227
115	39.19	gestorben	0.8014	0.0229	61	226
116	39.40	zurückgekehrt			61	225
117	39.54	zurückgekehrt			61	224
118	39.54	zurückgekehrt			61	223
119	39.54	zurückgekehrt			61	222
120	39.78	gestorben	0.7978	0.0231	62	221
121	39.82	gestorben	0.7942	0.0233	63	220
122	39.96	gestorben	0.7906	0.0234	64	219
123	40.08	zurückgekehrt			64	218
124	40.53	gestorben	0.7869	0.0236	65	217
125	40.56	zurückgekehrt			65	216
126	40.67	gestorben	0.7833	0.0238	66	215
127	40.96	gestorben	0.7797	0.0239	67	214
128	41.00	zurückgekehrt			67	213
129	41.02	gestorben	0.7760	0.0241	68	212
130	41.13	gestorben	0.7723	0.0243	69	211
131	41.28	gestorben	0.7687	0.0244	70	210
132	41.48	gestorben	0.7650	0.0246	71	209
133	41.70	zurückgekehrt			71	208
134	41.83	gestorben	0.7613	0.0247	72	207
135	42.00	gestorben	0.7577	0.0249	73	206
136	42.02	gestorben	0.7540	0.0250	74	205
137	42.16	zurückgekehrt			74	204
138	43.17	gestorben	0.7503	0.0252	75	203
139	43.21	gestorben	0.7466	0.0253	76	202
140	43.26	gestorben	0.7429	0.0255	77	201
141	43.37	gestorben	0.7392	0.0256	78	200

142	43.48	gestorben	0.7355	0.0258	79	199
143	43.71	zurückgekehrt			79	198
144	43.72	gestorben	0.7318	0.0259	80	197
145	43.99	gestorben	0.7281	0.0260	81	196
146	44.22	gestorben	0.7244	0.0262	82	195
147	44.69	gestorben	0.7206	0.0263	83	194
148	44.86	gestorben	0.7169	0.0264	84	193
149	44.94	gestorben	0.7132	0.0265	85	192
150	44.97	gestorben	0.7095	0.0267	86	191
151	45.02	gestorben	0.7058	0.0268	87	190
152	45.32	lebt			87	189
153	45.34	gestorben	0.7021	0.0269	88	188
154	45.38	gestorben	0.6983	0.0270	89	187
155	45.43	gestorben	0.6946	0.0271	90	186
156	45.48	gestorben	0.6908	0.0272	91	185
157	45.65	gestorben	0.6871	0.0273	92	184
158	45.72	gestorben	0.6834	0.0274	93	183
159	45.82	gestorben	0.6796	0.0275	94	182
160	45.92	gestorben	0.6759	0.0276	95	181
161	46.01	gestorben	0.6722	0.0277	96	180
162	46.03	gestorben	0.6684	0.0278	97	179
163	46.08	gestorben	0.6647	0.0279	98	178
164	46.33	gestorben	0.6610	0.0280	99	177
165	46.74	gestorben	0.6572	0.0281	100	176
166	46.85	lebt			100	175
167	47.16	gestorben	0.6535	0.0282	101	174
168	47.57	gestorben	0.6497	0.0283	102	173
169	47.58	gestorben	0.6460	0.0284	103	172
170	47.67	gestorben	0.6422	0.0285	104	171
171	47.91	gestorben	0.6385	0.0285	105	170
172	47.96	gestorben	0.6347	0.0286	106	169
173	48.10	gestorben	0.6310	0.0287	107	168
174	48.16	zurückgekehrt			107	167
175	48.27	gestorben	0.6272	0.0288	108	166
176	48.60	gestorben	0.6234	0.0288	109	165
177	48.63	gestorben	0.6196	0.0289	110	164
178	48.70	gestorben	0.6158	0.0290	111	163
179	49.03	gestorben	0.6121	0.0290	112	162
180	49.06	gestorben	0.6083	0.0291	113	161
181	49.08	gestorben	0.6045	0.0292	114	160
182	49.18	gestorben	0.6007	0.0292	115	159
183	49.28	gestorben	0.5969	0.0293	116	158
184	49.49	gestorben	0.5932	0.0294	117	157
185	49.57	gestorben	0.5894	0.0294	118	156
186	49.69	zurückgekehrt			118	155
187	49.97	gestorben	0.5856	0.0295	119	154
188	49.97	lebt			119	153
189	49.97	lebt			119	152
190	50.51	gestorben	0.5817	0.0295	120	151
191	50.76	gestorben	0.5779	0.0296	121	150
192	50.86	gestorben	0.5740	0.0296	122	149
193	51.26	gestorben	0.5702	0.0297	123	148
194	51.47	gestorben	0.5663	0.0297	124	147

195	51.66	gestorben	0.5625	0.0298	125	146
196	51.83	gestorben	0.5586	0.0298	126	145
197	52.00	gestorben	0.5548	0.0299	127	144
198	52.00	zurückgekehrt			127	143
199	52.13	gestorben	0.5509	0.0299	128	142
200	52.24	gestorben	0.5470	0.0299	129	141
201	52.27	gestorben	0.5431	0.0300	130	140
202	52.33	gestorben	0.5393	0.0300	131	139
203	52.44	zurückgekehrt			131	138
204	52.66	gestorben	0.5353	0.0301	132	137
205	52.76	gestorben	0.5314	0.0301	133	136
206	52.96	gestorben			134	135
207	52.96	gestorben	0.5236	0.0301	135	134
208	52.99	gestorben	0.5197	0.0302	136	133
209	53.28	gestorben	0.5158	0.0302	137	132
210	53.29	gestorben	0.5119	0.0302	138	131
211	53.54	gestorben	0.5080	0.0302	139	130
212	53.71	gestorben	0.5041	0.0303	140	129
213	53.78	gestorben	0.5002	0.0303	141	128
214	54.33	zurückgekehrt			141	127
215	54.56	gestorben	0.4962	0.0303	142	126
216	54.86	gestorben	0.4923	0.0303	143	125
217	54.89	gestorben	0.4884	0.0303	144	124
218	54.92	gestorben	0.4844	0.0303	145	123
219	54.93	gestorben	0.4805	0.0303	146	122
220	55.00	gestorben	0.4765	0.0303	147	121
221	55.01	gestorben	0.4726	0.0303	148	120
222	55.06	gestorben	0.4687	0.0304	149	119
223	55.57	gestorben	0.4647	0.0303	150	118
224	55.68	gestorben	0.4608	0.0303	151	117
225	55.88	gestorben	0.4569	0.0303	152	116
226	56.16	gestorben	0.4529	0.0303	153	115
227	56.24	gestorben	0.4490	0.0303	154	114
228	56.28	gestorben	0.4450	0.0303	155	113
229	56.49	gestorben	0.4411	0.0303	156	112
230	56.54	gestorben	0.4372	0.0303	157	111
231	56.55	gestorben	0.4332	0.0303	158	110
232	56.63	gestorben	0.4293	0.0302	159	109
233	56.77	gestorben	0.4253	0.0302	160	108
234	57.06	gestorben	0.4214	0.0302	161	107
235	57.07	gestorben	0.4175	0.0302	162	106
236	57.14	gestorben	0.4135	0.0301	163	105
237	57.20	gestorben	0.4096	0.0301	164	104
238	57.21	gestorben	0.4057	0.0301	165	103
239	57.39	gestorben	0.4017	0.0300	166	102
240	57.46	gestorben	0.3978	0.0300	167	101
241	57.48	lebt			167	100
242	57.52	gestorben	0.3938	0.0300	168	99
243	57.53	gestorben	0.3898	0.0299	169	98
244	57.55	gestorben	0.3858	0.0299	170	97
245	57.76	gestorben	0.3819	0.0298	171	96
246	57.85	gestorben	0.3779	0.0298	172	95
247	57.88	gestorben	0.3739	0.0297	173	94

248	57.91	gestorben	0.3699	0.0297	174	93
249	57.92	gestorben	0.3660	0.0296	175	92
250	58.06	gestorben	0.3620	0.0296	176	91
251	58.40	gestorben	0.3580	0.0295	177	90
252	58.50	lebt			177	89
253	58.54	lebt			177	88
254	58.68	gestorben	0.3539	0.0295	178	87
255	58.95	gestorben	0.3499	0.0294	179	86
256	58.96	gestorben	0.3458	0.0293	180	85
257	58.96	gestorben	0.3417	0.0293	181	84
258	59.20	lebt			181	83
259	59.20	lebt			181	82
260	59.20	lebt			181	81
261	59.20	lebt			181	80
262	59.25	gestorben	0.3375	0.0292	182	79
263	59.40	gestorben	0.3332	0.0292	183	78
264	59.41	gestorben	0.3289	0.0291	184	77
265	59.51	gestorben	0.3246	0.0290	185	76
266	59.55	lebt			185	75
267	59.82	gestorben	0.3203	0.0290	186	74
268	59.82	lebt			186	73
269	59.82	lebt			186	72
270	59.92	zurückgekehrt			186	71
271	59.96	gestorben	0.3158	0.0289	187	70
272	60.03	gestorben	0.3113	0.0289	188	69
273	60.10	gestorben	0.3068	0.0288	189	68
274	60.14	gestorben	0.3023	0.0287	190	67
275	60.24	lebt			190	66
276	60.28	lebt			190	65
277	60.49	lebt			190	64
278	60.49	lebt			190	63
279	60.67	gestorben	0.2975	0.0287	191	62
280	60.89	gestorben	0.2927	0.0286	192	61
281	60.94	gestorben	0.2879	0.0285	193	60
282	61.10	gestorben	0.2831	0.0284	194	59
283	61.11	gestorben	0.2783	0.0284	195	58
284	61.20	lebt			195	57
285	61.28	lebt			195	56
286	61.37	lebt			195	55
287	61.62	lebt			195	54
288	61.67	gestorben	0.2731	0.0283	196	53
289	61.89	gestorben	0.2680	0.0282	197	52
290	62.07	gestorben	0.2628	0.0282	198	51
291	62.11	gestorben	0.2577	0.0281	199	50
292	62.20	lebt			199	49
293	62.84	gestorben	0.2524	0.0280	200	48
294	63.01	lebt			200	47
295	63.01	lebt			200	46
296	63.01	lebt			200	45
297	63.01	lebt			200	44
298	63.23	gestorben	0.2467	0.0279	201	43
299	63.26	lebt			201	42
300	63.41	gestorben	0.2408	0.0279	202	41

301	63.41	lebt			202	40
302	63.85	gestorben	0.2348	0.0278	203	39
303	64.01	gestorben	0.2288	0.0278	204	38
304	64.10	gestorben	0.2227	0.0277	205	37
305	64.14	gestorben	0.2167	0.0276	206	36
306	64.20	lebt			206	35
307	64.21	gestorben	0.2105	0.0275	207	34
308	64.22	gestorben	0.2043	0.0274	208	33
309	64.58	gestorben	0.1981	0.0272	209	32
310	64.61	lebt			209	31
311	64.61	lebt			209	30
312	64.63	gestorben	0.1915	0.0271	210	29
313	64.71	gestorben	0.1849	0.0270	211	28
314	64.77	gestorben	0.1783	0.0268	212	27
315	65.23	gestorben	0.1717	0.0266	213	26
316	65.56	lebt			213	25
317	65.89	gestorben	0.1649	0.0264	214	24
318	66.01	gestorben	0.1580	0.0262	215	23
319	66.63	lebt			215	22
320	66.63	lebt			215	21
321	66.63	lebt			215	20
322	66.73	gestorben	0.1501	0.0260	216	19
323	66.79	gestorben	0.1422	0.0258	217	18
324	67.17	gestorben	0.1343	0.0256	218	17
325	67.20	lebt			218	16
326	67.41	gestorben	0.1259	0.0253	219	15
327	67.61	gestorben	0.1175	0.0250	220	14
328	67.95	gestorben	0.1091	0.0246	221	13
329	68.91	lebt			221	12
330	69.11	gestorben	0.1000	0.0241	222	11
331	69.87	gestorben	0.0909	0.0236	223	10
332	69.94	gestorben	0.0818	0.0229	224	9
333	70.32	lebt			224	8
334	70.82	gestorben	0.0716	0.0222	225	7
335	71.82	gestorben	0.0614	0.0213	226	6
336	72.03	gestorben	0.0511	0.0200	227	5
337	72.23	gestorben	0.0409	0.0185	228	4
338	72.73	gestorben	0.0307	0.0164	229	3
339	72.79	gestorben	0.0205	0.0138	230	2
340	73.85	gestorben	0.0102	0.0100	231	1
341	74.28	gestorben	0.0000	0.0000	232	0