

Marc Luy

Warum Frauen länger leben – wird ein Vergleich der Sterblichkeit von Kloster- und Allgemeinbevölkerung durch Bildungsgrad und Missionstätigkeit der Ordensmitglieder beeinflusst?

Why women live longer – do the factors education level and missionising activity of order members affect the comparison of mortality of the general and the cloistered population?

Pourquoi les femmes vivent plus longtemps que les hommes – une comparaison de la mortalité de la population générale et des couvents est-elle influencé par le degré de la formation et l'activité missionnaire des membres de l'ordre ?

Zusammenfassung

Durch eine Analyse der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in bayerischen Frauen- und Männerklöstern konnte gezeigt werden, dass die seit dem Zweiten Weltkrieg stattgefundenen kontinuierliche Vergrößerung der männlichen Übersterblichkeit allein auf verhaltens- und umweltbedingte Ursachen und nicht auf biologische Faktoren zurückgeführt werden kann. Während sich der Unterschied in der Lebenserwartung in der deutschen Allgemeinbevölkerung sukzessive ausweitete, blieb diese Differenz in der bayerischen Klosterbevölkerung auch in der Nachkriegszeit unverändert mit einem leichten Vorteil zugunsten der Nonnen. Diese Ergebnisse könnten jedoch durch Bildungsgrad und Missionstätigkeit der katholischen Schwestern und Brüder verzerrt worden sein, da die Anteile sowohl der höher gebildeten als auch der missionierenden Ordensmitglieder in Frauen- und Männerklöstern nicht identisch sind. In dem vorliegenden Beitrag wird jedoch gezeigt, dass eine beeinflussende Wirkung dieser beiden Faktoren auf die Analyse der Sterblichkeitsunterschiede zwischen Nonnen und Mönchen ausgeschlossen werden kann. Während der Faktor Bildung in der Klosterbevölkerung, in der sich die Lebensstile der Mitglieder nicht wie in der Allgemeinbevölkerung in Abhängigkeit vom Bildungsgrad unterscheiden, keinen Einfluss auf das Sterblichkeitsniveau besitzt, würde die Herausnahme der Missionarinnen und Missionare aus der Analyse sogar zu einer weiteren geringfügigen Reduktion der männlichen Übersterblichkeit in der Klosterbevölkerung führen. Die Bedeutung der aus der bayerischen Klosterstudie gewonnenen Erkenntnisse bezüglich der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede wird also durch die spezifischen Charakteristika der betrachteten Klosterpopulation in keiner Weise eingeschränkt.

1. Einleitung

Seit durch *Deparcieux* (1746) erstmals nach dem Geschlecht trennende Mortalitätsanalysen durchgeführt wurden, ist das längere Überleben der Frauen bekannt. Dies bestätigte sich mit Beginn der amtlichen Bevölkerungsstatistik in allen westlichen Gesellschaften, wie es z. B. in Schweden ab dem Jahr 1751 beobachtet werden kann (*Tabutin* 1978). Die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede wurden schließlich zu einem der zentralen multidisziplinären Untersuchungsgegenstände, als sie sich mit dem allgemeinen Rückgang der Sterblichkeit im Verlauf des 20. Jahrhunderts kontinuierlich erhöhten. In Deutschland veränderte sich die Differenz im Parameter Lebenserwartung bei Geburt 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. In den meisten anderen Industriestaaten begannen diese Unterschiede bereits nach dem Ersten Weltkrieg zu wachsen (*Stolnitz* 1956), besonders extrem in den Vereinigten Staaten sowie England und Wales (*Wiehl* 1938).

Die möglichen Ursachen für das Phänomen der männlichen Übersterblichkeit wurden in der Literatur bereits vielfach diskutiert, wobei die verschiedensten Theorien entwickelt und Hypothesen aufgestellt wurden. Generell lassen sich die angeführten Argumentationen in zwei grundverschiedene Ansätze 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. Ausführliche Darstellungen dieser verschiedenen Erklärungskomplexe mit umfangreichen Literaturhinweisen sind z. B. bei *Nathanson* (1984), *Wingard* (1982, 1984), *Waldron* (1986), *Lang et al.* (1994), *Carey/Lopreato* (1995) oder *Luy* (2002a) zu finden.

Bei den ersten Analysen der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede suchten die Vertreter der verschiedenen Wissenschaftsdisziplinen die Ursachen ausschließlich in ihrem Forschungsbereich. Die ersten Erklärungen waren biologische (z. B. *Casper* 1835), die dann aber immer mehr in den Hintergrund traten, wodurch die verhaltens- und umweltorientierte Ursachensuche stärker ins Zentrum rückte (siehe auch *Nathanson* 1984 und *Ruzicka* 1989). Verursacht wurde diese Veränderung in der Sichtweise nicht zuletzt dadurch, dass Männern in fast allen Kulturen bereits vom Kindesalter an eine andere Rolle zugewiesen wird als Frauen (*Johansson* 1991; *Klotz et al.* 1998; *Waldron* 1986). Wenngleich verschiedene Verhaltensweisen bereits tatsächlich als Risikofaktoren mit der Entstehung der geschlechtsspezifischen Mortalitätsdifferenzen in Verbindung gebracht wurden – wie z. B. Zigaretten- und überhöhter Alkoholgenuß (*Waldron* 1986; *Ruzicka* 1989; *Breslow/Breslow* 1993; *Lopez et al.* 1995; *Vallin* 1995) – untersuchten die meisten Studien jeweils nur einige wenige spezielle Verhaltensweisen und dies in der Regel auf einen bestimmten Zeitraum begrenzt.

Letztendlich lassen sich die beobachteten Entwicklungen der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede jedoch mit keinem der beiden Theoriekomplexe allein erklären (*Johansson* 1991; *Rogers* 1995; *Verbrugge* 1989). Bislang ist es aber noch nicht gelungen, den jeweiligen Beitrag der verschiedenen Ursachenkategorien empirisch zu quantifizieren. Um diese Frage zu klären, muss letztlich nach Ausgangssituationen gesucht werden, die eine analytische Trennung der Ursachenkate-

gorien ermöglichen. Da Frauen und Männer der gesamten Allgemeinbevölkerung unterschiedlichen Umwelteinflüssen ausgesetzt sind, ist es dort unmöglich, zwischen Verhaltens- und Umweltfaktoren zu trennen (Waldron 1983: 328). Das macht die Bestimmung einer Größenordnung des biologischen Einflusses in der Allgemeinbevölkerung prinzipiell unmöglich. Ganz andere Voraussetzungen bieten dagegen die in Ordensgemeinschaften lebenden Frauen und Männer. Mit diesem Ansatz wurde in den letzten Jahren eine Mortalitätsstudie in bayerischen Klöstern durchgeführt. Dabei wurden die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der Klosterbevölkerung mit denjenigen der deutschen Allgemeinbevölkerung verglichen (Luy 1997; Dinkel/Luy 1999; Luy 2002b). 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 und keinen geschlechtsspezifischen Gesundheits- und Mortalitätsrisiken in Verbindung mit unterschiedlichen Lebensstilen und Umweltbedingungen ausgesetzt sind, können verschiedene in der Literatur diskutierte mögliche Ursachen und Einflussfaktoren der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede seitens der verhaltens- und umweltorientierten Erklärungsfaktoren hier ausgeschlossen werden. Sollten nämlich allein diese für die männliche Übersterblichkeit verantwortlich sein, dann dürften sich zwischen den Frauen und Männern der Klosterbevölkerung keine Unterschiede in der Sterblichkeit zeigen. Wären dagegen biologische Faktoren der Auslöser für dieses Phänomen, dann sollten die Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen bayerischen Nonnen und Mönchen nicht von den Differenzen zwischen deutschen Frauen und Männern abweichen.

Die Ergebnisse dieser Studie, die im nächsten Abschnitt noch einmal kurz zusammengefasst werden, könnten durch zwei Faktoren verzerrt worden sein. In die Analyse der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede der bayerischen Klosterbevölkerung wurden im Gegensatz zu allen älteren Klosterstudien die Missionarinnen und Missionare mit eingeschlossen. Allerdings wurde die gängige Annahme, dass Missionstätigkeit die Überlebensverhältnisse verschlechtert, mit Ausnahme einer Arbeit von *Boldrini/Uggé* (1926), die jedoch aufgrund eines fragwürdigen methodischen Vorgehens nicht aussagekräftig ist, vor der bayerischen Klosterstudie noch nie konkret untersucht. Sollten sich die Überlebenswahrscheinlichkeiten der missionierenden Ordensmitglieder von jenen der übrigen Nonnen und Mönche geschlechtsspezifisch unterscheiden, dann würde das die allgemeine Gültigkeit der Resultate in Frage stellen, zumal die Anteile der Missionare in Frauen- und Männerklöstern nicht identisch sind.

Eine weitere Verzerrungsmöglichkeit besteht in der Tatsache, dass sich die Bildungsstrukturen von Kloster- und Allgemeinbevölkerung unterscheiden, da der Anteil der höher Gebildeten, vor allem bei den Männern, in der Klosterbevölkerung wesentlich höher ist als in der Allgemeinbevölkerung. In der Literatur wurde die positive Korrelation zwischen Lebenserwartung und Bildung bereits mehrfach herausgestellt (z. B. *Valkonen* 1989; *Christenson/Johnson* 1995; *Becker* 1998; *Valkonen* 1998; *Klein* 1999; *Klein et al.* 2001; *Lauderdale* 2001; *Whalley/Deary* 2001). Dabei bleibt jedoch ungeklärt, ob es sich beim Faktor Bildung tatsächlich um eine Mortalitätsdeterminante handelt oder lediglich um einen Indikator für einen oder mehrere andere die Überlebensverhältnisse beeinflussende Faktoren wie Beruf, Einkommen oder soziale Schichtzugehörigkeit. Sollten aber die Überlebenschancen der Personen mit höherer Bildung allein aufgrund dieses Faktors größer sein, dann könnte dies für die beobachteten

Unterschiede zwischen Mönchen und Männern der Allgemeinbevölkerung mehr verantwortlich sein als die unterschiedlichen Lebensstile und Umweltbedingungen von Kloster- und Allgemeinbevölkerung. Mit genau diesem Argument wurde bereits die vergleichbare Klosterstudie von *Madigan* (1957), der für seine Analyse der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede ausschließlich die Lebensdaten von klösterlichem Lehr- und Verwaltungspersonal heranzog, kritisiert (*King/Bailar* 1969; *Nathanson* 1984). Der folgende Beitrag zeigt jedoch, dass die Ergebnisse der bayerischen Klosterstudie durch die Faktoren Bildung und Missionstätigkeit keinesfalls beeinträchtigt werden und verleiht ihnen damit ein noch stärkeres Gewicht für ihre allgemeine Gültigkeit.

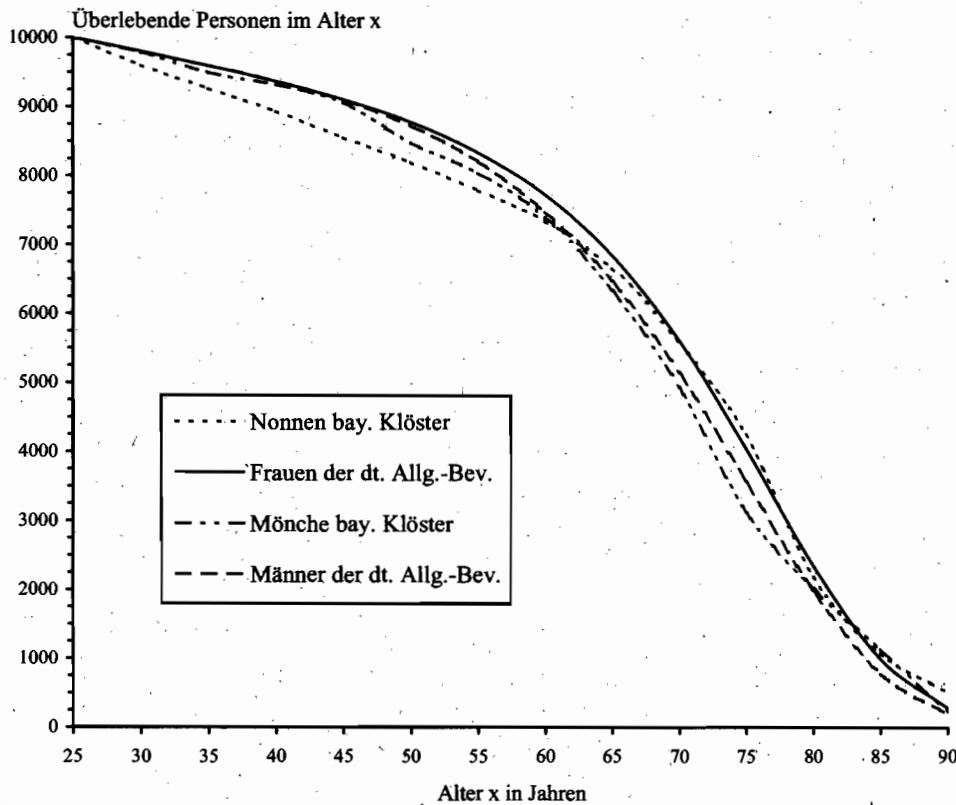
2. Warum Frauen länger leben – Ergebnisse der bayerischen Klosterstudie

Um die Sterblichkeit der bayerischen Klosterbevölkerung mit jener der deutschen Allgemeinbevölkerung zu vergleichen, wurden für die bayerischen Nonnen und Mönche abgekürzte Periodensterbetafeln nach dem auf *Chiang* (1984) zurückgeführten Verfahren berechnet (siehe ausführlich *Luy* 2002b). Da sich die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der deutschen Allgemeinbevölkerung, wie eingangs beschrieben, nach dem Zweiten Weltkrieg zu verändern begannen, wurden zwei verschiedene Beobachtungszeiträume ausgewählt, nämlich einer vor und einer nach dem Zweiten Weltkrieg. Diese wurden für die Klosterbevölkerung in der Weise definiert, dass sie jeweils eine allgemeine deutsche Sterbetafel gleichmäßig umschließen. Um ausreichend große Fallzahlen für die Sterbetafelkonstruktion zu erzielen, mussten diese Beobachtungszeiträume für die Klosterbevölkerung auf jeweils 30 Kalenderjahre ausgedehnt werden. Nach diesen Vorgaben wurden für die bayerische Klosterbevölkerung Sterbetafeln ab dem Alter 25 für die Perioden 1910/40 und 1955/85 berechnet und mit den allgemeinen deutschen Sterbetafeln der Perioden 1924/26 und 1970/72 verglichen.

Die Ergebnisse der Berechnungen sind in den Abbildungen 1 und 2 zusammengefasst. Im ersten Beobachtungszeitraum fällt auf, dass die Nonnen im jungen Erwachsenenalter eine deutlich höhere Mortalität aufweisen als die Frauen der Allgemeinbevölkerung (Abb. 1). Dies ist auf die erhöhte Tuberkulose-Sterblichkeit der zu dieser Zeit überwiegend als Krankenschwestern tätigen Nonnen zurückzuführen. Aufgrund des engen Zusammenlebens innerhalb der Klöster waren davon nicht nur die Krankenschwestern selbst betroffen, die Tuberkulose konnte sich auch unter den übrigen Nonnen sehr rasch verbreiten. Entsprechende Beobachtungen wurden für verschiedene Klöster in der medizinischen Literatur bereits mehrfach detailliert beschrieben (*Cornet* 1890; *Kruse* 1900; *Fecher* 1927a, b; *Schömig* 1953; *Taylor et al.* 1959). Dieser Effekt wirkt sich in der bayerischen Klosterbevölkerung jedoch ausschließlich im jungen Erwachsenenalter aus, danach sind ebenso wie bei den Männern in allen Altersstufen keine Unterschiede in der altersspezifischen Sterblichkeit zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung festzustellen (*Luy* 1997, 2002a). Betrachtet man die Survivalkurven ab dem Alter 55 wird deutlich, dass die Sterblichkeitsverhältnisse in Kloster- und Allgemeinbevölkerung sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern kaum voneinander abweichen. Folglich sind zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung auch bezüglich der geschlechts-

Abb. 1: Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der bayerischen Klosterbevölkerung 1910/40 und der deutschen Allgemeinbevölkerung 1924/26

Fig. 1: Female and male survivors from age 25 of the Bavarian cloistered population 1910/40 and of the general German population 1924/26



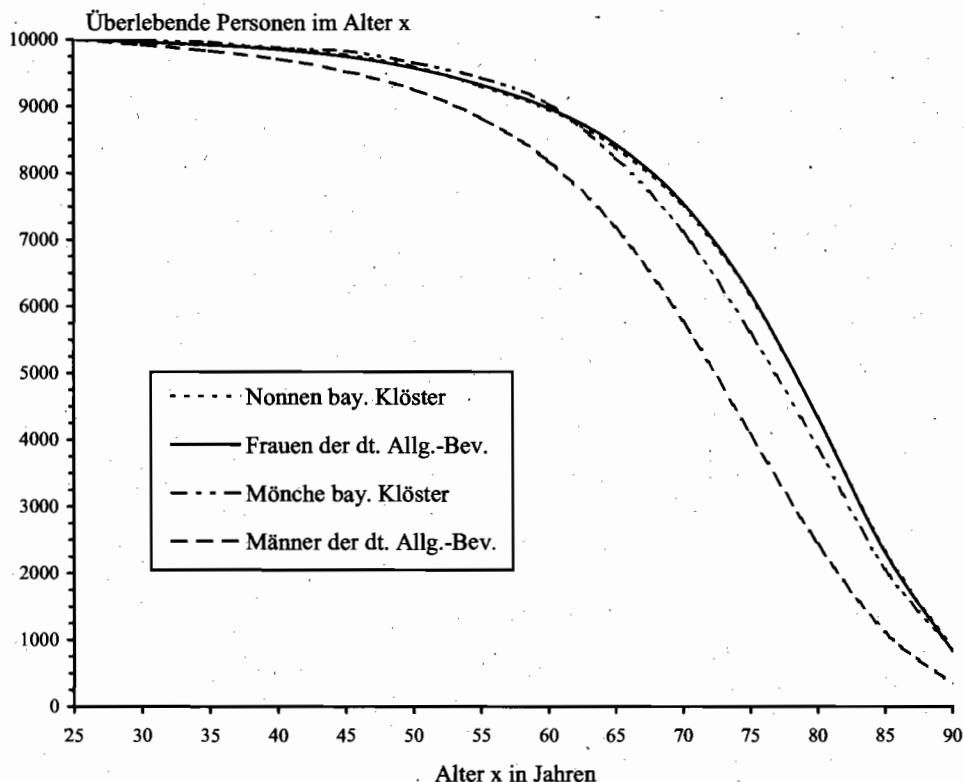
Quelle: Dinkel / Luy 1999: 118

spezifischen Unterschiede in der Lebenserwartung keine statistisch signifikanten Unterschiede festzustellen (Tab. 1).

Ein völlig anderes Bild zeigt sich dagegen im zweiten Beobachtungszeitraum. Während Frauen der Allgemeinbevölkerung, Nonnen und Mönche in gleicher Weise vom Rückgang der Sterblichkeit profitierten, bleiben die Männer der Allgemeinbevölkerung deutlich hinter dieser Entwicklung zurück (Abb. 2). Folglich fand auch bezüglich der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der bayerischen Klosterbevölkerung keine statistisch signifikante Veränderung statt, wohingegen sich die Differenz im Parameter Lebenserwartung im Alter 25 zwischen Frauen und Männern der deutschen Allgemeinbevölkerung von 1,22 Jahren nach der Allgemeinen Sterbetafel 1924/26 auf 5,48 Jahre nach der Sterbetafel 1970/72 erhöhte (Tab. 1). Dieser Unterschied zwischen Kloster- und Allgemeinbevölkerung deutet darauf hin, dass die kontinuierliche Vergrößerung der männlichen Übersterblichkeit seit

Abb. 2: Überlebende Frauen und Männer ab Alter 25 der bayerischen Klosterbevölkerung 1955/85 und der deutschen Allgemeinbevölkerung 1970/72

Fig. 2: Female and male survivors from age 25 of the Bavarian cloistered population 1955/85 and of the general German population 1970/72



Quelle: Dinkel / Luy 1999: 119

dem Zweiten Weltkrieg wohl allein durch verhaltens- und umweltbedingte Faktoren verursacht wurde. Dennoch bleibt auch in der Klosterbevölkerung ein gewisser Restvorteil der Frauen bestehen, der durchaus auf biologische Faktoren zurückzuführen sein könnte. Dieser Unterschied liegt sowohl im Beobachtungszeitraum vor als auch in dem nach dem Zweiten Weltkrieg bei etwa einem Jahr zugunsten der Nonnen. Allerdings geht aus der Beobachtung, dass die Mönche ihre Überlebensverhältnisse in gleicher Weise verbesserten wie die Nonnen und die Frauen der Allgemeinbevölkerung eindeutig hervor, dass die Ursache für die Ausweitung der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der Allgemeinbevölkerung ausschließlich bei der vergleichsweise hohen Mortalität der Männer zu finden ist und biologische Faktoren für diese Entwicklung ausgeschlossen werden können.

Zur Beantwortung der Frage, ob diese Ergebnisse nun durch die bereits eingangs dargestellten Faktoren Bildungsgrad und Missionstätigkeit der Ordensmitglieder verzerrt und damit in ihrer Bedeutung eingeschränkt werden, ist eine angemessene Vorge-

Tab. 1: Differenz im Parameter Lebenserwartung im Alter x, $e(x)$, von Frauen und Männern der deutschen Allgemeinbevölkerung und der bayerischen Klosterbevölkerung
Difference in the parameter life expectancy at age x, $e(x)$, between the females and males of the general German and the Bavarian cloistered population

Voll- endetes Alter x in Jahren	Differenz im Parameter $e(x)$ von Frauen und Männern, 1. Beobachtungszeitraum			Differenz im Parameter $e(x)$ von Frauen und Männern, 2. Beobachtungszeitraum		
	Deutsche Allgemein- bevölke- rung 1924/26	Bayerische Kloster- bevölke- rung 1910/40	95%-Konfidenzintervall für die $e(x)$ -Differenz in der bayerischen Klosterbevölkerung 1910/1940	Deutsche Allgemein- bevölke- rung 1970/72	Bayerische Kloster- bevölke- rung 1955/85	95%-Konfidenzintervall für die $e(x)$ -Differenz in der bayerischen Klosterbevölkerung 1955/1985
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

* Statistisch signifikante Abweichung (95%-Konfidenzniveau)

Quelle: Dinkel / Luy 1999: 124f

hensweise erforderlich. Deshalb sollen im Folgenden zuerst das für diese Analysen verwendete *Kaplan-Meier*-Verfahren sowie die zur Prüfung der statistischen Signifikanz notwendigen Testverfahren detailliert erläutert werden, da die Verwendung derartiger biometrischer Analyseverfahren in der deutschsprachigen Demographie bislang eher unüblich ist. Anschließend werden die gewonnenen Ergebnisse vor dem Hintergrund der zugrunde liegenden Problemstellung diskutiert.

3. Methodik

3.1 Das *Kaplan-Meier*-Verfahren für Längsschnittanalysen

Für eine Längsschnittanalyse benötigt man im Gegensatz zur Periodenanalyse nicht nur den Lebensabschnitt innerhalb eines bestimmten Zeitraums, sondern die vollständigen Lebensspannen aller für die Untersuchung relevanten Individuen. In Abhängigkeit von der Art der Untersuchung kann eine solche Lebensspanne beispielsweise mit der Geburt, dem Alter beim Auftreten einer bestimmten Krankheit, dem Alter zu Beginn einer speziellen Behandlungsmethode oder, wie hier, dem Klostereintritt beginnen und endet in einem bestimmten Alter mit dem für die Analyse relevanten Ereignis. Bei einer Mortalitätsstudie sind diese Ereignisse die Sterbefälle. Für alle nicht gestorbenen Individuen endet die Beobachtungszeit mit Abschluss des Untersuchungszeitraums bzw. zu dem Zeitpunkt, an dem die betreffende Person für die

Beobachtung verloren geht. Die letztendlich insgesamt erreichte Beobachtungszeit einer Person wird ganz allgemein als „Survival-Zeit“ t bezeichnet. Ein Individuum, dessen beobachtete Survival-Zeit nicht mit dem analysierten Ereignis endet, heißt „zensierter Fall“, 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 zensierte Fälle für eine bestimmte Lebenszeit dem Risiko als Mitglied der beobachteten Population zu sterben ausgesetzt waren, müssen sie ebenfalls mit in die Analyse einbezogen werden. Für die hierfür von *Kaplan/Meier* (1958) entwickelte Survival-Analyse müssen alle am Ende der Beobachtung erreichten Survival-Zeiten in aufsteigender Weise angeordnet werden. Die Vorgehensweise dieses häufig angewandten verlaufsdatenanalytischen Verfahrens soll hier nur knapp für den Fall einer Mortalitätsanalyse erläutert werden (vollständige und weiterführende Ausführungen zum *Kaplan-Meier*-Verfahren und dem Umgang mit zensierten Daten sind im Originalaufsatz von *Kaplan/Meier* 1958 sowie bei *Kalbfleisch/Prentice* 1980, *Lawless* 1982, *Blossfeld et al.* 1986, *Harris/Albert* 1991, *Matthews/Farewell* 1996 und *Blossfeld/Rohwer* 2002 zu finden).

Mit dem *Kaplan-Meier*-Verfahren werden für eine zu analysierende Bevölkerung Survival-Verläufe auf der Basis der Survival-Rate S konstruiert, 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 alle bekannten Survival-Zeiten genutzt und für jeden beobachteten Sterbefall zum 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. die Survival-Funktion verläuft zwischen zwei Ereigniszeitpunkten horizontal zur Abszisse. Der Index j bezeichnet hier folglich keine fest vorgegebenen Altersstufen (wie bei der Sterbetafel), sondern die Reihenfolge der nach den Survival-Zeiten sortierten Sterbefälle mit $j = 1, 2, \dots, n$ für den ersten, den zweiten, usw. bis zum n -ten Sterbefall. Während ein Wert für die Survival-Rate als Indikator für die Mortalität bei der Sterbetafelanalyse für jede exakt erreichte Altersstufe festgelegt wird, sind diese Fixpunkte beim *Kaplan-Meier*-Verfahren die genau bekannten Sterbezeitpunkte jedes in die Analyse einbezogenen Individuums. Für den Zeitpunkt des Beginns der Analyse ($j = 0$), nimmt die Survival-Rate definitionsgemäß den Wert $S_n(t) = 1$ an.

Die Survival-Rate ergibt sich analog der Sterbetafelmethode aus dem Produkt aller gemessenen Überlebenswahrscheinlichkeiten $p(t_j)$:

$$S_n(t) = \prod_{j < t} p(t_j) \quad (1)$$

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

$$S_n(t) = \prod_{j < t} \frac{n_j - 1}{n_j} \quad (2)$$

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

$$S_n(t) = \prod_{t_j < t} \left(\frac{n - r_j}{n - r_j + 1} \right)^{\delta_j} \quad (3)$$

Bei der *Kaplan-Meier-Survival-Analyse* werden somit Schätzungen für die Survival-Rate $S_n(t)$ ausschließlich an den Ereigniszeitpunkten, d.h. an den Zeitpunkten der Sterbefälle, vorgenommen, während die zensierten Fälle nur jeweils die Risikopopulation der später eintretenden Ereignisse verringern. 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 daher nur bis zum letzten Ereignis, also bis zum Sterbefall mit der höchsten Survival-Zeit, interpretiert werden.

Bei den hier ausgewerteten Klosterdaten handelt es sich nicht um Vollerhebungen sondern um Bevölkerungsstichproben. Deswegen ist die Durchführung statistischer Tests vor der Interpretation der Resultate erforderlich. Da in dieser Untersuchung die Überlebensfunktion der betrachteten Teilpopulationen in ihrer Gesamtheit analysiert werden soll (im Gegensatz zur Betrachtung einzelner Punktwerte), stehen zwei alternative Vorgehensweisen zur Durchführung statistischer Tests zur Verfügung. Beim *logrank-* und *Wilcoxon-*Test wird die gesamte in den verglichenen Survival-Funktionen enthaltene Information zu einem Gesamtwert zusammengefasst, der schließlich Aufschluss darüber gibt, ob sich die beiden Survival-Verläufe statistisch signifikant voneinander unterscheiden oder ob die gemessenen Differenzen ebenso reine Zufallsabweichungen sein könnten (auf die verschiedenen Varianten dieser Teststatistiken soll im Folgenden nicht eingegangen werden, detaillierte diesbezügliche Beschreibungen sind z. B. bei Lee 1992 zu finden). Im Gegensatz hierzu analysiert man mit Hilfe des *Hall-Wellner-Konfidenzbands*, welches um die Survival-Kurve gelegt wird, das Ausmaß der Abweichung der betrachteten Verläufe über den gesamten Beobachtungsbereich. Dabei wird untersucht, ob diese Abweichungen zumindest teilweise ein Ausmaß erreichen, welches auf statistisch signifikante Unterschiede zwischen den Überlebensfunktionen schließen lässt.

3.2 Der logrank- oder Mantel-Haenszel-Test

Der Ansatz zur Durchführung des *logrank-*Tests besteht darin, jede einzelne Sterbezeit der Survival-Daten in den beiden zu vergleichenden Gruppen getrennt zu betrachten. Diese beiden Gruppen sollen als Gruppe 1 und Gruppe 2 bezeichnet werden. Fasst man beide Gruppen zusammen, gibt es insgesamt k verschiedene Sterbezeiten t_j , für die gilt $t_1 < t_2 < \dots < t_k$, wobei zu jeder Sterbezeit t_j für alle $j = 1, 2, \dots, k$ genau d_{1j} viele Personen der Gruppe 1 und d_{2j} viele Personen der Gruppe 2 sterben. Sofern nicht zwei oder mehr Personen die exakt gleiche Sterbezeit haben, nehmen d_{1j} und d_{2j} entweder den Wert Eins oder den Wert Null an.

Bezeichnet man nun die bis unmittelbar vor dem Zeitpunkt t_j Überlebenden der Gruppe 1 als n_{1j} und die Überlebenden der Gruppe 2 als n_{2j} , dann finden zum Zeitpunkt t_j in der gesamten Untersuchungspopulation (also in beiden Gruppen zusammen) genau $d_j = d_{1j} + d_{2j}$ Sterbefälle aus der gesamten Risikopopulation von $n_j = n_{1j} + n_{2j}$ Personen statt. Diese Zusammenhänge sind in Form einer sog. 2x2-Kontingenztafel oder Vier-Felder-Tafel in Tabelle 2 zusammengefasst.

Man kann nun die Nullhypothese einer derartigen Untersuchung, die besagt, dass es keine Unterschiede in den Überlebensverhältnissen der Gruppen 1 und 2 gibt, testen, indem man die Größe der Differenz zwischen den tatsächlich beobachteten Sterbefällen in beiden Gruppen zu den einzelnen Sterbezeiten t_j und der jeweils erwarteten Anzahl an Sterbefällen bei Zutreffen der Nullhypothese berechnet. Diese für jede einzelne Sterbezeit erhaltene Information lässt sich dann schließlich über den gesamten Untersuchungszeitraum zusammenfassen. Entspricht die Nullhypothese der Wahrheit, müssten sich die Sterbefälle in beiden Gruppen – zumindest mehr oder weniger – im gesamten Zeitraum ausgleichen.

Tab. 2: Sterbefälle zur Sterbezeit t_j in den beiden Untersuchungspopulationen
Deaths at survival-time t_j in both observed population groups

Gruppe	Anzahl Sterbefälle in t_j	Anzahl Überlebende nach t_j	Anzahl Überlebende vor t_j
1	d_{1j}	$n_{1j} - d_{1j}$	n_{1j}
2	d_{2j}	$n_{2j} - d_{2j}$	n_{2j}
Insgesamt	d_j	$n_j - d_j$	n_j

Geht man davon aus, dass die Spalten- und Zeilensummen in Tabelle 2 (fett gedruckte Randverteilung) vorgegeben, also unveränderlich sind und die Nullhypothese wahr ist, dann werden die vier absoluten Häufigkeiten (*kursiv gedruckt*) ausschließlich durch den Wert d_{1j} , die Anzahl der Sterbefälle in Gruppe 1 zum Zeitpunkt t_j , bestimmt. Man kann daher d_{1j} als Zufallsvariable betrachten, deren Werte zwischen Null und dem Minimum der d_j und n_{1j} liegen. Die Variable d_{1j} ist somit hypergeometrisch verteilt. Folglich lässt sich die Wahrscheinlichkeit, dass diese Zufallsvariable für die Anzahl der Sterbefälle in der Gruppe 1 den Wert d_{1j} annimmt, berechnen aus:

$$\frac{\binom{d_j}{d_{1j}} \binom{n_j - d_j}{n_{1j} - d_{1j}}}{\binom{n_j}{n_{1j}}} \quad (4)$$

Dabei beschreibt der Ausdruck $\binom{d_j}{d_{1j}}$ die Anzahl aller verschiedenen Möglichkeiten, welchen Wert d_{1j} aus der Menge aller d_j annehmen kann. Der Wert hierfür berechnet sich aus

$$\binom{d_j}{d_{1j}} = \frac{d_j!}{d_{1j}! (d_j - d_{1j})!} \quad (5)$$

wobei $d_j! = d_j \cdot (d_j-1) \cdot (d_j-2) \cdot \dots \cdot 2 \cdot 1$. Die beiden anderen Terme in Formel (4) ergeben sich auf die gleiche Weise. Für eine hypergeometrische Verteilung berechnet sich der Mittelwert e_{1j} aus

$$e_{1j} = \frac{n_{1j} \cdot d_j}{n_j} \quad (6)$$

Demnach stellt e_{1j} die erwartete Anzahl an Sterbefällen in Gruppe 1 zum Zeitpunkt t_j dar. Diese Formel lässt sich auch intuitiv herleiten. Wenn man vom Zutreffen der Nullhypothese ausgeht, d.h. dass die Sterbewahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt t_j in beiden Gruppen identisch ist, dann ergibt sich diese aus d_j/n_j für beide Untersuchungspopulationen. Um daraus nun die erwarteten Sterbefälle für die beiden Gruppen zu berechnen, muss diese Sterbewahrscheinlichkeit einfach mit der jeweiligen Risikopopulation zum Zeitpunkt t_j multipliziert werden. Für Gruppe 1 ergibt sich somit die Berechnungsformel (6).

Der nächste Schritt besteht darin, die Informationen aus allen Vier-Felder-Tafeln für die einzelnen Sterbezeiten zusammenzufassen und ein Maß für die Abweichung der tatsächlich beobachteten Sterbefälle d_{1j} von der nach der Nullhypothese erwarteten zu berechnen. Der einfachste Weg dies zu tun ist, die Differenz $d_{1j} - e_{1j}$ über alle k Sterbezeiten beider Gruppen aufzusummieren. Hieraus ergibt sich dann der Wert

$$U_L = \sum_{j=1}^k (d_{1j} - e_{1j}) \quad (7)$$

Dieser Wert entspricht dem Ausdruck $\sum d_{1j} - \sum e_{1j}$, also der Differenz aus Gesamtzahl der tatsächlich beobachteten Sterbefälle in Gruppe 1 und der entsprechend der Nullhypothese in dieser Population erwarteten. Diese Statistik wird den Wert Null annehmen, wenn der Erwartungswert $E(d_{1j}) = e_{1j}$ ist, also die Nullhypothese zutrifft. Demnach ergibt sich für den Fall, dass die Sterbewahrscheinlichkeit unabhängig von der Gruppenzugehörigkeit ist, die Varianz von U_L einfach aus der Summe der einzelnen Varianzen der d_{1j} . Da die Variable d_{1j} hypergeometrisch verteilt ist, erhält man ihre Varianz v_{1j} aus

$$v_{1j} = \frac{n_{1j} \cdot n_{2j} \cdot d_j \cdot (n_j - d_j)}{n_j^2 \cdot (n_j - 1)} \quad (8)$$

so dass sich die Varianz von U_L aus

$$\text{Var}(U_L) = \sum_{j=1}^k v_{1j} = V_L \quad (9)$$

ergibt. U_L selbst folgt wiederum approximativ einer Normalverteilung, sofern die Anzahl der Sterbefälle und der daraus resultierenden Sterbezeiten nicht zu klein ist. Daraus ergibt sich schließlich, dass $U_L / \sqrt{V_L}$ einer Normalverteilung mit dem Mittelwert Null und der Standardabweichung Eins folgt, also standardnormalverteilt ist. Man kann folglich schreiben:

$$\frac{U_L}{\sqrt{V_L}} \sim N(0,1) \quad (10)$$

wobei das Symbol „~“ bedeutet: „ist verteilt nach“. Das Quadrat einer Standardnormalverteilung folgt wiederum einer Chi-Quadrat-Verteilung mit einem Freiheitsgrad, so dass gilt

$$W_L = \frac{U_L^2}{V_L} \sim \chi_1^2. \quad (11)$$

W_L fasst also das Ausmaß der Abweichung der beobachteten Survival-Zeiten in beiden Gruppen von den nach der Nullhypothese erwarteten zusammen. Je höher der Wert dieser Test-Statistik, desto größer ist der Hinweis gegen das Zutreffen der Nullhypothese. Der entsprechende p-Wert lässt sich schließlich der Verteilungsfunktion einer Chi-Quadrat-verteilten Zufallsvariablen entnehmen. Diese Methode zur Kombination einer Reihe von 2x2-Kontingenztafeln wurde von *Mantel/Haenszel* (1959) vorgeschlagen, weshalb sie auch unter der Bezeichnung *Mantel-Haenszel-Test* bekannt ist. Darüber hinaus findet man für diese Prozedur auch verschiedentlich die Bezeichnungen *Mantel-Cox* und *Peto-Mantel-Haenszel*, am häufigsten ist sie aber unter dem Namen *logrank-Test* bekannt (siehe *Collet* 1994: 42).

3.3 Der Wilcoxon-Test

Der *Wilcoxon-Test* zur Überprüfung der Nullhypothese, dass es keinen Unterschied in den Überlebensverhältnissen zwischen den betrachteten Populationen gibt, ist sehr eng mit dem *logrank-Test* verwandt. Der *Wilcoxon-Test* basiert auf der Formel

$$U_W = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (d_{1j} - e_{1j}), \quad (12)$$

mit d_{1j} als Anzahl der Sterbefälle zum Zeitpunkt t_j in Gruppe 1 und e_{1j} berechnet aus Formel (6), wie in Abschnitt 3.2 dargestellt. Der Unterschied zwischen U_L und U_W besteht darin, dass beim *Wilcoxon-Test* jede einzelne Differenz $(d_{1j} - e_{1j})$ mit n_j , der Gesamtzahl aller lebenden Personen zum Zeitpunkt t_j , gewichtet wird. Das bewirkt, dass den Differenzen von d_{1j} und e_{1j} zu den Zeitpunkten, an denen die Gesamtzahl der Risikopopulation sehr klein wird – also bei den längsten Survival-Zeiten – eine geringere Bedeutung zukommt. Folglich ist die *Wilcoxon-Teststatistik* im Vergleich zum *logrank-Test* weniger sensibel für Veränderungen in Fällen, wo sich die Survival-Verläufe erst bei den höheren Survival-Zeiten unterscheiden. Die Varianz der *Wilcoxon-Statistik* U_W ergibt sich aus

$$V_W = \sum_{j=1}^k n_j^2 \cdot v_{1j}, \quad (13)$$

wobei v_{1j} aus Formel (8) berechnet wird. Die *Wilcoxon-Teststatistik* resultiert schließlich aus

$$W_W = \frac{U_W^2}{V_W}, \quad (14)$$

welche im Fall des Zutreffens der Nullhypothese einer Chi-Quadrat-Verteilung mit einem Freiheitsgrad folgt. Der *Wilcoxon-Test* wird in der gleichen Weise durchgeführt wie der oben beschriebene *logrank-Test*. Letztgenannter ist dem *Wilcoxon-Test* immer dann vorzuziehen, wenn sich die Situation bei Nichtzutreffen der Nullhypothese so darstellt, dass das Sterberisiko zu jedem beliebigen Zeitpunkt für ein Individuum

einer Gruppe proportional zum Risiko eines entsprechenden Individuums in der anderen Gruppe ist. Ob man von dieser „proportional hazards“-Annahme zumindest approximativ ausgehen kann, lässt sich durch einen Blick auf die Survival-Verläufe beantworten. Unterscheiden sich nämlich die Hazard-Funktionen der beiden Bevölkerungsgruppen proportional, dann können sich die Survival-Verläufe der beiden Teilpopulationen an keiner Stelle überschneiden. Sollten sich die berechneten Survival-Funktionen also in dieser Weise darstellen, dann ist der logrank-Test vorzuziehen. In allen anderen Fällen, also bei Überschneidungen der Survival-Kurven, ist der *Wilcoxon*-Test das geeignetere der beiden Testverfahren.

3.4 Das Hall-Wellner-Konfidenzband

Die in den vorangegangenen Abschnitten beschriebenen Teststatistiken erbringen jeweils einen einzigen p-Wert und erlauben so keinen detaillierten Blick auf die Stellen größerer oder kleinerer Abweichung, was für eine demographische Analyse aufschlussreiche Informationen liefern könnte. Wenn bei einer Sterbetafel zwei aufeinander folgende Sterbewahrscheinlichkeiten vom Erwartungswert in unterschiedliche Richtung abweichen, kann die Survival-Funktion (das Produkt der beiden Wahrscheinlichkeiten) theoretisch mit dem Erwartungswert identisch sein. Andererseits können aufeinander folgende gleichgerichtete Abweichungen in den Sterbewahrscheinlichkeiten, auch bei einem geringen Ausmaß, zu großen Differenzen in den resultierenden Survival-Funktionen führen. Daher ist es aus demographischer Sicht eher sinnvoll, bei Survival-Verläufen mit Konfidenzbändern zu argumentieren, die der Logik der Sterbetafelkonstruktion mehr gerecht werden als logrank- oder *Wilcoxon*-Test. Deshalb soll im Folgenden die Bestimmung eines solchen für den kompletten Sterbetafelverlauf gültigen Konfidenzbereichs für die praxisorientierte Anwendung bei einer *Kaplan-Meier*-Analyse mit zensierten Daten beschrieben werden. In der theoretischen Statistik kommt diese Art des statistischen Tests bereits immer häufiger zur Anwendung und wird kontinuierlich für verschiedenste Anwendungen weiterentwickelt (siehe z. B. *Kanofsky/Srinivasan* 1972; *Doksum/Sievers* 1976; *Gillespie/Fischer* 1979; *Burr/Doss* 1993; *Owen* 1995; *Li et al.* 1996; *Hollander et al.* 1997; *Zhang/Klein* 2001).

Wie bereits beschrieben, ist der anhand der Stichprobe ermittelte Survival-Verlauf genaugenommen keine glatte Kurve, sondern eine Stufenfunktion, da Beobachtungswerte nur für die jeweiligen Ereigniszeitpunkte vorliegen (siehe Abschnitt 3.1). Ein Konfidenzband für den gesamten $S(t)$ -Verlauf muss folglich diese Stufenfunktionen so paarweise miteinander verknüpfen, dass man mit einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit $(1 - \alpha)$ sicher sein kann, dass es alle $S(t)$ -Werte umschließt (*Harris/Albert* 1991: 35). Im Gegensatz zu den statistischen Tests mit Hilfe der traditionellen Konfidenzintervalle für die einzelnen Punktwerte (z. B. mit der *Greenwood*-Formel), testet man mit Konfidenzbändern, ob sich die kompletten Verläufe der betrachteten Survival-Funktionen unterscheiden. Dies ist in der Logik dieser Testverfahren dann der Fall, wenn eine Survival-Kurve den Bereich des Konfidenzbands der anderen an irgend einer Stelle verlässt (*Klein/Moeschberger* 1997: 100f). Dies gilt selbst dann, wenn sie anschließend wieder in das Konfidenzband zurückkehren sollte. Bei einem statistischen Test mit Hilfe eines Konfidenzbands werden Abweichungen nach oben oder unten also solange akzeptiert (d.h. sie gelten als statistisch insignifikant), wie

sie die unteren und oberen Grenzen des Bandes nicht unter- bzw. überschreiten. Verfahren zur Erstellung von Konfidenzbändern für Datensätze mit zensierten Daten, wie z. B. bei Längsschnittanalysen mit dem *Kaplan-Meier* Product-Limit-Schätzer, wurden u. a. von *Hall/Wellner* (1980), *Nair* (1984) und *Akritas* (1986) entwickelt.

Das *Hall-Wellner*-Band ist eine Abwandlung des die Survivalkurve simultan umschließenden *Kolmogorov-Smirnov*-Bands, das bei einer *Kaplan-Meier*-Survival-Analyse ohne zensierte Daten angewendet werden kann (siehe *Luy* 2002b). Folglich muss das Konfidenzintervall des *Hall-Wellner*-Bands an den Ereigniszeitpunkten nach dem ersten zensierten Fall 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 zur Bestimmung der jeweiligen Standardabweichung der *Kaplan-Meier* Product-Limit-Schätzwerte. Für diese Anwendung lautet die Formel

$$S.E.[S_n(t)] = S_n(t) \cdot \sqrt{\sum_{t_j < t} \frac{\delta_j}{(n-r_j) \cdot (n-r_j+1)}} \quad (15)$$

Hall/Wellner (1980) definierten nun folgende Werte:

$$C_n(t) = n \cdot \left[\frac{S.E.[S_n(t)]}{S_n(t)} \right]^2 \quad (16)$$

$$K_n(t) = \frac{C_n(t)}{1 + C_n(t)} \quad (17)$$

$$\bar{K}_n(t) = 1 - K_n(t) = \frac{1}{1 + C_n(t)} \quad (18)$$

Sie wiesen dann nach, dass der Zusammenhang

$$W \left\{ S_n(t) - \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}} \cdot \left[\frac{S_n(t)}{\bar{K}_n(t)} \right] \leq S(t) \leq S_n(t) + \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}} \cdot \left[\frac{S_n(t)}{\bar{K}_n(t)} \right] \right\} = 1 - \alpha \quad (19)$$

für alle $t \leq t_{\max}$ Gültigkeit besitzt. Die Größe d_α bezeichnet den sog. kritischen Wert des *Kolmogorov-Smirnov*-Tests, der für verschiedene Konfidenzniveaus in tabellierter Form vorliegt (siehe z. B. *Luy* 2002b). Folglich ergeben sich die Grenzwerte für das *Hall-Wellner*-Band an den Stellen der $S(t)$ -Werte nach

$$H.W. \text{ Band für } S(t) = S_n(t) \pm \frac{d_\alpha}{\sqrt{n}} \cdot \left[\frac{S_n(t)}{\bar{K}_n(t)} \right] \quad (20)$$

und bilden somit für alle $t \leq t_{\max}$ das gesuchte Konfidenzband für den Survival-Verlauf mit dem Konfidenzniveau $1 - \alpha$. Für ein 95 %-Konfidenzniveau ist z. B. für d_α der Wert 1,36 in obige Berechnungsformel einzusetzen (90 % : $d_\alpha = 1,07$; 99 % : $d_\alpha = 1,63$).

Enthält der betreffende Datensatz keine zensierten Fälle, nimmt $S_n(t) / \bar{K}_n(t)$ den Wert Eins an, so dass sich direkt die Berechnungs-Formel für das *Kolmogorov-Smirnov*-Band ergibt (siehe *Luy* 2002b). 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 Ein-

schränkung 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 die hier ausgewerteten Daten nicht zutrifft, soll auf die in einem solchen Fall nötige Änderung der d_{α} -Werte nicht eingegangen und diesbezüglich auf *Nair* (1984: 267ff) und *Harris/Albert* (1991: 38ff) verwiesen werden.

4. Ergebnisse

4.1 Der Einfluss von Missionstätigkeit auf das Survival der Ordensmitglieder

Die Analyse des Einflusses von Missionstätigkeit auf das Überleben der Ordensmitglieder ist methodisch nicht einfach zu bewerkstelligen. Bei dieser Untersuchung wurde die Vorgehensweise gewählt, dass jedes Ordensmitglied entweder zur Gruppe der Missionare bzw. Missionarinnen oder zur Gruppe der nicht in Mission tätigen Nonnen bzw. Mönche gerechnet wurde. Folglich kann jede Person nur zu einer Teilpopulation Informationen beitragen. War also ein Ordensmitglied im Laufe des Klosterlebens für eine gewisse Zeit in der Mission tätig, werden für diese Person ausschließlich die in Mission verlebten Personenjahre in die Analyse einbezogen. Diese Vorgehensweise wurde aufgrund verschiedener Überlegungen gewählt. Grundsätzlich sind bei der Untersuchung dieser Fragestellung drei wesentlich unterschiedliche Auswertungsvarianten vorstellbar.

Man könnte

- exakt die Jahre, die in Mission bzw. im Mutterhaus gelebt werden bestimmen, und die gelebten Risikojahre eines missionierenden Ordensmitglieds in die Lebensphasen „Jahre vor der Mission“ – „Jahre in Mission“ – „Jahre nach der Mission“ (sofern eine Rückkehr erfolgte) aufteilen und entsprechend den beiden Beobachtungspopulationen zuordnen,
- die Menge der Ordensmitglieder in die beiden Gruppen „irgendwann in Mission tätig“ und „nie in Mission tätig“ unterteilen und die kompletten Klosterlebensläufe der beiden Teilpopulationen vergleichen, oder
- die Menge der Ordensmitglieder in die beiden Gruppen „irgendwann in Mission tätig“ und „nie in Mission tätig“ unterteilen und bei der ersten Gruppe ausschließlich die in Mission verbrachte Lebenszeit betrachten.

Auf den ersten Blick mag vielleicht die erste Variante als die logisch richtige erscheinen. Eine Folge dieser Vorgehensweise wäre jedoch, dass dann für die gelebten Jahre im Mutterhaus beide Teilpopulationen, nämlich sowohl die nie in Mission tätigen als auch die missionierenden Ordensmitglieder, Risikojahre beitragen. Dabei muss man sich darüber im Klaren sein, dass die Missionarinnen und Missionare in der Lebensphase „Jahre vor der Mission“ nur Risikojahre, aber keine Sterbefälle beitragen können, da sie durch ihre Zugehörigkeit zur Gruppe der missionierenden Nonnen und Mönche für diesen Lebensabschnitt faktisch unsterblich sind. Theoretisch hätten sie zwar in dieser Lebensphase sterben können, wären dann aber der Gruppe der „nicht in Mission tätigen Ordensmitglieder“ zugeordnet worden. Von dieser Seite her gesehen müsste man die Risikojahre der Lebensphase „vor der Mission“ ausschließlich der Gruppe der nicht in Mission tätigen Ordensmitglieder zuordnen. Was ist aber in den Fällen einer Rückkehr mit der Zeit nach der Mission? Folgerichtig müssten auch diese dann für die

Berechnung der Sterblichkeit im Mutterhaus herangezogen werden. Es ist jedoch durchaus denkbar, dass in mehr oder weniger (aber auf jeden Fall in unbekannt) vielen Fällen der Grund für die Rückkehr ins Mutterhaus in der Erkrankung des Missionars bzw. der Missionarin liegt. Sollten dann nun Sterbefälle, die sich kurz nach der Rückkehr aus der Mission ereigneten als Sterbefälle im Mutterhaus gezählt werden oder sollten sie der Missionstätigkeit zugeordnet und folglich den Missionsjahren zugerechnet werden, obwohl das Leben definitiv im Mutterhaus endete? Und wo und nach welchen Kriterien sollte man die richtige zeitliche Grenze für die Zuordnung des Sterbefalls festsetzen? So logisch eine derartige Trennung der Lebensphasen der Missionarinnen und Missionare ursprünglich auch erscheinen mag, so führt diese Vorgehensweise doch zu einer von Spekulationen bestimmten Vermischung unbestimmbarer Ausmaße, was aus analytischer Sicht nach Möglichkeit vermieden werden sollte. Aus diesem Grund wurde hier von dieser Alternative abgesehen.

Nachdem nun also eine strikte Zuordnung der Personen zu einer der beiden Teilpopulationen erfolgt, stellt sich die Frage, welche Lebensspanne der Missionare in welcher Weise berücksichtigt wird. Bei der ersten hierzu möglichen Variante gilt dasselbe Problem, das bereits zuvor diskutiert wurde. Würde man die gesamte im Orden verbrachte Lebensspanne der in Mission tätigen Ordensmitglieder betrachten, wären diese für die Zeit vom Klostereintritt bis zur Aussendung in die Mission unsterblich. Das würde dazu führen, dass die Survival-Kurve der Missionare in den ersten Beobachtungsjahren infolge der zu niedrigen Sterbewahrscheinlichkeit zu günstig verlief. Gleiches gilt, wenn man ein bestimmtes Alter als Startpunkt der Analyse auswählen würde, da auch dann alle nach diesem Alter in Mission gesandten Ordensmitglieder für die dazwischen liegende Lebensspanne de facto unsterblich wären. Betrachtet man dagegen nur die tatsächliche Verweildauer in Mission im Vergleich zur Verweildauer der zu Hause gebliebenen Nonnen und Mönche, dann fiel die Survival-Kurve der Missionare zu früh und zu schnell ab, da die Missionsaussendung erst eine gewisse Zeit nach dem Klostereintritt erfolgt, und somit das Alter zu Beginn der Lebenszeit in Mission höher ist als das der ab Klostereintritt beobachteten Ordensmitglieder. Somit wäre die Sterbewahrscheinlichkeit der Missionare infolge des höheren Alters der Personen zu jedem Zeitpunkt der Verweildauer höher als die der nicht in Mission tätigen Nonnen und Mönche.

Eine Berücksichtigung sämtlicher hier dargestellten Aspekte kann nur durch eine Modifikation des *Kaplan-Meier*-Verfahrens erfolgen. Das in seiner ursprünglichen Form für reine Verweildaueranalysen konzipierte Verfahren muss daher zur Anwendung bei einem Datensatz mit rechts- (Austritte, Rückkehrer, am Ende der Untersuchungszeit noch lebende) und linkszensierten (unterschiedliche Eintritts- bzw. Missionsaussendungsalter) Fällen angepasst werden. Das heißt, Beginn der Analysezeit ist nicht der Klostereintritt bzw. die Missionsaussendung (als Zeitpunkt Null), sondern das jeweilige exakte Alter der Personen zu diesen Zeitpunkten. Von diesen ausgehend werden dann die gelebten Risikojahre bis zum Tod bzw. bis zum Ende der Beobachtungszeit analysiert, so dass sowohl das unterschiedliche Alter bei Beobachtungsbeginn als auch die unterschiedliche Beobachtungsdauer berücksichtigt werden. Mit anderen Worten muss das *Kaplan-Meier*-Verfahren insoweit modifiziert werden, dass, analog dem *Chiang*-Verfahren für die Sterbetafelkonstruktion, die exakt erlebte Risikozeit innerhalb der Lebensspanne analysiert wird. Auf die hierfür notwendigen formalen Änderungen von Formel (3) und die entsprechenden Herleitungen soll an dieser Stelle verzichtet werden, sie sind bei *Klein/Moeschberger* (1997) nachzulesen.

Tab. 3: In den jeweiligen Beobachtungszeiträumen in den erfassten bayerischen Frauen- und Männerklöstern lebende Ordensmitglieder nach Missionstätigkeit und Bildungsgrad
Female and male members of Bavarian cloisters in the observation periods according to missionising activity and education level

	Missionstätigkeit		Bildungsgrad	
	In Mission	Nicht in Mission	Höhere Bildung	Niedrigere Bildung
<u>Zeitraum 1910/40</u>				
Nonnen absolut	341	3.936	979	2.373
Nonnen in %	8,0	92,0	29,2	70,8
Mönche absolut	548	1.100	766	882
Mönche in %	33,3	66,7	46,5	53,5
<u>Zeitraum 1955/85</u>				
Nonnen absolut	474	3.567	1.214	2.569
Nonnen in %	11,7	88,3	32,1	67,9
Mönche absolut	588	1.169	950	807
Mönche in %	33,5	66,5	54,1	45,9

Quelle: Eigene Erhebung

Alle früheren Klosterstudien haben, jeweils unter der Annahme, dass die zum Großteil schwere Missionstätigkeit in Entwicklungsländern einen negativen Einfluss auf die Überlebensverhältnisse habe, sämtliche Missionarinnen und Missionare bei ihren Analysen ausgeschlossen. Die Arbeit von *Boldrini/Uggé* (1926) über die Mortalität der Missionare scheint diese Hypothese zu bekräftigen. Jedoch sind die Forschungsergebnisse der beiden Italiener – wie bereits eingangs erwähnt – aufgrund ihrer methodischen Vorgehensweise sehr fraglich (siehe *Luy* 2002b). Wirkt sich nun Missionstätigkeit tatsächlich so deutlich negativ auf die Lebenserwartung aus? Aus der allgemeinen Vorstellung über mangelhafte Ernährung, heimtückische Krankheiten, fehlende medizinische Versorgung und geringe 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 Missionarinnen und Missionare übertragen? Dass die missionierenden Ordensmitglieder zum einen ihre ersten 25 bis 30 Lebensjahre unter westlichen Lebensbedingungen verbringen und sich zum anderen die Lebensregeln des jeweiligen Ordens in der Mission nicht von denen in einheimischen Klöstern unterscheiden, schwächt diese Bedenken sicherlich etwas ab. Es kommt noch hinzu, dass nicht alle Missionarinnen und Missionare ihr gesamtes Leben im Missionsland bleiben, sondern ein großer Teil nach mehr oder weniger vielen Missionsjahren wieder ins Mutterhaus zurückkehrt. Der Anteil letzterer beträgt bei den erfassten Frauenklöstern knapp über 20 Prozent mit durchschnittlich etwa 25 Missionsjahren, bei den Männerklöstern ungefähr 40 Prozent mit rund 30 Missionsjahren.

Der entscheidende Punkt für die zugrunde liegende Frage ist jedoch, ob Missionstätigkeit die eingangs dargestellten Ergebnisse bezüglich der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der Klosterbevölkerung verzerren könnte, und sich die männliche Übersterblichkeit in der Klosterbevölkerung vor allem im zweiten Beob-

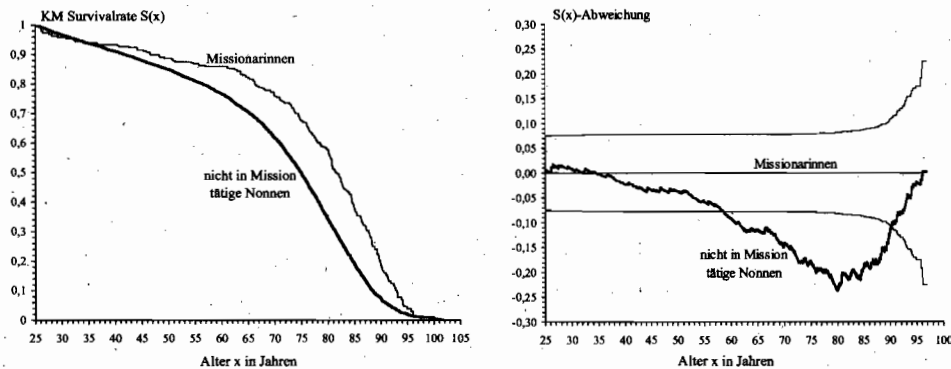
bachtungszeitraum 1955-85 letztendlich gar nicht in diesem Ausmaß von der Allgemeinbevölkerung unterscheidet. Eine Auswirkung des Missionseinsatzes auf die Lebenserwartung der Ordensmitglieder kann jedoch nur festgestellt werden, wenn die Überlebensverhältnisse in den Missionsjahren der einst oder noch 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 1910-40 und 1955-85 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 genannte Klosterstudie einbezogenen Ordensmitglieder für beide Beobachtungszeiträume getrennt jeweils mit Hilfe des modifizierten *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 der Heimat 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 Kalenderjahre. Nur auf diese Weise kann eine Beeinträchtigung der dargestellten Ergebnisse durch die Einbeziehung der missionierenden Ordensmitglieder nachgewiesen oder ausgeschlossen werden.

In den Abbildungen 3 bis 6 sind die nach der dargestellten Methodik ermittelten *Kaplan-Meier* Survival-Verläufe für alle in Mission tätigen und sämtliche in bayerischen Klöstern gebliebenen Ordensmitglieder, die in den beiden Beobachtungszeiträumen für die Periodensterbetafeln 1910/40 und 1955/85 im Kloster gelebt haben, auf der linken Seite graphisch dargestellt. Auf der rechten Seite der Abbildungen sind die *Kaplan-Meier*-Verläufe der nicht missionierenden Ordensmitglieder jenen der Missionarinnen bzw. Missionare mit zugehörigem *Hall-Wellner*-Band gegenübergestellt. Dabei entspricht die Nulllinie den Survival-Verläufen für die missionierenden Nonnen und Mönche, die von den Grenzverläufen des *Hall-Wellner*-Bands mit 95 %-Konfidenzniveau simultan umgeben werden. Die fett gedruckten Linien stellen die Abweichung des *Kaplan-Meier*-Verlaufs für die nicht missionierenden Ordensmitglieder von dem der Missionarinnen bzw. Missionare dar. Befindet sich die Abweichung des gesamten Survival-Verlaufs der nicht in Mission tätigen Nonnen bzw. Mönche innerhalb der jeweiligen Konfidenzbandgrenzen der *Kaplan-Meier*-Funktion für die missionierenden Ordensmitglieder, dann bedeutet dies, dass sich die Survival-Verläufe der beiden Teilpopulationen nicht statistisch signifikant unterscheiden. Unterhalb der Diagramme sind schließlich die jeweiligen Fallzahlen (NM = nicht in Mission tätig, MI = in Mission tätig) sowie die Werte für *logrank*- und *Wilcoxon*-Test zu finden.

Der Vergleich der Überlebensbedingungen von Missionarinnen und nicht in Mission tätigen Nonnen des Beobachtungszeitraums 1910-40 erbringt ein völlig unerwartetes Ergebnis (Abb. 3). Die Missionarinnen weisen (abgesehen vom Alter 25 bis 30) eine deutlich geringere Sterblichkeit auf; ein Unterschied, der nach allen durchgeführten Tests statistisch signifikant ist. Zwei Ursachen sind für das Zustandekommen dieses Resultats denkbar. Nach Angaben der Oberinnen der an der Studie beteiligten

Abb. 3: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1910-40 im Kloster lebende Missionarinnen und nicht in Mission tätige Nonnen (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs der nicht in Mission tätigen Nonnen von dem für Missionarinnen mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 3: Kaplan-Meier survival curves for the missionising and not missionising nuns living in the monastery in the years 1910-40 (left side) and deviation of the survival curve for the not missionising nuns from the survival curve for missionising nuns with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



$n(NM)=3936$, $n(MI)=341$, $\text{logrank}<0.0001$, $\text{Wilcoxon}<0.0001$

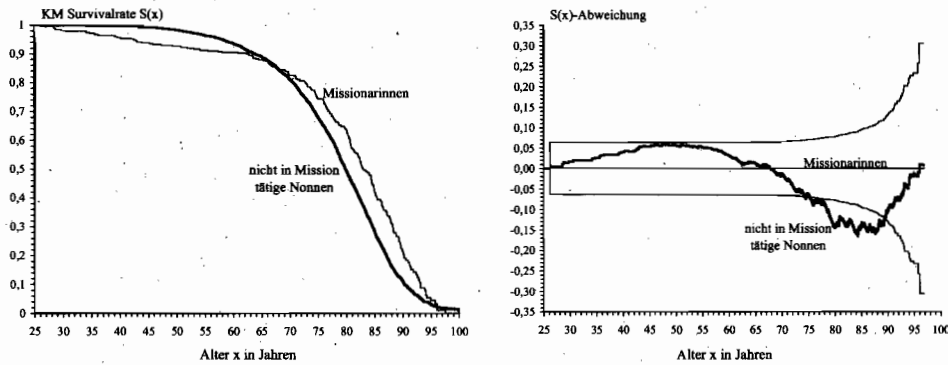
Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

Frauenklöster werden ausschließlich die physisch und psychisch stabilsten Schwestern in die Mission gesandt, so dass die Missionarinnen und die nicht in Mission tätigen Nonnen zwei nach gesundheitlichen Kriterien selektierte Gruppen darstellen könnten. Zweitens wäre vorstellbar, dass die bereits erwähnte hohe Tbc-Sterblichkeit der katholischen Schwestern zu Beginn des 20. Jahrhunderts in den einheimischen Klöstern wesentlich ausgeprägter war, so dass die Missionarinnen vor dieser Todesursache in den Missionshäusern geschützter waren. Beide Faktoren können erklären, dass die wesentlichen Unterschiede in den Überlebensbedingungen zugunsten der Missionarinnen v. a. im jüngeren und mittleren Erwachsenenalter festzustellen sind. Bei Betrachtung der *Kaplan-Meier-Survival-Verläufe* im linken Diagramm von Abbildung 3 wird deutlich, dass sich die beiden Kurven etwa bis Alter 60 auseinanderentwickeln, um anschließend proportional, d.h. ohne wesentliche Mortalitätsdifferenzen, weiter zu verlaufen.

Die etwas relativierteren Verhältnisse im zweiten Beobachtungszeitraum 1955-85 sprechen eher für die zweite Erklärung. Hier zeigt sich im jüngeren Erwachsenenalter ein umgekehrtes Bild mit einer im Vergleich zu den nicht in Mission tätigen Nonnen höheren Sterblichkeit der Missionarinnen (Abb. 4). Beim Vergleich mit Abbildung 3 wird deutlich, dass sich der Survival-Verlauf der Missionarinnen des Beobachtungszeitraums 1955-85 kaum von dem der Missionarinnen der Periode 1910-40 unterscheidet. Dagegen zeigen die nicht in Mission tätigen Nonnen ein deutlich günstige-

Abb. 4: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1955-85 im Kloster lebende Missionarinnen und nicht in Mission tätige Nonnen (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs der nicht in Mission tätigen Nonnen von dem für Missionarinnen mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 4: Kaplan-Meier survival curves for the missionising and not missionising nuns living in the monastery in the years 1955-85 (left side) and deviation of the survival curve for the not missionising nuns from the survival curve for missionising nuns with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



$n(NM)=3567$, $n(MI)=474$, $\text{logrank}<0.0001$, $\text{Wilcoxon}=0.0003$

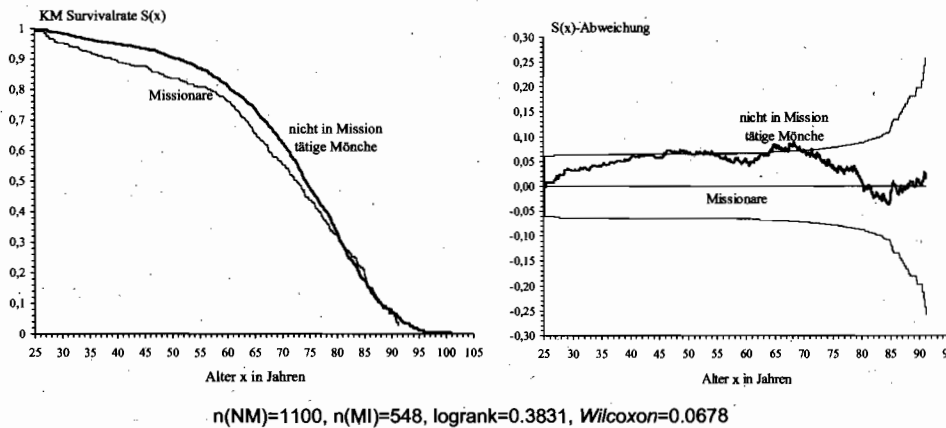
Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

res Survival, das ganz wesentlich durch die stark reduzierte Sterblichkeit bis Alter 45 (fehlende Tbc-Mortalität) geprägt wird. Ab diesem Alter ist dann aber die Mortalität der Missionarinnen geringer, was sogar zu einem Überschneiden der beiden Survival-Kurven führt. Am Ende weisen die Missionarinnen insgesamt etwas mehr gelebte Jahre (Fläche unter der Survival-Kurve) und somit eine leicht höhere Lebenserwartung auf. Diese Unterschiede sind ebenfalls nach allen Teststatistiken statistisch signifikant.

Da der Anteil der missionierenden Ordensmitglieder in den Männerklöstern wesentlich höher ist als in den Frauenklöstern (siehe Tab. 3), könnte Missionstätigkeit tatsächlich das geringere Ausmaß der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsdifferenzen in der Klosterbevölkerung erklären, wenn bei den Mönchen ein gleichgerichteter Effekt von Missionstätigkeit auf die Überlebensbedingungen festzustellen wäre wie bei den Nonnen. Dies ist jedoch nicht der Fall, wie aus den Ergebnissen in den Abbildungen 5 und 6 deutlich hervorgeht. Bei den Mönchen, die innerhalb des ersten Beobachtungszeitraums Risikojahre im Kloster verlebt haben, zeigen die Missionare eine deutlich höhere Sterblichkeit, v. a. im jüngeren Erwachsenenalter. Allerdings sind diese Differenzen nach logrank- und Wilcoxon-Test nicht statistisch signifikant, was jedoch nicht für die Survival-Verläufe selbst gilt. Aus dem rechten Diagramm in Abbildung 5 geht hervor, dass der Survival-Verlauf der nicht in Mission tätigen Mönche das Hall-Wellner-Band für den Survival-Verlauf der Missionare zwar

Abb. 5: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1910-40 im Kloster lebende Missionare und nicht in Mission tätige Mönche (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs der nicht in Mission tätigen Mönche von dem für Missionare mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 5: Kaplan-Meier survival curves for the missionising and not missionising monks living in the monastery in the years 1910-40 (left side) and deviation of the survival curve for the not missionising monks from the survival curve for missionising monks with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



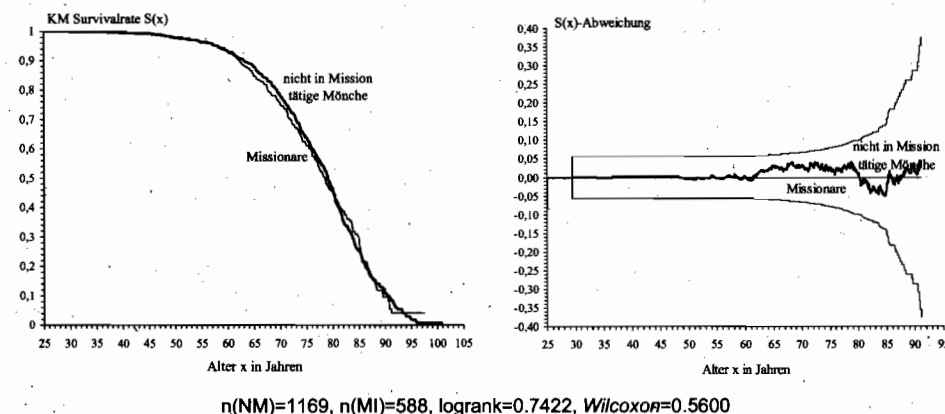
Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

nur knapp aber mehrmals verlässt. Der relativ hohe Anteil an Missionaren mit erhöhter Sterblichkeit in Männerklöstern könnte jedoch der Grund dafür sein, dass die ausgeprägte Tbc-Sterblichkeit in den Frauenklöstern nicht zu einer wesentlichen Verringerung der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der gesamten Klosterbevölkerung im ersten Beobachtungszeitraum führt.

Bei dem für die Ergebnisse der bayerischen Klosterstudie entscheidenden zweiten Beobachtungszeitraum sind dagegen keinerlei Unterschiede in den Überlebensbedingungen zwischen Missionaren und nicht in Mission tätigen Mönchen festzustellen (Abb. 6). Die Survival-Kurven für die beiden Teilpopulationen verlaufen mehr oder weniger identisch und selbst das Konfidenzband für den Survival-Verlauf der Missionare wird vom Survival-Verlauf der nicht in Mission tätigen Mönche nicht verlassen. Es bleibt letztlich festzuhalten, dass Missionstätigkeit in den erfassten Frauen- und Männerklöstern völlig unterschiedliche Auswirkungen auf die Überlebensbedingungen der betroffenen Ordensmitglieder hat. Während bei den Nonnen die Missionarinnen (v.a. im ersten Beobachtungszeitraum) die geringere Sterblichkeit aufweisen, zeigen die Missionare in den Männerklöstern ein gegenteiliges Bild mit einer höheren Mortalität bzw. keinen Unterschieden zu den nicht in Mission tätigen Mönchen. Folglich würde bei der Analyse der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede in der Klosterbevölkerung ein Weglassen der missionierenden Ordensmitglieder

Abb. 6: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1955-85 im Kloster lebende Missionare und nicht in Mission tätige Mönche (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs der nicht in Mission tätigen Mönche von dem für Missionare mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 6: Kaplan-Meier survival curves for the missionising and not missionising monks living in the monastery in the years 1955-85 (left side) and deviation of the survival curve for the not missionising monks from the survival curve for missionising monks with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

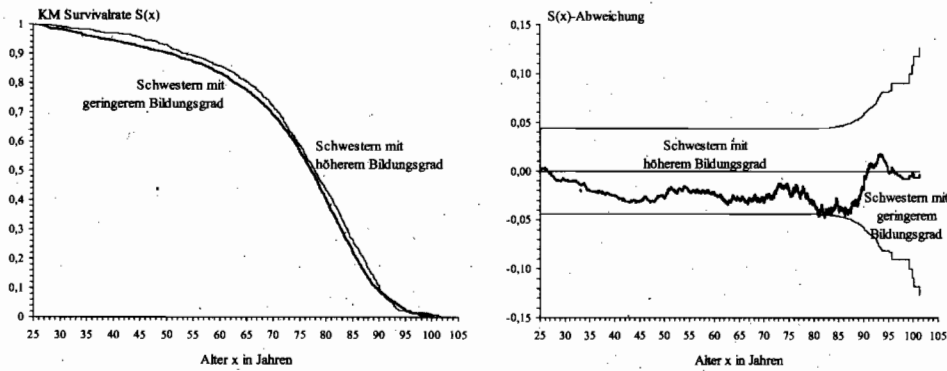
sogar zu einer weiteren Verringerung der männlichen Übersterblichkeit führen. Der Faktor Missionstätigkeit kann also die Ergebnisse der Klosterstudie mit der im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung geringeren männlichen Übersterblichkeit in der Klosterbevölkerung nicht erklären.

4.2 Der Einfluss von Bildung auf die Sterblichkeit der Nonnen und Mönche

Für die Untersuchung der Frage des Einflusses von Bildung auf die Mortalität stellt das Finden eines geeigneten Indikators in der Regel das größte Problem dar. Die Mönche sind hierfür die ideale Personengruppe, denn mit dem stärkeren Aufstieg der Mönche zum Priestertum erfolgte in den katholischen Klöstern und Orden seit dem Mittelalter die Zerteilung in Priester und Laienbrüder, die bis heute zu „Brüdern“ schlechthin wurden (siehe *Schwaiger* 1994: 218). Erstere bezeichnen die Angehörigen einer katholischen Ordensgemeinschaft, die nach vorangegangenem Studium die Priesterweihe empfangen haben. Gemeinsam mit den Klerikern, die ebenfalls ihre Schulausbildung mit Hochschulreife abgeschlossen haben, aber aus unterschiedlichen Gründen nicht dem Priesterstand angehören, wird diese Gruppe im Folgenden als „Patres“ bezeichnet. Laienbrüder dagegen sind Mönche mit niedrigerer Schulbildung, die im Kloster überwiegend häusliche und handwerkliche Tätigkeiten (z.B. als Koch, Schneider, Schuster, Gärtner usw.) verrichten. Von jedem

Abb. 7: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1910-1940 im Kloster lebende Nonnen mit geringerem und höherem Bildungsgrad (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs für Nonnen mit geringerer Bildung von dem für Nonnen mit höherem Bildungsgrad mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 7: Kaplan-Meier survival curves for nuns with lower and higher education level living in the monastery in the years 1910-40 (left side) and deviation of the survival curve for nuns with lower education level from the survival curve for nuns with higher education level with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



$n(\text{GB})=2373$, $n(\text{HB})=979$, $\text{logrank}=0.0416$, $\text{Wilcoxon}=0.0247$

Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

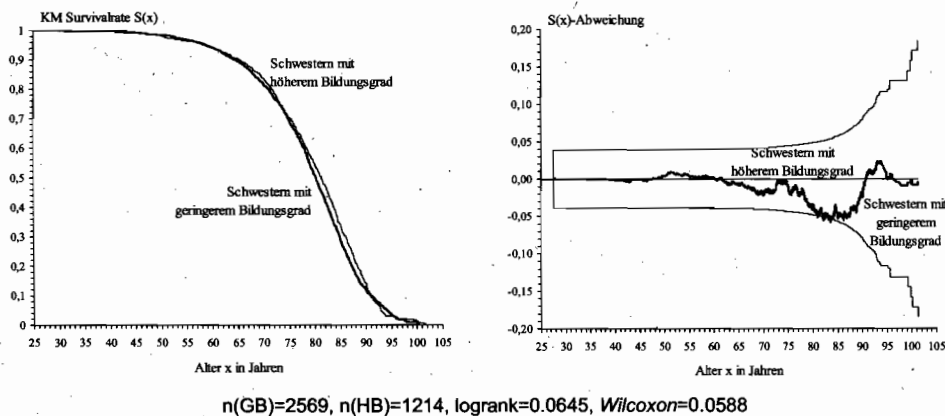
Mitglied der erfassten Männerklöster sind Titel und Anrede bekannt, so dass es möglich ist, die Menge bayerischer Mönche vollständig in die Gruppe der Personen mit Hochschulreife (Patres) und in die Gruppe der Personen ohne Hochschulreife (Laienbrüder) aufzuteilen.

Bei den Frauenklöstern ist eine derartig zuverlässige und vollständige Aufteilung der Mitglieder nicht möglich. Da aber vom Großteil der erfassten Nonnen die berufliche Tätigkeit bekannt ist, können auch die bayerischen Nonnen zumindest approximativ in die Gruppen der „Schwestern mit höherem Bildungsgrad“ (Lehrerinnen, Fachlehrerinnen, Akademikerinnen, usw.) und „Schwestern mit geringerem Bildungsgrad“ (Hausschwester, Köchinnen, Gärtnerinnen, Handwerkerinnen usw.) aufgeteilt werden. Die Fallzahlen der auf diese Weise für die Analyse zur Verfügung stehenden Nonnen sind in Tabelle 3 zu finden. Die Kaplan-Meier-Survival-Funktionen werden bei der folgenden Analyse auf die gleiche Weise bestimmt, wie dies bereits bei der Untersuchung des Einflusses von Missionstätigkeit auf die Überlebensbedingungen der Nonnen und Mönche bayerischer Klöster ausführlich erläutert wurde. (bei den Fallzahlangaben bedeuten: GB = geringer Bildungsgrad, HB = höherer Bildungsgrad, LB = Laienbrüder, PA = Patres).

Beim Blick auf Abbildung 7 für die im ersten Beobachtungszeitraum lebenden Nonnen zeigt sich das erwartete günstigere Survival der Schwestern mit höherem Bildungsgrad, das auch nach allen durchgeführten Teststatistiken auf dem 95 %-Kon-

Abb. 8: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1955-1985 im Kloster lebende Nonnen mit geringerem und höherem Bildungsgrad (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs für Nonnen mit geringerer Bildung von dem für Nonnen mit höherem Bildungsgrad mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 8: Kaplan-Meier survival curves for nuns with lower and higher education level living in the monastery in the years 1955-85 (left side) and deviation of the survival curve for nuns with lower education level from the survival curve for nuns with higher education level with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



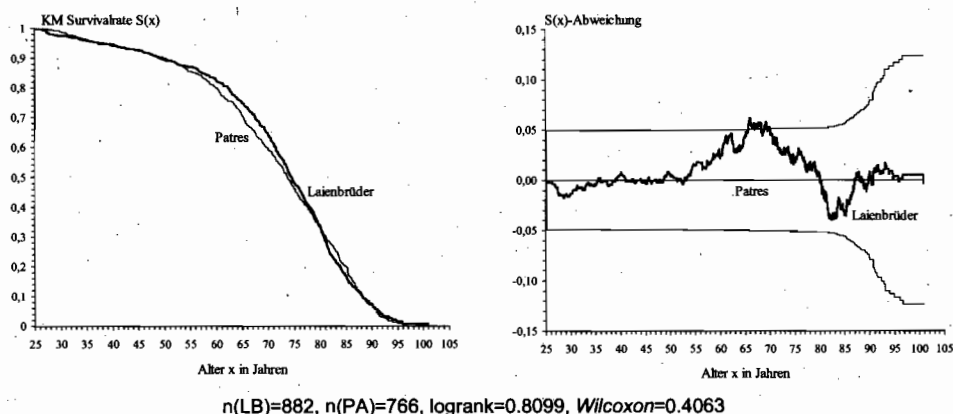
Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

fidenzniveau statistisch signifikant ist. Auch bei den Nonnen der Periode 1955-85 weisen die Schwestern mit höherem Bildungsgrad die geringere Sterblichkeit auf (Abb. 8). Allerdings sind die Unterschiede hier nach logrank- und Wilcoxon-Teststatistik nicht statistisch signifikant und auch generell wesentlich geringer als die zwischen missionierenden und nicht in Mission tätigen Nonnen beobachteten Differenzen.

Aus Tabelle 3 geht hervor, dass die zur Gruppe „Schwestern mit höherem Bildungsgrad“ gehörenden Nonnen etwa ein Drittel der weiblichen Ordensmitglieder stellen. Folglich umfasst die nach Bildungseinfluss bezüglich der Überlebensbedingungen benachteiligte Gruppe hier die Mehrzahl. In den Männerklöstern teilen sich die Patres und Laienbrüder dagegen fast ausgeglichen in die beiden Gruppen auf, so dass der Anteil der höher Gebildeten hier deutlich größer ist als in den Frauenklöstern. Sollte der Bildungsgrad auf die Sterblichkeit der Mönche den gleichen Effekt zeigen wie bei den Nonnen, dann könnte hier eine Erklärung für die vergleichsweise geringe männliche Übersterblichkeit in der Klosterbevölkerung zu finden sein. Wie schon bei der Missionstätigkeit stellt sich aber auch dieser Faktor nicht auf diese Weise dar. Im Gegensatz zu den Nonnen hat der Bildungsgrad bei den Mönchen eine gegenteilige Wirkung. Wie aus Abbildung 9 hervorgeht, zeigen die Patres, also die Mönche mit Hochschulreife, die höhere Sterblichkeit. Dieser Unterschied ist nach Hall-Wellner-Band-Test auch statistisch signifikant (im Gegensatz zu logrank- und Wilcoxon-Test, die keine statistisch signifikante Abweichung signalisieren). Bei den im zweiten Beo-

Abb. 9: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1910-40 im Kloster lebende Laienbrüder und Patres (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs für Laienbrüder von dem für Patres mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 9: Kaplan-Meier survival curves for brothers and fathers living in the monastery in the years 1910-40 (left side) and deviation of the survival curve for brothers from the survival curve for fathers with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

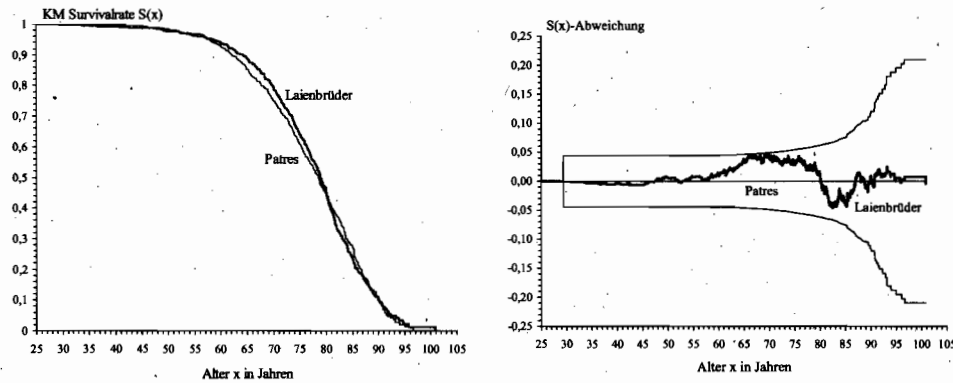
bachtungszeitraum 1955-85 lebenden Mönchen sind nach allen Teststatistiken keine signifikanten Unterschiede im Survival zwischen Patres und Laienbrüdern feststellbar (Abb. 10). Folglich sind bezüglich des Bildungsgrads bei den katholischen Mönchen, bei denen diese Frage zweifelsfrei untersucht werden kann, keinerlei Unterschiede zwischen höher und niedriger gebildeten Personen auszumachen.

Ein statistisch signifikanter Einfluss des Bildungsgrads auf die Überlebensbedingungen der Ordensmitglieder ist also lediglich bei den Nonnen des ersten Beobachtungszeitraums festzustellen. Da hier die Schwestern mit geringerer Bildung die Mehrzahl der Nonnen stellen, könnte der Faktor Bildung in diesem Fall marginal zu einer Verringerung der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede führen. Es ist allerdings zu berücksichtigen, dass zu dieser Zeit der größte Teil der Schwestern mit geringerer Bildung als Krankenschwestern tätig war, was infolge der Tbc-Sterblichkeit dieser Personengruppe den festgestellten Bildungseinfluss erklären könnte. In dem für die Aussage der bayerischen Klosterstudie wesentlich wichtigeren zweiten Beobachtungszeitraum sind weder bei den Männer- noch bei den Frauenklöstern Sterblichkeitsunterschiede nach Bildungsgrad festzustellen. Folglich kann auch für den Faktor Bildung eine verzerrende Wirkung auf die Ergebnisse der bayerischen Klosterstudie ausgeschlossen werden.

Neben den wichtigen Informationen für die bayerische Klosterstudie ist ein ausgesprochen interessantes Ergebnis, dass der Faktor Bildung für sich allein, also in einer Bevölkerung, in der die einzelnen Individuen keine unterschiedliche Lebens-

Abb. 10: Kaplan-Meier-Survival-Verläufe für in den Jahren 1955-85 im Kloster lebende Laienbrüder und Patres (links) sowie Abweichung des Survival-Verlaufs für Laienbrüder von dem für Patres mit 95 %-Hall-Wellner-Konfidenzband (rechts) sowie logrank- und Wilcoxon-Test

Fig. 10: Kaplan-Meier survival curves for brothers and fathers living in the monastery in the years 1955-85 (left side) and deviation of the survival curve for brothers from the survival curve for fathers with 95 %-Hall-Wellner confidence band (right side) as well as logrank and Wilcoxon test



$n(LB)=807$, $n(PA)=950$, $\text{logrank}=0.7315$, $\text{Wilcoxon}=0.4303$.

Quelle: Eigene Berechnungen, eigene Darstellung

weise aufgrund von Bildungsunterschieden aufweisen, keinen Einfluss auf die Überlebensbedingungen besitzt. Bei dem für die Allgemeinbevölkerung bereits häufiger festgestellten Bildungseffekt auf die Mortalität kann es sich daher lediglich um einen Indikator für einen oder mehrere andere mit dem Bildungsgrad kollinear verknüpfte Faktoren handeln, wie z. B. Beruf, Einkommen, soziale Schichtzugehörigkeit, oder ähnliches.

Schlussfolgerungen

Ziel dieses Beitrags ist die Vertiefung der von Luy (2002b) bzw. in Kurzfassung von Dinkel/Luy (1999) veröffentlichten Ergebnisse der bayerischen Klosterstudie. Im Mittelpunkt der Analyse stand die Frage, ob die in den genannten Arbeiten gewonnenen Resultate, die einen konkreten Aufschluss über die große Bedeutung der Verhaltens- und Umweltfaktoren zur Entstehung der männlichen Übersterblichkeit liefern, durch Bildungsgrad und Missionstätigkeit der katholischen Klosterbevölkerung beeinflusst sein können. Dabei liegt der Schwerpunkt des Aufsatzes im methodischen Bereich, erweist sich die Analyse der zugrunde liegenden Fragestellung bei tieferer Betrachtung doch als wesentlich komplizierter als dies auf den ersten Blick erscheinen mag.

Aus zahlreichen Studien über die Allgemeinbevölkerung ist bekannt, dass Mitglieder der höher gebildeten Bevölkerungsschichten auch eine höhere Lebenserwartung aufweisen als Personen mit geringerem Bildungsgrad. Dagegen wurde mit Ausnahme

einer alten, methodisch fragwürdigen und daher unsicheren Studie, die Frage des Einflusses von Missionstätigkeit auf die Überlebensbedingungen der Ordensmitglieder bislang noch nicht untersucht. Da aber der Anteil der missionierenden Ordensmitglieder in den erfassten Männerklöstern größer ist als in den Frauenklöstern und der Anteil höher gebildeter Personen in der Klosterbevölkerung größer als in der Allgemeinbevölkerung, ist eine Verzerrung der ursprünglichen Ergebnisse durch diese beiden Faktoren durchaus denkbar. Die hier durchgeführten Analysen können einen derartigen Effekt jedoch nicht bestätigen. Während Bildung per se in der Klosterbevölkerung, in der sich die Lebensstile der Mitglieder nicht in Abhängigkeit vom Bildungsgrad unterscheiden, keinen Einfluss auf das Sterblichkeitsniveau besitzt, würde die Herausnahme der Missionarinnen und Missionare aus der Analyse der Klosterbevölkerung sogar zu einer weiteren geringfügigen Reduktion der männlichen Übersterblichkeit führen. Während nämlich die missionierenden Ordensmitglieder in den Männerklöstern die erwartete höhere Sterblichkeit im Vergleich zu den übrigen Mönchen aufweisen, zeigt sich bei den Nonnen bayerischer Klöster das genau umgekehrte Bild. Die spezielle Auswahl der gesünderen Schwestern für die Missionstätigkeit und die hohe Tbc-Sterblichkeit der nicht in Mission tätigen Nonnen sorgen dort für ein insgesamt günstigeres Survival der in Entwicklungsländern tätigen Nonnen.

Die Bedeutung der aus der bayerischen Klosterstudie gewonnenen Erkenntnisse bezüglich der geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede wird also durch die spezifischen Charakteristika der betrachteten Population in keiner Weise eingeschränkt. Die gesamte Klosterstudie verdeutlicht, dass die Ursache für die Ausweitung der männlichen Übersterblichkeit ausschließlich im Bereich der verhaltens- und umweltbedingten Einflussfaktoren der Mortalität auf Seiten der Männer der Allgemeinbevölkerung zu finden ist.

Summary

Analysing the sex-specific mortality differences in Bavarian women's and men's cloisters permitted us to show that the increase in male excess mortality which has taken place since the Second World War can be traced solely to behavioural and environmental causes, and not to biological factors. Whilst the gap in life expectancy in the general German population widened successively, this difference in the Bavarian cloistered population remained unchanged in both the pre-war and the post-war period, with a slight advantage in favour of the nuns. However, these results could have been distorted by education level and missionary activities of the Catholic nuns and monks since the proportions of the more highly educated and of the missionary members of the order are not identical in women's and men's cloisters. This article however shows that the influence of these two factors on the analysis of the differences in mortality between nuns and monks can be ruled out. Whilst the education level in the cloistered population, in which the members' lifestyles do not differ as in the general population depending on the standard of education, has no influence on mortality, removing missionaries from the analysis would in fact lead to a further slight reduction in male excess mortality in the cloistered population. The significance of the knowledge gained from the Bavarian cloister study as to the sex-specific mortality differences is therefore not restricted in any way by the specific characteristics of the cloistered population observed.

Résumé

Par l'analyse des différences de mortalité propres aux sexes dans les couvents bavarois d'hommes et de femmes pouvait être démontré que l'augmentation continue de la mortalité plus élevée des hommes depuis la Deuxième Guerre Mondiale est uniquement due à des causes résultant du comportement et de l'environnement et pas à des facteurs biologiques. Pendant que la différence de l'espérance de vie s'est élargie successivement dans la population générale allemande, dans la population des couvents bavarois elle est restée constante même pendant l'après-guerre avec un faible avantage pour les religieuses. Ces résultats pourraient pourtant être déformés par le degré de la formation et l'activité missionnaire des sœurs et frères catholiques parce que les parts des membres d'ordre non seulement de formation plus élevée mais aussi exerçant une activité missionnaire ne sont pas identiques dans les couvents de femmes et d'hommes. Dans cet article il est pourtant mis en évidence qu'un effet de ces deux facteurs qui influence l'analyse des différences de mortalité entre moines et religieuses peut être exclu. Pendant que le facteur de formation dans la population des couvents au sein de laquelle les styles de vie des membres ne se distinguent pas comme dans la population générale en fonction du degré de formation, n'a pas d'influence sur le niveau de mortalité, la mise à part des missionnaires de l'analyse mènerait même à une autre réduction minimale de la mortalité masculine plus élevée au sein de la population des couvents. L'importance des résultats de l'étude des couvents bavarois sur les différences de mortalité propres aux sexes n'est en conséquence en aucun cas atténuée par les caractéristiques spécifiques de la population étudiée des couvents.

Literatur

- Akritas, M. G., 1986: Bootstrapping the Kaplan-Meier estimator. In: Journal of the American Statistical Association 81: 1032-1038
- Becker, R., 1998: Bildung und Lebenserwartung in Deutschland. Eine empirische Längsschnittuntersuchung aus der Lebensverlaufsperspektive. In: Zeitschrift für Soziologie 27: 133-150
- Blossfeld, H.-P.; Hamerle, A.; Mayer, K. U., 1986: Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt am Main/New York: Campus
- Blossfeld, H.-P.; Rohwer, G., 2002: Techniques of event history modelling. New approaches to causal analysis. Mahwah, NJ/London: Lawrence Erlbaum Associates
- Boldrini, M.; Uggé, A., 1926: La mortalità dei missionari. Pubblicazioni della Università Cattolica del Sacro Cuore, Serie Ottava, 2. Mailand: Università di Milano
- Breslow, L.; Breslow, N., 1993: Health practices and disability. Some evidence from Alameda County. In: Preventive Medicine 22: 86-95
- Burr, D.; Doss, H., 1993: Confidence bands for the median survival time as a function of the covariates in the Cox model. In: Journal of the American Statistical Association 88: 1330-1340
- Carey, A. D.; Lopreato, J., 1995: The biological evolution of the male-female mortality differential. In: The Mankind Quarterly 36 (Fall): 3-28

- Casper, J. L.*, 1835: Die wahrscheinliche Lebensdauer des Menschen in den verschiedenen bürgerlichen und geselligen Verhältnissen, nach ihren Bedingungen und Hemmnissen untersucht. Berlin: Dümmler
- Chiang, C. L.*, 1984: The life table and its applications. Malabar: Krieger
- Christenson, B. A.; Johnson, N. E.*, 1995: Educational inequality in adult mortality. An assessment with death certificate data from Michigan. In: *Demography* 32: 215-229
- Collett, D.*, 1994: Modelling survival data in medical research. London u.a.: Chapman & Hall
- Cornet, G.*, 1890: Die Sterblichkeitsverhältnisse in den Krankenpflegeorden. In: *Cornet, G. (Hrsg.): Ueber Tuberculose. Leipzig: von Veit & Comp.: 159-194*
- Deparcieux, A.*, 1746: Essai sur les probabilités de la durée de la vie humaine. D'où l'on déduit la manière de déterminer les rentes viagères, tant simples qu'en Tontines. Précédé d'une courte explication sur les rentes à terme, ou annuités. Paris: Freres Guerin
- 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, 2: 105-132
- Doksum, K. A.; Sievers, G. L.*, 1976: Plotting with confidence. Graphical comparisons of two populations. In: *Biometrika* 63: 421-434
- Fecher, C. J.*, 1927a: Decline of the tuberculosis death rate among sisters. In: *America* 38 (29. Oktober): 58-60
- Fecher, C. J.*, 1927b: The longevity of members of catholic religious sisterhoods. Washington, D. C.: Catholic University of America
- Gillespie, M. J.; Fisher, L.*, 1979: Confidence bands for the *Kaplan-Meier* survival curve estimate. In: *The Annals of Statistics* 7: 920-924
- Hall, W. J.; Wellner, J. A.*, 1980: Confidence bands for a survival curve from censored data. In: *Biometrika* 67: 133-143
- Harris, E. K.; Albert, A.*, 1991: Survivorship analysis for clinical studies. New York u.a.: Dekker
- Hollander, M.; McKeague, I. W.; Yang, J.*, 1997: Likelihood ratio-based confidence bands for survival functions. In: *Journal of the American Statistical Association* 92: 215-226
- Johansson, S. 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
- Kalbfleisch, J. D.; Prentice, R. L.*, 1980: The statistical analysis of failure time data. New York u.a.: Wiley
- Kanofsky, P.; Srinivasan, R.*, 1972: An approach to the construction of parametric confidence bands on cumulative distribution functions. In: *Biometrika* 59: 623-631
- Kaplan, E. L.; Meier, P.*, 1958: Nonparametric estimation from incomplete observations. In: *Journal of the American Statistical Association* 53: 457-481
- Klein, J. P.; Moeschberger, M. L.*, 1997: Survival analysis. Techniques for censored and truncated data. New York u.a.: Springer
- King, H.; Bailar, J. C.*, 1969: The health of clergy. A review of demographic literature. In: *Demography* 6 (Februar): 27-43

- Klein, T.*, 1999: Soziale Determinanten der aktiven Lebenserwartung. In: Zeitschrift für Soziologie 28: 448-464
- Klein, T.; Schneider, S.; Löwel, H.*, 2001: Bildung und Mortalität. Die Bedeutung gesundheitsrelevanter Aspekte des Lebensstils. In: Zeitschrift für Soziologie 30: 384-400
- Klotz, T.; Hurrelmann, K.; Eickenberg, H.-U.*, 1998: Der frühe Tod des starken Geschlechts. In: Deutsches Ärzteblatt 95 (27. Februar): A460-A464
- 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
- Lauderdale, D. S.*, 2001: Education and survival. Birth cohort, period, and age effects. In: Demography 38: 551-561
- Lawless, J. F.*, 1982: Statistical models and methods for lifetime data. New York u.a.: Wiley
- Lee, E. T.*, 1992: Statistical methods for survival data analysis. 2. Aufl. New York u.a.: Wiley & Sons
- Li, G.; Hollander, M.; McKeague, I. W.; Yang, J.*, 1996: Nonparametric likelihood ratio confidence bands for quantile functions from incomplete survival data. In: Annals of Statistics 24: 628-640
- 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.; Valkonen, T.* (Hrsg.): Adult mortality in developed countries. From description to explanation. Oxford: Clarendon Press: 3-18
- Luy, M.*, 1997: Die Mortalität in bayerischen Frauen- und Männerklöstern im Zeitraum 1910 bis 1985. Diplomarbeit Universität Bamberg
- Luy, M.*, 2002a: Die geschlechtsspezifischen Sterblichkeitsunterschiede. Zeit für eine Zwischenbilanz. In: Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie 35,5: 412-429
- Luy, M.*, 2002b: Warum Frauen länger leben. Antworten durch einen Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung. Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 106. Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung
- Madigan, F. C.*, 1957: Are sex mortality differentials biologically caused? In: Milbank Memorial Fund Quarterly 35: 202-223
- Mantel, N.; Haenszel, W.*, 1959: Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. In: Journal of the National Cancer Institute 22: 719-748
- Matthews, D. E.; Farewell, V. T.*, 1996: Using and understanding medical statistics. Basel u.a.: Karger
- Nair, V. N.*, 1984: Confidence bands for survival functions with censored data. A comparative study. In: Technometrics 26: 265-275
- Nathanson, C. A.*, 1984: Sex differences in mortality. In: Annual Review of Sociology 10: 191-213
- Owen, A. B.*, 1995: Nonparametric likelihood confidence bands for a distribution function. In: Journal of the American Statistical Association 90: 516-521
- Rogers, R.G.*, 1995: Sociodemographic characteristics of long-lived and healthy individuals. Population and Development Review 21: 33-58

- 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: Clarendon Press: 3-17
- Schörmig, G.*, 1953: Die weiblichen Genitalkarzinome bei sexueller Enthaltsamkeit. In: *Strahlentherapie* 92: 156-158
- Schwaiger, G.*, 1994: Mönchtum, Orden, Klöster. Von den Anfängen bis zur Gegenwart. Ein Lexikon. München: Beck
- 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
- Valkonen, T.*, 1989: Adult mortality and level of education. A comparison of six countries. In: *Fox, J.* (Hrsg.): Health inequalities in European countries. Aldershot u.a.: Gower: 142-162
- Valkonen, T.*, 1998: Die Vergrößerung der sozioökonomischen Unterschiede in der Erwachsenenmortalität durch Status und deren Ursachen. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 23, 3: 263-292
- Vallin, J.*, 1995: Can sex differentials in mortality be explained by socio-economic mortality differentials? In: *Lopez, A. D.; Caselli, G.; Valkonen, T.* (Hrsg.): Adult mortality in developed countries. From description to explanation. Oxford: 179-200
- Verbrugge, L.*, 1989: The twain meet. Empirical explanations of sex differences in health and mortality. *Journal of Health and Social Behavior* 30: 282-304
- Waldron, I.*, 1983: Sex differences in human mortality. The role of genetic factors. *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
- Whalley, L. J.; Deary, I. J.*, 2001: Longitudinal cohort study of childhood IQ and survival up to age 76. In: *British Medical Journal* 322 (7. April): 819-822
- Wiehl, D. G.*, 1938: Sex differences in mortality in the United States. In: *Milbank Memorial Fund Quarterly* 16 (April): 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
- Zhang, M.-J.; Klein, J. P.*, 2001: Confidence bands for the difference of two survival curves under proportional hazards model. In: *Lifetime Data Analysis* 7: 243-254

(Anschrift d. Verf.: Marc Luy, Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, Friedrich-Ebert-Allee 4, 65185 Wiesbaden, E-Mail: marc.luy@destatis.de)