

Aus dem Medizinischen Zentrum für Methodenwissenschaften  
und Gesundheitsforschung  
Institut für Medizinische Soziologie und Sozialmedizin  
der Philipps-Universität Marburg  
(Leiter: Prof.Dr.Dr.Mueller)

## **Beruflicher Erfolg und Lebenserwartung**

### **Eine Untersuchung an Absolventen der US Military Academy Westpoint der Jahrgänge 1925 und 1950**

Inauguraldissertation  
zur Erlangung des Doktorgrades  
der gesamten Medizin

dem Fachbereich Humanmedizin  
der Philipps-Universität Marburg

vorgelegt von

Kerstin Nanette Walter  
aus Frankfurt am Main

Marburg 2004

Angenommen vom Fachbereich Humanmedizin  
der Philipps-Universität Marburg am 09.09.2004

gedruckt mit Genehmigung des Fachbereichs

Dekan: Prof. Dr.med. Bernhard Maisch  
Referent: Prof. Dr.phil. Dr.med. Ulrich Mueller  
Coreferenten: Prof. Dr. med. Back  
Prof. Dr. med. Schüffel

beurteilt mit der Note

<b>1</b>	<b>Einleitung.....</b>	<b>4</b>
1.1	Fragestellung.....	6
1.2	Untersuchungskollektiv .....	7
1.3	Maße für Lebenserwartung.....	8
<b>2</b>	<b>Stand der Forschung.....</b>	<b>9</b>
2.1	<b>Soziale Determinanten der Lebenserwartung .....</b>	<b>9</b>
2.1.1	Sozialstatus .....	10
2.1.2	Risikoverhalten und Lebensstil .....	12
2.1.3	Netzwerke und soziale Sicherheit.....	13
2.1.4	Horizontale Ungleichheit.....	13
2.1.5	Physische Umwelt .....	13
2.2	<b>Psychosoziale Faktoren und Lebenserwartung .....</b>	<b>14</b>
2.2.1	Black-Report: beruflicher Status und Mortalität, empirische Untersuchung aus Großbritannien .....	14
2.2.2	Redelmeier, Singh: beruflicher Erfolg und Mortalität bei Schauspielern ..	16
2.2.3	Whitehall I und II: Berufsrang und kardiovaskuläre Erkrankungen, Untersuchung an Angestellten des öffentlichen Dienstes in England.....	17
2.2.4	Siegrist et al.: “job strain“ und “effort-reward-imbalance“ .....	18
2.2.5	Biegel: Auswirkungen des erreichten Ranges auf die Lebenserwartung bei amerikanischen Navy-Soldaten .....	19
2.2.6	Weitere Studien und Erklärungsansätze zur Auswirkung psychosozialer Faktoren und Interaktionen.....	20
2.3	<b>Einfluss von individuellem beruflichen Erfolg auf die Lebenserwartung</b>	<b>21</b>
2.3.1	Einfluss von Einkommen auf die Lebenserwartung.....	21
2.3.2	Auswirkungen von Erfolg auf Stress und dessen biologische Folgen ...	25
2.4	<b>Genetischer Einfluss auf die Lebenserwartung.....</b>	<b>27</b>
2.5	<b>Körpergröße und Lebenserwartung.....</b>	<b>28</b>
2.5.1	Geringere Mortalität bei größeren Menschen.....	29
2.5.2	Geringere Mortalität bei kleineren Menschen.....	30
<b>3</b>	<b>Daten und Methoden.....</b>	<b>33</b>
3.1	<b>Statistisches Programm zur Datenanalyse.....</b>	<b>33</b>
3.2	<b>Statistische Verfahren.....</b>	<b>33</b>
3.2.1	Univariate Verfahren .....	33
3.2.2	Multivariate Verfahren .....	33
3.2.3	Modelle zur Beschreibung von Überlebensdaten.....	35
3.2.4	Non-parametrische Modelle .....	36
3.2.5	Semi-parametrische Modelle.....	36
3.2.6	Parametrische Modelle .....	38
3.2.7	Methoden zur Überprüfung der Passform .....	40
3.3	<b>Datenbasis .....</b>	<b>41</b>
3.3.1	Datenquellen.....	42
3.3.2	Einteilung nach Körpergröße.....	43
3.3.3	Besondere Eignung der Stichprobe .....	44
3.3.4	Beschreibung des Untersuchungskollektivs .....	45

3.3.5	Einschränkungen und Selektion innerhalb des Kollektivs .....	47
3.3.6	Modifikation des Datensatzes für die Analysen mit TDA .....	53
<b>4</b>	<b><i>Ergebnisse</i></b> .....	<b>54</b>
<b>4.1</b>	<b>Analysen mit Hilfe voll-parametrischer Verfahren</b> .....	<b>54</b>
4.1.1	Exponential-Modell .....	54
4.1.2	Weibull-Modell .....	56
4.1.3	Gompertz-Modell .....	59
4.1.4	Vergleichender Überblick über die Ergebnisse der verschiedenen parametrischen Modelle .....	61
<b>4.2</b>	<b>Analysen mit Hilfe semi-parametrischer Modelle: Cox-Regression</b> .....	<b>63</b>
4.2.1	Auswirkungen des erreichten Rangs auf die Lebenserwartung.....	63
4.2.2	Einfluss der Körpergröße auf die Lebenserwartung.....	68
4.2.3	Dauer des Militärdienst und Art des Ausscheidens.....	70
4.2.4	General Order of Merit .....	73
<b>5</b>	<b><i>Diskussion</i></b> .....	<b>76</b>
<b>5.1</b>	<b>Diskussion der eigenen Ergebnisse</b> .....	<b>76</b>
5.1.1	Wahl des Untersuchungskollektivs.....	76
5.1.2	Modelle der Ereignisdatenanalyse.....	79
5.1.3	Beruflicher Erfolg korreliert positiv mit der Lebenserwartung.....	83
5.1.4	Mögliche Kritikpunkte .....	84
5.1.5	Selektions- versus Kausalitätseffekt.....	86
<b>5.2</b>	<b>Diskussion der eigenen Ergebnisse im Zusammenhang mit der Literatur</b> <b>86</b>	
5.2.1	Unterstützung für die Theorie des Psychosozialen Umfeldes.....	88
<b>6</b>	<b><i>Zusammenfassung</i></b> .....	<b>90</b>
<b>7</b>	<b><i>Anhang</i></b> .....	<b>92</b>
<b>7.1</b>	<b>Auswertung mit Hilfe von TDA</b> .....	<b>92</b>
7.1.1	Tabellen zum Exponential-Modell .....	92
7.1.2	Tabellen zum Weibull-Modell.....	97
7.1.3	Tabellen zum Gompertz-Makeham-Modell .....	102
<b>7.2</b>	<b>Literatur</b> .....	<b>106</b>

# 1 Einleitung

Die Lebenserwartung gibt die für jedes Geschlecht und jede Altersstufe errechnete durchschnittlich zu erwartende Lebenszeit an. In der Bevölkerungsstatistik wird als mittlere Lebenserwartung eines Neugeborenen die Zahl der Jahre angegeben, die es nach den herrschenden Sterbeverhältnissen eines Beobachtungszeitraums im Durchschnitt leben wird. Während die durchschnittliche Lebenserwartung von der Antike bis ins 16. Jahrhundert u.a. aufgrund hoher Säuglings- und Kindersterblichkeit noch bei rund 20 Jahren lag, beträgt sie heute aufgrund besserer Hygiene, Ernährung und medizinischer Versorgung in den Industrienationen rund 75 Jahre. Nicht zuletzt in Hinblick auf politische und finanzielle Konsequenzen einer immer weiter steigenden Lebenserwartung und der damit verbundene Alterung der Gesellschaft ist die Erkenntnis über die Auswirkung verschiedener Faktoren auf Gesundheit und Mortalität von großem allgemeinen und wissenschaftlichem Interesse.

Nach neuen Erkenntnissen gehen Forscher davon aus, dass sich etwa ein Viertel der Varianz in der Mortalität durch genetische Unterschiede erklären lässt. Während sich der Genpool in wenigen Jahrzehnten jedoch kaum verändert, ist die durchschnittliche Lebenserwartung in den meisten Ländern, insbesondere den Industrienationen, kontinuierlich angestiegen.

An dieser deutlichen Zunahme lässt sich die Bedeutung exogener Faktoren erahnen.

Für viele Faktoren wie Bildung, Sozialstatus, Einkommen oder Beruf ist der Einfluss auf die Lebenserwartung wiederholt und eindeutig nachgewiesen worden.

Ziel dieser Arbeit soll es sein, den Einfluss eines weiteren, bisher noch kaum berücksichtigten Faktors, nämlich des beruflichen Erfolgs, näher zu beleuchten.

Untersuchungen zur Evaluation des Einflusses einzelner Faktoren auf die Mortalität gestalten sich schwierig. Bei der Identifizierung der Risikofaktoren ergibt sich stets das Problem, dass sehr viele verschiedene Einflüsse eine Rolle spielen, die zudem im Laufe des Lebens oft großen Veränderungen unterliegen.

Experimentelle Studien an Menschen verbieten sich aus ethischen Gründen von selbst und so ist es schwierig, die verschiedenen Einzelbedingungen auch nur annähernd konstant zu halten.

Zudem ist die Gewichtung und Einbeziehung der unterschiedlichen Risikofaktoren in der statistischen Auswertung schwierig, da einige Einflussgrößen bisher noch unbekannt sind.

Hingegen gelten sozialer Status, Einkommen, Bildung, Risikoverhalten (wie Rauchen, Ernährung, Übergewicht oder wenig sportliche Betätigung), körperliche Kondition und einige genetische Faktoren als wesentliche und ursächliche Faktoren für Langlebigkeit. In vielen Studien konnten auch die Körpergröße und der Body Mass Index (BMI) als unabhängige Einflussgrößen auf die Mortalität nachgewiesen werden.

Als Kriterium für die Einordnung in eine bestimmte soziale Schicht wird in der Regel eine Kombination aus Einkommen, Bildung und Beruf verwendet. Diese Merkmale sind gewöhnlich gleichsinnig orientiert, so wird ein gebildeter Mensch wahrscheinlich einen guten Beruf ausüben, durch den er wiederum ein relativ hohes Einkommen erzielt.

Die meisten Studien, die sich mit dem Einfluss des sozialen Status auf die Mortalität beschäftigen, konzentrieren sich auf die unteren Gesellschaftsschichten. Hier lässt sich leicht nachvollziehen, dass ein niedriger Sozialstatus, der mit schlechteren sozioökonomischen Konditionen einhergeht, sich auf die Erreichbarkeit medizinischer Versorgung, guter Ernährung, etc. auswirkt und damit letztlich zu einer Verkürzung der Lebenserwartung führt. Doch auch in höheren Sozialschichten lässt sich ein statusabhängiger Gradient in der Mortalität beobachten, der sich dort aber nicht so leicht auf sozioökonomische Faktoren allein zurückführen lässt.

Uns interessiert die Frage, wie sich psychosoziale Merkmale, wie individueller beruflicher Erfolg innerhalb einer Berufsgruppe, sich neben den sozioökonomischen Faktoren auf die Lebenserwartung auswirken.

## 1.1 Fragestellung

- Wirkt sich beruflicher Erfolg an sich, d.h. unabhängig von den daraus resultierenden sozioökonomischen Folgen, auf die Lebenserwartung aus?
- Durch welche Modelle lassen sich die Mortalitätsraten angemessen modellieren?
- Welcher Einfluss wird dem Faktor beruflicher Erfolg in den verschiedenen Modellen zugeschrieben?
- Sind diese Auswirkungen in jedem Lebensalter nachzuweisen oder sind die Effekte in den einzelnen Altersklassen unterschiedlich?
- Welche weiteren Faktoren wirken sich neben den bereits bekannten Faktoren auf die Lebenserwartung aus, welche Rolle spielt z.B. die Körpergröße für die Lebenserwartung?

## 1.2 Untersuchungskollektiv

Um diese beiden Fragestellungen genauer zu beleuchten, untersuchten wir 916 Absolventen der US Military Academy West Point der Abschlussjahrgänge 1925 ( $n = 245$ ) und 1950 ( $n = 671$ ). Die Daten stammen aus den entsprechenden Jahrbüchern der US Military Academy, denen wir Geburts- und Sterbedatum, erreichten Rang, Zeitpunkt und Art des Ausscheidens, die relative Körpergröße und Leistungen an der Academy entnehmen konnten.

Sie erschienen uns aus verschiedenen Gründen besonders gut für diese Fragestellung geeignet: Um überhaupt eine Offizierslaufbahn einschlagen zu können, mussten alle Kandidaten gewissen Mindestkriterien an körperlicher Fitness und damit Gesundheit genügen. Die Lebensbedingungen der Offiziere während ihrer aktiven Dienstzeit, also Unterbringung, medizinische Versorgung, Ernährung sind relativ konstant und unabhängig vom erreichten Rang, der als Maß für beruflichen Erfolg verwendet wurde. Auch der soziale Hintergrund, ein Kriterium für sozialen Status, war bei den meisten Kandidaten sehr ähnlich, sie stammen fast alle aus dem gehobenen Mittelstand.

Damit wird also der sozioökonomische Einfluss, der in den meisten anderen Studien eine große Rolle spielt, von vornherein relativ gut kontrolliert. Auch die Unterschiede in der Körpergröße sind so mit wesentlich höherer Wahrscheinlichkeit auf genetische Ursachen als auf unterschiedliche Umweltbedingungen während der Wachstumsphase zurückzuführen.



### 1.3 Maße für Lebenserwartung

Es gibt verschiedene Möglichkeiten, Lebenserwartung zu messen. In Hinblick auf gesundheitspolitische und nicht zuletzt auch finanzielle Aspekte sind jedoch oft auch die ALE (= Aktive LebensErwartung) oder die Gesundheitserwartung von Bedeutung.

#### **Lebenserwartung**

Die Lebenserwartung an sich ist von medizinischem und soziologischem Interesse und normalerweise relativ leicht zu messen. Sie gibt die für jedes Geschlecht und jede Altersstufe errechnete durchschnittlich zu erwartende Lebenszeit. Man kann sie mit Hilfe von Sterbetafeln und dem jeweiligen Mortalitätsrisiko berechnen, das sich als Summe der jährlichen Sterberisiken bis zum Tode ergibt. Die mittlere Lebenserwartung gibt somit die statistisch ermittelte Durchschnittszahl der noch zu erwartenden Lebensjahre eines durchschnittlichen Mitglieds der Population im Alter X an.

Da die Lebenserwartung allein nichts darüber aussagt, ob der betreffende Mensch gesund und leistungsfähig oder aber krank oder behindert ist, wurde als aktivitätsrelevantes Maß die ALE eingeführt.

#### **Aktive Lebenserwartung = ALE**

Die ALE gibt die Lebensdauer ohne wesentliche Einschränkung der Gesundheit an. Das Verhältnis von ALE zu Lebenserwartung ist von großem sozialpolitischem Interesse, insbesondere unter dem Gesichtspunkt, dass die Versorgung älterer, pflegebedürftiger Menschen viele personelle und finanzielle Ressourcen erfordert.

#### **Gesundheitserwartung**

Die Gesundheitserwartung gibt analog zur ALE die Lebensdauer in Abwesenheit von Krankheit an.

## 2 Stand der Forschung

Ein so komplexer Vorgang wie „Leben“ wird selbstverständlich in seiner Qualität (hier: Gesundheit) und Quantität (Lebensdauer) von vielen verschiedenen Faktoren beeinflusst. Für einige Faktoren ist der Zusammenhang schon recht gut untersucht, für andere besteht noch ein deutlicher Forschungsbedarf. Generell scheint es drei Gruppen von Einflüssen auf die Mortalität zu geben: genetische Ausstattung, materielle Faktoren wie Ernährung, Wohnraum, medizinische Versorgung, etc und psychosoziale Faktoren. Während das genetische Potential in evolutionsbiologisch so kurzen Zeiträumen wie Jahrzehnten nahezu konstant bleibt und durch die zunehmende Verbesserung der allgemeinen Lebensbedingungen die Unterschiede der materiellen Faktoren zwischen den einzelnen Schichten immer weiter abnehmen, gewinnt die Frage, welche weitem, schichtspezifischen psychosozialen Lebensbedingungen die Mortalitätsunterschiede der verschiedenen sozialen Schichten heutzutage erklären, immer mehr an Bedeutung.

### 2.1 Soziale Determinanten der Lebenserwartung

Zu Beginn des vorigen Jahrhunderts schien die Erklärung für die schichtspezifischen Mortalitätsunterschiede auf der Hand zu liegen: dass die unhygienische Wohnverhältnisse, weniger ausgewogene Ernährung, harte körperliche Arbeit und oft mangelhafte medizinische Versorgung unterer sozialer Schichten der Gesundheit abträglich waren, ist eindeutig. Allerdings reicht dieses Erklärungsmodell heutzutage nicht mehr aus. Mit dem Aufbau der Sozialsysteme wird in den meisten Industrieländern für die gesamte Bevölkerung eine gute medizinische Versorgung gewährleistet, gewisse Mindeststandards für Wohnungen oder Ernährung sollen durch staatliche finanzielle Unterstützung gewährleistet werden und durch Einführung der Schulpflicht wird Kinderarbeit verhindert. Trotzdem finden sich nach wie vor deutliche Mortalitätsgradienten zwischen den einzelnen Schichten (Mielck 1993, 2000).

Für viele Faktoren (Bildung, Beruf, Einkommen, Sozialstatus, soziale Netzwerke, Risikoverhalten, etc.) konnte ein eindeutiger Einfluss auf die

Lebenserwartung nachgewiesen werden (Mueller, Heinzel-Gutenbrunner 2001). Man sollte sie selbstverständlich nie einzeln, sondern stets im Kontext mit anderen Faktoren betrachten, zumal sie größtenteils untereinander in enger Beziehung stehen oder sich gegenseitig beeinflussen. Charakteristischerweise sind die verschiedenen Merkmale in den verschiedenen Sozialschichten unterschiedlich ausgeprägt und bedingen somit das jeweilige Risikoprofil der einzelnen Schichten. Zunächst soll ein kurzer Überblick über die wichtigsten bekannten Einflussgrößen gegeben werden und kurz auf die schichtspezifische Verteilung eingegangen werden.

### 2.1.1 Sozialstatus

Klassischerweise werden die drei Indikatoren Bildung, Beruf und Einkommen dazu benutzt, Menschen einem bestimmten Sozialstatus zuzuordnen.

In der Regel sind die drei einzelnen Indikatoren gleichsinnig orientiert, eine gute Bildung ermöglicht es dem Individuum einen guten Beruf mit entsprechend hohem Einkommen zu ergreifen.

Zahlreiche epidemiologische Studien belegen eindeutig den Zusammenhang zwischen Schichtzugehörigkeit und Morbidität bzw. Mortalität (Haan, Kaplan, Syme 1989; Fein 1995, Mackenbach 1992, Mielck 1993, Kaplan / Keil 1993, Siegrist 1993, Voges 1996). Die Schichtzugehörigkeit wirkt sich auf die Ausbildung weiterer, sekundärer Risikofaktoren aus (Jöckel et al. 1998), wobei niedrigere Sozialschichten generell einem höheren Risiko ausgesetzt zu sein scheinen. Dabei zeigt sich in allen Industrieländern, dass ein niedriger Sozialstatus mit einer erhöhten Mortalität einhergeht.

Diese Korrelation gilt nicht nur für die untersuchte Person, sondern auch für die Personen, die zu ihrem Haushalt gehören, so konnte Acheson zeigen, dass Jungen, die aus einem gut situierten Elternhaus stammen, eine 5 Jahre höhere Lebenserwartung haben, als Söhne von un- oder angelernten Arbeitern. (Acheson 1998)

Die Deutsche Arbeitsgemeinschaft Epidemiologie empfiehlt, zur Erfassung des Sozialstatus eine standardisierte Auswahl von demographischen Variablen zu erfassen (Jöckel et al. 1998). Dieses standardisierte Verfahren soll dazu beitragen, neben einer möglichst genauen Information interkulturelle

Vergleichbarkeit zu schaffen. Selbstverständlich kann der Fragenkatalog entsprechend der individuellen Fragestellung modifiziert werden. Bei den i.d.R. zu erhebenden Standardvariablen handelt es sich um:

- Geschlecht
- Staatsangehörigkeit
- Alter
- Familienstand
- Bildung
- Ausbildung
- Erwerbsstatus
- ausgeübter Beruf / berufliche Tätigkeit und berufliche Stellung
- Haushaltszusammensetzung
- Monatliches Nettoeinkommen

Auf die wichtigsten drei Variablen Bildung, Beruf und Einkommen, die die zentrale Dimension "sozialer Schicht" darstellen, soll im Folgenden etwas genauer eingegangen werden:

#### 2.1.1.1 **Bildung**

Da Bildung über die Möglichkeiten der Berufswahl und damit auch über das erzielbare Einkommen entscheidet, ist sie primär die wesentliche Determinante für den Status innerhalb einer Sozialstruktur. Doch auch neben den Chancen auf dem Arbeitsmarkt wirkt sich Bildung auf viele weitere Lebensbereiche aus, sie beeinflusst die Chancen auf dem Heiratsmarkt, Risikoverhalten und die generelle Lebenseinstellung. Personen mit hohem Bildungsgrad beobachten die eigene Befindlichkeit differenzierter, sie sind eher bereit, gesundheitsförderndes Verhalten zu zeigen, und wenn sie doch erkranken, ist die Kommunikation mit den Ärzten im Allgemeinen besser. Auch die individuellen Ressourcen und Verhaltensstrategien, mit belastenden Lebenssituationen umzugehen, sind in der Regel günstiger (Klein 1996, Mielck 2000). All dies wirkt sich wiederum auf eine bessere Gesundheit aus.

#### 2.1.1.2 **Beruf**

Der Beruf wirkt sich sowohl über physische als auch über psychische Faktoren auf Gesundheit und Lebenserwartung aus (Mielck, Giraldes 1993). Als

physische Belastungen kommen beispielsweise Exposition gegenüber gesundheitsschädlichen Stoffen, starke körperliche Belastung oder erhöhte Unfallgefahr in Frage. Auf die psychischen Faktoren wird später noch genauer eingegangen.

### 2.1.1.3 **Einkommen**

Während sich die Korrelation von niedrigem Einkommen und erhöhter Mortalität früher leicht durch eine eingeschränkte medizinische Versorgung der schwächeren Sozialschichten erklären ließ, ist dieser Zusammenhang seit der modernen Sozialgesetzgebung, flächendeckender Krankenversicherung und weitreichenden hygienischen und ökonomischen Verbesserungen nicht mehr ganz so leicht plausibel zu machen. Obwohl selbst in einigen Industrienationen, wie z.B. den USA, die Krankenversicherung und die medizinische Versorgung noch immer an das Einkommen gekoppelt sind, ist eine medizinische Grundversorgung der Bevölkerung dennoch gewährleistet und auch in Ländern mit ausgeprägten Sozialsystemen, wie z.B. Deutschland, ist weiterhin ein deutlicher Unterschied zwischen den verschiedenen Einkommensgruppen zu sehen (Klosterhuis, Müller-Fahrnow 1994). Dies ist ein Hinweis darauf, dass neben den rein materiellen Faktoren psychosoziale Einflüsse eine Rolle spielen.

### 2.1.2 **Risikoverhalten und Lebensstil**

Als Risikoverhalten sollen Verhaltensweisen oder durch Verhalten beeinflusste Merkmale bezeichnet werden, die das Morbiditäts- oder Mortalitätsrisiko kausal beeinflussen. Dabei handelt es sich um Faktoren wie Rauchen, Ernährung, Alkohol-, Drogen- oder Medikamentenmissbrauch, Übergewicht, Bewegungsmangel, risikobehaftetes Sexualverhalten, Bluthochdruck, erhöhte Blutzucker- und Blutfettwerte oder auch die Nicht-Inanspruchnahme von Früherkennungsmaßnahmen. Für viele dieser Verhaltensweisen konnte ein eindeutiger kausaler Zusammenhang zu dem Risiko, an bestimmten Krankheiten zu erkranken oder zu versterben, nachgewiesen werden. Zwischen den verschiedenen sozialen Schichten besteht ein deutlicher Gradient im Auftreten des entsprechenden Risikoverhaltens. Angehörige der unteren Sozialschichten neigen zu vermehrten Risikoverhalten, was einen Teil des schichtspezifischen Mortalitätsgradienten kausal erklärt (Blaxter 1990, Schubert 1996, Mersmann 1998).

### 2.1.3 Netzwerke und soziale Sicherheit

Besonders gut untersuchte psychosoziale Komponenten stellen Vereinsamung, soziale Ausgrenzung oder Partizipationschancen, (drohende) Arbeitslosigkeit sowie Arbeits- oder Freizeitbedingungen dar. Diese wirken auf das Individuum als individuelle Stressoren. Zudem erfahren Angehörige unterer sozialer Schichten weniger soziale Unterstützung als Angehörige höherer Sozialschichten (Diewald 1991).

Mit den biologischen Einflüssen erhöhten Stresses auf die Gesundheit befasst sich die Stressforschung.

Wenn sich bestimmte schädliche psychosoziale Faktoren identifizieren lassen, die sich negativ auf die Lebenserwartung auswirken, liegt der Schluss nahe, dass auch positive Einflüsse existieren. Diese sind aber bei weitem noch nicht so gut untersucht. Diese Arbeit soll dazu beitragen, den Einfluss eines potentiellen positiven Faktors, nämlich beruflichen Erfolg, näher zu untersuchen.

### 2.1.4 Horizontale Ungleichheit

Mit horizontaler Ungleichheit werden interindividuelle Unterschiede bezeichnet, die sich nicht in eine hierarchische Ordnung bringen lassen, also Faktoren wie Familienstand, Geschlecht, Nationalität, Wohnort, Konfession oder Alter. Auch hier lassen sich verschiedenen grundsätzliche Aussagen treffen, so ist die Lebenserwartung für Frauen in Industrieländern generell höher als die von Männern, verheiratete Männer haben eine höhere Lebenserwartung als allein stehende, etc. (Mueller, Heinzl-Gutenbrunner 2001).

### 2.1.5 Physische Umwelt

Umweltbelastungen, toxische Einflüsse am Arbeitsplatz oder die Wohn- und Lebensbedingungen wirken sich natürlich auch auf die Gesundheit aus, der soziale Zusammenhang ergibt sich daraus, dass es vor allem auch von den sozioökonomischen Möglichkeiten des Einzelnen abhängt, inwieweit er schädigende Einflüsse vermeiden kann.

## 2.2 Psychosoziale Faktoren und Lebenserwartung

Verschiedene Studien haben eindeutig nachgewiesen, dass ein niedriger Sozialstatus die Lebenserwartung signifikant verkürzt (Mielck 2000)

Bis vor kurzem schien die plausibelste Erklärung dafür in den finanziellen Möglichkeiten zu liegen, die Unterschiede in der Ernährung, der Wohnsituation und der medizinischen Versorgung bedingen. Währenddessen blieb die Frage, ob die resultierenden psychosozialen Unterschiede an sich Einfluss auf die Mortalität haben, meist unbeantwortet.

Doch es gibt immer mehr Hinweise darauf, dass die sozioökonomische Situation und der soziale Status allein nicht ausreichen, um die bestehenden Unterschiede zu erklären.

In höheren Sozialschichten ist gesundheitsschädliches Verhalten wie Rauchen oder Übergewicht seltener anzutreffen, gleichzeitig ist eine möglichst optimale medizinische Versorgung besser gewährleistet. Dies gilt vor allem für Gesellschaften, in denen die Verfügbarkeit medizinischer Versorgung von finanziellen Mitteln abhängig ist, wie dies z.B. in vielen Entwicklungsländern, aber auch den USA mit ihrem relativ liberalen Wohlfahrtsregime der Fall ist. Lantz et al. konnten jedoch in einer prospektiven Kohortenstudie nachweisen, dass sich die erhöhte Sterblichkeit in unteren sozialen Schichten durch gesundheitsgefährdendes Verhalten allein nicht erklären lässt (Lantz 1998, 2001).

Anhand der Befunde dieser Untersuchungen kann aber allenfalls darüber spekuliert werden, ob die erhöhten Mortalitätsraten unterer sozialer Schichten auf die Arbeitsbedingungen oder andere Aspekte der Lebenslage zurückzuführen sind.

### 2.2.1 Black-Report: beruflicher Status und Mortalität, empirische Untersuchung aus Großbritannien

Eine der ersten Arbeiten, die sich explizit mit der Frage nach dem Einfluss von beruflicher Tätigkeit auf Mortalität beschäftigte, war der 1982 publizierte Black-Report von Townsend und Atkinson (Townsend 1982), der von der englischen Regierung in Auftrag gegeben wurde. Darin wurden die auf dem Totenschein

festgehaltenen Angaben zur „occupational social class“, der beruflichen Stellung, mit den Angaben aus der Volkszählung empirisch verglichen. Die Angaben der beruflichen Stellung werden in Großbritannien seit dem vorigen Jahrhundert routinemäßig miterhoben und dienen hier als Indikator für die Zugehörigkeit zu einer bestimmten sozialen Schicht. Die Einteilung erfolgte in 5 verschiedene Klassen, von „unskilled“ (z.B. Hilfsarbeiter, ungelernte Arbeiter) bis „professionals“ (z.B. Ärzte oder Rechtsanwälte).

Es ergaben sich gravierende Mortalitätsunterschiede zwischen den einzelnen sozialen Klassen, und so erregte der Black-Report erhebliches politisches Aufsehen.

Als wichtiger Punkt erwies sich die Frage, ob es sich bei den gefundenen Zusammenhängen um einen Selektions- oder Kausalitätseffekt handelte, plakativ formuliert „schlechte Gesundheit führt zu sozialem Abstieg“ oder „untere Sozialschicht macht krank“?!

Zur Interpretation der Ergebnisse des Black-Reports gab es vier Erklärungsansätze: Methodische Artefakte, Gesundheitsbedingte soziale Mobilität (Selektion), Gesundheitsverhalten und materielle Lebensbedingungen (Mielck 2000, Mueller, Heinzl-Gutenbrunner 2001).

Die Überlegung, dass die Ergebnisse auf einfachen Artefakten beruhen könnten, erwies sich schnell als äußerst unwahrscheinlich, dazu waren die Ergebnisse in sich zu konsistent und überzeugend. Dementsprechend konzentrierten sich die Überlegungen auf die anderen drei Theorien.

Die Theorie der gesundheitsbedingten sozialen Mobilität oder Selektion besagt, dass Personen mit einem schlechten Gesundheitszustand beruflich häufiger ab- und seltener aufsteigen. Der Sozialstatus ist demnach also Folge und nicht Ursache der schlechten Gesundheit. Die krankheitsbedingte soziale Selektion ist jedoch hauptsächlich in den unteren sozialen Schichten zu beobachten, es müssen also noch weitere Faktoren eine Rolle spielen, um den gesamten Gradienten erklären zu können.

Der Erklärungsansatz des Gesundheitsverhaltens geht davon aus, dass sich der Sozialstatus auf Risikoverhalten auswirkt. So ist gesundheitsschädliches Verhalten wie Rauchen, Bewegungsmangel, schlechte Ernährung in unteren Schichten häufiger anzutreffen, während gesundheitsförderndes Verhalten wie Inanspruchnahme von Früherkennungsuntersuchungen oder Sport in höheren



sozialen Schichten häufiger zu beobachten ist (Lynch, Kaplan, Salonen 1997; Lantz, House, Lepowski et al. 1998; Lantz, Lynch, House et al. 2001).

Ein weiterer Ansatz sind die ungleichen materiellen Lebensbedingungen wie beengter Wohnraum, physikalische oder chemische Belastungen der Umwelt oder am Arbeitsplatz, geringerer Lebensstandard, etc. Diese ungünstigen sozioökonomischen Bedingungen gehen oft mit negativen Emotionen wie Neid, Fatalismus, Demoralisierung, etc einher, die sich ebenfalls ungünstig auf die Gesundheit auswirken (Brunner 1997, Wilkinson 1996).

### **2.2.2 Redelmeier, Singh: beruflicher Erfolg und Mortalität bei Schauspielern**

Direkt mit der Frage, inwieweit Erfolg die Lebenserwartung erhöht, beschäftigte sich eine Fall-Kontroll-Studie an 1649 Schauspielern von Redelmeier und Singh, in der sie untersuchten, inwieweit der Gewinn eines Academy Awards („Oscar“), als Zeichen beruflichen Erfolgs in dieser Berufsgruppe, mit einer Verlängerung der Lebenserwartung einhergeht. Sie fanden einen signifikanten Überlebensvorteil von 3,9 Jahren für die „Oscar-Gewinner“. (Redelmeier, Singh 2001)

Ein Erklärungsansatz, warum beruflicher Erfolg mit einem Überlebensvorteil einhergeht, ist das in aller Regel damit verbundene höhere Einkommen.

Redelmeier und Singh gehen in ihrer Studie aber davon aus, dass auf einem solch hohen Niveau die einkommensbedingten Unterschiede in der Lebensführung nur noch so gering sind, dass sie in diesem als Einflussgröße vernachlässigbar sind. Die Tatsache, dass der Gewinn eines Academy Awards zu einer signifikanten Lebensverlängerung führte, deutet darauf hin, dass neben den sozioökonomischen Vorteilen noch andere Faktoren eine Rolle spielen. Auch dieses Ergebnis spricht dafür, dass psychosoziale Faktoren selbst sich auf die Mortalität auswirken, und zwar unabhängig von ihrem Einfluss auf die Etablierung bekannter Risikofaktoren wie geringeres Einkommen, schlechtere Ernährung, Rauchen, etc.

### 2.2.3 Whitehall I und II: Berufsrang und kardiovaskuläre Erkrankungen, Untersuchung an Angestellten des öffentlichen Dienstes in England

Verschiedene Modelle beschäftigen sich näher mit der Bedeutung des Arbeitsplatzes auf die Gesundheit. Es zeigt sich, dass das Gefühl, selbst nur geringe Kontrolle ausüben zu können, zu erhöhtem Stress führt, was sich wiederum ungünstig auf die Lebenserwartung auswirkt. (Voges 1996; Bosma H, Marmot MG, Hemingway H, et al. 1997; Lynch, Krause, Kaplan et al. 1997; Bosma, Stansfeld, Marmot 1998,; Marmot, Smith, Stansfeld, et al. 1991; Peter, Siegrist 2000)

Marmot et al. untersuchten in zwei Studien an Angestellten im öffentlichen Dienst (Whitehall I und II) den Zusammenhang zwischen beruflichem Rang, koronaren Risikofaktoren und der Mortalität an Koronarer Herzkrankheit (KHK) (Marmot, Rose, Shipley 1978; Marmot, Shipley, Rose 1984; Marmot, Smith, Stansfeld et al 1991; Marmot, Bosma, Hemingway, et al. 1997).

Da kardiovaskuläre Erkrankungen (Herzinfarkt, Schlaganfall, Arteriosklerose) die häufigste Todesursache in den Industrienationen darstellen, spielt die Erkrankungshäufigkeit an diesen Krankheiten eine bedeutende Rolle für die Gesamtmortalität einer Bevölkerung (Statistisches Bundesamt 2001).

Die Whitehall I Studie zeigte einen deutlichen Zusammenhang zwischen Berufsrang und KHK-Mortalität: je niedriger der Dienstgrad desto höher war die Mortalitätsrate. Die Männer mit dem geringsten Rang („messengers“) hatten eine 3,6-fach höhere KHK-Mortalität als die Männer im höchsten Berufsrang („administrators“). Die Männer in den niederen Berufsständen waren kleiner, hatten einen höheren BMI, höhere Blutdruck- und Blutzuckerwerte, rauchten mehr und berichteten über weniger sportliche Freizeitaktivität. Doch nur ein Viertel dieses Mortalitätsgradienten konnte durch diese sozialen Unterschiede im Risikoverhalten erklärt werden. Selbst wenn alle diese Kovariaten berücksichtigt und rechnerisch eliminiert wurden, war die umgekehrte Korrelation von Berufsrang und Mortalität immer noch stark. Neben den bekannten Risikofaktoren blieb also ein großer Teil der Ursachen ungeklärt. Aus diesem Grund führten Marmot et al. 20 Jahre später (1985-88) eine weitere prospektive Kohortenstudie an 10.308 Angestellten im öffentlichen Dienst, die Whitehall II Studie, durch, deren Ziel es war, die Bedeutung psychosozialer

Faktoren wie Kontrolle über das eigene Tun und Selbstbestimmung am Arbeitsplatz auf die Lebenserwartung zu erforschen.

Die Forscher gingen von der Hypothese aus, dass hohe psychosoziale Anforderungen und wenig Möglichkeiten, selbst Kontrolle auszuüben, das kardiovaskuläre Risiko unabhängig von Sozialstatus, Einkommen oder sonstigen bekannten Risikofaktoren erhöhen.

Hohe Anforderungen an sich zeigten - wenn die Personen in der Lage waren, sie zu bewältigen - keine negativen Effekte, faktisch wirkte sich Unterforderung langfristig sogar ähnlich negativ aus wie Überforderung. Geringe subjektive oder objektive Kontrollgewalt dagegen hatte tatsächlich einen bedeutenden Einfluss auf das Mortalitätsrisiko.

Die geringe eigene Kontrollgewalt hatte prinzipiell unabhängig vom Berufsrang negative Auswirkungen auf die Lebenserwartung, wobei in der Realität niedriger Berufsrang und geringe Entscheidungsgewalt natürlich oft miteinander einhergehen. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass Kontrollgewalt am Arbeitsplatz selbst einer der Faktoren ist, der für die umgekehrte Korrelation von Sozialstatus und Mortalität mitverantwortlich ist. (Marmot, Rose, Shipley 1978; Marmot, Smith, Stansfeld et al 1991; Stansfeld, Marmot 1992; Marmot, Bosma, Hemingway, et al. 1997)

Besonders ungünstig wirkte sich die Kombination von hoher Anforderung und geringem Handlungsspielraum aus, dieses Phänomen wird mit dem Begriff „job strain“ bezeichnet (Mielck 2000)

#### **2.2.4 Siegrist et al.: “job strain“ und “effort-reward-imbalance“**

Siegrist, Peter et al. beschäftigten sich mit dem Ungleichgewicht zwischen Anforderung und Belohnung, ein Problem, das auch als „effort-reward-imbalance“ oder „berufliche Gratifikationskrise“ bezeichnet wird (Peter, Siegrist 2000; Mielck 2000; de Jonge, Bosma, Peter et al 2000; Siegrist 2001).

Es zeigt sich auch hier, dass hohe Anforderungen sich nicht generell negativ auf Gesundheit und Lebenserwartung auswirken, sondern dass es auf das Gleichgewicht von Anforderung und Belohnung ankommt.

Wenn die hohen Anforderungen bewältigt werden können, führen sie auch zu einem hohen Maß an emotionaler und intellektueller Befriedigung und wirken

sich dann nicht negativ auf die Lebenserwartung aus. Besonders schädlich ist dagegen die Kombination aus hohen Anforderungen und gleichzeitig nur wenig Belohnung wie Anerkennung, Bezahlung oder Karrierechancen. Siegrist et al. fanden, dass das Risiko, an kardiovaskulären Erkrankungen zu erkranken durch „effort-reward-imbalance“ um das 3-15fache erhöht wird, dabei wirkten sich Arbeitsplatzunsicherheit und blockierte Aufstiegschancen am gravierendsten aus. (Bosma, Peter, Siegrist et al. 1998; Peter, Siegrist 2000, Fitzpatrick 2001).

Sowohl „job strain“ als auch „effort-reward-imbalance“ sind bei Berufstätigen mit geringem beruflichen Status besonders stark ausgeprägt und tragen in erheblichem Maße zu der erhöhten Mortalität unterer Sozialschichten bei.

### **2.2.5 Biegel: Auswirkungen des erreichten Ranges auf die Lebenserwartung bei amerikanischen Navy-Soldaten**

Analog zu der hier zu beschreibenden Forschungsarbeit untersuchte Biegel 2003 in seiner Promotionsarbeit ein Kollektiv amerikanischer Navy-Soldaten auf den Zusammenhang zwischen dem erreichten Rang und der Lebenserwartung. Auch hier zeigte sich ein Mortalitätsunterschied zwischen den Marinesoldaten verschiedener Rangstufen, der jedoch im höheren Alter zunehmend verschwindet und zudem größtenteils nicht das üblicherweise geforderte Signifikanzniveau von  $p < 0,05$  erreicht. Da sich diese Tendenz jedoch in verschiedenen statistischen Auswertungen im gleichen Trend zeigt, vermutet Biegel einen zu kleinen Stichprobenumfang als Ursache für die fehlende Signifikanz.

Da die Mortalitätsunterschiede mit zunehmendem Lebensalter immer geringer werden, interpretiert Biegel dieses Phänomen im Sinne eines Selektionseffektes. Handle es sich um einen Kausationseffekt, so müssten diese Unterschiede gleichermassen auch im höheren Lebensalter vorhanden sein.

## 2.2.6 Weitere Studien und Erklärungsansätze zur Auswirkung psychosozialer Faktoren und Interaktionen

Ein weiterer Erklärungsansatz für die psychosozialen Ursachen für die Unterschiede in der Gesundheit ist als „social capital explanation“ bekannt. Dass der sozioökonomische Standard positiv mit der Lebenserwartung korreliert, konnte in vielen Studien eindeutig nachgewiesen werden. Doch es gibt Hinweise darauf, dass weniger die absolute Verfügbarkeit von Privilegien als vor allem die gesellschaftliche Ungleichheit eine bedeutende Rolle spielt. Mit anderen Worten scheint die Größe des Unterschieds zwischen arm und reich unabhängig vom allgemeinen Lebensstandard die Mortalitätsraten zu beeinflussen (Kaplan et al. 1996).

Wilkinson konnte zeigen, dass die Lebenserwartung in industrialisierten Ländern mit wachsender Gleichverteilung des Einkommens stieg, während sie vom absoluten Durchschnittseinkommen relativ unbeeinflusst blieb (Wilkinson 1992).

Kaplan et al untersuchten die Einkommensverteilung in den verschiedenen amerikanischen Bundesstaaten ebenfalls auf diese Fragestellung hin und kamen zu dem Ergebnis, dass die Einkommensverteilung unterschiedliches Investment in humanes und soziales Kapital widerspiegelt und signifikant mit Gesundheit, sozialen Indikatoren und Mortalität korreliert (Kaplan et al. 1996). Als Ursache für diesen Befund vermuten die Autoren, dass größere Ungleichheit in einer Gesellschaft das Gefühl der Integration, Zugehörigkeit und Selbstbewusstseins des Individuums stört und dadurch die Gesundheit gefährdet (Kawachi, Kennedy, Lochner, Prothrow-Stith 1997). Relative Armut führt zu einem höheren Maß von Depression, Isolation, Unsicherheit und Angst und damit zu einem verstärkten Maß an psychosozialen Stress. Dazu kommt, dass eine stärker ausgeprägte Ungleichheit in einer Gesellschaft zu mehr Gewalt, Behinderung, Menschen ohne Krankenversicherung und weniger Investition in Bildung und Gesundheit führt.

Dies sind alles Risikofaktoren, die sich ungünstig auf Morbidität und Lebenserwartung auswirken (Wilkinson 1993; Kaplan 1995; Kaplan, Pamuk, Lynch et al 1996)

## **2.3 Einfluss von individuellem beruflichen Erfolg auf die Lebenserwartung**

Mit der Angleichung der ökonomischen Lebensbedingungen rückt die Frage nach psychosozialen Einflüssen auf die Lebenserwartung immer mehr ins Zentrum des Interesses. Obwohl heutzutage gesunde Ernährung, gute medizinische Versorgung, etc. kaum durch finanziell bedingte Restriktionen begrenzt werden, zeigt sich trotzdem weiterhin ein deutlicher schichtspezifischer Gradient in der Mortalität. Einkommen, Sozialschicht und Erfolg wirken sich also nicht nur über materielle Effekte, sondern auch über psychosoziale Wechselwirkungen auf die Lebenserwartung aus. Dies deutet auf die Bedeutung der kognitiven und emotionalen Wahrnehmung der daraus resultierenden Effekte hin. Es wäre also beispielsweise denkbar, dass es "gesünder" ist, in einem Haus zu wohnen, das einem selber gehört, als in demselben Haus, wenn es nur gemietet ist.

Es stellt sich damit die Frage, welchen Einfluss persönliche, letztlich von sozialem Status und Erfolg abhängige, psychologische Mechanismen auf Gesundheit und Mortalität haben.

Am offensichtlichsten scheint ein Einfluss von Selbstwertgefühl und den damit verbundenen Kognitionen wie Gefühl der Kontrolle oder Beherrschung, Optimismus oder Pessimismus auf die Lebenserwartung zu bestehen (Brown, Andrews, Bifulco, Viele 1990; Hurst, Boswell, Boogaard, Watson 1997).

Geringes Selbstwertgefühl scheint auf zwei verschiedene Arten Einfluss auf die Mortalität zu nehmen: zum einen führt ein geringes Selbstwertgefühl gehäuft zu Depression und ähnlichen psychiatrischen Erkrankungen, zum anderen führt geringes Selbstwertgefühl zu einem Mangel an Zuversicht und Entschlossenheit, gesundheitsförderndes Verhalten zu zeigen (Hurst, Boswell, Boogaard, Watson 1997).

### **2.3.1 Einfluss von Einkommen auf die Lebenserwartung**

Zur Beantwortung der Frage, warum Einkommen einen Einfluss auf die Lebenserwartung hat, existieren kontroverse Erklärungsmodelle. Die folgenden Erklärungsansätze beziehen sich vorwiegend auf die psychischen Effekte, sie werden hier herangezogen um Theorien, warum Erfolg die Lebenserwartung

steigern könnte zu entwerfen. Da ein hohes Einkommen und Erfolg i.d.R. miteinander einhergehen, scheint es hier sinnvoll, die für das Einkommen geltenden Annahmen auf den Erfolg zu übertragen, denn letztlich ist das hohe Einkommen auf ja den Erfolg zurückzuführen.

Mehrere Studien deuten darauf hin, dass die Mortalität einer Gesellschaft nicht nur vom absoluten Einkommen abhängt, sondern auch von der Verteilung innerhalb der Gesellschaft (Wilkinson 1992; Lynch, Smith, Kaplan et al. 2000). Wenn die Ungleichheit an sich, unabhängig von den zur Verfügung stehenden Gütern, eine erhöhte Mortalität bedingt, müssen weitere Faktoren, die von der absoluten Verfügbarkeit bestimmter Errungenschaften unabhängig sind, eine Rolle spielen (Smith 1996; Marmot, Wilkinson 2001).

Um dieses Phänomen zu erklären, existieren drei Ansätze:

#### 2.3.1.1 **Individuelles Einkommen**

Die Assoziation zwischen Einkommensverteilung und Mortalität spiegelt lediglich die Summe der Assoziation von Einkommen und Mortalität des Einzelnen wieder (Diez-Roux 1998; Koopmann, Lynch 1999). Wenn zwei Gesellschaften zwar das gleiche Durchschnittseinkommen, aber einen deutlichen Unterschied in der Einkommensverteilung aufweisen, bedeutet das, dass es in der Gesellschaft mit den größeren Unterschieden, mehr sehr reiche, aber auch mehr sehr arme Menschen geben muss. Diese erhöhte Anzahl ärmerer Menschen, die jeweils ein höheres Mortalitätsrisiko aufweisen, führt zu einer erhöhten Gesamtmortalität der Gesellschaft. Diese Hypothese erklärt allerdings noch nicht, warum Menschen aus niedrigeren Schichten früher sterben, bzw. warum dieses Phänomen auch in sehr reichen Ländern mit relativ wenig armen Menschen und einem guten Sozialsystem zu beobachten ist (Lynch, Smith, Kaplan et al. 2000).

#### 2.3.1.2 **Neo-materieller Erklärungsansatz**

Der neo-materielle Ansatz besagt, dass Unterschiede in der Gesundheit aus dem Zusammenspiel von Einflüssen und Erfahrung resultieren, die ihre Wurzeln in der materiellen Welt haben. Aus der Sicht des Neo-Materialismus spiegelt der Einfluss von ungleicher Einkommensverteilung auf die Lebenserwartung

eine Kombination von negativem mangelnden Ressourcen des Einzelnen und einer systematischem Unterinvestition gesundheitliche und soziale Infrastruktur wieder (Smith DG 1996; Kaplan, Pamuk, Lynch, Cohen, Balfours 1996; Lynch, Kaplan 1997)

Die historischen, kulturellen und politisch-ökonomischen Prozesse bedingen nicht nur eine ungleiche Einkommensverteilung und unterschiedliche, individuell verfügbare Ressourcen sondern auch die öffentliche Infrastruktur, also Bildung, Gesundheitssystem, Transport, Umwelt, Ernährung, Arbeitslosigkeit oder Wohnraum. Besonders in den USA ist höhere Ungleichverteilung signifikant mit vielen Aspekten der Infrastruktur verknüpft (Smith 1996).

Der neo-materielle Ansatz geht also davon aus, dass Ungleichverteilung des Einkommens nur ein Puzzleteil unter verschiedenen Aspekten ist, die die Gesundheit beeinflussen. Das bedeutet aber auch, dass ein globaler Zusammenhang zwischen Ungleichverteilung und Gesundheit nicht notwendigerweise existiert. Wenn die Investitionen in öffentliche Gesundheit weniger stark von der Ungleichverteilung des Einkommens abhängen, würde entsprechend der neo-materiellen Theorie die Korrelation zur Mortalität schwinden.

Befürworter dieser Theorie argumentieren, dass die Lebenserwartung in vielen Ländern in den vergangenen Jahrzehnten trotz des zunehmendem Ungleichgewichts in der Einkommensverteilung kontinuierlich gestiegen ist und dies auf die Verbesserung des staatlichen sozialen Netzes und der Infrastruktur zurückzuführen ist (Lynch, Smith, Kaplan et al. 2000).

Unterstützt wird dies von der Tatsache, dass die von Wilkinson beobachteten Mortalitätsunterschiede schwinden, wenn man Einflussgrößen wie geographische Unterschiede, Bildung, etc. mit einrechnet. Dabei stellt sich die Frage, ob „Bildung“ als eigenständige Kovariate oder als Zwischenglied zwischen ungleicher Einkommensverteilung und Mortalität berücksichtigt werden sollte. (Mackenbach 2002)

Allerdings erklärt dieser Ansatz nicht, warum es auch innerhalb der oberen sozialen Schichten einen sozialen Gradienten in der Lebenserwartung gibt, oder plakativ formuliert, warum die ganz Reichen länger leben als die Reichen.



### 2.3.1.3 Psychosoziales Umfeld

Die Theorie des Psychosozialen Umfelds geht davon aus, dass psychosoziale und kognitive Faktoren für die Erklärung der Gesundheitseffekte der Einkommensverteilung ausschlaggebend sind (Wilkinson 1992). Diese Hypothese besagt, dass die psychologischen Auswirkungen, in einer niedrigen sozialen Schicht zu stehen, sich unabhängig von den tatsächlichen, aktuellen Lebensbedingungen, schädlich auf die Gesundheit auswirken. Der Einzelne nimmt seinen Platz in der sozialen Hierarchie als relative Position wahr, als Indikator für die Zuordnung zu dieser Position benutzt er sein Einkommen. Hier geht es also praktisch ebenfalls um individuellen Erfolg, nur die Indikatorvariable ist in diesem Fall eben das Einkommen. Die Wahrnehmung der individuellen sozialen Position beeinflusst wiederum die Gesundheit des Betroffenen.

Die Empfindung, sich in einer schlechten sozialen Position zu befinden, generiert negative Emotionen wie Scham und Misstrauen, die zum einen nach „innen“ übersetzt werden und dabei das psycho-neuro-endokrine System beeinflussen und bestimmte stressabhängige Verhaltensweisen wie beispielsweise Rauchen fördern. Gleichzeitig wird diese Wahrnehmung auch nach „außen“ übersetzt und führt zu asozialem Verhalten, geringerer öffentlicher Anteilnahme, weniger Sozialkapital und Zusammenhalt in der Gemeinschaft. Auf diese Weise hat die Wahrnehmung des sozialen Ranges negative biologische Konsequenzen für das Individuum selbst und auch negative soziale Konsequenzen für das interindividuelle Zusammenleben. (Wilkinson 1996)

Umgekehrt kann vermutet werden, dass die Erfahrung eines hohen individuellen Status zu entsprechend positiven Kognitionen mit den entsprechend positiven gesundheitlichen Auswirkungen führt.

Die biologischen Korrelate zu diesen Beobachtungen sind noch nicht ausreichend untersucht worden, Beobachtungen aus dem Tierreich zeigen aber, dass sich auch dort der Sozialstatus auf die individuelle Stressbelastung und damit auf die Gesundheit auswirkt (Sapolsky, Mott 1987; Sapolsky 1992, 1993; Cohen, Kaplan, Cunnick, Nanuck, Rabin 1992).

Stress und die damit verbundenen Auswirkungen auf den Hormonhaushalt gelten heute als ein wesentlicher Faktor für Gesundheit. Stress kann aus vielen verschiedenen Gründen wie finanziellen Problemen, unsicherer Arbeitsplatz, wenig Kontrolle, monotone Arbeit, stressige Lebensereignisse, schlechte soziale Netzwerke, familiäre Konfliktsituationen, geringes Selbstvertrauen oder Fatalismus resultieren (Brunner 1997). Da der Mensch im Durchschnitt etwa zwei Drittel seiner Zeit mit der Verrichtung seiner Arbeit zubringt, kommt ihr und ihren unmittelbaren Folgen eine besondere Bedeutung zu.

### **2.3.2 Auswirkungen von Erfolg auf Stress und dessen biologische Folgen**

Beruflicher Erfolg könnte sich nun über zwei Mechanismen positiv auf die Lebenserwartung auswirken. Zum einen verhindert er die negativen Effekte, die mit erhöhter Stressbelastung einhergehen, zum anderen könnte er möglicherweise direkt das psycho-neuro-endokrine System positiv beeinflussen.

Während zu den negativen biologischen Auswirkungen vermehrter Stressbelastung bereits mehrere verschiedene Studien durchgeführt wurden (Marmot 1986; Grossman 1991; McCarty, Gold 1996), ist das für den umgekehrten Fall, die protektiven Einflüsse psychosozial positiver Erfahrungen, noch nicht der Fall und es kann nur über deren Existenz spekuliert werden. Hier findet sich für die Zukunft mit Sicherheit noch ein erhöhter Forschungsbedarf.

#### **2.3.2.1 Auswirkungen vermehrten Stresses auf den Hormonhaushalt**

Die Hauptachsen der neuroendokrinen Stressantwort, das sympatho-adrenerge System und das Hypothalamus-Hypophysen-Nebennieren-System steuern eine große Anzahl metabolischer und physiologischer Veränderungen. Die schnelle Freisetzung von Adrenalin und Noradrenalin aus der Nebenniere und den sympathischen Synapsen führt zu der so genannten „fight-or-flight“-Reaktion, einer Alarmierung des Körpers, die mit einer erhöhten kognitiven Aktivierung, erhöhter Vigilanz, Bronchodilatation, erhöhten Blutdruck, vermehrter Körperspannung, etc einhergeht. Das Ziel dieser Alarmreaktion ist es, denn

Körper in die Lage zu versetzen, sich zu verteidigen oder zu flüchten. Die genaue Stärke dieser Aktivierung hängt natürlich von dem Stressor und seiner Dauer ab, die große Bandbreite der endokrinen Antwort ist aber auch von den individuellen Möglichkeiten, psychischen Stress zu bewältigen, abhängig.

Labortiere zeigen auf einen definierten Stressreiz unterschiedliche physiologische Antworten, die wiederum Unterschiede in ihrer Stressbewältigungs-Vergangenheit widerspiegeln. Es gibt also ein unterschiedliches Potential mit unmittelbaren oder chronischen Reizen umzugehen, das wiederum vom sozialen Status beeinflusst wird. (Grossman 1991; Sapolsky 1993; Brunner 1997).

Die zweite, etwas langsamere Komponente der Stressantwort ist die Freisetzung von Glucocorticoiden (Cortison) aus der Nebennierenrinde. Auch dies wird von psychosozialen Faktoren konditioniert, die wiederum zwischen den verschiedenen sozialen Klassen ungleich verteilt sind. Eine hohe Cortisonantwort scheint ein Zeichen für einen gestörten Umgang mit Bedrohungen oder Herausforderungen zu sein. (Seeman et al. 1995, Seyle 1956) Ein Zielorgan der Glucocorticoide im Zentralen Nervensystem ist der Hippocampus, der die Vigilanz für kurze Zeit erhöht. Über längere Zeiträume erhöhte Cortisonspiegel können Paranoia oder Depressionen hervorrufen. Die exzessive Cortisolsekretion schädigt die neuronalen Prozesse an den Synapsen und Dendriten und kann sogar zum Untergang von Nervenzellen führen (Sapolsky 1996, 1999). Unterstützt wird diese Hypothese dadurch, dass bei einigen depressiven Patienten durch die Gabe von Metyrapone, einem Cortisolsynthese-Hemmer, Besserung erzielt werden kann oder dass erhöhter Stress bei Ratten zu einem Verlust an hippocampalen Neuronen führt. (Sapolsky 1986, 1999)

Zudem spielen Glucocorticoide eine Schlüsselrolle im Stoffwechsel, sie erhöhen den Blutzucker und die Blutfettwerte und hemmen außerdem das Immunsystem.

Für die Gegenregulation könnten endogene Opiode, die bei psychischem Wohlergehen oder starker körperlicher Anstrengung ausgeschüttet werden, eine wichtige Rolle spielen, indem sie in der Hypophyse die Ausschüttung von ACTH (AdrenoCorticoTropes Hormon, das wiederum die Nebenniere zur Cortisolfreisetzung anregt) verhindern. (Delitala et al. 1991)

Rosmond und Bjorntorp untersuchten bei 284 Männern im Alter von 51 Jahren die Cortisolfreisetzung. Sie teilten sie in drei Gruppen: Arbeiter, Beamte und Akademiker. Die Zugehörigkeit zu der niedrigsten Statusgruppe ging mit Übergewicht und im Verhältnis zu dem empfundenen Stress erhöhten Cortisolwerten einher, wobei die Gesamtcortisolsekretion über den Tag nicht erhöht war. Insgesamt war die Cortisolsekretion weniger variabel steuerbar, was eine bekannte Folge langdauernder Stressbelastung darstellt. Rosmond und Bjorntorp schlossen daraus, dass ein niedriger Sozialstatus mit einer gestörten Cortisolsekretion einhergeht, die im Verhältnis zum erlebten Stress erhöht ist und damit das Risiko für Krankheiten erhöht. (Rosmond, Bjorntorp 2000)

Lupie et al. konnten zeigen, dass bei Kindern aus niedrigen sozialen Schichten der basale Cortisolwert gegenüber dem von Kindern aus hohen sozialen Schichten erhöht ist. (Lupie, King, Meaney et al. 2001)

Ähnliche Phänomene lassen sich auch im Tierreich beobachten. Sapolsky et al. untersuchte frei lebende Paviane und fand heraus, dass sich die Cortisolspiegel der ranghohen und rangniedrigen Tiere deutlich unterscheiden: bei den rangniedrigeren Tieren fanden sich erhöhte basale Cortisolspiegel bei einer gleichzeitig verminderten negativen Rückkopplung, d.h. sie reagierten weniger sensibel auf eine künstliche Erhöhung des Cortisolspiegels, die Anpassung des Hormonspiegels an die tatsächlichen Erfordernisse ist also schlechter möglich (Sapolsky 1992; Sapolsky, Alberts, Altmann 1997).

## **2.4 Genetischer Einfluss auf die Lebenserwartung**

Neue Forschungsergebnisse lassen vermuten, dass sich etwa 25 % der Varianz in der Lebensdauer durch genetische Determination erklären lässt. Mit Hilfe der modernen Molekularbiologie suchen Forscher nach Genen, die einen Einfluss auf die Mortalität haben könnten. Dabei wird genetisches Material von sehr alten Menschen mit dem jüngerer Menschen verglichen und so die in Frage kommenden Gene identifiziert. (De Benedictis et al 2001)

Die meisten Gene, für die bisher ein Einfluss auf die Lebenserwartung nachgewiesen werden konnte, spielen eine zentrale Rolle im Stoffwechsel.

Im Gegensatz zu früheren Vermutungen scheint es keine genetisch determinierte Grenze der Lebensdauer bei ca. 85 Jahren zu geben, im Gegenteil: die größte absolute Zunahme der Lebensdauer in den letzten Dekaden konnte man bei Menschen, die 80 Jahre oder älter waren, beobachten. (Christensen, Vaupel 1996)

Die Frage ist nicht einfach nur, ob ein Individuum an einer bestimmten Krankheit erkrankt oder nicht, sondern auch in welchem Alter die Erkrankung eintritt. Dabei muss eine Vielzahl an Interaktionen zwischen Genen und Umwelt, Genen und individuellen Merkmalen wie z.B. Geschlecht oder Genen untereinander berücksichtigt werden. (Cauley, Dorman, Ganguli 1996; Hadley et al 1999; Tan et al. 2000)

Gerade unter diesen Gesichtspunkten erhält die Frage, welche äußeren Einflüsse, also welche Umweltfaktoren, Verhaltensänderungen oder medizinische Versorgung neben dem genetischen Potential die Lebenserwartung eine besondere Bedeutung. (Christensen, Vaupel 1996)

## **2.5 Körpergröße und Lebenserwartung**

Die meisten Menschen gehen daher davon aus, dass das Erreichen der maximal möglichen Körpergröße ein Zeichen für Gesundheit und damit auch hoher Lebenserwartung ist. Gerade bei der Körpergröße ist es sehr schwer, zwischen genetischen und exogenen Faktoren zu differenzieren. Zwar ist die maximal erreichbare Körpergröße genetisch determiniert, welche Größe das Individuum aber tatsächlich erreicht, hängt aber auch von einer Vielzahl äußerer Einflussgrößen wie Ernährung, Krankheit, etc. ab.

Man sollte immer berücksichtigen, dass die Gene, die die Körpergröße beeinflussen, auch direkten Einfluss auf die Mortalität haben könnten.

Die durchschnittliche Körpergröße in der westlichen Welt ist im Laufe des letzten Jahrhunderts um etwa 2,5 cm pro Generation gestiegen, gleichzeitig ist auch die durchschnittliche Lebenserwartung kontinuierlich gestiegen. Allerdings haben außerdem auch die chronischen Erkrankungen wie beispielsweise Diabetes mellitus oder Arteriosklerose rasant zugenommen. (Samaras, Elrick 1999)

Sowohl die Zunahme der Körpergröße als auch die gestiegene Lebenserwartung lassen sich auf die Verbesserung der Lebensbedingungen, also auf verbesserte medizinische Versorgung, Bekämpfung von Infektionskrankheiten, ein verbessertes Nahrungsangebot etc. zurückführen. Genauer betrachtet sagt diese gleichsinnige Zunahme allerdings natürlich nichts darüber aus, ob die Faktoren sich auch gegenseitig beeinflussen.

Zu der Fragestellung inwieweit die Körpergröße Einfluss auf die Lebenserwartung hat, wurden in der Vergangenheit viele verschiedene Studien mit z.T. gegensätzlichen Ergebnissen durchgeführt. Es gibt sowohl Studien innerhalb einzelner Bevölkerungen als auch Studien, die verschiedene Bevölkerungen miteinander vergleichen, wobei zwischen verschiedenen Bevölkerungen der genetische Einfluss möglicherweise eine relativ große Rolle spielt.

Während Mangelernährung und Infektionskrankheiten sowohl eine geringere Körpergröße und auch eine gesteigerte Mortalität bedingen, zeigen verschiedene Studien in Abwesenheit von Infektionskrankheiten und Mangelernährung einen Zusammenhang zwischen erhöhter Körpergröße und gesteigerter Mortalität.

### 2.5.1 **Geringere Mortalität bei größeren Menschen**

In Studien, die zeigen, dass größere Menschen länger leben, wurde meist der sozioökonomische Status der untersuchten Bevölkerungsstichprobe, eine der wichtigsten Einflussgrößen auf die Mortalität, nicht adäquat berücksichtigt.

In einer Studie an 1,8 Millionen Norwegern kam Waaler zwar zu dem Ergebnis, dass große Menschen eine 15 % niedrigere Mortalitätsrate als kleine Menschen hatten. Die Studie berücksichtigte jedoch nicht den sozioökonomischen Hintergrund, den Waaler schließlich selbst als Hauptursache für das Ergebnis vermutete. Große Menschen sind häufiger in den höheren sozialen Schichten vertreten. Dies liegt zum einen daran, dass in hohen sozialen Schichten die Ernährung und die medizinische Versorgung besser sind, wodurch ein ungestörtes Wachstum gefördert wird, wohingegen Krankheiten und Mangelernährung während der Wachstumsphase, die in unteren

Sozialschichten häufiger Vorkommen, das Erreichen der maximalen Körpergröße verhindern. Zum anderen existiert ein Selektionseffekt, indem große Menschen einen Wettbewerbsvorteil auf dem Arbeitsmarkt genießen, was zur Aufwärtsmobilität großer Menschen beiträgt. Die Schichtzugehörigkeit ist wiederum einer der wesentlichen Einflussfaktoren auf die Mortalität und muss daher in allen Mortalitätsstudien berücksichtigt werden. (Waalder 1984). Für diese These spricht auch eine Studie von Allebeck und Bergh an 50.000 Schweden, die die erhöhte Mortalitätsrate von kleinen Menschen nahezu vollständig auf ein schlechteres sozioökonomisches Umfeld zurückführen konnten. (Allebeck, Bergh 1992) Der Zusammenhang zwischen schlechterem sozioökonomischen Status und geringere Körpergröße wurde in der Whitehall Studie von Smith et al. nochmals bestätigt und deutet darauf hin, dass auch das Ergebnis von Waaler tatsächlich durch diesen Zusammenhang zu erklären ist. (Smith, Shipley, Rose 1990)

### **2.5.2 Geringere Mortalität bei kleineren Menschen**

Bevölkerungen, deren Mitglieder durchschnittlich eine kleinere Körpergröße aufweisen, haben gegenüber Bevölkerungen mit größeren Individuen eine höhere Lebenserwartung. So ist beispielsweise die Lebenserwartung in einigen ländlichen Gegenden von China trotz schlechterer Lebensbedingungen, höhere Umweltbelastung und schlechterer medizinischer Versorgung ähnlich wie in hoch entwickelten Ländern. (Samaras, Elrick 1999)

Auch für Westeuropa ließ sich zeigen, dass die Lebenserwartung bei Geburt in den 13 Ländern mit kleineren Staatsangehörigen um 0,6 Jahre länger ist als in den Ländern mit großen Einwohnern (Samaras 1994).

Eine Studie des California State Center for Health Statistics untersuchte die Lebenserwartung von verschiedenen ethnischen Gruppen in Kalifornien. Verglichen wurden Menschen asiatischer, lateinamerikanischer, schwarzer und weißer Abstammung. Die Asiaten und Lateinamerikaner sind im Schnitt 5-7 cm kleiner und leben ca. 5 Jahre länger als die Weißen und Schwarzen. Während sich dieser deutliche Überlebensvorteil der Asiaten noch durch ihre Ernährungsweise erklären lassen würde, erstaunt dieser Unterschied besonders bei den Lateinamerikanern, bei denen zwei wesentliche Risikofaktoren, nämlich Übergewicht und geringeres Einkommen, besonders

stark ausgeprägt sind (Chan, Oreglia 1993). Die Tatsache, dass sie trotzdem eine relativ hohe Lebenserwartung haben, unterstützt die Hypothese, dass eine geringere Körpergröße einen gewissen protektiven Faktor darstellen könnte. Auch hier sollte man überlegen, ob die genetischen Faktoren, die die Körpergröße beeinflussen, sich möglicherweise auch direkt auf die Lebenserwartung auswirken.

Auch innerhalb genetisch einheitlicher Bevölkerungsgruppen lässt sich ein Überlebensvorteil für die kleineren Menschen nachweisen.

Innerhalb der japanischen Bevölkerung haben die Menschen aus Okinawa die höchste Lebenserwartung. Betrachtete man die durchschnittliche Körpergröße, so stellt man fest, dass die Menschen in Okinawa kleiner sind als die übrigen Japaner. Dies wird vermutlich hauptsächlich durch die dort typische Ernährung bedingt, die dazu führt, dass die Menschen zwar nicht ihre maximale Größe erreichen, aber dafür möglicherweise länger leben (Akisaka et al. 1996).

Polednak führte eine Studie an ehemaligen Harvard Athleten durch und kam zu dem Ergebnis, dass die kleineren Athleten 1-3 Jahre länger lebten als die großen Athleten (Polednak 1972). Athleten stellen, um überhaupt wettkampffähig zu sein, eine gesundheitlich vorselektierte Gruppe dar, bei der man eigentlich eine höhere Lebenserwartung als bei der Durchschnittsbevölkerung erwarten würde. Sie sind jedoch in der Regel auch größer und schwerer als die übrige Bevölkerung. Dass sich entgegen der Erwartung keine generelle Verlängerung der Lebenserwartung für Athleten nachweisen lässt, gibt ebenfalls Hinweise darauf, dass eine erhöhte Körpergröße einer gesteigerten Mortalität einhergehen kann (Samaras, Elrick 1999).

Samaras und Storms führten eine Studie an 373 Veteranen durch, um die Hypothese zu überprüfen, dass bei Menschen mit zunehmender Körpergröße und Gewicht die Lebenserwartung proportional sinkt. Sowohl die Veteranenstudie als auch eine ähnliche Untersuchung an Basketballspielern zeigten eine deutliche negative Korrelation zwischen Körpergröße und Lebenserwartung bzw. Gewicht und Lebenserwartung. (Samaras, Storms 1992)



Ein Erklärungsansatz, warum ein erhöhtes Körpervolumen die Lebenserwartung ungünstig beeinflussen könnte, ist die Entropie-Theorie (Samaras 1974). Darin wird die Hypothese aufgestellt, dass Altern das Ergebnis einer wachsenden Unordnung im Körper ist. Diese Zunahme der Unordnung hängt wiederum von der Zeit, dem gesamten Energiegehalt und deren Umsetzung, der Beschaffenheit der Masse und eben der Körpermasse ab. Je größer das Körpervolumen, desto mehr Bestandteile, die in Unordnung geraten können, existieren. So hat beispielsweise jede Körperzelle ein bestimmtes (wenn auch nur geringes) Risiko, maligne zu entarten. Mit steigender Zellzahl kumuliert also das Gesamtrisiko.

Da eine gesteigerte Körpergröße in der Regel mit einem erhöhten Gewicht einhergeht, führt beides zu einer gesteigerten Körpermasse. Die Tatsache, dass sich sowohl eine erhöhte Körpergröße als auch ein gesteigertes Gewicht negativ auf die Lebenserwartung auswirken, unterstützen somit die Hypothese, dass die mit der Körpermasse zunehmende Entropie die Lebenserwartung negativ beeinflusst (Samaras, Storms 1992).

Miller untersuchte Daten des Coroner's Office in Cleveland von 1679 Verstorbenen und kam zu dem Ergebnis, dass sich die Körpergröße von Männern und Frauen umgekehrt proportional zu ihrer Lebenserwartung verhält. Eine wachsende Körpergröße führte zu einer Abnahme der Lebensspanne von 0,47 Jahre/cm. (Miller 1990).

Männer sind haben generell eine um ca. 7,5 % kürzere Lebenserwartung als Frauen, gleichzeitig sind sie im Schnitt 7,3 % größer als Frauen.

Interessanterweise findet man keinen signifikanten Überlebensvorteil mehr für Frauen, wenn man Männer und Frauen gleicher Körpergröße miteinander vergleicht. (Miller 1990) Dies legt die Vermutung nahe, dass einer der Gründe für die höhere Lebenserwartung von Frauen in der Tatsache liegt, dass Frauen kleiner und leichter sind, auch wenn selbstverständlich noch viele andere Faktoren berücksichtigt werden müssen.

Stini konnte zeigen, dass in Populationen, in denen der Größenunterschied zwischen den Geschlechtern relativ gering ist, auch die Mortalitätsraten nicht so stark differieren (Stini 1972).

## **3 Daten und Methoden**

### **3.1 Statistisches Programm zur Datenanalyse**

Für die Berechnungen und Datenanalysen der non-parametrischen und semi-parametrischen Verfahren sowie für die graphische Darstellung der Ergebnisse kam das Programmsystems SPSS (Statistical Package for the Social Science) Version 11.0, Standard Version, zur Anwendung.

Für die Berechnungen zu parametrischen Übergangsratenmodelle wurde außerdem das Programmsystem TDA (Transition Data Analysis) Version 6.4e verwendet.

### **3.2 Statistische Verfahren**

#### **3.2.1 Univariate Verfahren**

Zur Darstellung der Häufigkeitsverteilung der empirischen Faktoren (erreichter Rang, Lebensdauer, Jahre im Militärdienst, etc.) werden die gebräuchlichen Maße der deskriptiven Statistik verwendet und die Werte graphisch (Stabdiagramme und Histogramme) dargestellt.

#### **3.2.2 Multivariate Verfahren**

Da die Lebenserwartung von vielen verschiedenen Einflussgrößen abhängt, soll deren Interaktion mit Hilfe von multivariaten Regressionsverfahren insbesondere zur Schätzung der Übergangsraten (hazard rate) untersucht werden. Zur graphischen Darstellung werden die „survival function“ und die „hazard function“ benutzt.

##### **3.2.2.1 Funktionen zur Beschreibung von Übergangsraten**

Die Prozesse die mit Hilfe der Survival Analysis betrachtet werden, lassen sich in verschiedener Form (hazard function, survival function, density function, cumulative distribution function) darstellen. Da sie letztlich aber alle die gleiche Beobachtung beschreiben, kann man bei Kenntnis einer dieser Funktionen die anderen daraus ableiten.

### 3.2.2.1.1 Survival Function $S(t)$

Die Überlebensfunktion gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass ein Individuum einen bestimmten Zeitraum überlebt. Mit anderen Worten ausgedrückt gibt sie die Wahrscheinlichkeit an, dass die Lebensdauer  $T$  größer ist als eine bestimmte Zeit  $t$ :

$$S(t) = P(T > t)$$

Da zu Beginn noch alle Probanden am Leben sind, startet sie mit dem Wert 1, wenn alle Kandidaten verstorben sind, beträgt ihr Wert 0.

### 3.2.2.1.2 Hazard Function $h(t)$

Die Risikofunktion wird interpretiert als die augenblickliche Wahrscheinlichkeit pro Zeiteinheit, dass ein Ereignis (Tod) eintritt, unter der Bedingung, dass das Individuum bis zu diesem Zeitpunkt überlebt hat, wieder.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

Da  $h(t)$  per definitionem zwar größer als 0 ist, aber auch größer als 1 sein kann, also keine Obergrenze hat, handelt es sich streng genommen nicht wirklich um eine Wahrscheinlichkeit, sondern um eine latente Variable, die als Intensität des Übergangs von einem Zustand (lebendig) in einen anderen (tot) aufgefasst werden kann.

Die Überlebens- und Risikofunktion sind eng miteinander verknüpft. So ist die erwartete Zeitdauer bis zum Eintreten des Ereignisses der Kehrwert des Hazards  $1 / h(t)$ . Zum Vergleich der Risiken zweier Menschen bildet man den Quotient ihrer jeweiligen Hazards.

### 3.2.2.1.3 Probability density function $f(t)$

Die probability density function („Wahrscheinlichkeitsdichteverteilung“) der Ankunftszeiten gibt über die absolute Wahrscheinlichkeit Aufschluss, dass in einem bestimmten Zeitintervall ein Ereignis eintritt.

$$f(t) = -\frac{dS(t)}{dt}$$

#### 3.2.2.1.4 Kumulierte Verteilungsfunktion der Ankunftszeiten $F(t)$

Die kumulierte Verteilungsfunktion der Ankunftszeiten („cumulative distribution function“) gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass das Ereignis bis zum Zeitpunkt  $t$  eingetreten ist.

$$F(t) = 1 - S(t)$$

#### 3.2.2.1.5 Zusammenhang zwischen Survival function, Hazard function und probability density function

Zwischen den drei Funktionen bestehen einfache und eindeutige Beziehungen:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

Weil sich die Funktionen auseinander ableiten lassen, sollen im Folgenden nicht jeweils alle drei Funktionen erläutert werden, sondern in der Regel beschränken sich die Ausführungen auf die Hazard-Funktion.

#### 3.2.2.2 Coeffizient (B) und Relatives Risiko

Der Coeffizient beschreibt die Stärke und Richtung eines beobachteten Effekts: Werte  $> 0$  bedeuten ein erhöhtes, Werte  $< 0$  ein verringertes Risiko.

Das Relative Risiko gibt die Stärke und Richtung der Korrelation an, Werte  $> 1$  bedeuten ein erhöhtes, Werte  $< 1$  ein verringertes Risiko.

#### 3.2.2.3 Signifikanz

Das Signifikanzniveau wurde auf  $p < 0,05$  festgelegt. Dieser Werte entspricht einem Signifikanzwert von  $\text{Signif} > 0,95$ .

### 3.2.3 Modelle zur Beschreibung von Überlebensdaten

Der Umgang mit Überlebensdaten erfordert im Vergleich zu anderen Datenberechnungen besondere statistische Verfahren, da empirische Zeitdauern nur positive Werte annehmen können und die klassischen Regressionsmodelle, die mit „kleinster-Quadrate-Schätzung“ arbeiten dadurch nicht angewandt werden können. Grundsätzlich kann man drei Gruppen von Modellen unterscheiden: non-parametrische, semi-parametrische und (voll-)parametrische Modelle.

### 3.2.4 Non-parametrische Modelle

Non-parametrische Modelle verzichten auf die Untersuchung von Determinanten und liefern eine rein deskriptive bzw. univariate Analyse mit dem Ziel, die Verteilungen möglichst wahrheitsgetreu abbilden zu können. Dazu werden die in den Daten enthaltenen Informationen unter möglichst allgemeinen Modellannahmen bzw. idealerweise ganz ohne Modellannahmen komprimiert und in numerischer und/oder graphischer Form dargestellt (Diekmann, Mitter 1984). Der Vorteil von non-parametrischen Modellen ist es, dass sie auch den Besonderheiten von Überlebensdaten gerecht werden können, die in parametrischen Modellen Schwierigkeiten bereiten, weil sie keine Verteilungsannahmen voraussetzen. Dazu gehört die Beobachtung, dass das Sterberisiko in der ersten Zeit nach der Geburt relativ hoch ist, dann zunächst absinkt und erst im Alter wieder ansteigt, um in sehr hohem Alter erneut etwas abzufallen (Therneau, Grambsch 2001).

### 3.2.5 Semi-parametrische Modelle

Semi-parametrische Modelle gehen davon aus, dass das tatsächliche Risiko aus zwei Komponenten besteht: das Grundrisiko (baseline hazard) ist bei allen Individuen gleich und wird von vielen verschiedenen Kovariaten in verschiedene Richtungen beeinflusst. Die baseline hazard –Funktion wird also durch einen Vektor ( $X$ ), der alle zusätzlichen erklärenden Variablen beinhaltet, multiplikativ verändert, so dass für jede Kovariatenkonfiguration eine spezifische Hazard-Funktion resultiert.

Als semi-parametrisch bezeichnet man das Modell deshalb, weil die baseline hazard ein nicht weiter spezifiziertes (d.h. semi-parametrisches) Verlaufsmuster, das durch den Einfluss der Kovariaten, die wiederum in parametrischer Weise modelliert werden, individuell modifiziert wird (Diekmann, Mitter 1984).

Der Vorteil der semi-parametrischen Modelle ist ihre große Flexibilität. Dadurch, dass die baseline hazard nicht genau spezifiziert wird und daher auch keine exakte Verteilung angenommen werden muss, wird die Fehlerquote reduziert und das Modell insgesamt robuster. Ein weiterer Vorteil ist die Möglichkeit, zeitabhängige Variablen mit in die Berechnungen einfließen lassen zu können.

### 3.2.5.1 Die Cox Regression

Das am häufigsten angewendete semi-parametrische Modell ist die Cox-Regression.

Sie besteht aus zwei Hauptkomponenten: der zeitabhängigen Basis-Risiko-Funktion (baseline hazard)  $h_0(t)$ , mit deren Hilfe die Wahrscheinlichkeit, von einem Zustand in einen anderen überzugehen (also in unserem Fall die Wahrscheinlichkeit, zu versterben), bestimmt wird und einer exponentiellen Funktion der Kovariaten, die diesen Übergang beschleunigen oder verzögern.

$$h(t, \mathbf{X}) = h_0(t) * e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i}$$

Aufgrund der Annahme einer identischen baseline hazard  $h_0(t)$  für alle Individuen kann man nun den Einfluss der Kovariaten auf das Risiko auch ohne genauere Kenntnis der baseline hazard vergleichen.

Vergleicht man die Hazardraten zweier Individuen, so stellt man fest, dass der Quotient der Risiken zeitunabhängig ist, d.h. die Risiken stehen in einem bestimmten, über die Zeit konstanten Verhältnis zueinander. Individuen mit identischen Kovariaten müssen auch identische Hazardraten aufweisen. Aus diesem Grund wird dieses Verfahren auch als *Cox Proportional Hazard Model* bezeichnet.

Es ist auch möglich, zeitabhängige Kovariaten in die Berechnungen mit einfließen zu lassen, dazu muss lediglich der Wert  $z(t)$  der Kovariate zum jeweiligen Zeitpunkt  $t$  bekannt sein.

Mit Hilfe der Cox-Regression lässt sich der Effekt der Risikofaktoren gut abschätzen, selbst wenn keine genauen Aussagen über die zugrunde liegende Basis-Risiko-Funktion  $h_0(t)$  getroffen werden können. Die Tatsache, dass die baseline hazard nicht näher spezifiziert werden muss, minimiert das Fehlerrisiko und macht die Cox-Regression zu einem sehr robusten und stabilen Modell. Die gute Abschätzbarkeit des relativen Risikos beruht darauf, dass mit Hilfe des Cox-Modells der Zeiteffekt herausgerechnet werden kann. Das Eliminieren des Zeiteffekts bedingt aber gleichzeitig einen der größten

Nachteile, nämlich, dass man nur sehr schlechte Aussagen über das absolute Risiko treffen kann.

Da in vielen Fragestellungen in erster Linie der Einfluss der Risikofaktoren und weniger die zugrunde liegende baseline hazard von Interesse ist, ist das Cox-Modell als ein sehr robustes Modell sehr beliebt (Thernau, Grambsch 2001, Diekmann, Mitter 1984).

### 3.2.6 Parametrische Modelle

Parametrische Modelle haben den höchsten Informationsgehalt, weil sie Parametrische Modelle gehen davon aus, dass das Risiko für das Eintreten des Ereignisses von der Zeit und gleichzeitig aber auch von weiteren, erklärenden Variablen abhängig ist. Je nach Hypothesenbildung werden unterschiedliche Schätzmethode zugrunde gelegt, d.h. unterschiedliche zeitliche Verläufe der baseline hazard angenommen. Die Güte des gewählten Modells hängt dabei wesentlich von der Zuverlässigkeit der zugrunde liegenden baseline hazard ab: während ein exponentielles Grundmodell meist zu stark vereinfacht ist um den komplexen Verlauf einer survival-Kurve korrekt abbilden zu können, liefern eine Gompertz- oder Weibull-Verteilung recht gute Werte für die Auftretenswahrscheinlichkeit und damit solide Schätzungen der Übergangsraten.

Als Voraussetzung für die Berechnungen werden exakte Annahmen über die Verteilung der zeitlichen Abläufe des baseline hazard getroffen und damit sehr genaue Ergebnisse mit nur kleinen Standardfehlern- bzw. Abweichungen ermöglicht. Dadurch erlauben parametrische Modelle - anders als semi-parametrischen Modelle, die nur Aussagen über relative Risiken ermöglichen - auch Aussagen über absolute Risiken. Außerdem ermöglichen parametrische Modelle die Überprüfung bestimmter Hypothesen bzgl. des Verlaufs der Hazard-Funktion. Ein großer Nachteil ist jedoch, dass parametrische Modelle nicht sehr robust sind, d.h. wenn die zugrunde liegenden Annahmen und Schätzungen nicht ganz zutreffend sind (was bei so komplexen Vorgängen wie „leben“ häufig der Fall ist), lassen sie sich nicht ordnungsgemäß interpretieren. Ein weiterer Nachteil ist, dass zeitabhängige Variablen (Variablen, die sich im Verlauf der Beobachtung verändern können) nur schwer mit in die Berechnungen eingeschlossen werden können, weil die Zeitabhängigkeit in der

baseline hazard-Funktion selbst enthalten ist (Deshpande, Purohit 2001, Blossfeld 1986).

### 3.2.6.1 Das Exponential Modell

Das einfachste parametrische Modell ist die Exponential-Verteilung mit nur einem

Parameter, der alle positiven Werte annehmen kann, und einem konstanten Risiko  $a$ .

$$h(t) = a$$

Der Vorteil des Exponential-Modells ist, dass es sehr einfach ist und seine Anwendung dadurch stark erleichtert wird. Aus demselben Grund wird es aber so komplexen Vorgängen wie „(über)leben“ nicht gerecht: ein konstantes Risiko ist unabhängig davon, wie lange das Individuum bis zu diesem Zeitpunkt überlebt hat – für die Lebenserwartung ist diese Voraussetzung aber unzutreffend. Da die Güte eines parametrischen Modells von der Korrektheit der zugrunde liegenden baseline hazard abhängt und diese im Falle des Exponential-Modells jedoch zu stark vereinfacht und daher unzutreffend ist, ist das Exponential-Modell nicht geeignet um korrekte Übergangsraten für die Lebenserwartung zu liefern. Das Exponential-Modell findet stattdessen v.a. in der Technik Anwendung (Thernau, Grambsch 2001).

### 3.2.6.2 Das Weibull-Modell

Auch das Weibull-Modell beschreibt die Hazard-rate mit Hilfe von zwei Parametern.

$$h(t) = b a^b t^{b-1} \quad a, b > 0$$

Für  $b > 1$  findet man eine monoton steigende, für  $b < 1$  eine monoton abnehmende Risikofunktion. Für den Sonderfall  $b = 1$  entspricht das Weibull-Modell dem Exponential-Modell.

Das Weibull-Modell findet häufig in der Industrie Anwendung, wo es für die Berechnung von der Akkumulation von Schäden die zur Zerstörung eines Produkts führen, benutzt wird. Analog kann man das Überleben des Menschen als eine Art „Abnutzungsprozess“ betrachten, bei dem der Tod eintritt, wenn die akkumulierten Schäden die Kompensationsfähigkeit des Organismus überschreiten (Blossfeld 1986).



### 3.2.6.3 Das Gompertz-Modell

Das erste parametrische Modell wurde 1825 von Gompertz entwickelt. Es umfasst zwei Parameter: ein positiver Wert  $b$ , der die allgemeine Sterblichkeit von Erwachsenen angibt und einen Parameter  $c$ , der das Sterberisiko, das mit zunehmendem Alter ansteigt, bestimmt.

$$h(t) = b e^{ct}$$

Gompertz befasste sich mit der alterungsbestimmten Mortalität, und traf die Annahme, dass die beobachtete Zunahme der Sterblichkeit mit dem Alter ein Ergebnis exponentiell abnehmender körperlicher Kräfte / Fähigkeiten sei.

### 3.2.6.4 Das Gompertz-Makeham-Modell

1860 modifizierte Makeham das Modell indem er einen zusätzlichen Parameter einführte, um auch die altersunabhängige Sterblichkeit zu erfassen. Dieser Parameter umfasst Sterblichkeiten (z.B. durch Unfälle) die nicht vom Alter abhängen.

$$h(t) = a + b e^{ct} \quad a, b \geq 0$$

Dabei ist  $a$  die konstante, altersunabhängige Komponente, der Term  $b e^{ct}$  ist die Gompertz-Funktion, die die altersabhängige Komponente beschreibt.

Das Gompertz-Makeham-Modell ist gut für die empirische Sterblichkeitsverteilung zwischen 30 und 85 Jahren geeignet, für die sehr hohen Altersgruppen sind eine Reihe weiterer Modelle entwickelt worden, auf die an dieser Stelle jedoch nicht näher eingegangen werden soll (Wood et al 2001).

### 3.2.7 Methoden zur Überprüfung der Passform

Das übliche Vorgehen bei dem Gebrauch parametrischer Modelle ist es, Zeitmaße als Stellvertreter für zeitabhängige kausale Faktoren, die sich nur schlecht direkt beobachten lassen, zu betrachten. Dabei bietet die vorhandene Theorie der Sozialwissenschaften nur wenig oder gar keine Hilfestellung, welches parametrische Modell man wählen sollte. Die Wahl eines passenden Modells kann daher kaum auf theoretischer Basis getroffen werden. Aus

diesem Grund ist es notwendig, die Adäquatheit eines Modells zu überprüfen, bevor auf dieser Grundlage Schlussfolgerungen getroffen werden sollen. Verschieden Autoren schlagen einfache graphische Methoden vor, um systematische Abweichungen der parametrischen Modelle von den Daten zu erkennen (Blossfeld, Rohwer 1995, Wu 1990, Blossfeld 1986). Die Grundidee bei diesem Vorgehen ist es, Plots zu erstellen, deren Verlauf in etwa linear sein sollte, wenn das angenommene Modell passt. Die Linearität hat den Vorteil, dass Abweichungen von einem linearen Verlauf durch das menschliche Auge leicht erkannt werden können.

Dabei werden die parametrischen Modellannahmen bzw. –vorhersagen anhand non-parametrischer Verfahren (z.B. Kaplan-Meier-Schätzer) mit den tatsächlichen Beobachtungen verglichen. Man transformiert man die Survival- oder Hazard-Funktion in eine lineare Funktion, deren Verlauf dann leicht nicht-quantitativ beurteilt werden kann.

Eine zusätzliche Möglichkeit ist es, Residuen zu betrachten. Residuen sind die Abweichungen der beobachteten Werte der abhängigen Variable von den mit einer bestimmten Modellannahme geschätzten Werten. In

Übergangsratenmodellen ist die „abhängige Variable“ die Übergansrate, die jedoch nicht selbst beobachtbar ist. Daher kann man in diesem Fall nicht die beobachteten mit den vorhergesagten Übergangsraten vergleichen, sondern man bedient sich in diesem Fall so genannten Pseudoresiduen.

(„pseudoresiduals“ = „generalized residuals“). Durch das Auftragen der logarithmischen Survival-Funktion gegen die Residuen sollte bei einem passenden Modell auch hier in etwa eine Gerade durch den Ursprung entstehen. (Blossfeld, Rohwer 1995)

### **3.3 Datenbasis**

Untersucht wurden die Absolventen der United States Military Academy Westpoint der Abschlussjahrgänge 1925 (n = 245) und 1950 (n = 671), also insgesamt 916 Personen.

### 3.3.1 Datenquellen

Die Daten stammen aus dem Register of Graduates der US Military Academy in Westpoint und den zugehörigen Howitzer Yearbooks der Jahrgänge 1925 und 1950.

Dem Register of Graduates lässt sich u.a. das genaue Geburts- und Todesdatum, der erreichte Rang und Art und Zeitpunkt des Ausscheidens aus dem Militärdienst entnehmen. Aus dem Howitzer Yearbook lässt sich die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Kadettenkompanie entnehmen, die wiederum Rückschlüsse auf die Körpergröße zulässt, da die Einteilung in die Kompanien entsprechend der Körpergröße erfolgte. Außerdem gibt das Howitzer Yearbook Auskunft über bestimmte persönliche Merkmale, wie z.B. sportliche Aktivitäten, Rangzugehörigkeit als Kadett oder auch in gewissem Maße über die Sozialkompetenz, indem bestimmte Formulierungen in den persönlichkeitsbeschreibenden Texten als Indikatoren herangezogen wurden. Mit Ausnahme von 2 Personen handelt es sich um Personen weißer Hautfarbe. Für den Jahrgang 1950 führten Mueller und Mazur zudem 1991 eine schriftliche Befragung durch, aus der weitere berufliche und persönliche Informationen (Familienstand, Anzahl der Kinder, Konfession, etc.) zu entnehmen waren. 437 Absolventen (81 %) nahmen an der Befragung teil. Aus dieser Quelle ist zu entnehmen, dass der familiäre Hintergrund bei allen Kandidaten dieses Jahrgangs relativ ähnlich ist. Sie stammen aus der amerikanischen Mittelklasse mit größtenteils europäischer Abstammung, ihre Eltern haben alle die Highschool abgeschlossen und in etwa 50 % ein College besucht. Im Jahrgang 1950 erreichten 13 % einen Generalsrang, dieser Jahrgang stellt somit einen der erfolgreichsten Jahrgänge überhaupt dar.

Zum Zeitpunkt der Untersuchung waren 99,2 % des 1925er Jahrgangs ( $n = 243$ ) und 27,6 % des 1950er Jahrgangs ( $n = 185$ ) verstorben, bei 42 Kandidaten waren das Geburts- oder Todesdatum nicht angegeben, so dass wir letztlich für 388 Kandidaten (42,4 %) die exakte Lebensdauer bestimmen konnten. Die Daten der noch lebenden Personen fließen trotzdem in die Berechnungen mit ein, wir wissen über sie, dass sie mindestens bis zum 30.06.2000 noch gelebt haben. Da der Todeszeitpunkt jedoch nicht bekannt ist, werden diese Daten als „zensierte Daten“ (genauer: rechtszensierte Daten) bezeichnet.

Die Ergebnisse der folgenden Untersuchungen beziehen sich jeweils auf beide Jahrgänge.

### 3.3.2 Einteilung nach Körpergröße

Die Einteilung in die Kompanien erfolgte nach der Körpergröße, um bei Paraden ein gleichmäßiges Erscheinungsbild zu erzielen.

Der Jahrgang 1925 wurde in 12 Kompanien A - M eingeteilt (J kommt als Kompanie nicht vor), wobei die Körpergröße von A bis F abnehmend, von G bis M jedoch wieder zunehmend war, so dass sich die größten Kandidaten in A und M, die kleinsten in F und G finden. In jeder Kompanie fanden sich durchschnittlich 18 Absolventen (mindestens 16, maximal 22).

Auch der Jahrgang 1950 wurde in 2 x 12 Kompanien eingeteilt, A1 - M1 und A2 - M2, wobei hier die Größe von A1 bis M1 abnimmt und von A2 bis M2 wieder zunimmt, so dass die Größten in den Kompanien A1 und M2 zu finden sind. Die einzelnen Kompanien umfassen zwischen 22 und 33 Männer.

Die genaue Größe ist in den öffentlich zugänglichen Quellen nicht enthalten und damit auch nicht verfügbar. Wir wissen allerdings, dass zu diesem Zeitpunkt zu den Zulassungsbedingungen an die Westpoint Academy eine Körpergröße zwischen 62 - 78 inch (157 -198 cm) gehörte. Extremwerte sind dadurch also bereits ausselektiert. Durch die gleichmäßige Verteilung der Männer auf die verschiedenen Kompanien, ergibt sich automatisch eine Einteilung in Perzentilen, eine Datenkonversion, die für Regressionsmodelle allgemein üblich ist.

Die meisten Studien, die sich mit dem Einfluss von Körpergröße auf die Lebenserwartung beschäftigen, untersuchen auch, welchen Einfluss das Körpergewicht, bzw. als etwas genaueres Maß der Body Mass Index (Gewicht / Körpergröße<sup>2</sup>) auf die Mortalität haben. Dabei hat sich eindeutig gezeigt, dass Übergewicht einen wichtigen Risikofaktor darstellt. (Samaras, Storms 1992) Wir haben zwar keine genauen Daten über den BMI unseres Kollektivs, allerdings können wir aufgrund der physischen Anforderungen, die an die Soldaten gestellt werden, davon ausgehen, dass starkes Übergewicht während des aktiven Dienstes nicht toleriert wurde und die jeweiligen BMI daher alle im "gesunden" Bereich lagen. (Mueller, Mazur 2001)

### 3.3.3 Besondere Eignung der Stichprobe

Die Stichprobe erscheint aus verschiedenen Gründen für unsere Analysen besonders geeignet.

Der Effekt verschiedener Einflussgrößen auf die Lebenserwartung lässt sich oft nur schlecht quantifizieren, da die Lebensverhältnisse oft sehr unterschiedlich und schlecht vergleichbar sind. Da wir vermuteten, dass die Körpergröße und beruflicher Erfolg als zwei unter vielen anderen Variablen nur einen relativ geringen Einfluss haben würden, war es besonders wichtig, zum einen die übrigen Störgrößen möglichst konstant zu halten und zum anderen, ein möglichst objektives Maß für die Variable „beruflicher Erfolg“ zu bestimmen.

Im zivilen Leben ist eine Rangordnung oft ausgesprochen schwierig zu definieren, da sich Berufe wie Arzt, Pfarrer oder Handwerker kaum miteinander vergleichen lassen.

Im Militärdienst ist beruflicher Erfolg dagegen sehr einfach messbar: je höher der erreichte Rang, desto höher wird auch der berufliche Erfolg eingeschätzt.

Wichtige Einflussgrößen wie das sozioökonomische Umfeld, der Bildungsstand und der allgemeine Gesundheitszustand variieren in der Normalbevölkerung natürlich stark. Die vergleichsweise geringen Einflüsse von beruflichem Erfolg und Körpergröße sind demnach nur zu beobachten, wenn diese Größen möglichst gut kontrolliert werden. Diese Bedingung ist in unserem Beobachtungskollektiv nahezu optimal erfüllt.

Die Varianz der Variablen (Ernährung, medizinische Versorgung, Sozialstatus, etc.), die nachgewiesenermaßen einen starken Einfluss auf die Lebenserwartung haben, ist in unserem Kollektiv im Vergleich zur Gesamtbevölkerung deutlich geringer ausgeprägt.

Das amerikanische Militär bietet seinen Soldaten weltweit äußerst ähnliche Bedingungen und hält diese über einen sehr langen Zeitraum, also während der mehrerer Jahrzehnte umfassenden aktiven Dienstzeit, relativ konstant. Ein solch homogenes Untersuchungskollektiv lässt sich unter zivilen Bedingungen praktisch nicht finden.

Um überhaupt in die US Military Academy aufgenommen zu werden, mussten die Kandidaten bestimmte Voraussetzungen bezüglich körperlicher und intellektueller Fitness erfüllen. Wir können also davon ausgehen, dass es sich

bei den von uns beobachteten Individuen um eine stark vorselektierte und damit gesundheitlich relativ ähnliche Bevölkerungsgruppe handelt. Auch der Einfluss der Lebensumstände (ärztliche Versorgung, Ernährung, Wohnung, etc.) ist durch die einheitlichen Lebensbedingungen sehr gut kontrolliert.

### 3.3.4 Beschreibung des Untersuchungskollektivs

Zum Zeitpunkt der Untersuchung ließ sich für 388 Kandidaten die exakte Lebensdauer bestimmen, die übrigen 528 Soldaten leben zum größten Teil noch, in einigen Fällen ( $n = 42$ ) ließ sich aber auch das Geburts- oder Sterbedatum nicht bestimmen.

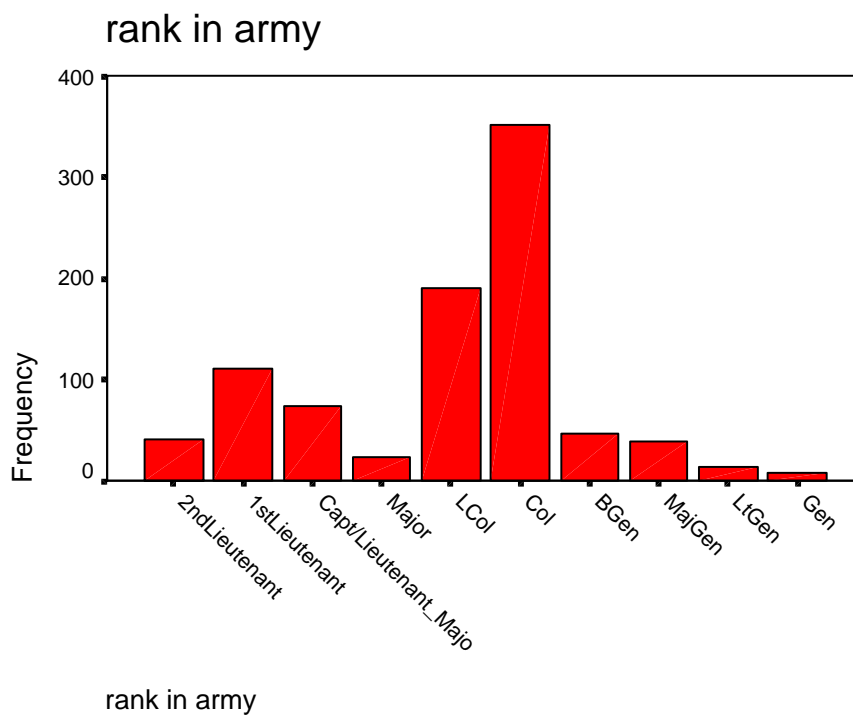
Bei den bereits Verstorbenen betrug die mittlere Überlebenszeit 62,6 Jahre, das mediane Überleben 66,7 Jahre, der jüngste Absolvent starb im Alter von 22 Jahren.

Betrachtet man auch die Daten der Soldaten, die am Ende des Beobachtungszeitraums, also am 30.06.2000 noch am Leben waren, findet man eine durchschnittliche Lebensdauer von 68,5 Jahren (Median 72,5 Jahre). Die durchschnittliche Dienstzeit betrug 20,3 Jahre (Median 23 Jahre), in dieser Zeit erreichten 50 % mindestens den Rang eines Colonels. 11,6 % erreichten noch höhere Dienstränge. Der Rang Colonel war somit der häufigste erreichte Dienstgrad (38,4 %).

		Lebensdauer (nur bereits Verstorbene)	Lebensdauer (einschl. zensierte Daten)	erreichter Rang	Dienstzeit (in Jahren)
N	Valid	388	874	896	907
	Missing	528	42	20	9
Mittelwert		62,60	68,47	4,99	20,35
Median		66,68	72,52	6,00	23,00
Standard- Abweichung		19,67	14,18	1,91	10,90
Minimum		22,08	22,08	1	0
Maximum		95,31	99,46	10	46

**Tabelle 1: Lebensdauer, erreichter Rang und durchschnittliche Dienstzeit im Gesamtkollektiv**

Wir teilten die Soldaten in drei verschiedene „Rangklassen“ ein: diejenigen, die den Rang Colonel nicht erreichten (2nd Lieutenant, 1st Lieutenant, Captain bzw. Lieutenant Major, Major und Lieutenant Colonel) stellen die niedrigste Stufe auf der Erfolgsskala dar („staff officers“), diese Gruppe umfasste 50 % unseres Kollektives. Die zweite Gruppe, also das „Mittelfeld“ in Bezug auf Erfolg, umfasste die Gruppe der Colonels („colonels“). Dieser Rang scheint das „Klassenziel“ darzustellen, das für durchschnittliche erfolgreiche Soldaten durchaus erreichbar war und umfasst 38,4 % unseres Kollektivs. Die letzte, erfolgreichste, Gruppe stellen die Generäle und Untergeneräle dar („generals“), also alle, die einen höheren Rang als „Colonel“ erreichten (Brigade General, Major General, Lieutenant General und General), diese Gruppe umfasst 11,6 %.



**Abbildung 1: Verteilung der erreichten Rangstufen im Gesamtkollektiv**

### 3.3.5 Einschränkungen und Selektion innerhalb des Kollektivs

Aus nahe liegenden Gründen mussten wir einige weitere Einschränkungen bei der Auswahl unsere Kandidaten vornehmen:

Wenn man das Überleben aller Absolventen, für die die Lebensdauer bekannt ist, betrachtet, findet man wie zu erwarten zwei Häufigkeitsgipfel in der Lebensdauer. Relativ viele Kandidaten versterben im Alter zwischen 22 und 30 Jahren, danach steigt die Mortalität erst wieder ab einem Alter von ca. 50 Jahren an. Die Häufung der Todesfälle in jungen Jahren lässt sich dadurch erklären, dass in diesem Alter das Risiko, bei einem militärischen Einsatz zu versterben, besonders hoch ist. Dieses Risiko ist jedoch für unsere Fragestellung irrelevant. Natürlich sterben in diesem Alter vor allem Angehörige der untersten Rangklassen, dies liegt aber vor allen Dingen daran, dass sie noch keine Zeit hatten, einen höheren Rang zu erreichen. Wir wissen nicht, ob sie so erfolgreich waren, dass sie später befördert worden wären oder nicht. Zudem interessiert ja in erster Linie, ob die „natürliche Mortalität“ mit dem beruflichen Erfolg korreliert ist, also gerade nicht das Risiko, einen gewaltsamen Tod zu sterben. Dies ist besonders gut bei den bereits Verstorbenen zu beobachten.

Unter Berücksichtigung der zensierten Daten ergibt sich eine übermäßige Altershäufigkeit von ca. 75 Jahren, die jedoch darin begründet liegt, dass die Absolventen des Jahrgangs 1950, die noch nicht verstorben sind, alle etwa dieses Alter erreicht haben. Wenn dieses Kollektiv weiter beobachtet wird, wird sich in etwa eine Altersverteilung ergeben, deren Form der Altersverteilung der bereits Verstorbenen ähnelt.



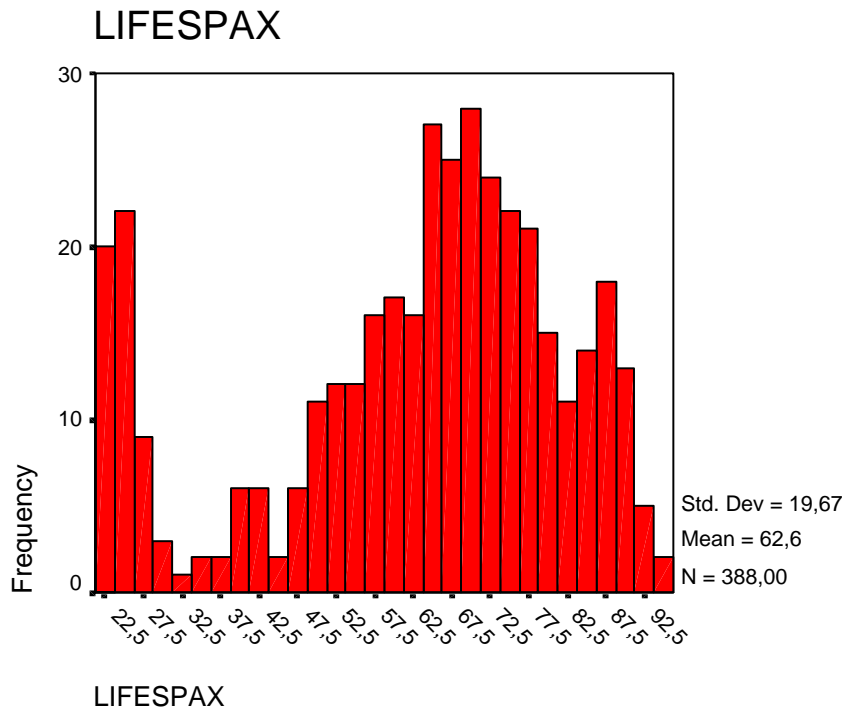


Abbildung 2: Lebensdauer der bereits verstorbenen Kandidaten

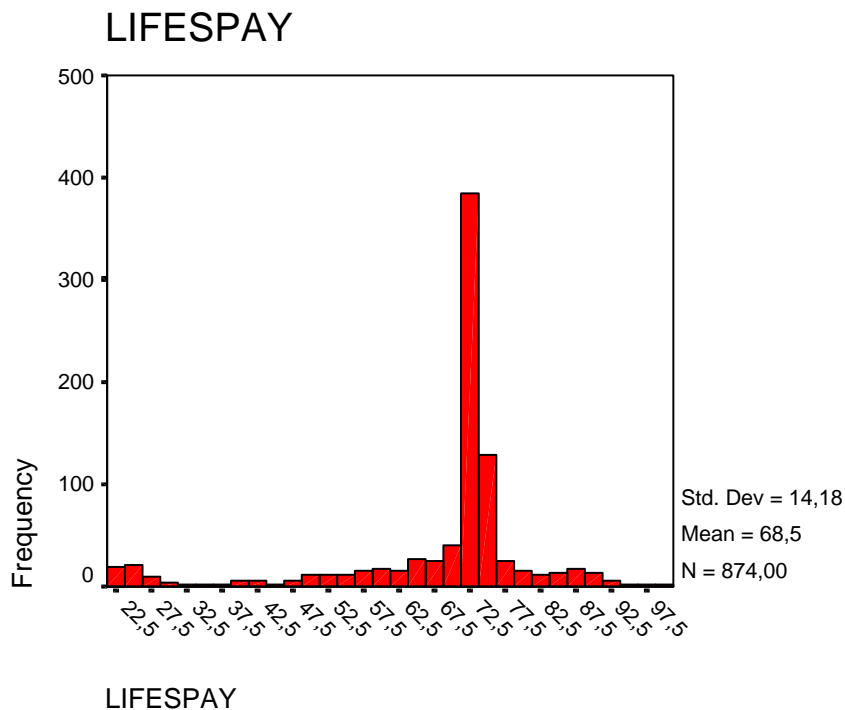


Abbildung 3: Lebensdauer einschließlich zensierter Daten

Einige Absolventen der Westpoint Academy verließen das Militär relativ rasch, zumeist relativ kurz nach Abschluss der Academy. Da wir nicht wissen, was mit ihnen im zivilen Leben passierte und somit auch keine Aussagen darüber treffen können, ob sie dort mehr oder weniger erfolgreich waren, würde auch die Einbeziehung ihrer Daten das Ergebnis verfälschen. Wenn sie nur kurz beim Militär waren, können sie dort auch nur einen niedrigen Rang erreicht haben, ohne dass dies nun ihren tatsächlichen beruflichen Erfolg widerspiegelt. So könnte beispielsweise ein Proband, der nach 1 Jahr das Militär verlassen hat, Chef eines großen Konzerns oder erfolgreicher Anwalt geworden sein und würde trotzdem aufgrund seines beim Militär erreichten Rangs nur der Gruppe der wenig Erfolgreichen zugeordnet.

Um diese beiden Fehlerquellen zu vermeiden, wurden nur solche Kandidaten ausgewählt, die mindestens 20 Jahre Militärdienst geleistet haben. Nach Ablauf dieser 20 Jahre sind die Soldaten pensionsberechtigt. In diesem Alter ist die Wahrscheinlichkeit, bei einem Militäreinsatz gewaltsam ums Leben zu kommen, nur noch sehr gering, außerdem kann man nach 20 Jahren Dienstzeit davon ausgehen, dass die Karriere beim Militär das primäre Berufsziel darstellt, in dem nach Erfolg gestrebt wurde.

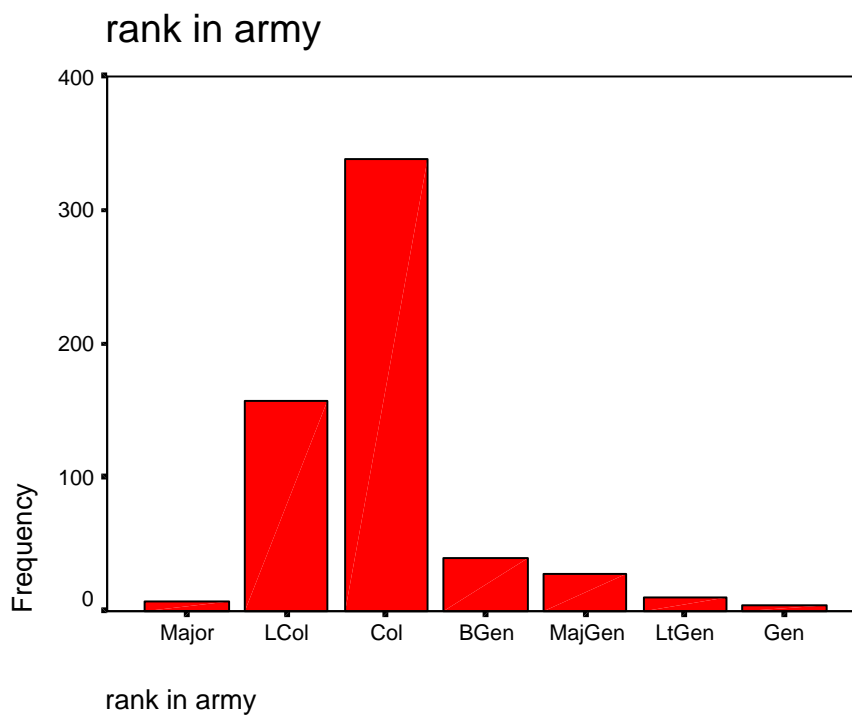
Außerdem findet man einige wenige Kandidaten, die eine extrem lange Dienstzeit aufweisen. Normalerweise war die maximale Dienstzeit auf 35 Jahre für Generalsränge beschränkt (Majoren und Oberstleutnant 28 Jahre, Obristen 30 Jahre). Diejenigen, die länger Dienst leisteten, waren jedoch nicht im normalen Militär eingesetzt, sondern hatten Sonderfunktionen, beispielsweise als Dozent an einer Militärakademie. Sie sind also in vielerlei Hinsicht nicht mit den übrigen Soldaten vergleichbar, so dass als weiteres Auswahlkriterium eine maximale Dienstzeit von 35 Jahren hinzukommt.

Nach diesen Einschränkungen bleiben noch 573 Kandidaten übrig, davon gehören 148 Personen (25,8 %) dem Jahrgang 1925 und 425 Personen (74,2 %) dem Jahrgang 1950 an. Insgesamt sind von ihnen bereits 224 (39,1 %) verstorben.

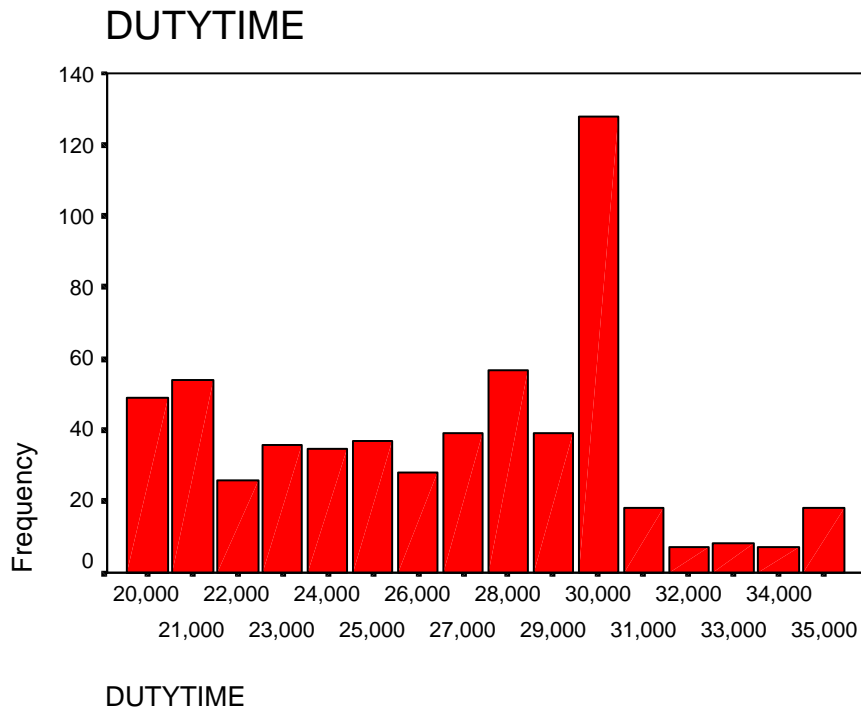
		Lebensdauer (einschl. zensierte Daten)	Lebensdauer (nur bereits Verstorbene)	erreichter Rang	Dienstjahre im Militär
N	Valid	573	224	573	573
	Missing	13	362	0	0
Mean		72,05	70,29	5,96	26,6
Median		72,65	70,08	6,00	27,0
Std. Deviation		8,02	12,33	,93	4,0
Minimum		44,3	44,3	4	20
Maximum		99,5	95,3	10	35

**Tabelle 2 Lebensdauer, erreichter Rang und durchschnittliche Dienstzeit im selektierten Kollektiv**

Die Individuen verteilen sich folgendermaßen auf die verschiedenen Rangstufen:

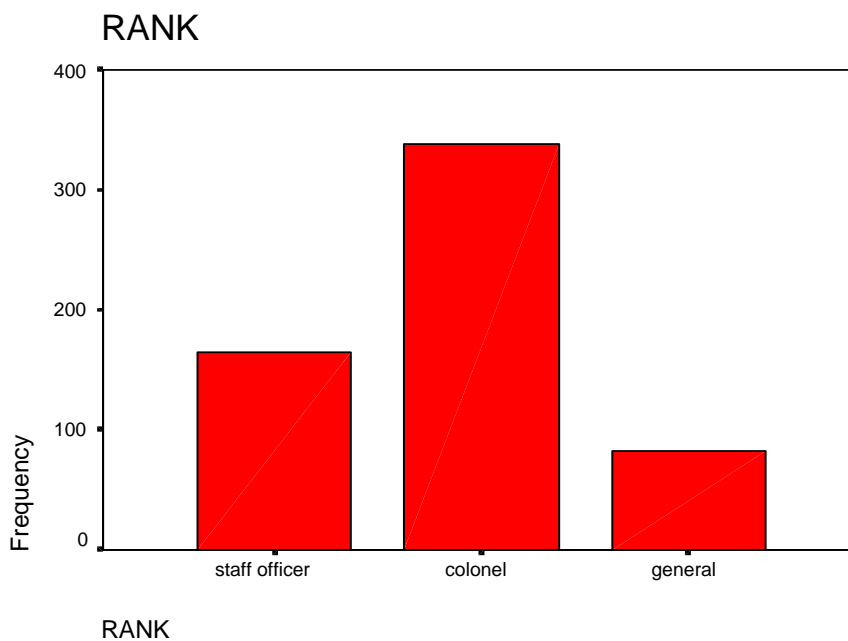


**Abbildung 4: erreichte Rangstufen nach Selektion**



**Abbildung 5: Dauer der Militärdienstzeit im selektierten Kollektiv**

Auf die einzelnen Rangklassen verteilen sich die ausgewählten 573 Fälle folgendermaßen: 159 Fälle (27,7 %) gehören zur untersten Rangklasse „staff officers“, 332 Fälle (57,9 %) stellen die „colonels“ und 82 Fälle (14,3 %) gehören zur höchsten Rangklasse, den „generals“.

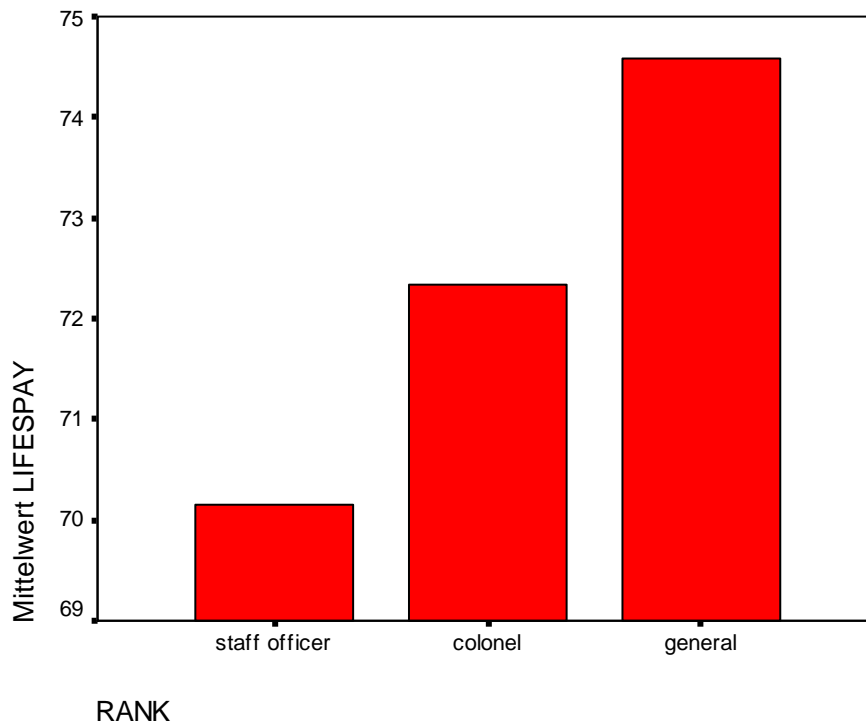


**Abbildung 6: Verteilung auf die 3 Rangklassen**

Die mittlere Lebensdauer betrug 72,1 Jahre, es zeigten sich jedoch deutliche Unterschiede in den unterschiedlichen Rangklassen. Die mittlere Lebensdauer für die „staff officers“ betrug 70,2 Jahre, für die Colonels 72,3 Jahre und für die Generäle 74,6 Jahre.

RANK	N	Mean	Std. Deviation	Median	Minimum	Maximum
„staff officer“	159	70,16	7,34	72,53	44,31	87,14
„colonel“	332	72,33	8,30	72,74	46,73	99,46
„generals“	82	74,58	7,35	72,61	52,74	94,08
Total	573	72,05	8,02	72,65	44,31	99,46

**Tabelle 3 Lebenserwartung in Abhängigkeit der erreichten Ranggruppe**



**Abbildung 7: Lebenserwartung in Abhängigkeit der Ranggruppe**

Hinweis: Für die Schätzungen der voll-parametrischen Modelle wurden die bedingten (konditionierten) Überlebenswahrscheinlichkeiten betrachtet, also die

Wahrscheinlichkeit, dass eine Person die Zeit  $t$  überlebt unter der Bedingung, dass sie mindestens bis zu ihrer Pensionierung überlebt hat.<sup>1</sup>

### 3.3.6 Modifikation des Datensatzes für die Analysen mit TDA

Um die Analysen mit TDA durchzuführen wurden die Kovariaten standardisiert, d.h. der Mittelwert auf 0, die Standardabweichung auf 1 festgelegt. Dabei wurden die einzelnen Rangstufen belassen, d.h. nicht weiter zu Rangklassen zusammengefasst.

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung	Varianz
LIFESPAN	874	22,084	99,463	68,468	14,185	201,205
Z-class of	916	-1,654	0,604	0,000	1,000	1,000
Z-rank in army	916	-2,409	2,528	0,000	1,000	1,000
Z-dutytime	907	-1,867	2,354	0,000	1,000	1,000
Z-gomlist (Note)	916	-2,111	1,422	0,000	1,000	1,000
Z-height	897	-1,215	1,237	0,000	1,000	1,000
Gültige Werte (Listenweise)	852					

**Tabelle 4 Standardisierte Kovariaten für die Analyse mit TDA**

Die oben erläuterten Selektionskriterien (Dutytime 20-35 Jahre) wurden beibehalten.

<sup>1</sup> Bei der Berechnung der vollparametrischen Übergangsraten (Exponential-, Weibull- und Gompertz-Makeham-Modell) wurden die konditionierten Wahrscheinlichkeiten berechnet, um zu stabilen Modellschätzungen zu gelangen. Zwischen konditionierten und unkonditionierten Wahrscheinlichkeiten sind jedoch nur geringe Unterschiede zu erwarten, weil die Risikomengen nahezu gleich sind: in beiden Jahrgängen sind jeweils 4 Personen noch während ihrer Dienstzeit verstorben, die Risikomengen umfassen daher für unkonditionierte Wahrscheinlichkeiten 573, für konditionierte 565 Personen.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Analysen mit Hilfe voll-parametrischer Verfahren

#### 4.1.1 Exponential-Modell

Im Exponential-Modell zeigt sich ein deutlicher Einfluss des erreichten Ranges auf die Lebenserwartung (Coeff. = -0,3691): das Erreichen eines höheren Ranges geht mit einem Absinken des Mortalitätsrisikos einher. Dieser Effekt ist statistisch signifikant ( $p < 0,05$ ).

Wie zu erwarten ist der Einfluss der Kovariate „Abschlussjahrgang“ („Class“) sehr groß und statistisch ebenfalls höchstsignifikant.

Die Kovariate „Abschlussnoten“ (zgomlist) zeigt keinen signifikanten Einfluss auf die Überlebenswahrscheinlichkeit.

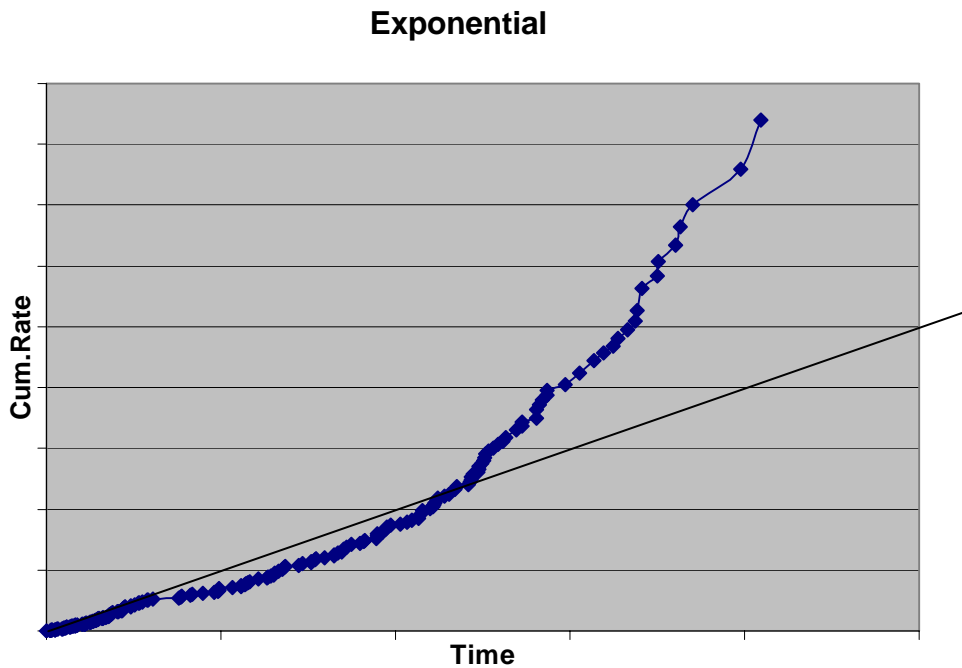
MT Variable Label	Coeff	Error	C/Error	Signif	Rel.Risk
A Constant	-2.9845	0.1405	-21.2459	1.0000	0.0506
A Class	-1.7146	0.1494	-11.4744	1.0000	0.1800
<b>A V3 zrank0</b>	<b>-0.3691</b>	<b>0.1858</b>	<b>-1.9862</b>	<b>0.9530</b>	<b>0.6914</b>
A V10 zgomlist	0.1175	0.0693	1.6950	0.9099	1.1247

Log likelihood (starting values): -1093.6277

Log likelihood (final estimates): -1018.5973

**Tabelle 5 : Exponential-Modell Jahrgang 1925 + 1950**

Betrachtet man allerdings den Verlauf der Residuen, um einen Eindruck von der Passform des Exponential-Modells zu erhalten, so sieht man eine deutliche Abweichung des Graphen von der Geraden: Die Mortalitätsraten werden also im Exponential-Modell für die jüngeren Altersstufen unter- für die höheren Altersstufen deutlich überschätzt.



**Abbildung 8: Verlauf der non-parametrisch geschätzten Residuen im Exponential-Modell für die Jahrgänge 1925 + 1950**

Betrachtet man die beiden Jahrgänge getrennt voneinander, so findet man den Effekt im 1925-Jahrgang nicht signifikant und nur gering ausgeprägt, im 1950-er Jahrgang ist er dagegen noch deutlicher und zudem statistisch hochsignifikant.

MT Variable Label	Coeff	Error	C/Error	Signif	Rel.Risk
A Constant	-3.1380	0.1684	-18.6375	1.0000	0.0434
<b>A V3 zrank0</b>	<b>-0.0843</b>	<b>0.2309</b>	<b>-0.3651</b>	<b>0.2850</b>	<b>0.9192</b>
A V10 zgomlist	-0.0103	0.0841	-0.1226	0.0975	0.9897

Log likelihood (starting values): -595.3518

Log likelihood (final estimates): -595.2786

**Tabelle 6: Exponential-Modell Jahrgang 1925**

MT Variable Label	Coeff	Error	C/Error	Signif	Rel.Risk
A Constant	-4.6003	0.1720	-26.7499	1.0000	0.0100
<b>A V3 zrank0</b>	<b>-0.8072</b>	<b>0.3502</b>	<b>-2.3049</b>	<b>0.9788</b>	<b>0.4461</b>
A V10 zgomlist	0.3470	0.1250	2.7767	0.9945	1.4148

Log likelihood (starting values): -427.1904

Log likelihood (final estimates): -418.0514

**Tabelle 7 Tab.20: Exponential-Modell Jahrgang 1950**



### 4.1.2 Weibull-Modell

Im Weibull-Modell zeigt sich ebenfalls ein deutlich negativer Einfluss eines hohen erreichten Ranges auf die Mortalitätsrate (Coeff = -0,1086), das Ergebnis ist statistisch höchstsignifikant ( $p \ll 0,05$ ).

Auch hier ist wieder wie zu erwarten der stärkste Effekt bei der Kovariate „Abschlussjahrgang“ zu beobachten.

Der Einfluss der Abschlussnoten auf die Lebenserwartung ist auch in diesem Modell nicht signifikant.

MT Variable Label	Coeff	Error	C/Error	Signif	Rel.Risk
A Constant	-4.3069	0.0255	-169.0546	1.0000	
A Class	-0.1832	0.0353	-5.1975	1.0000	0.3140
<b>A V3 zrank0</b>	<b>-0.1086</b>	<b>0.0316</b>	<b>-3.4327</b>	<b>0.9994</b>	<b>0.5032</b>
A V10 zgomlist	0.0166	0.0110	1.5046	0.8676	1.1105
B Constant	1.8441	0.0826	22.3289	1.0000	

Log likelihood (starting values): -1093.6277

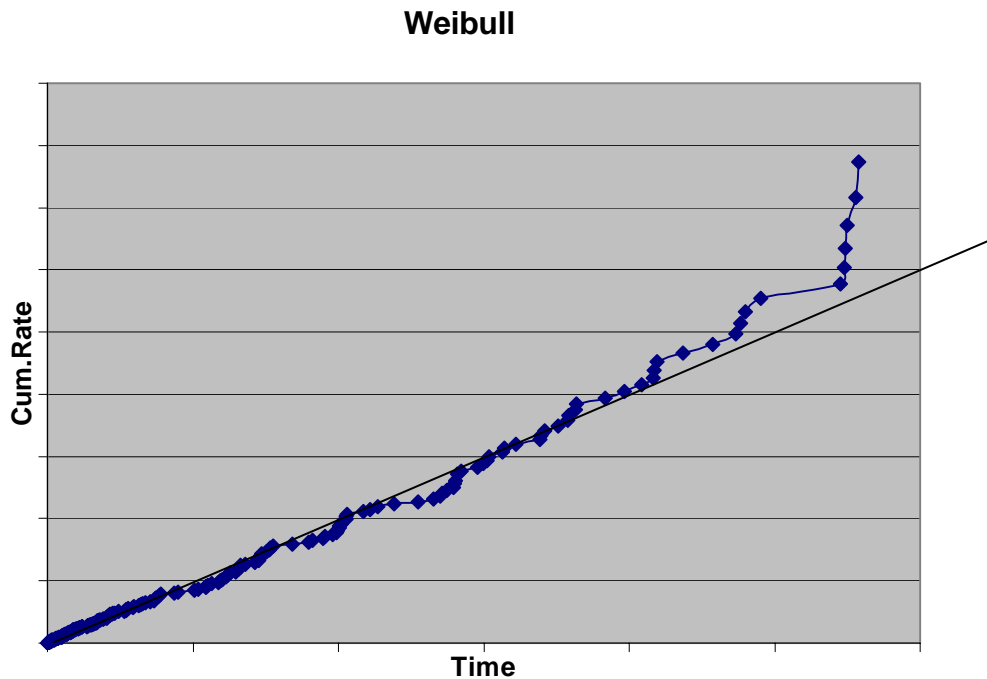
Log likelihood (final estimates): -960.8790

**Tabelle 8: Weibull-Modell Jahrgang 1925 + 1950**

Auch hier wurde die errechnete Verteilungsfunktion auf die Residuen angewandt und mit non-parametrischen Schätzern verglichen um einen nicht-quantitativen Eindruck von der Abweichung des Modells von den Daten zu erhalten.

Anhand der Graphik sieht man deutlich, dass das Modell für die jüngeren Altersstufen den tatsächlichen Verlauf der Übergangsrates sehr gut schätzt.

Lediglich für sehr hohe Altersstufen überschätzt das Weibull-Modell die Mortalität.



**Abbildung 9: Verlauf der non-parametrisch geschätzten Residuen im Weibull-Modell für die Jahrgänge 1925 + 1950**

Auch wenn man beide Jahrgänge getrennt betrachtet, zeigt sich der Effekt des Ranges auf die Mortalität deutlich. Allerdings ist der Effekt im Jahrgang 1925 allein schwächer ausgeprägt und statistisch streng genommen nicht mehr signifikant ( $p = 0,068$ ). Im Jahrgang 1950 allein zeigt sich aber dafür ein hochsignifikanter ( $p = 0,015$ ) und deutlich ausgeprägter Effekt.

MT Variable Label	Coeff	Error	C/Error	Signif	Rel.Risk
A Constant	-4.3399	0.0264	-164.5898	1.0000	
<b>A V3 zrank0</b>	<b>-0.0645</b>	<b>0.0352</b>	<b>-1.8287</b>	<b>0.9325</b>	<b>0.6345</b>
A V10 zgomlist	-0.0050	0.0119	-0.4202	0.3257	0.9655
B Constant	1.9543	0.0868	22.5078	1.0000	

Log likelihood (starting values): -595.3518

Log likelihood (final estimates): -540.0522

**Tabelle 9: Weibull-Modell Jahrgang 1925**

MT Variable Label		Coeff	Error	C/Error	Signif	Rel.Risk
A Constant	-	4.5568	0.0620	-73.4704	1.0000	
<b>A V3</b>	<b>zrank0</b>	<b>-0.2345</b>	<b>0.0965</b>	<b>-2.4293</b>	<b>0.9849</b>	<b>0.3764</b>
A V10	zgomlist	0.0857	0.0358	2.3945	0.9834	1.4290
B Constant		1.4272	0.2356	6.0565	1.0000	

Log likelihood (starting values): -427.1904

Log likelihood (final estimates): -412.4840

**Tabelle 10: Weibull-Modell Jahrgang 1950**

### 4.1.3 Gompertz-Modell

Wie in den übrigen parametrischen Modellen korreliert auch im Gompertz-Modell der erreichte Rang deutlich umgekehrt mit der Mortalitätsrate (Coeff. - 0,695), diese Korrelation ist statistisch höchstsignifikant ( $p \ll 0,05$ ).

Wie in den beiden anderen voll-parametrischen Modellen ist auch hier der Einfluss der Abschlussnoten statistisch nicht signifikant.

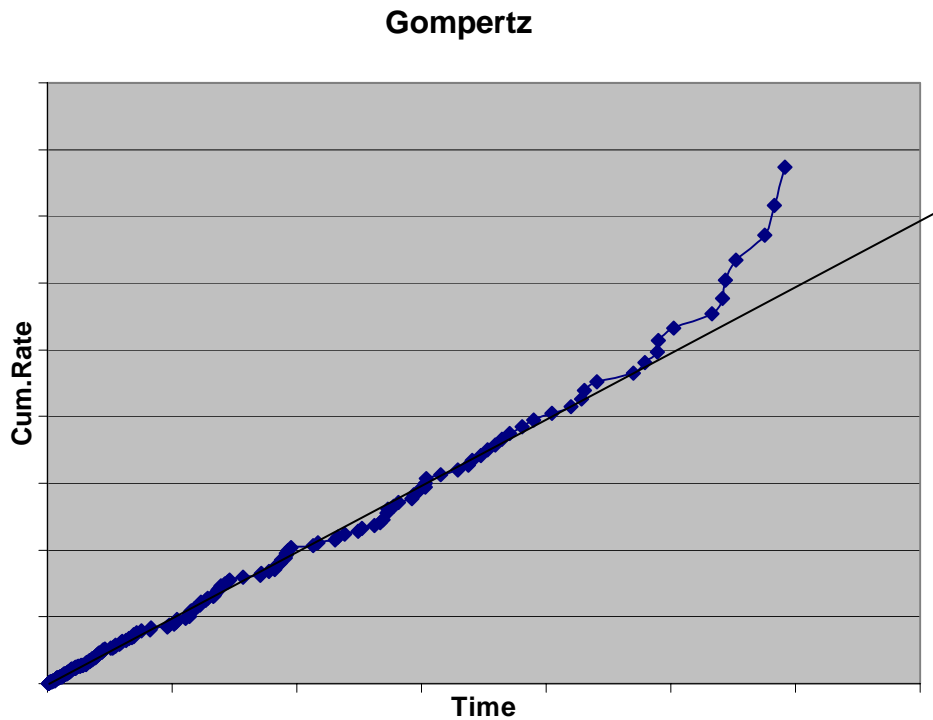
MT Variable Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
B Constant	-8.5156	0.5260	-16.1903	1.0000
<b>B V3 zrank0</b>	<b>-0.6952</b>	<b>0.2003</b>	<b>-3.4701</b>	<b>0.9995</b>
B V10 zgomlist	0.1003	0.0690	1.4539	0.8540
C Constant	0.0809	0.0070	11.5843	1.0000
C Class	-0.0173	0.0026	-6.6861	1.0000

Log likelihood (starting values): -1213.3220

Log likelihood (final estimates): -956.4940

**Tabelle 11: Gompertz-Modell Jahrgang 1925 + 1950**

Betrachtet man den Verlauf der non-parametrisch geschätzten Residuen so sieht man, dass die Passform des Gompertz-Modells sehr gut ist, lediglich für die sehr hohen Altersstufen findet man auch hier eine Überschätzung der Mortalitätsraten.



**Abbildung 10:** Verlauf der non-parametrisch geschätzten Residuen im Gompertz-Modell für die Jahrgänge 1925 + 1950

Während der Effekt des Ranges auch im 1950-Jahrgang allein deutlich zu erkennen ist und dabei statistisch hochsignifikant ist, ließ sich für den 1925-Jahrgang allein kein stabiles Gompertz-Modell schätzen.

MT Variable Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
B Constant	-7.7613	1.0116	-7.6726	1.0000
<b>B V3 zrank0</b>	<b>-0.9691</b>	<b>0.3556</b>	<b>-2.7251</b>	<b>0.9936</b>
B V10 zgomlist	0.3571	0.1252	2.8523	0.9957
C Constant	0.0523	0.0161	3.2591	0.9989

Log likelihood (starting values): -435.5992

Log likelihood (final estimates): -412.5187

**Tabelle 12:** Gompertz-Modell für bedingte Wahrscheinlichkeiten Jahrgang 1950

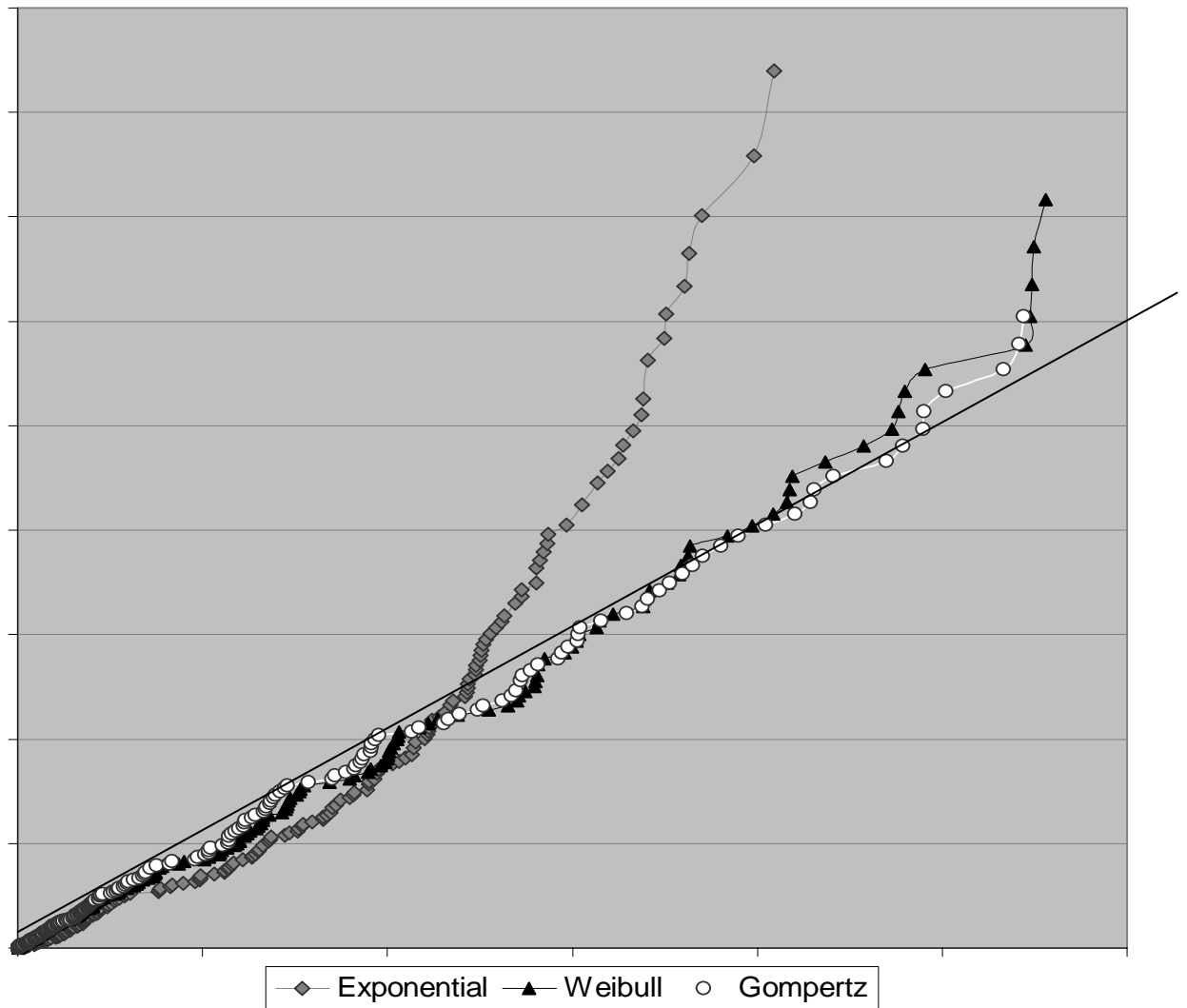
#### 4.1.4 Vergleichender Überblick über die Ergebnisse der verschiedenen parametrischen Modelle

Alle drei voll-parametrischen Modelle zeigen einen deutlichen Einfluss des erreichten Ranges auf die Mortalitätsraten. Die Effekte sind jeweils gleich gerichtet (Coeffizient  $< 0$ ), d.h. in allen Modellen lässt sich eine umgekehrte Korrelation zwischen Höhe des erreichten Ranges und der Mortalitätsrate nachweisen. Die Ergebnisse sind in allen Modellen statistisch signifikant.

Modell	Coeffizient erreichter Rang	Signifikanz
Exponential	-0.3691	0.9530
Weibull	-0.1086	0.9994
Gompertz	-0.6952	0.9995

**Tabelle 13:** Vergleich der Koeffizienten für Rang in den verschiedenen Modellen

Anhand der nicht quantitativen Darstellung der Passform der Tests zeigt sich, dass das Gompertz- und das Weibull-Modell relativ gute Annäherungen an die tatsächlich beobachteten Werte darstellen und nur in den sehr hohen Altersgruppen die Mortalität nennenswert überschätzen. Dabei ist die Passform des Gompertz-Modells noch geringfügig besser als die des Weibull-Modells. Das Exponential-Modell zeigt dagegen sowohl in den jüngeren als auch in den älteren Altersgruppen relativ deutliche Abweichungen von den zu beobachtenden Werten. Dabei wird die Mortalitätsrate in jüngeren Jahren unter-, in älteren Jahren deutlich überschätzt.



**Abbildung 11: Vergleich der graphische Darstellung der non-parametrischen Schätzung der Residuen aus dem Exponential-, Weibull- und Gompertz-Modell**

## 4.2 Analysen mit Hilfe semi-parametrischer Modelle: Cox-Regression

Mit Hilfe der Cox-Regression soll der Einfluss der einzelnen Kovariaten genauer untersucht werden und die Ergebnisse zur Veranschaulichung graphisch dargestellt werden.

### 4.2.1 Auswirkungen des erreichten Rangs auf die Lebenserwartung

Die Abbildung zeigt die Überlebenskurven für die drei verschiedenen Rangklassen, sie gibt an, wie viel Prozent der Kandidaten mit einem bestimmten Alter noch am Leben sind. Man sieht deutlich, dass sich die Überlebenskurve zu keinem Zeitpunkt überschneiden, sondern die Kurve der „generals“ stets über der der „colonels“ und diese wiederum stets über der der „staff officers“ liegt.

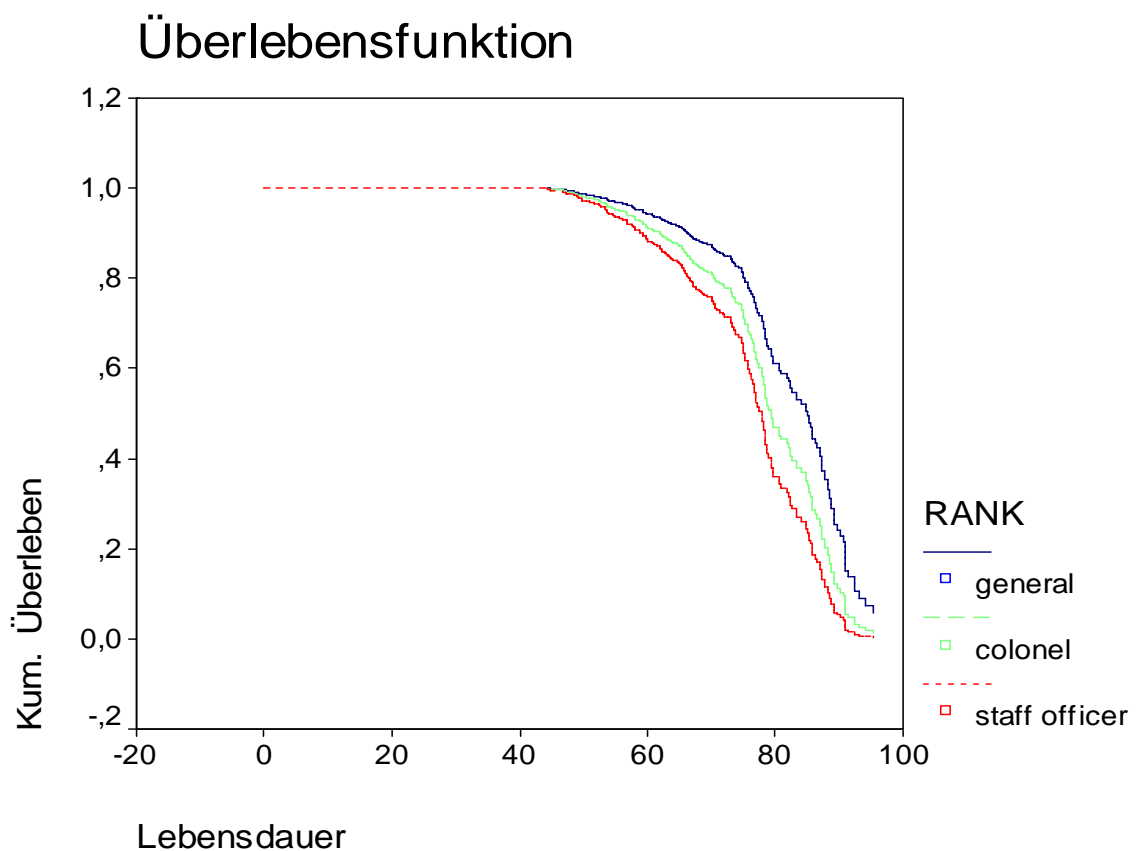
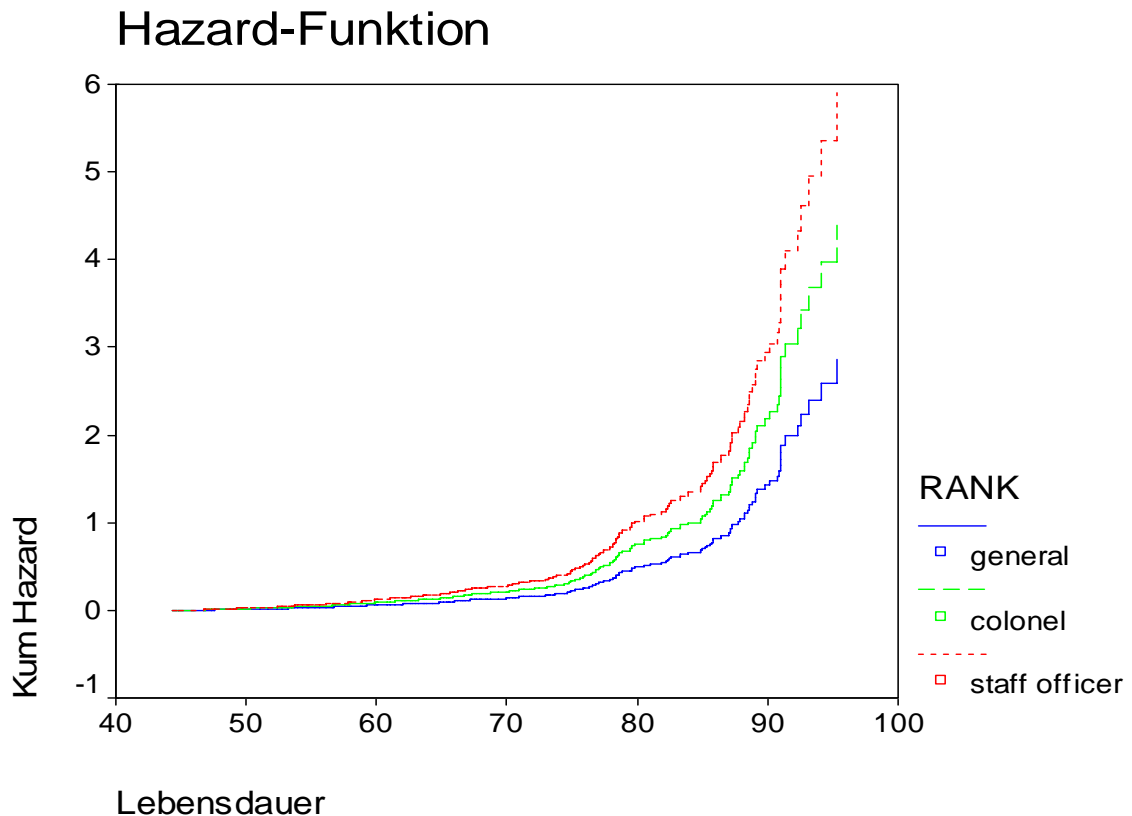


Abbildung 12: *Survival-Funktion für die einzelnen Rangklassen nach Cox-Regression*



Das unterschiedliche Mortalitätsrisiko der einzelnen Rangklassen ist über alle Altersstufen zu beobachten. Dargestellt wird es mit Hilfe der „Hazard Function“, die das Risiko, im Laufe des folgenden Jahres zu versterben, angibt.



**Abbildung 13: Hazard Function: Mortalitätsrisiko für die verschiedenen Rangklassen**

Auch hier überschneiden sich die Kurven nicht, d.h. die „staff officers“ haben zu jeder Zeit das höchste, die „generals“ das niedrigste Risiko zu versterben.

Das Risiko ist für „staff officers“ 2,1-fach (95 %- CI 1,3 - 3,3) gegenüber dem Risiko der Generalstäbe erhöht, dieses Ergebnis ist mit  $p < 0,01$

höchstsignifikant. Für „colonels“ ist das Risiko zu versterben 1,5-fach (95 %-CI 1,0 - 2,3) höher als für Angehörige der Generalsränge, auch dieses Ergebnis ist mit  $p < 0,05$  statistisch signifikant.

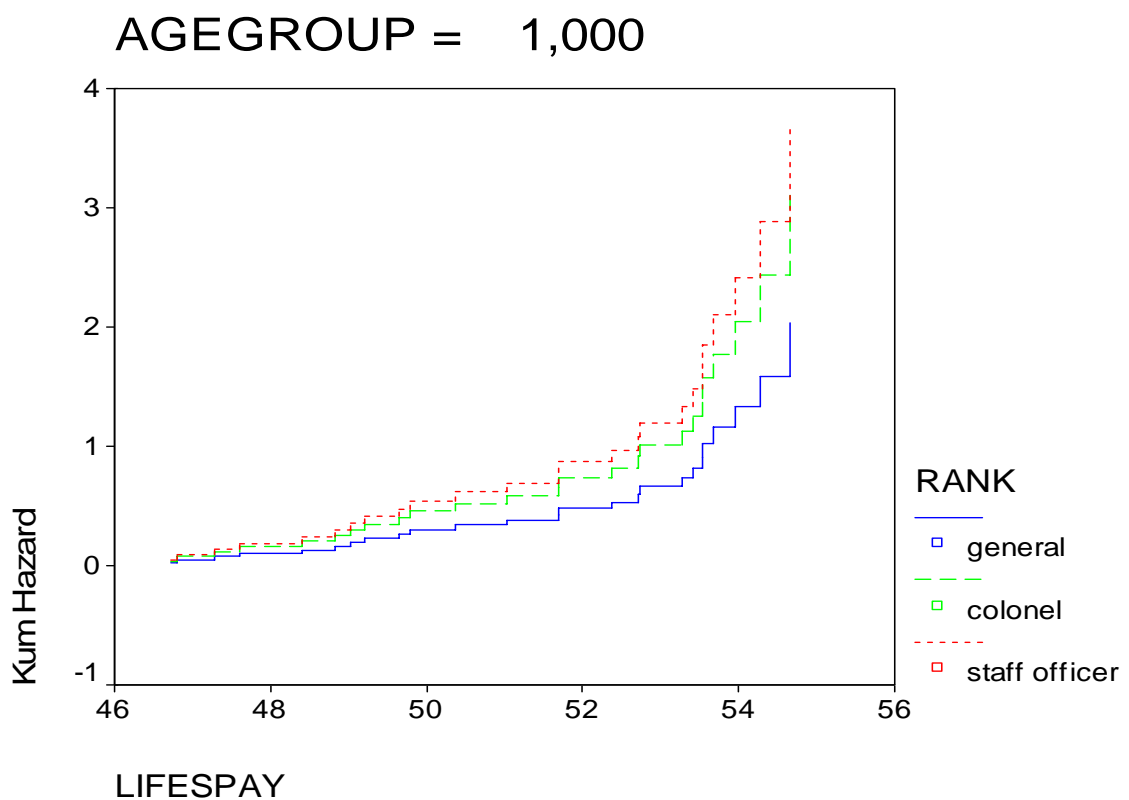
	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
				Lower	Upper
"generals"	9,384	,009			
"staff officers"	9,358	,002	2,064	1,297	3,285
"colonels"	4,434	,035	1,533	1,030	2,281

**Tabelle 14: Mortalitätsrisiko in Abhängigkeit von der Ranggruppe**

Interessanterweise zeigt sich in allen Altersstufen, also auch deutlich nach Beendigung der aktiven Dienstzeit, ein deutlicher Überlebensvorteil für die erfolgreichste Gruppe, während die Unterschiede zwischen den beiden anderen Gruppen nicht ganz so deutlich, aber auch in jeder Altersgruppe zu beobachten sind. Allerdings liegen die Ergebnisse, wenn sie auf die einzelnen Altersgruppen bezogen werden, am Rand des Signifikanzniveaus.

	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
				Lower	Upper
"generals"	5,472	,065			
"staff officers"	5,356	,021	1,815	1,096	3,006
"colonels"	3,798	,051	1,533	,998	2,356

**Tabelle 15: Mortalitätsrisiko in Abhängigkeit von der Ranggruppe nach Schichtung in Altersklassen**



**Abbildung 14: Altersgruppe 45 - 55 Jahre (n = 26)**

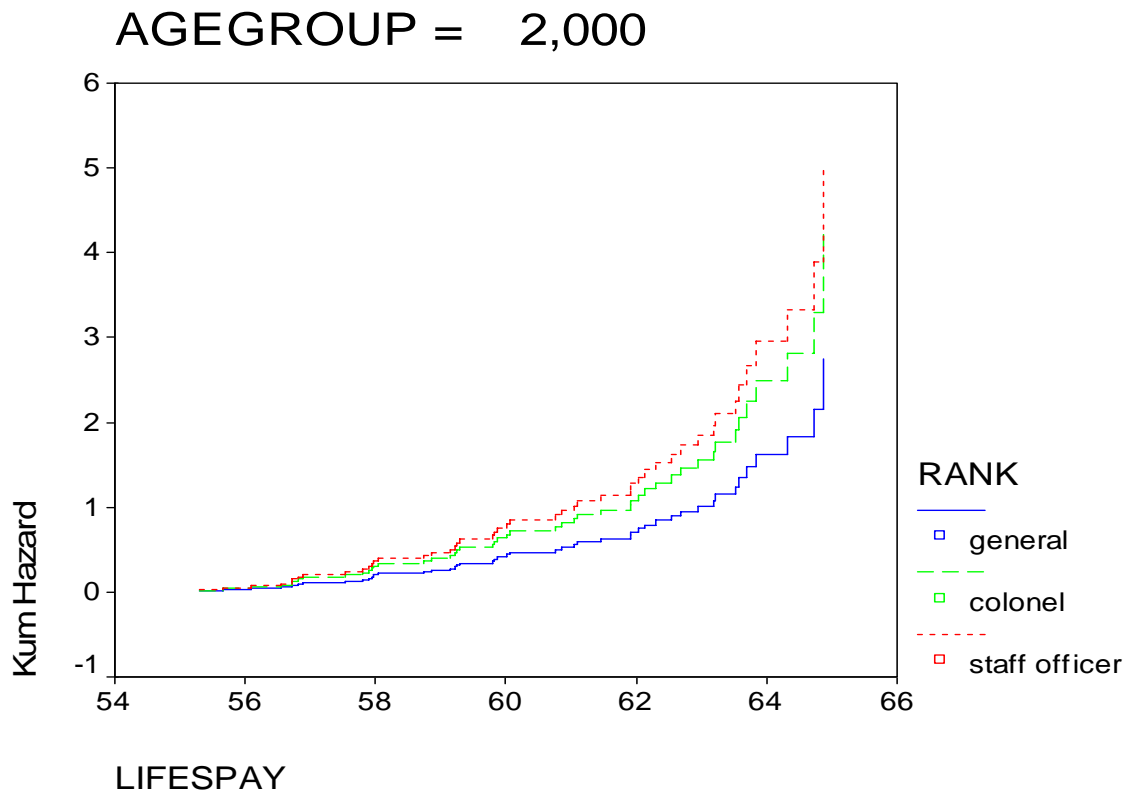


Abbildung 15: Altersgruppe 55 - 64 Jahre ( $n = 48$ )

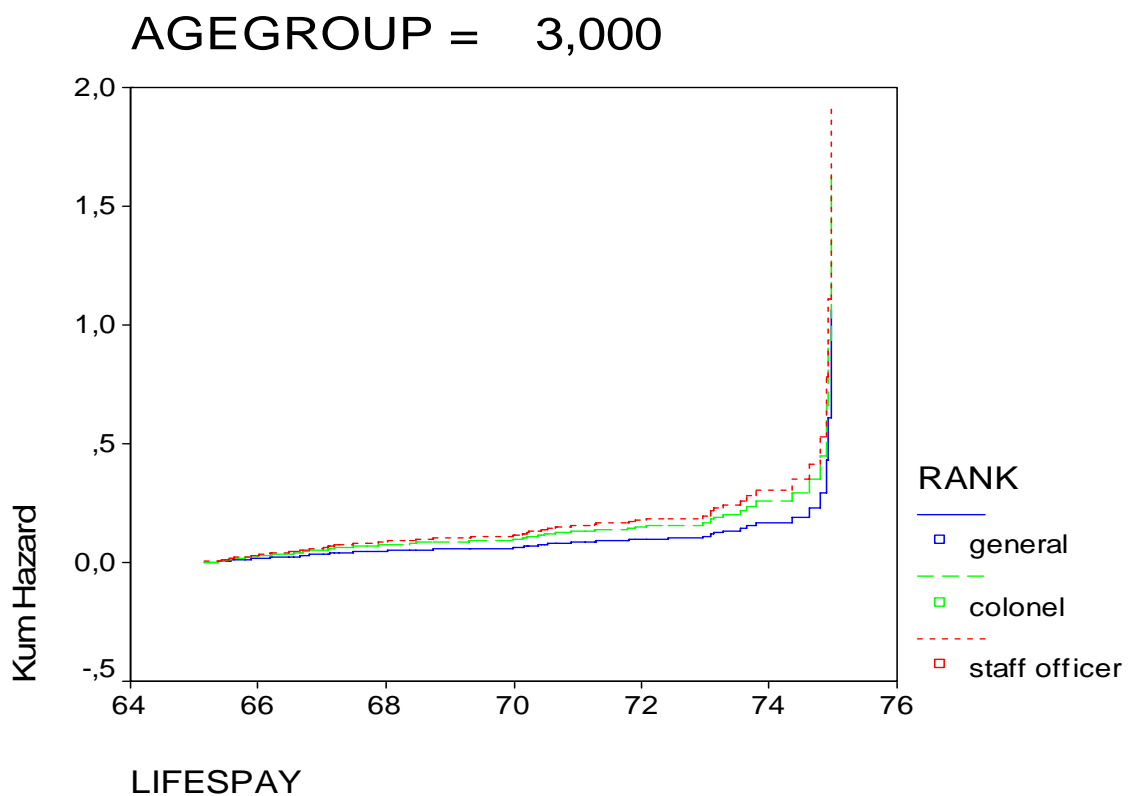


Abbildung 16: Altersgruppe 65 - 74 Jahre ( $n = 385$ , davon  $m = 316$  noch am Leben)

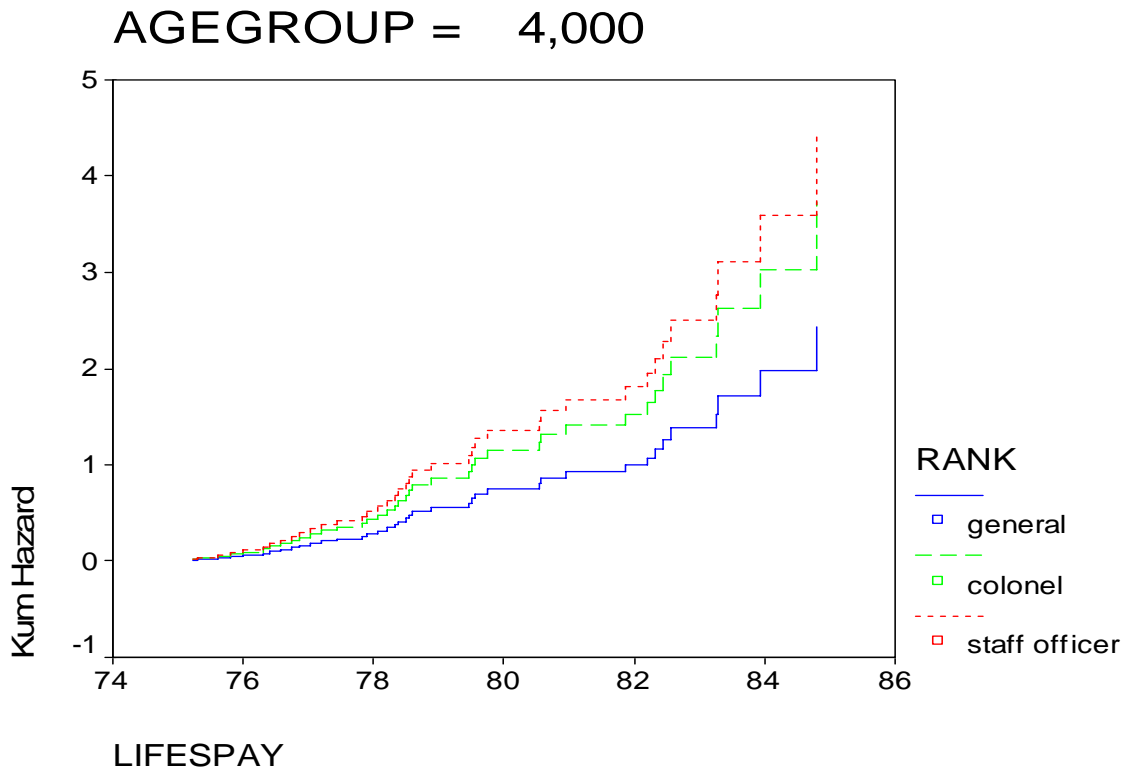


Abbildung 17: Altersgruppe 75 - 84 Jahre ( $n = 66$ , davon  $m = 26$  noch am Leben)

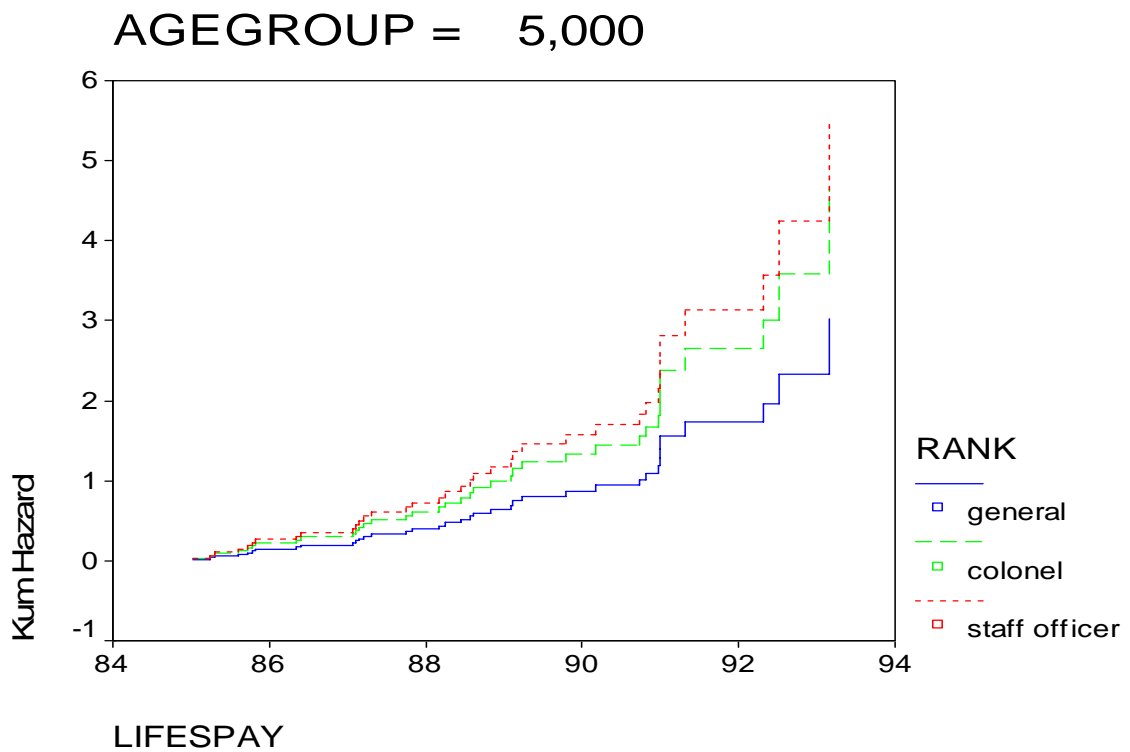


Abbildung 18: Altersgruppe 85 - 94 Jahre ( $n = 38$ )

## 4.2.2 Einfluss der Körpergröße auf die Lebenserwartung

Als weitere Kovariate wollen wir den Einfluss der Körpergröße auf die Lebenserwartung betrachten. Als erstes ist die Frage von Interesse, ob sich die Körpergröße auf den erreichten Rang ausübt. Ist dies der Fall, so muss untersucht werden, in welchem Zusammenhang die verschiedenen Variablen Körpergröße, beruflicher Erfolg und Lebenserwartung stehen, bzw. welche Variable die anderen wie beeinflusst.

Um entsprechende Aussagen treffen zu können wurden die Kandidaten gemäß ihrer Kompaniezugehörigkeit in eine von 6 Größengruppen geteilt. Dies entspricht in etwa der Einteilung nach Perzentilen, die einzelnen resultierenden Gruppen umfassen jeweils etwa gleich viele Probanden.

Es ließ sich kein statistisch signifikanter Unterschied bzgl. der Lebenserwartung in den unterschiedlichen Größengruppen nachweisen ( $p > 0,05$ ).

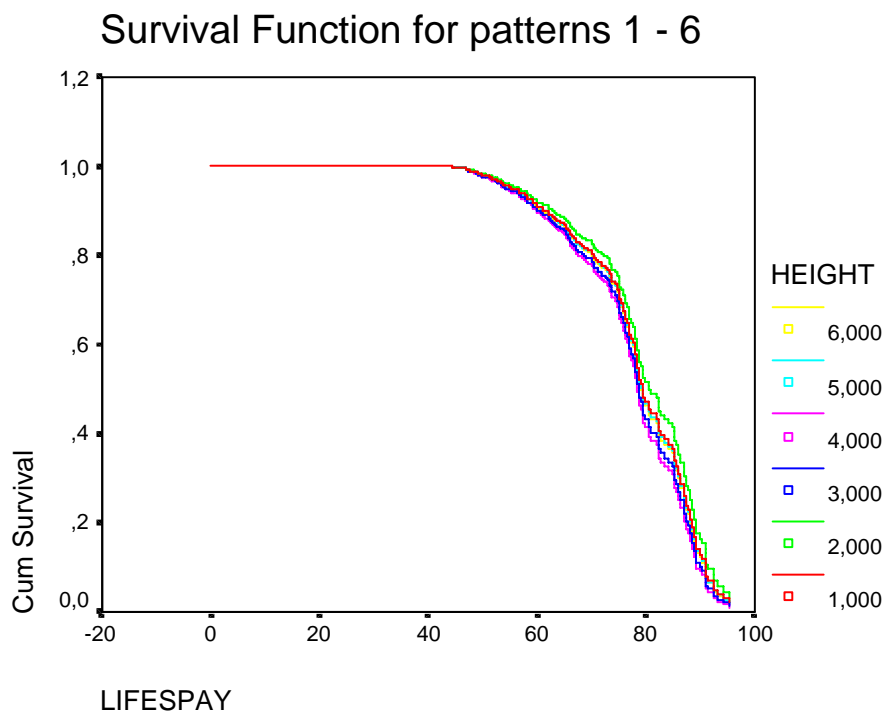


Abbildung 19: *Survival-Funktion für die einzelnen Größengruppen*

	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
				Lower	Upper
HEIGHT	5,840	,322			
HEIGHT(1)	,000	,989	,997	,624	1,592
HEIGHT(2)	2,385	,123	,678	,414	1,110
HEIGHT(3)	1,961	,161	,709	,438	1,147
HEIGHT(4)	1,654	,198	,714	,427	1,193
HEIGHT(5)	,024	,877	,960	,574	1,607

**Tabelle 16: Cox-Regression: Auswirkungen der Körpergröße auf die Lebenserwartung**

Auch nach noch stärkerer Kondensation der Daten auf nur drei Größengruppen liefert die Einbeziehung der Körpergröße keine statistisch signifikante zusätzliche Information. Der p-Wert liegt in allen Fällen deutlich über dem Signifikanzniveau ( $p \gg 0,05$ ).

	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
				Lower	Upper
groß	1,420	,492			
mittel	,242	,623	,920	,659	1,283
klein	,420	,517	1,117	,799	1,564

**Tabelle 17: Cox-Regression nach Kondensation auf drei Größengruppen**

Die multivariate Analyse mit Hilfe der Cox-Regression zeigt ebenfalls deutlich, dass kein statistisch signifikanter Effekt zu beobachten ist, auch hier liegen die p-Werte für die Körpergröße alle deutlich über dem Signifikanzniveau ( $p \gg 0,05$ ).

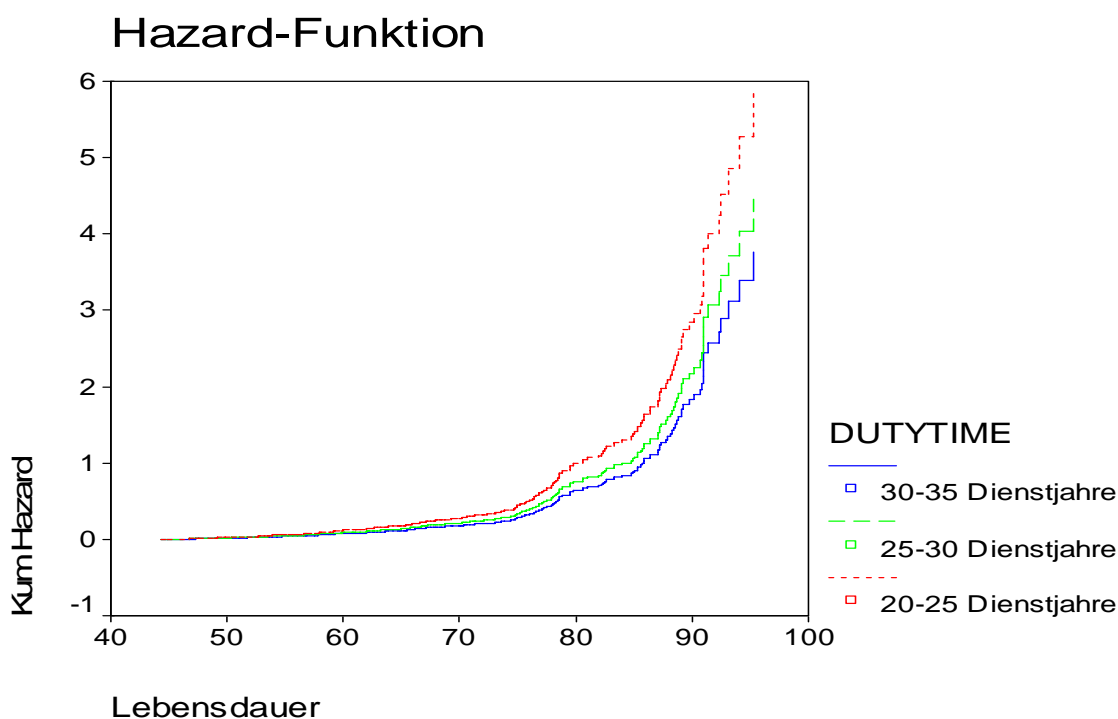
	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
				Lower	Upper
RANK	9,021	,003	,646	,485	,859
HEIGHT	,327	,568	,990	,957	1,024

**Tabelle 18: Cox-Regression: Einfluss von erreichtem Rang und Körpergröße auf die Lebenserwartung**

### 4.2.3 Dauer des Militärdienst und Art des Ausscheidens

Die Länge der Zugehörigkeit zum Militär hat einen deutlichen Einfluss auf die Lebenserwartung. In der folgenden Graphik sind die Hazardraten für Personen, die zwischen 20- 25, 25- 30 oder 30-35 Jahre Militärdienst geleistet haben abgebildet. Hier ist deutlich zu sehen, dass die Länge der Dienstzeit mit der Lebenserwartung korreliert, auch wenn der Befund nur für Soldaten, die 20-25 oder 30-35 Jahre Militärdienst geleistet haben, nicht aber für die mittlere Dienstzeiten signifikant ist.

Diejenigen, die 20 - 25 Jahre Militärdienst leisteten haben ein 1,6-fach (CI 1,1 - 2,2), diejenigen die 25 - 30 Jahre Militärdienst leisteten ein 1,2-fach (CI 0,8 - 1,7) erhöhtes Mortalitätsrisiko gegenüber denjenigen die 30-35 Jahre Militärdienst geleistet haben.



**Abbildung 20: Hazard Function: Mortalitätsrisiko in Abhängigkeit von der Länge des Militärdienstes**

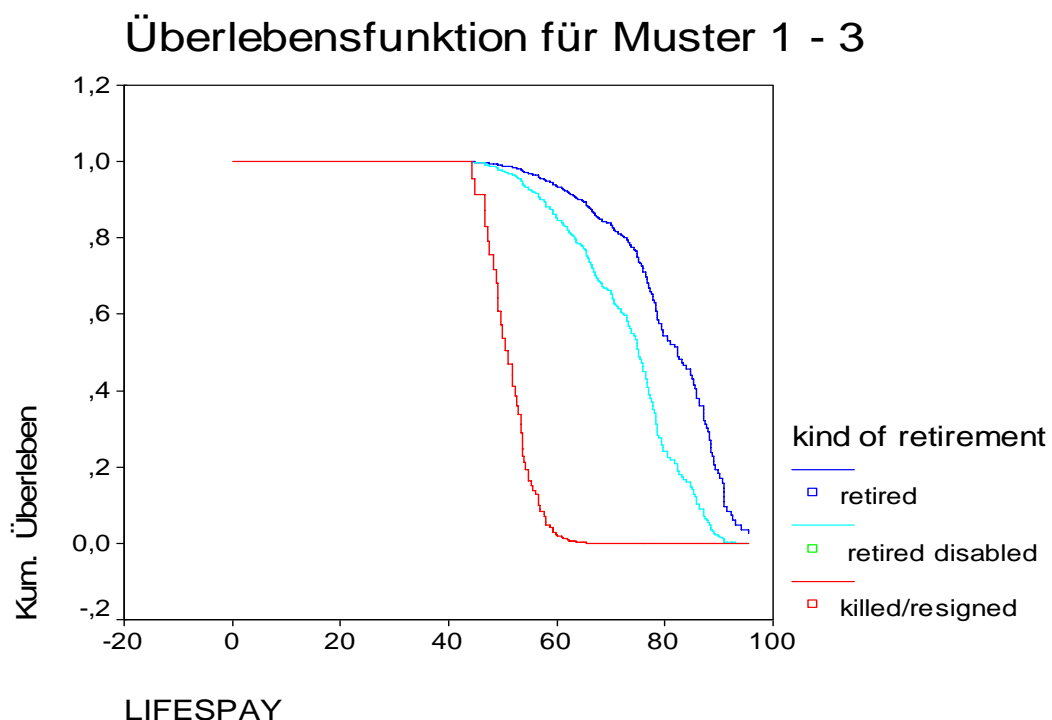
	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
				Lower	Upper
30 - 35 Jahre Militärdienst	6,851	,033			
25 - 30 Jahre Militärdienst	,976	,323	1,191	,842	1,684
20 - 25 Jahre Militärdienst	6,779	,009	1,557	1,116	2,174

**Tabelle 19: Cox-Regression: Auswirkungen der Länge des Militärdienstes auf die Lebenserwartung**

Dieser Befund lässt sich aber vor allem dadurch erklären, dass die Dauer der Dienstzeit vom erreichten Rang abhängig ist, so dürfen "staff officers" maximal 28 Jahre, "colonels" maximal 30 Jahre und "generals" maximal 35 Jahre dienen. Auch hier spiegelt sich also letztlich der Einfluss des erreichten Rangs wieder. Die Länge der Dienstzeit trägt, wenn sie als Kovariate zum Rang untersucht wird, selbst statistisch nicht mehr signifikant zur Erklärung des Mortalitätsunterschieds bei.

Auch die Art des Ausscheidens aus dem Militärdienst zeigt für sich betrachtet einen hochsignifikanten Einfluss auf die Lebenserwartung.

Von den 573 Personen gingen 509 Soldaten nach Ablauf ihrer Dienstzeit mit vollem Pensionsanspruch in den Ruhestand ("retired"), 53 schieden aufgrund einer Behinderung aus ("retired disabled") und die übrigen starben entweder noch während ihrer aktiven Dienstzeit ("killed in duty") oder schieden vorzeitig ohne vollen Pensionsanspruch aus ("resigned"),



**Abbildung 21: Survival-Funktion in Abhängigkeit von der Art des Ausscheidens aus dem Militärdienst**

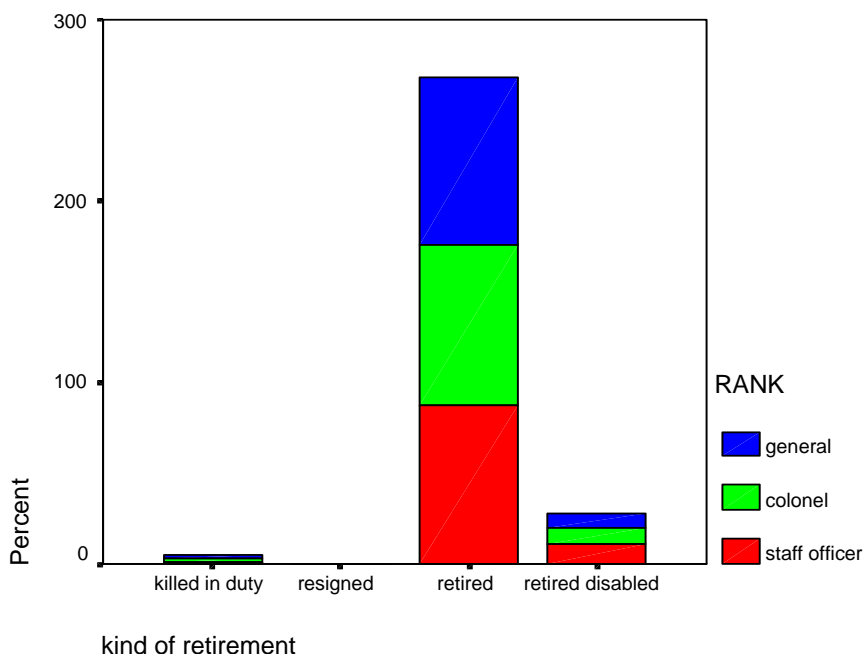


Soldaten, die aufgrund einer wie auch immer gearteten Behinderung ausscheiden mussten („retired disabled“) haben ein mehr als doppelt so hohes Mortalitätsrisiko (Odds Ratio von 2,3; CI 1,7 - 3,3) wie Personen, die erst nach voller Dienstzeit mit vollem Pensionsanspruch aus dem Militär ausgeschieden sind („retired“).

	Frequency	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
					Lower	Upper
"retired"	509	140,950	,000			
"retired disabled"	53	23,710	,000	2,342	1,663	3,298
"resigned/killed"	11	125,909	,000	56,114	27,769	113,391

**Tabelle 20: Cox-Regression: Auswirkungen der Art des Ausscheidens auf die Lebenserwartung**

Der Einfluss der Art des Ausscheidens bleibt auch bei multifaktorieller Analyse erhalten, was sich dadurch begründen lässt, dass die Soldaten aus den verschiedenen Rangklassen in etwa gleichem Verhältnis auf die verschiedenen Arten aus dem Militärdienst ausscheiden, der Rang also nicht gleichzeitig die Art des Ausscheidens bedingt.



**Abbildung 22: Anteil der einzelnen Rangklassen an den unterschiedlichen Möglichkeiten des Ausscheidens aus dem Militärdienst**

	Wald	Sig. (p)	Odds Ratio	95,0% CI	
				Lower	Upper
RANK	8,234	,004	,670	,510	,881
DUTYTIME	,573	,449	1,080	,884	1,319
KIND OF RETIREMENT	104,847	,000	,304	,242	,382

**Tabelle 21: Multivariate Cox-Regression unter der Berücksichtigung von erreichtem Rang, Dauer des Militärdienstes und Art des Ausscheidens als Kovariaten**

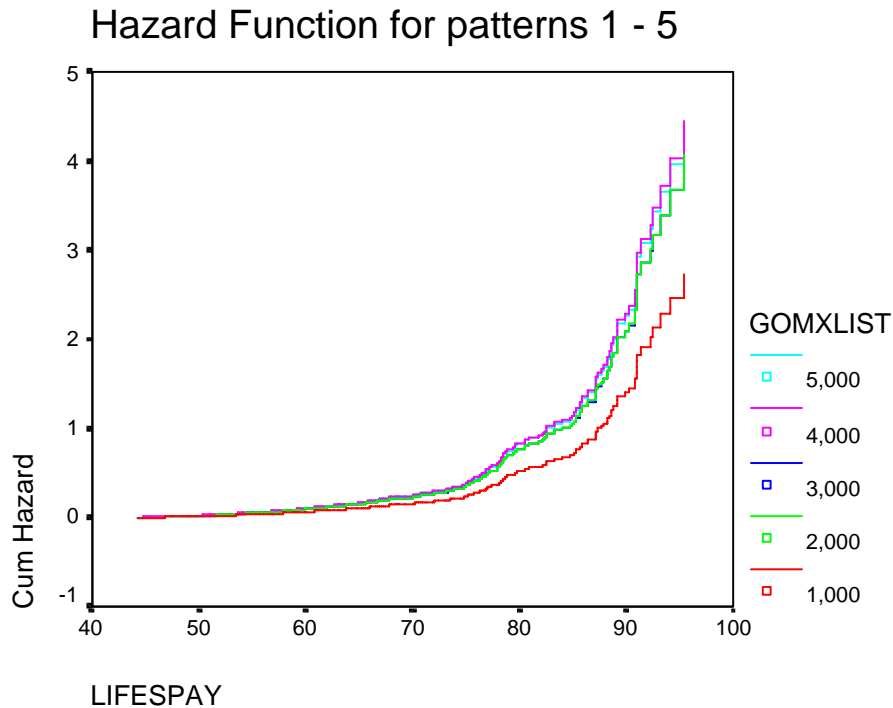
#### 4.2.4 General Order of Merit

Da Intelligenz als eine der gesicherten Einflussgrößen auf die Mortalität gilt (Whalley, Deary 2001), soll auch in diesem Untersuchungskollektiv überprüft werden, inwieweit sich ein Einfluss dieses Faktors auf die Lebenserwartung nachweisen lässt. Als Indikator für "Intelligenz" wird hier die Abschlussnote verwendet. Das relative Abschneiden der einzelnen Absolventen ergibt sich aus der so genannten "General Order of Merit" (GOM): in den Jahrbüchern wurden die Absolventen der Reihe ihres Abschneidens nach aufgelistet, d.h. der Jahrgangsbeste wird als Erster, der Schlechteste als Letzter aufgelistet. Teilt man nun die beiden Jahrgänge jeweils in fünf gleiche Teile, so erhält man unter Berücksichtigungen der oben genannten Einschränkungen fünf Quintile mit durchschnittlich 114 Kandidaten, dabei stellt die erste Gruppe die besten 20%, die letzte Gruppe die schlechtesten 20%.

Es zeigt sich wie ein schwacher Einfluss des Intelligenz-Indikators GOM auf die Mortalitätsraten, der jedoch (wie in den parametrischen Modellen) statistisch nicht signifikant ist.

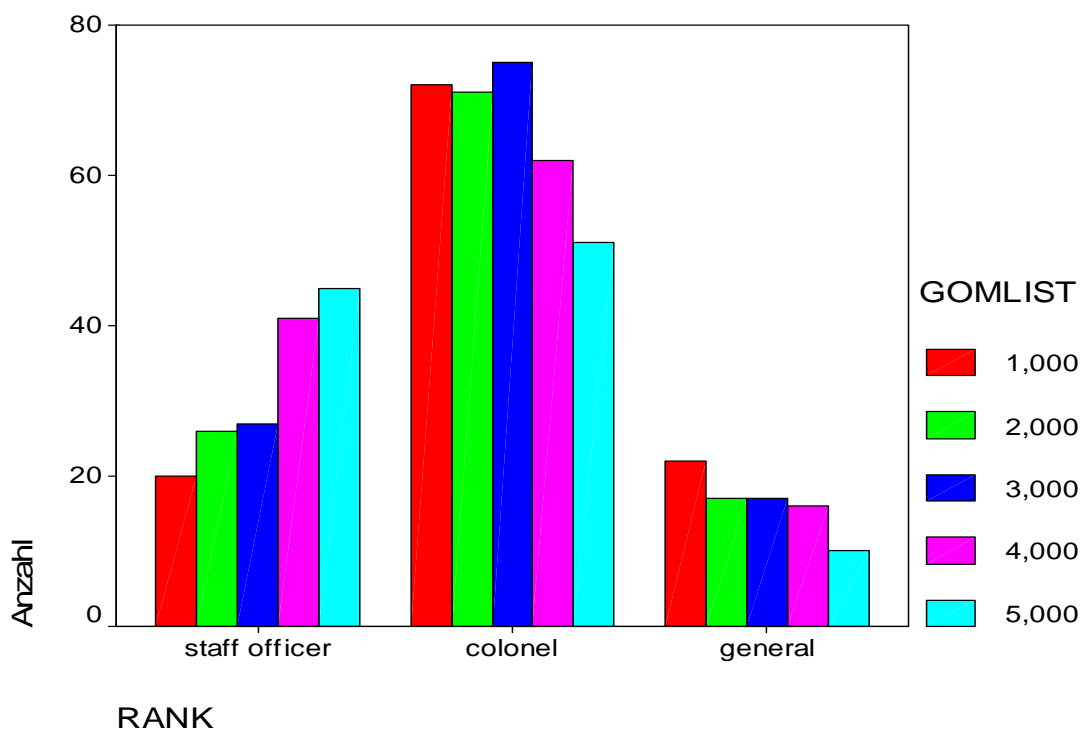
	Frequency	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI	
					Lower	Upper
1 (bestes Quintil)	114	5,449	,244			
2 (zweitbestes Q.)	114	2,739	,098	1,488	,929	2,381
3 (drittbestes Q.)	119	3,029	,082	1,485	,951	2,318
4 (viertbestes Q.)	119	4,386	,036	1,628	1,032	2,570
5 (schlechtestes Quintil)	106	4,300	,038	1,602	1,026	2,501
99 (keine gültige GOM)	1					
Total	573					

**Tabelle 22: Aufteilung in 5 Gruppen nach Abschlussnoten und Cox-Regression: relatives Risiko nach Abschlussnoten**



**Abbildung 23: Hazard function entsprechend der Abschlussnoten**

Auch hier gilt wieder, dass die Abschlussnote und der erreichte Rang nicht unabhängig voneinander betrachtet werden können, sondern dass sich die hohen Ränge vornehmlich aus den guten Absolventen, die niedrigen Ränge dagegen eher aus den schlechteren Absolventen rekrutieren.



**Abbildung 24: erreichte Rangstufe in Abhängigkeit von der Abschlussnote**

Man sieht deutlich, dass in der Ranggruppe der "staff officers" vor allem Absolventen mit schlechteren Abschlussnoten vertreten sind, wohingegen bei den "generals" die Absolventen mit den besseren Noten einen besonders großen Anteil haben.

Variablen in der Gleichung

	Wald	Sig.	Odds Ratio	95,0% CI for Exp(B)	
				Lower	Upper
RANK	8,230	,004	,670	,510	,881
DUTYTIME	,582	,445	1,081	,885	1,321
KIND OF RETIREMENT	104,708	,000	,304	,242	,382
GOMLIST	,024	,878	1,002	,972	1,034

**Tabelle 23: Cox-Regression unter Berücksichtigung der anderen Kovariaten Rang, GOM, Dauer des Militärdienstes, Art des Ausscheidens aus dem Militärdienst**

## **5 Diskussion**

Viele Studien konnten zeigen, dass die Lebenserwartung in den verschiedenen sozialen Schichten stark variiert. Sie hängt vor allem vom Sozialstatus, dem sozioökonomischen Umfeld und dem allgemeinen Gesundheitszustand ab und auch diese Variablen weisen schichtspezifische Unterschiede auf.

Der deutliche Zusammenhang von geringerem Sozialstatus und erhöhter Mortalität lässt sich auf mehrere Faktoren zurückführen. In den vergangenen Jahrzehnten konzentrierten sich die Forschungen vor allem auf die sozioökonomischen Unterschiede und das damit verbundene Risikoverhalten. In unteren sozialen Schichten ist das Bewusstsein für gesundheitliche Zusammenhänge ist weniger stark ausgeprägt, daraus resultiert eine höhere Prävalenz gesundheitsschädliches Verhalten wie Rauchen, übermäßige Nahrungsaufnahme, wenig körperliche Aktivität, etc.. Zudem ist die Zugänglichkeit zu einer optimalen medizinischen Versorgung etwas erschwert, die Hemmschwelle beispielsweise an Präventionsprogrammen, wie Krebsvorsorgeuntersuchungen teilzunehmen, ist höher.

Mit Angleichung der ökonomischen Lebensbedingungen gewinnt allerdings die Frage nach den psychosozialen Faktoren immer mehr an Bedeutung. Die durch das Lebensumfeld bedingte Stressbelastung hat einen deutlichen Einfluss auf die Mortalität und da der Mensch einen großen Teil seines Lebens mit seiner Arbeit verbringt, rückt die Frage nach dem Einfluss verschiedener berufsabhängiger Variablen immer mehr ins Zentrum des Interesses.

### **5.1 Diskussion der eigenen Ergebnisse**

#### **5.1.1 Wahl des Untersuchungskollektives**

Wir gingen davon aus, dass der Einfluss von beruflichem Erfolg auf die Lebenserwartung vergleichsweise gering ist und sich somit nur dann beobachten lässt, wenn die übrigen sozioökonomischen Faktoren, die diesen Effekt sonst überdecken, möglichst konstant gehalten werden. Während dies in der Zivilbevölkerung praktisch unmöglich ist, ist diese Bedingung in unserem Beobachtungskollektiv nahezu optimal erfüllt.

Aufgrund der strengen Aufnahmekriterien der US Military Academy können wir davon ausgehen, dass es sich bei unserem Kollektiv um eine in Bezug auf körperliche und geistige Fitness stark vorselektierte Gruppe handelt.

Normalerweise unterscheiden sich die Lebensumstände (ärztliche Versorgung, Ernährung, Wohnung, etc.) in untersuchten Kollektiven immer relativ stark, zudem ändern sie sich in der Regel im Laufe des Lebens. Das amerikanische Militär dagegen bietet seinen Offizieren weltweit äußerst ähnliche Bedingungen, diese bleiben auch über Jahrzehnte, also die gesamte Dienstzeit, untereinander sehr ähnlich.

Eine weitere Erklärung für die Abhängigkeit der Mortalität von Beruf, Einkommen und Sozialstatus, ist die damit verbundene bessere Verfügbarkeit medizinischer Versorgung. Gerade in Gesellschaften wie den USA, in denen die Inanspruchnahme des Gesundheitssystems unmittelbar über den Markt geregelt wird, spielen finanzielle Gründe eine große Rolle für das Gesundheitsverhalten. Da die Soldaten jedoch medizinische Leistungen über das Militär erhalten, können wird davon ausgehen, dass sich der berufliche Erfolg und das damit verbundene Einkommen hier praktisch nicht auf die Qualität der medizinischen Versorgung auswirkt.

Die Arbeits- und Lebensbedingungen, die Bildung, die Infrastruktur und das soziale Umfeld, also alle Faktoren, die in früheren Studien als wesentliche Determinanten der Lebenserwartung identifiziert worden sind, sind für die Soldaten der verschiedenen Ränge nahezu gleich.

Gerade bei der Körpergröße ist es sehr schwer, zwischen genetischen und äußeren Einflüssen zu differenzieren. Zwar ist die maximal erreichbare Körpergröße genetisch determiniert, welche Größe das Individuum aber tatsächlich erreicht, hängt von einer Vielzahl äußerer Einflussgrößen wie Ernährung, Krankheit und auch wieder der sozialen Schicht ab. Da der soziale Hintergrund unserer Versuchspersonen vergleichsweise ähnlich ist, spielt in diesem Kollektiv wahrscheinlich der genetische Einfluss eine relativ große Rolle. Man sollte in Erwägung ziehen, dass die Gene, die die Körpergröße beeinflussen, auch direkten Einfluss auf die Mortalität haben könnten.

Die absolute Körpergröße ließ sich aus den Daten nicht entnehmen, die relative Größeneinteilung entsprechend der Kompaniezugehörigkeit entspricht jedoch einer Verteilung der Größe auf Perzentilen. Generell führt das Rechnen mit

Perzentilen im Vergleich zu metrischen Werten bei gleichen oder etwas höheren p-Werten zu gleichen oder etwas geringeren beta-Werten. Da die beta-Werte angeben, in welchem Maße der gefundene Effekt auf die entsprechende Variable zurückzuführen ist, werden die gefundenen Effekte eher unter- als überschätzt. (Mueller, Mazur 1998)

Auch beim Vergleich der unterschiedlichen Jahrgänge ist ein absolutes Maß für die Körpergröße nicht unbedingt notwendig. Man muss bedenken, dass im Verlauf des letzten Jahrhunderts die Körpergröße insgesamt kontinuierlich gestiegen ist. Um einen Einfluss auf die Mortalität feststellen zu können interessiert uns daher vor allem die relative Größe im Vergleich zur Referenzkohorte.

Wir wissen nicht, wie sich die Körpergröße der Westpoint-Absolventen im Vergleich zu der übrigen Bevölkerung gleichen Alters verhält. Da in der Gesamtbevölkerung jedoch nicht die oben erwähnte Selektion stattgefunden hat, können wir davon ausgehen, dass die Varianz dort größer ist und damit möglicherweise auch die entsprechenden Effekte. Auf der anderen Seite finden sich in der Gesamtbevölkerung auch ein gewisser Anteil an Personen, die aufgrund Mangelernährung, Krankheit oder schlechten Sozialstatus nur eine geringere Körpergröße erreicht haben, so dass potentielle positive Effekte geringerer Körpergröße durch diese Nachteile möglicherweise überdeckt werden. (Mueller, Mazur 1998)

Die Varianz der demographischen und sozioökonomischen Variablen, die nachgewiesenermaßen den stärksten Einfluss auf die Lebenserwartung haben (Einkommen, Bildung, Sozialstatus, Lebensumfeld, etc.), ist in unserem Kollektiv im Vergleich zur Gesamtbevölkerung nur gering ausgeprägt. Dass wir trotzdem einen solch starken Effekt des beruflichen Erfolgs gefunden haben, spricht sehr dafür, dass beruflicher Erfolg einen eigenständigen Einfluss als protektiver Faktor ausübt.

Um auszuschließen, dass die gefundenen Effekte möglicherweise nur bei einigen wenigen Kohorten auftreten, wurden zwei zeitlich relativ weit auseinander liegende Jahrgänge (1925 und 1950) untersucht. In beiden Jahrgängen konnte der Zusammenhang zwischen erreichtem Rang und

Lebenserwartung in der Cox-Regression gefunden werden. Die parametrischen Modelle führten zwar zu ähnlichen Ergebnissen, allerdings waren die Ergebnisse für den 1925-Jahrgang statistisch nicht signifikant. Es ist höchst unwahrscheinlich, dass ein solcher Effekt nur zufälligerweise in gerade diesen beiden Jahrgängen nachzuweisen wäre. Die Tatsache, dass der Effekt im 1925-Jahrgang in den parametrischen Modellen nicht statistisch signifikant ist, unterstützt zwar die These nicht, widerspricht ihr aber auch nicht grundsätzlich. Da die übrigen Ergebnisse den Zusammenhang bestätigen, ist anzunehmen, dass der Effekt tatsächlich vorhanden ist.

### 5.1.2 Modelle der Ereignisdatenanalyse

Zur Berechnung der Übergangsrate kamen sowohl semi-parametrische Modelle (Cox-Regression) als auch voll-parametrische Modelle (Exponential-Modell, Weibull-Modell, Gompertz-Modell) zur Anwendung.

Die voll-parametrischen Verfahren haben einen höheren Informationsgehalt und liefern genauere Ergebnisse als die semi-parametrischen Modelle, sind aber anfälliger für Fehler, weil sie von mehr Annahmen und Voraussetzungen abhängen (Diekmann, Mitter 1984). Dafür lassen sich mit Hilfe der parametrischen Modelle Aussagen über absolute Risiken treffen: die voll-parametrischen Modelle treffen sowohl Aussagen über den Einfluss der Kovariaten als auch über die zugrunde liegende baseline-hazard. Daher hängt die Güte des gewählten Modells vor allem auch davon ab, wie gut die baseline hazard den tatsächlichen Verlauf beschreibt. Je genauer die baseline hazard spezifiziert wird, desto aussagekräftiger und exakter wird das Modell. Es ist also zu erwarten, dass das Weibull- oder das Gompertz-Modell eine exaktere Beschreibung der tatsächlichen Verläufe liefern als das Exponential-Modell, weil die Verteilung der Mortalitätsraten eher eine Weibull- oder Gompertz-Verteilung als eine exponentiale Verteilung aufweist (Yashin et al. 1999, Preston et al. 2001). Gleichzeitig steigt mit zunehmender Spezifizierung der baseline-hazard jedoch auch das Fehlerrisiko, weil die Wahrscheinlichkeit falscher Verteilungsannahmen mit der Zahl der getroffenen Annahmen ansteigt.



Beim Cox-Modell handelt es sich dagegen um ein semi-parametrisches Modell, d.h. dieses Modell verzichtet auf eine genauere Spezifizierung der zugrunde liegenden baseline-hazard.

Der weitgehende Verzicht auf die Annahme bestimmter Voraussetzungen und Verteilungsannahmen reduziert die möglichen Fehlerquellen und macht das Cox-Modell zu einem sehr robusten Modell. Gleichzeitig bedingt er aber auch den Nachteil des semi-parametrischen Cox-Modells, nämlich die mangelnde Genauigkeit. (Diekmann, Mitter 1984, Therneau, Grambsch 2001).

Um die mit Hilfe der parametrischen Modelle gefundenen Beobachtungen zu verifizieren, eignet sich der Vergleich mit robusten non- oder semi-parametrischen Modellen: die Tatsache, dass sich die Ergebnisse, die mit Hilfe der parametrischen Modelle ermittelt wurden, in ähnlicher Weise im wesentlich robusteren Cox-Modell finden, unterstreicht die Korrektheit der gefundenen Zusammenhänge.

#### 5.1.2.1 Das Exponential-Modell

Das einfachste Übergangsratenmodell ist das Exponential-Modell, bei dem man von der Annahme ausgeht, dass die Übergangsraten mit verschiedenen Konstellationen der Kovariaten variieren, aber nicht von der Zeit abhängen. Das Exponential-Modell ist damit „memory-free“, d.h. das Risiko zum jeweiligen Zeitpunkt ist unabhängig von der bis dahin verbrachten Lebenszeit. Obwohl das offensichtlich nicht der Realität entspricht, bietet das Exponential-Modell eine einfache Lösung, die als Referenz für kompliziertere Modelle dienen kann. (Rohwer, Pötter 1999, Blossfeld, Rohwer 1995).

Die Ergebnisse des Exponential-Modells deuten darauf hin, dass das Erreichen eines höheren Ranges mit einer Reduktion des Mortalitätsrisikos einhergeht. Auch wenn die zugrunde liegende baseline hazard sicher nicht ganz zutreffend und zu stark vereinfacht ist, gibt doch schon das Exponential-Modell einen guten Hinweis auf die Richtung der Effekte.

Die graphische Veranschaulichung der Residuen zeigt aber deutlich, dass die Mortalität in jungen Jahren unterschätzt, in älteren Jahren dagegen deutlich überschätzt wird. Dieser Fehler wird durch die rein exponentiale, zeitunabhängige baseline hazard bedingt. Tatsächlich hängt das

Mortalitätsrisiko eben auch von der bis dahin erlebten Lebenszeit ab: die bedingte Wahrscheinlichkeit, die Zeit  $t+1$  zu erleben, d.h. die Wahrscheinlichkeit  $t+1$  zu erleben unter der Bedingung, dass jemand bis zum Zeitpunkt  $t$  gelebt hat, ist höher als die unbedingte Wahrscheinlichkeit. Ein 60-Jähriger hat demnach eine höhere Wahrscheinlichkeit 80 Jahre alt zu werden als ein 30-Jähriger, weil er bereits 30 Jahre (während denen stets ein bestimmtes, wenn auch geringes Mortalitätsrisiko bestand) mehr überlebt hat. Dieser Tatsache wird das „memory-free“-Exponential-Modell jedoch nicht gerecht und überschätzt daher das späte Mortalitätsrisiko.

### 5.1.2.2 Das Weibull-Modell

Das Weibull-Modell findet vor allem in der Industrie Anwendung, wenn es um die Ausfallsverteilung zur Berechnung von Nutzungsdauern geht. Die zugrunde liegende Weibull-Verteilung der baseline hazard ähnelt der tatsächlich beobachtbaren Mortalität recht gut, so dass das Weibull-Modell eine relativ gute Schätzung der Übergangsraten liefern sollte (Thernau, Grambsch 2001). Tatsächlich sieht man, dass dies auch bei unseren Daten zutrifft. Die non-parametrisch geschätzten Residuen zeigen zunächst über einen großen Bereich einen relativ linearen Verlauf und weichen erst in hohen Altersgruppen von der beobachteten Mortalität ab. Das Weibull-Modell schätzt also die Mortalitätsraten recht gut und ist für ein Untersuchungskollektiv, das eine normale Altersverteilung aufweist, ausreichend angemessen.

### 5.1.2.3 Das Gompertz-Modell

Der Theorie nach wird der Verlauf der Mortalitätskurve über einen großen Bereich (ca. 35-85 Jahre) sehr genau durch die Gompertz-Makeham-Verteilung beschrieben, erst für sehr hohe Altersklassen sind dagegen andere Modelle adäquater (Yashin et al. 1999). Da es sich jedoch in unseren beiden Kohorten nicht um eine solche sehr alte Sonderklasse handelt, ist zu erwarten, dass das Gompertz-Makeham-Modell eine gute Annäherung an die tatsächlichen Werte darstellt.

Betrachtet man den Verlauf der non-parametrisch geschätzten Residuen, so sieht man, dass genau diese Vorhersage erfüllt wird: das Gompertz-Modell schätzt die Mortalitätsraten am zutreffendsten, nur für die sehr hohen Altersgruppen sehen wir eine Abweichung nach oben, d.h. die Mortalitätsraten

für sehr hohe Altersgruppen werden leicht überschätzt. Diese Abweichung beginnt aber etwas später und ist noch etwas schwächer ausgeprägt als die des Weibull-Modells, so dass wir davon ausgehen können, dass das Gompertz-Modell die korrekteste Schätzung der Mortalitätsraten darstellt.

#### 5.1.2.4 Das Cox-Modell

Unter der Voraussetzung, dass der Einfluss der Kovariaten einigermaßen monoton ist, lässt sich mit Hilfe der Cox-Regression der Effekt der Risikofaktoren gut abschätzen, selbst wenn keine genauen Aussagen über die zugrunde liegende Basis-Risiko-Funktion  $h_0(t)$  getroffen werden können. Die gute Abschätzbarkeit des relativen Risikos beruht darauf, dass mit Hilfe des Cox-Modells der Zeiteffekt herausgerechnet werden kann. Das wiederum zieht einen der größten Nachteile mit sich, nämlich, dass man nur sehr schlecht Aussagen über das absolute Risiko treffen kann. In dieser Hinsicht ist die Cox-Regression weniger exakt als die parametrischen Modelle. Außerdem können im Cox Proportional Hazards Model so genannte „heterogeneity effects“ nicht berücksichtigt werden, weil implizit davon ausgegangen wird, dass Individuen mit gleichen Kovariaten identische Hazardraten aufweisen. Werden keine Kovariaten berücksichtigt, so ist die Hazard-Funktion für die gesamte Stichprobe gleich, eine Voraussetzung, die so offensichtlich nicht zutrifft. Die gewählten Kovariaten können aber nicht das gesamte Spektrum der Heterogenität der Stichprobe abdecken. und eine Nicht-Berücksichtigung dieser Heterogenität der Stichprobe kann zu Verzerrungen der Schätzergebnisse führen. Allerdings müssten, um dies auszugleichen, wiederum Verteilungsannahmen über die Ungleichmäßigkeit der Stichprobe getroffen werden, die selbst gewissen Unsicherheiten unterliegen. Da der Cox-Ansatz genügend Raum für Zufallseffekte in den Zusammenhängen zwischen Schätzwerten und den empirischen Dauerdaten liefert, wird auf eine Integration dieser Heterogenitäts-Effekte ausdrücklich verzichtet (Schönfelder, Axhausen 2000).

Damit ist die Cox-Regression zwar nicht so genau, wie parametrische Modelle, stellt dennoch eine gute Näherung an die tatsächlichen Werte dar. Da sie von weniger Annahmen und Voraussetzungen ausgeht, ist sie sicherer als die

Wahl eines möglicherweise nicht ganz korrekten parametrischen Modells. (Kleinbaum 1996).

Wie in den parametrischen Modelle zeigt sich im Cox-Modell ein deutlicher Effekt des erreichten Ranges auf die Lebenserwartung: das Erreichen eines hohen Ranges geht mit einer deutlichen Reduktion des relativen Mortalitätsrisikos einher.

### 5.1.3 Beruflicher Erfolg korreliert positiv mit der Lebenserwartung

Das Ergebnis zeigt sehr deutlich, dass die Lebenserwartung vom erreichten Rang, der hier als Maß für beruflichen Erfolg gewählt wurde, abhängt.

Diese Beobachtung ist sowohl in den parametrischen Modellen, als auch in den semi-parametrischen Modellen zu finden, wobei der Effekt beim Cox-Modell am deutlichsten ist.

Der protektive Effekt einer hohen Rangstufe ist in allen Altersgruppen gleichmäßig zu beobachten. Lediglich in der Altersgruppe der 65 –74-Jährigen sieht die Kurve etwas anders aus. Dies liegt aber in erster Linie darin begründet, dass in dieser Gruppe der Anteil der zensierten Daten deutlich überproportional erhöht ist: die Absolventen des Jahrgangs 1950, die noch am Leben sind, sind befinden sich zum größten Teil in dieser Altersklasse (n= 316). Trotzdem ist selbst in dieser Altersgruppe das Mortalitätsrisiko für die untersten Ränge am höchsten und für die höchsten Ränge am niedrigsten.

Dass der Effekt auch noch lange nach dem Ende der beruflichen Karriere zu beobachten ist, spricht dafür, dass durch diese psychosozialen Faktoren Körperfunktionen und Stoffwechsel nachhaltig beeinflusst werden.

Bei dieser Untersuchung konnte kein statistisch signifikanter Einfluss der Abschlussnoten auf die Lebenserwartung nachgewiesen werden. Das hat wahrscheinlich zwei Ursachen: zum einen ist das untersuchte Kollektiv so stark vorselektiert, dass man davon ausgehen kann, dass die Unterschiede zwischen den einzelnen Gruppen nur relativ gering ausgeprägt sind. Auch die relativ schlechteren Absolventen sind absolut betrachtet wahrscheinlich noch relativ gut. Bedeutsamer ist aber die Tatsache, dass die beiden Kovariaten „erreichter Rang“ und „Abschlussnoten“ nicht unabhängig voneinander sind, sondern die

Wahrscheinlichkeit, einen hohen Rang zu erreichen mit besseren Noten ansteigt.

#### 5.1.4 Mögliche Kritikpunkte

##### 5.1.4.1 Übertragbarkeit der Ergebnisse auf die Zivilbevölkerung

Die nahezu idealen „Versuchsbedingungen“ unseres Untersuchungskollektivs werfen auf der anderen Seite jedoch natürlich die Frage auf, inwieweit die hier gefundenen Ergebnisse auch auf die durchschnittliche Zivilbevölkerung zu übertragen sind.

Der berufliche Erfolg im zivilen Leben geht möglicherweise mit mehr Stress und stärkeren gesundheitlichen Risikofaktoren einher als das Erreichen eines hohen Dienstgrades im Militär. Die US-Soldaten verbrachten den allergrößten Teil ihrer Dienstzeit in Friedenszeiten, das Leben in der Kaserne ist relativ vorhersagbar und wenn eine neue Stufe auf der Erfolgsleiter erreicht worden ist, muss dieser Erfolgsanspruch nicht ständig neu erkämpft werden. Erfolg in der freien Wirtschaft ist dagegen wesentlich weniger vorhersagbar und muss zudem ständig neu erstritten werden. Gerade diese ständige Unsicherheit in Bezug auf die Zukunft stellt einen nicht zu unterschätzenden Stressfaktor und damit ein mögliches Gesundheitsrisiko dar, das möglicherweise gerade bei den beruflich besonders Erfolgreichen besonders stark ausgeprägt ist, denn je mehr jemand erreicht hat, desto mehr hat er letztendlich auch wieder zu verlieren.

##### 5.1.4.2 Todesursachen

Ein weiterer Kritikpunkt an unserer Studie sind die fehlenden Aussagen bzgl. der Todesursachen. Interessant sind schließlich vor allem die Auswirkungen auf den Tod durch natürliche Todesursachen. Da wir nur die Personen in die Berechnungen aufgenommen haben, die bereits 20 Jahre Dienst überlebt haben, können wir davon ausgehen, dass die Todesursachen anteilmäßig in etwa den Todesursachen der Gesamtbevölkerung entsprechen. Nach dieser Zeit wurden die Soldaten normalerweise nicht mehr direkt in kriegerischen Auseinandersetzungen eingesetzt, die Wahrscheinlichkeit einen unnatürlichen, gewaltsamen Tod zu sterben, ist also wesentlich geringer als in jungen (Dienst-)Jahren und nähert sich dem Risiko der Normalbevölkerung an. In unserem Kollektiv verstarben 8 Personen (0,1%) noch während ihrer aktiven Dienstzeit

(also zwischen dem 20. und maximal angestrebten 35. Dienstjahr), allerdings ist auch hier die Todesursache nicht bekannt, wir wissen nicht, ob der Tod bei einem militärischen Einsatz oder infolge von Krankheit oder beispielsweise einem Autounfall eintrat.

Im Übrigen gibt es auch Forderungen, dass sich Überlebensforschung eben gerade nicht nur mit den Auswirkungen auf spezifische Todesursachen, sondern eben gerade auch mit der Gesamtmortalität beschäftigen sollten (Hadley et al 1999):

Viele Studien beschäftigen sich mit dem expliziten Einfluss eines bestimmten Faktors auf die Entwicklung spezifischer Krankheitsbilder oder Mortalitätsursachen. Dabei ist jedoch zu bedenken, dass Effekte auf eine bestimmte Erkrankung nicht notwendigerweise gleichsinnig das Gesamtüberleben oder das Risiko, an anderen Erkrankungen zu leiden, beeinflussen. So können Risikofaktoren für eine Krankheit durchaus einen protektiven Einfluss gegen andere Erkrankungen darstellen (Bsp.: Übergewicht stellt zwar ein Risikofaktor für Mammakarzinom dar, schützt aber andererseits vor Osteoporose). Wenn sich für ein Merkmal kein Einfluss auf die Gesamtlebenserwartung zeigt, obwohl es für eine bestimmte Erkrankung einen eindeutigen Risikofaktor darstellt, legt dies die Vermutung nahe, dass es eine protektive Wirkung in Bezug auf andere Erkrankungen entfaltet. Um die Bedeutung von krankheitsspezifischen Befunden für die Gesamtmortalität richtig zu interpretieren sind daher vor allem Maße für Gesamtüberlebensraten wichtig. (Hadley et al 1999)

#### 5.1.4.3 Passform der Modelle

Zur Schätzung der Modelle sollten die Kovariaten für die parametrischen Modelle idealerweise normalverteilt und intervallskaliert sein. Die einzelnen Rangstufen lassen sich jedoch nur ordinal skalieren und der berufliche Erfolg ist auch nicht normalverteilt: im Militär nimmt die Gesamtzahl der Personen natürlich mit steigendem Rang ab.

Anhand der non-parametrisch geschätzten Residuen sieht man aber, dass die Abweichungen der Modelle von den Daten relativ gering sind, sind grobe Fehler aufgrund der Skalenniveaus sind daher unwahrscheinlich.

### 5.1.5 Selektions- versus Kausalitätseffekt

Der gefundene Zusammenhang zwischen beruflichem Erfolg und Lebenserwartung sagt natürlich nichts darüber aus, ob zwischen beiden eine kausale Beziehung besteht. Der logisch exakte Nachweis einer eindeutig kausalen Beziehung kann empirisch nicht erbracht werden. (Bortz 238)

Hier stellt sich die Frage, ob es sich bei dem gefundenen Effekt um einen Kausalitäts- oder Selektionseffekt handelt, also ob beruflicher Erfolg lebensverlängernd wirkt oder ob eine Eigenschaft, die lebensverlängernd wirkt, auch die Wahrscheinlichkeit, beruflich erfolgreich zu sein, erhöht.

Anhand der hier vorliegenden Daten ergeben sich kaum Hinweise auf einen Selektionseffekt: das untersuchte Kollektiv ist sehr einheitlich, insbesondere in Hinblick auf körperliche und mentale Fitness. Auf die gesamte Armee bezogen, gehörten auch die hier betrachteten, vergleichsweise niederen Rangstufen, noch zu einem kleinen elitären Kreis, zu dem nur Menschen mit den entsprechenden körperlichen und geistigen Voraussetzungen Zugang finden konnten. Dies macht das Vorhandensein einer „dritten Variable“, die ein verlängertes Leben und höhere Erfolgchancen bedingt, eher unwahrscheinlich. Auch die Tatsache, dass die Mortalitätsunterschiede zwischen den drei Gruppen auch noch in sehr hohem Alter zu beobachten sind, spricht gegen einen Selektionseffekt. Im Falle eines Selektionseffekts würde man in den hohen bis sehr hohen Altersgruppen erwarten, dass sich die Unterschiede ausgeglichen haben.

Die möglichen kausalen Mechanismen werden im nächsten Abschnitt diskutiert.

## 5.2 Diskussion der eigenen Ergebnisse im Zusammenhang mit der Literatur

Es besteht kein Zweifel daran, dass das Einkommen Einfluss auf die Lebenserwartung hat (vgl. Kapitel „Stand der Forschung“). Da man normalerweise davon ausgehen kann, dass die Höhe des Einkommens entscheidend vom beruflichen Erfolg beeinflusst wird, lässt sich unschwer auch eine Korrelation zwischen beruflichem Erfolg und Lebenserwartung zeigen. Es ist nun die Frage, ob für die positiven Auswirkungen nur materielle oder auch psychosoziale Faktoren eine Rolle spielen. Ein hohes Einkommen stellt ja

gleichzeitig die „Belohnung“ und Anerkennung für Leistungen im Beruf dar. Der psychologische Effekt dieser Belohnung trägt möglicherweise selbst direkt zu einer Verlängerung der Lebenserwartung bei, unabhängig von den ökonomischen Auswirkungen.

Die Tatsache, dass auch in den oberen sozialen Schichten noch immer ein Gradient zu finden ist, lässt sich entweder durch die stärkere Reduktion des negativen Einflusses (Stress) oder durch die Anwesenheit eines positiven, noch zu identifizierenden Faktors erklären.

Die Soldaten der US-Military-Academy lebten alle in relativ gesicherten Verhältnissen, ein wesentlicher Stressor in der heutigen Arbeitswelt, drohende Arbeitslosigkeit, spielt für sie praktisch keine Rolle. Auch der zukünftige Lebens- und Arbeitsweg wird für die meisten relativ sicher vorhersagbar gewesen sein. Da aber gerade Unsicherheit, Instabilität und geringe Planbarkeit besonders starke Stressoren darstellen, und diese bei den Soldaten Vergleich zur Normalbevölkerung wahrscheinlich eher schwächer ausgeprägt sind, kann vermutet werden, dass die Auswirkungen von beruflichem Erfolg oder Misserfolg in der Normalbevölkerung noch eine weitaus größere Rolle spielen.

Zudem wäre es möglich, dass beruflicher Erfolg nicht nur über die Reduktion des negativen Faktors Stress zu einer Verlängerung der Lebenserwartung führt, sondern aktiv eine eigene protektive Wirkung entfaltet.

Da die Arbeitsplatzsicherheit und die Planbarkeit der Lebens- und Arbeitswelt für alle Rangklassen in ähnlicher Weise gegeben ist, ist es eher unwahrscheinlich, dass die unterschiedliche Lebenserwartung lediglich auf den mehr oder weniger starken Einfluss der negativen Risikofaktoren allein zurückzuführen ist. Vielmehr liegt die Vermutung nahe, dass sich hier tatsächlich die protektive Wirkung noch genauer zu identifizierender, positiver Faktoren entfaltet.

Die Tatsache, dass sich auch in dieser sozioökonomisch hoch stehenden und insgesamt relativ einheitlichen Gruppe der Army-Soldaten Mortalitätsunterschiede zwischen den einzelnen Erfolgsgruppen finden lassen, unterstützt also die These, dass es einen (von sozioökonomischen Faktoren



unabhängigen) positiven Einfluss auf psychischer Basis gibt, der nicht nur eine Verkürzung der Lebenserwartung verhindert, sondern die Lebenserwartung möglicherweise autonom verlängert.

### 5.2.1 Unterstützung für die Theorie des Psychosozialen Umfeldes

Verschiedene Studien stützen die Theorie des psychosozialen Umfeldes. Während der neo-materielle Ansatz noch gut erklären kann, warum die unteren sozialen Schichten gegenüber den oberen eine höhere Mortalität aufweisen, gerät er bei der Frage nach dem Gradienten innerhalb ökonomisch hoch stehender Schichten zunehmend unter Druck (vgl. Kap.2.3.1).

Marmot konnte bereits in der Whitehall-Studie einen solchen Gradienten eindeutig nachweisen. Als Staatsangestellte gehörten aber alle untersuchten Personen von vornherein zu den mittleren oder oberen Schichten, die also alle aus einem relativ guten Umfeld mit ähnlicher Infrastruktur stammten. Dass trotzdem ein so deutlicher Gradient zu sehen war, spricht dafür, dass nach Angleichung der Lebensbedingungen psychosoziale und kognitive Faktoren zunehmend an Bedeutung gewinnen.

Gleiches lässt sich auch aus der Studie von Redelmeier und Singh schließen. Wenn der Erfolg „Oscar-Gewinn“ überhaupt zu einer ökonomischen Verbesserung führt, sind auf einem solch hohen Niveau die daraus resultierenden sozioökonomischen Auswirkungen vernachlässigbar gering. Die höhere Lebenserwartung muss also eine andere Ursache haben.

Für die von uns untersuchte Gruppe der Army-Soldaten gilt dies sogar noch strenger. Während es im zivilen Leben praktisch eigentlich unmöglich ist, ein für alle Versuchspersonen relativ gleiches Lebensumfeld zu schaffen, ist dies bei den Soldaten in nahezu optimaler Form gegeben. Die Arbeits- und Lebensbedingungen, die Bildung, die Infrastruktur, die medizinische Versorgung und das soziale Umfeld, also alle Faktoren, die in früheren Studien als wesentliche Determinanten der Lebenserwartung identifiziert worden sind, sind für die Soldaten der verschiedenen Ränge nahezu gleich, die gefundenen Mortalitätsunterschiede lassen sich also kaum durch den neo-materiellen

Ansatz erklären. Vielmehr scheinen hier die mit dem Statusgewinn verbundenen positiven Kognitionen eine Schlüsselrolle zu spielen.

Persönliche psychologische Mechanismen, die von sozialen Status und Erfolg abhängen, scheinen demnach einen nicht zu unterschätzenden Einfluss auf die Gesundheit haben.

Am offensichtlichsten scheint ein Einfluss von Selbstwertgefühl und den damit verbundenen Kognitionen wie Gefühl der Kontrolle oder Fremdbestimmung, Optimismus oder Pessimismus zu bestehen. Je größer der Erfolg, also in diesem Fall, je höher der erreichte Rang, desto günstiger verändern sich diese psychosozialen Variablen. Ein mit dem Erfolg verbundene größere Verantwortung und damit möglicherweise höhere Belastung, scheint sich nicht negativ auf die Lebenserwartung auszuwirken, wenn sie mit der entsprechenden Anerkennung einhergeht. Dies ist bei den US-Soldaten der Fall. Dies passt gut zu den Erkenntnissen von Siegrist et al. und Marmot zu dem Problemfeld „effort-reward-imbalance“ und „job strain“ (vgl. Kap.2.2.4). Geringes Selbstwertgefühl scheint auf zwei verschiedene Arten Einfluss auf die Mortalität zu nehmen, zum einen erhöht es allgemein das Erkrankungsrisiko für verschiedene somatische und psychische Erkrankungen, zum anderen führt es zu einem geringer ausgeprägten gesundheitsfördernden Verhalten, was wiederum eigene Risikofaktoren für entsprechende Erkrankungen darstellt. Diese Mechanismen scheinen auch bei den Absolventen von Westpoint wirksam zu sein, bei denen sich die deutlichen Unterschiede in der Lebenserwartung nicht einfach durch materielle Unterschiede erklären lassen.

## 6 Zusammenfassung

Die Untersuchung an Absolventen der US Military Academy Westpoint der Jahrgänge 1925 und 1950 zeigt eine deutliche positive Korrelation zwischen dem erreichten Rang, der als Maß für den beruflichen Erfolg in diesem Kollektiv benutzt wird, und der Lebenserwartung.

Die Schätzung der Mortalitätsrate mit Hilfe von voll-parametrischen Modellen zeigt wie zur erwarten eine relativ gute Schätzung für das Weibull- und das Gompertz-Modell, wohingegen das Exponential-Modell zu stark vereinfacht ist und daher die tatsächliche Mortalitätsrate zunächst unter- und später deutlich überschätzt. Auch in den semi-parametrischen Modellen zeigt sich wie im Cox-Modell ein deutlicher Einfluss des erreichten Ranges auf die Mortalitätsrate. Das Mortalitätsrisiko der untersten Ranggruppe ist nach dem Ablauf von mindestens 20 Dienstjahren deutlich höher als das der obersten Ranggruppe und die mittlere Lebensdauer der höchsten Ranggruppe ist 4,4 Jahre länger als die der untersten Ranggruppe. Die Ergebnisse sind statistisch signifikant. Der positive Effekt beruflichen Erfolgs lässt sich zudem in allen Altersgruppen beobachten, er ist also auch noch lange nach dem Ende des Berufslebens wirksam.

Die Körpergröße zeigte dagegen keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Lebenserwartung.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass neben den bekannten sozioökonomischen Einflüssen auf die Lebenserwartung psychosoziale Faktoren eine Rolle spielen. Bisher befasste sich die Sozialforschung vor allem mit den sozioökonomischen Auswirkungen unterschiedlichen Sozialstatus. Verschiedene Studien zeigen jedoch, dass sich die deutlichen Mortalitätsunterschiede in den unterschiedlichen Sozialenschichten nicht mit sozioökonomischen Faktoren und dem daraus resultierenden Risikoverhalten allein erklären lassen. Trotz weitreichender Errungenschaften in den Sozialsystemen und der medizinischen Versorgung aller Gesellschaftsschichten, ist der schichtspezifische Gradient in der Mortalität weiterhin sehr deutlich. Mit der zunehmenden Angleichung der

sozioökonomischen Bedingungen in den einzelnen Sozialschichten, gewinnen daher die psychosozialen Faktoren immer stärker an Bedeutung.

Da der Mensch einen großen Teil seines Lebens mit seiner Arbeit verbringt, verdient der Einfluss der mit dem Beruf verbundenen Kognitionen und Emotionen besondere Beachtung.

Nach unseren Erkenntnissen, spielt der berufliche Erfolg eine wesentliche Rolle für die Lebenserwartung. Im Hinblick auf das Ziel einer möglichst gesunden Gesamtbevölkerung sollten daher weitere Forschungsanstrengungen auf diesem Gebiet unternommen werden und ggf. überprüft werden, inwieweit es möglich ist, beispielsweise durch die Schaffung persönlicher Erfolgserlebnisse positiven Einfluss auf die Gesundheit zu nehmen.

## 7 Anhang

### 7.1 Auswertung mit Hilfe von TDA

#### 7.1.1 Tabellen zum Exponential-Modell

##### 7.1.1.1 exponential9.cf

```

nvar(
  dfile=c:\tda\standarddata9.dat ,
  V1      (ID nach GOM)                = c1,
  V2      (zclass of      )            = c2,
  V3      (zrank0)                    = c3,
  V4      (birthyear)                  = c4,
  V5      (year of retirement)         = c5,
  V6      (deathyear)                  = c6,
  V7      (lifespan)                    = (V6-V4),
  V8      (zdutytime)                  = c8,
  V9      (dutytime in Jahren)         = c9,
  V10     (zgomlist)                   = c10,
  V11     (zkindofretirement)         = c11,
  V12     (zheightlist)                = c12,
  V13     (destination status)         = c13,
  V14     (Alter bei Abschluss)        = (V2-V4),
  Class   = eq(V2,1950),

  DES [1.0] = if eq(V13,1) then 1 else 0,
  End     (Alter bei Ausscheiden)      = (V14+V9),
);
tsel= (
ge (V6,1) *ge (V4,1) *ge (V14,1)*ge (V9,20) *le (V9, 35) *
ge(V7,End+1) *ge(V7, 20) *le(V7,100) *ge (V11,-1.95286) #*le (V2,1925)
);
edef(
ts = End, # starting time = 0
tf = V7, # ending time: V7
org = 0, # origin state = 0
des = DES, # destination state = lebt noch 0, verstorben =1
);
rate (
mxit =200,
xa(0,1) = Class, V3, V10,
pres= exponentialresiduen.txt,
rrisk,
) = 2;
clear;
nvar (
dfile=exponentialresiduen.txt,
TF = c8 *10,
ORG = c2,
DES =c3,
);
edef
(ts =0,
tf = TF,
org= ORG,
des = DES);
ple =exponentialresiduen.ple;

```

### 7.1.1.2 Jahrgang 1925 + 1950

TDA. Analysis of Transition Data (6.4e). Fri Feb 28 14:59:10 2003  
Current memory: 330832 bytes.

Reading command file: exponential9.cf

```
=====
nvar(...)
Creating new variables. Current memory: 330832 bytes.
```

Idx	Variable	Label	T	S	PFmt	Definition
1	V1	IDnachGOM	3	4	0.0	c1
2	V2	zclassof	3	4	0.0	c2
3	V3	zrank0	3	4	0.0	c3
4	V4	birthyear	3	4	0.0	c4
5	V5	yearofretirement	3	4	0.0	c5
6	V6	deathyear	3	4	0.0	c6
7	V7	lifespan	3	4	0.0	(V6-V4)
8	V8	zdutytime	3	4	0.0	c8
9	V9	dutytimeinJahren	3	4	0.0	c9
10	V10	zgomlist	3	4	0.0	c10
11	V11	zkindofretirement	3	4	0.0	c11
12	V12	zheightlist	3	4	0.0	c12
13	V13	destinationstatus	3	4	0.0	c13
14	V14	AlterbeiAbschluss	3	4	0.0	(V2-V4)
15	Class		3	4	0.0	eq(V2,1950)
16	DES		3	4	1.0	if(eq(V13,1),1,0)
17	End	AlterbeiAusscheiden	3	4	0.0	(V14+V9)

Creating a new data matrix.  
Maximum number of cases: 1000

Using data file(s): c:\tda\standarddata9.dat  
Free format. Separation character(s): default.

Reading data file: c:\tda\standarddata9.dat  
Read records: 916

Created a new data matrix.  
Number of cases: 916  
Number of variables: 17  
Missing values in data file(s): none.

End of creating new variables. Current memory: 399578 bytes.

```
-----
tsel=(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*
ge(V11,-1.95286))
New temporary case selection:
(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*ge(V1
1,-1.95286))
Number of selected cases: 565
```

```
-----
edef(...)
Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.
Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7
```

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	350	350.00	23.83	41.00	99.00	-
1	0	1	215	215.00	20.75	42.00	96.00	-
Sum			565	565.00				

Number of episodes: 565  
Successfully created new episode data.

```
-----
rate(...)=2
Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.
```

Model: Exponential

Maximum likelihood estimation.  
Algorithm 5: Newton (I)

Number of model parameters: 4  
Type of covariance matrix: 2

Maximum number of iterations: 200  
 Convergence criterion: 1  
 Tolerance for norm of final gradient: 1e-006  
 Mue of Armijo condition: 0.2  
 Minimum of step size value: 1e-010  
 Scaling factor: -1

Log-likelihood of exponential null model: -1093.63  
 Changed scaling factor for log-likelihood: -0.001  
 Using default starting values.

Convergence reached in 6 iterations.  
 Number of function evaluations: 7 (7,7)

Maximum of log likelihood: -1018.6  
 Norm of final gradient vector: 1.26373e-007  
 Last absolute change of function value: 9.85749e-011  
 Last relative change in parameters: 5.28341e-005

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	A	Constant		-2.9845	0.1405	-21.2459	1.0000
2	1	0	1	A	Class		-1.7146	0.1494	-11.4744	1.0000
3	1	0	1	A	V3	zrank0	-0.3691	0.1858	-1.9862	0.9530
4	1	0	1	A	V10	zgomlist	0.1175	0.0693	1.6950	0.9099

Log likelihood (starting values): -1093.6277  
 Log likelihood (final estimates): -1018.5973

Estimated relative risks.

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	R.Risk
1	1	0	1	A	Constant		0.0506
2	1	0	1	A	Class		0.1800
3	1	0	1	A	V3	zrank0	0.6914
4	1	0	1	A	V10	zgomlist	1.1247

Current memory: 330832 bytes. Max memory used: 419706 bytes.  
 End of program. Fri Feb 28 14:59:10 2003

### 7.1.1.3 Jahrgang 1925

tsel=(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100)\*ge(V11,-1.95286)\*le(V2,1925))

New temporary case selection:

(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100)\*ge(V11,-1.95286)\*le(V2,1925))

Number of selected cases: 144

edef(...)

Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.

Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	2	2.00	47.50	49.00	99.00	-
1	0	1	142	142.00	23.68	43.00	96.00	-
Sum			144	144.00				

Number of episodes: 144

Successfully created new episode data.

rate(...)=2

Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.

Model: Exponential

Maximum likelihood estimation.  
 Algorithm 5: Newton (I)

Number of model parameters: 3  
 Type of covariance matrix: 2  
 Maximum number of iterations: 200

Convergence criterion: 1  
 Tolerance for norm of final gradient: 1e-006  
 Mue of Armijo condition: 0.2  
 Minimum of step size value: 1e-010  
 Scaling factor: -1

Log-likelihood of exponential null model: -595.352  
 Changed scaling factor for log-likelihood: -0.001  
 Using default starting values.

Convergence reached in 3 iterations.  
 Number of function evaluations: 4 (4,4)

Maximum of log likelihood: -595.279  
 Norm of final gradient vector: 5.46335e-005  
 Last absolute change of function value: 5.79599e-008  
 Last relative change in parameters: 0.0150576

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	A	Constant		-3.1380	0.1684	-18.6375	1.0000
2	1	0	1	A	V3	zrank0	-0.0843	0.2309	-0.3651	0.2850
3	1	0	1	A	V10	zgomlist	-0.0103	0.0841	-0.1226	0.0975

Log likelihood (starting values): -595.3518  
 Log likelihood (final estimates): -595.2786

Estimated relative risks.

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	R.Risk
1	1	0	1	A	Constant		0.0434
2	1	0	1	A	V3	zrank0	0.9192
3	1	0	1	A	V10	zgomlist	0.9897

### 7.1.1.4 Jahrgang 1950

```

-----
tsel=(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*
ge(V11,-1.95286)*ge(V2,1950))
New temporary case selection:
(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*ge(V1
1,-1.95286)*ge(V2,1950))
Number of selected cases: 421
-----

```

```

edef(...)
Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.
Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7

```

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	348	348.00	23.69	41.00	78.00	-
1	0	1	73	73.00	15.05	42.00	74.00	-
Sum			421	421.00				

Number of episodes: 421  
 Successfully created new episode data.

```

-----
rate(...)=2
Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.

```

Model: Exponential

Maximum likelihood estimation.  
 Algorithm 5: Newton (I)

Number of model parameters: 3  
 Type of covariance matrix: 2  
 Maximum number of iterations: 200  
 Convergence criterion: 1  
 Tolerance for norm of final gradient: 1e-006  
 Mue of Armijo condition: 0.2  
 Minimum of step size value: 1e-010  
 Scaling factor: -1



Log-likelihood of exponential null model: -427.19  
 Changed scaling factor for log-likelihood: -0.01  
 Using default starting values.

Convergence reached in 5 iterations.  
 Number of function evaluations: 6 (6,6)

Maximum of log likelihood: -418.051  
 Norm of final gradient vector: 1.79094e-006  
 Last absolute change of function value: 3.09003e-009  
 Last relative change in parameters: 0.000608897

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	A	Constant		-4.6003	0.1720	-26.7499	1.0000
2	1	0	1	A	V3	zrank0	-0.8072	0.3502	-2.3049	0.9788
3	1	0	1	A	V10	zgomlist	0.3470	0.1250	2.7767	0.9945

Log likelihood (starting values): -427.1904  
 Log likelihood (final estimates): -418.0514

Estimated relative risks.

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	R.Risk
1	1	0	1	A	Constant		0.0100
2	1	0	1	A	V3	zrank0	0.4461
3	1	0	1	A	V10	zgomlist	1.4148

## 7.1.2 Tabellen zum Weibull-Modell

### 7.1.2.1 weibull9.cf

```

nvar(
  dfile=c:\tda\standarddata9.dat ,
  V1      (ID nach GOM)                = c1,
  V2      (zclass of      )            = c2,
  V3      (zrank0)                    = c3,
  V4      (birthyear)                  = c4,
  V5      (year of retirement)          = c5,
  V6      (deathyear)                  = c6,
  V7      (lifespan)                    = (V6-V4),
  V8      (zdutytime)                  = c8,
  V9      (dutytime in Jahren)          = c9,
  V10     (zgomlist)                    = c10,
  V11     (zkindofretirement)          = c11,
  V12     (zheightlist)                 = c12,
  V13     (destination status)          = c13,
  V14     (Alter bei Abschluss)         = (V2-V4),
  Class   = eq(V2,1950),

  DES [1.0] = if eq(V13,1) then 1 else 0,
  End      (Alter bei Ausscheiden)      = (V14+V9),
);
tsel= (
ge(V6,1) *ge(V4,1) *ge(V14,1) *ge(V9,20) *le(V9,35) *ge(V7,End+1)
*ge(V7,20) *le(V7,100) #*ge (V2,1950)
);
edef(
ts = End, # starting time = 0
tf = V7, # ending time: V7
org = 0, # origin state = 0
des = DES, # destination state = lebt noch 0, verstorben =1 );
rate (
#xp = -4, 0,0,0,0,-7,
mxit =200,
mina =3,
xa(0,1) = Class,V3, V10,
#xb(0,1) =
#xc(0,1) =,
pres= weibullresiduen.txt,
rrisk,
) = 7;
clear;
nvar (
dfile=weibullresiduen.txt,
TF = c8 *10,
ORG = c2,
DES =c3,);
edef(
ts =0,
tf = TF,
org= ORG,
des = DES
);
ple =weibullresiduen.ple;

```

### 7.1.2.2 Weibull-Modell 1925 + 1950

TDA. Analysis of Transition Data (6.4e). Fri Feb 28 15:36:43 2003  
Current memory: 330832 bytes.

Reading command file: weibull9.cf

nvar(...)

Creating new variables. Current memory: 330832 bytes.

Idx	Variable	Label	T	S	PFmt	Definition
1	V1	IDnachGOM	3	4	0.0	c1
2	V2	zclassof	3	4	0.0	c2
3	V3	zrank0	3	4	0.0	c3
4	V4	birthyear	3	4	0.0	c4
5	V5	yearofretirement	3	4	0.0	c5
6	V6	deathyear	3	4	0.0	c6
7	V7	lifespan	3	4	0.0	(V6-V4)
8	V8	zdutytime	3	4	0.0	c8
9	V9	dutytimeinJahren	3	4	0.0	c9
10	V10	zgomlist	3	4	0.0	c10
11	V11	zkindofretirement	3	4	0.0	c11
12	V12	zheightlist	3	4	0.0	c12
13	V13	destinationstatus	3	4	0.0	c13
14	V14	AlterbeiAbschluss	3	4	0.0	(V2-V4)
15	Class		3	4	0.0	eq(V2,1950)
16	DES		3	4	1.0	if(eq(V13,1),1,0)
17	End	AlterbeiAusscheiden	3	4	0.0	(V14+V9)

Creating a new data matrix.  
Maximum number of cases: 1000

Using data file(s): c:\tda\standarddata9.dat  
Free format. Separation character(s): default.

Reading data file: c:\tda\standarddata9.dat  
Read records: 916

Created a new data matrix.  
Number of cases: 916  
Number of variables: 17  
Missing values in data file(s): none.

End of creating new variables. Current memory: 399578 bytes.

tsel=(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100))  
New temporary case selection:  
(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100))  
Number of selected cases: 565

edef(...)

Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.  
Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	350	350.00	23.83	41.00	99.00	-
1	0	1	215	215.00	20.75	42.00	96.00	-
Sum			565	565.00				

Number of episodes: 565  
Successfully created new episode data.

rate(...)=7

Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.

Model: Weibull

Maximum likelihood estimation.  
Algorithm 3: conjugate gradients

Number of model parameters: 5  
Type of covariance matrix: 2  
Maximum number of iterations: 200

Convergence criterion: 1  
 Tolerance for norm of final gradient: 1e-006  
 Minimum of step size value: 1e-010  
 Scaling factor: -1

Log-likelihood of exponential null model: -1093.63  
 Changed scaling factor for log-likelihood: -0.001  
 Using default starting values.

Convergence reached in 28 iterations.  
 Number of function evaluations: 59 (59,1)

Maximum of log likelihood: -960.879  
 Norm of final gradient vector: 0.000449999

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	A	Constant		-4.3069	0.0255	-169.0546	1.0000
2	1	0	1	A	Class		-0.1832	0.0353	-5.1975	1.0000
3	1	0	1	A	V3	zrank0	-0.1086	0.0316	-3.4327	0.9994
4	1	0	1	A	V10	zgomlist	0.0166	0.0110	1.5046	0.8676
5	1	0	1	B	Constant		1.8441	0.0826	22.3289	1.0000

Log likelihood (starting values): -1093.6277  
 Log likelihood (final estimates): -960.8790

Estimated relative risks.

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	R.Risk
1	1	0	1	A	Constant		0.0000
2	1	0	1	A	Class		0.3140
3	1	0	1	A	V3	zrank0	0.5032
4	1	0	1	A	V10	zgomlist	1.1105

Calculating generalized residuals; will be written to: weibullresiduen.txt

clear  
 Deleted whole data matrix. Current memory: 330832 bytes.

nvar(...)  
 Creating new variables. Current memory: 330832 bytes.

Idx	Variable	Label	T	S	PFmt	Definition
1	TF		3	4	0.0	c8*10
2	ORG		3	4	0.0	c2
3	DES		3	4	0.0	c3

Creating a new data matrix.  
 Maximum number of cases: 1000

Using data file(s): weibullresiduen.txt  
 Free format. Separation character(s): default.

Reading data file: weibullresiduen.txt  
 Read records: 565

Created a new data matrix.  
 Number of cases: 565  
 Number of variables: 3  
 Missing values in data file(s): none.

End of creating new variables. Current memory: 342915 bytes.

edef(...)  
 Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.  
 Definition: org=ORG, des=DES, ts=0, tf=TF

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	350	350.00	2.12	0.00	42.32	-
1	0	1	215	215.00	6.55	0.00	33.82	-
Sum			565	565.00				

Number of episodes: 565

Successfully created new episode data.

-----  
 ple=weibullresiduen.ple  
 Product-limit estimation. Current memory: 343067 bytes.

Sorting episodes according to ending times.

Product-limit estimation.  
 1 table(s) written to: weibullresiduen.ple

-----  
 Current memory: 330832 bytes. Max memory used: 419706 bytes.  
 End of program. Fri Feb 28 15:36:43 2003

### 7.1.2.3 Weibull 1925

-----  
 tsel=(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100)\*le(V2,1925))

New temporary case selection:

(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100)\*le(V2,1925))

Number of selected cases: 144

-----  
 edef(...)

Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.  
 Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	2	2.00	47.50	49.00	99.00	-
1	0	1	142	142.00	23.68	43.00	96.00	-
Sum			144	144.00				

Number of episodes: 144

Successfully created new episode data.

-----  
 rate(...)=7

Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.

Model: Weibull

Maximum likelihood estimation.  
 Algorithm 3: conjugate gradients

Number of model parameters: 4  
 Type of covariance matrix: 2  
 Maximum number of iterations: 200  
 Convergence criterion: 1  
 Tolerance for norm of final gradient: 1e-006  
 Minimum of step size value: 1e-010  
 Scaling factor: -1

Log-likelihood of exponential null model: -595.352  
 Changed scaling factor for log-likelihood: -0.001  
 Using default starting values.

Convergence reached in 25 iterations.  
 Number of function evaluations: 55 (55,1)

Maximum of log likelihood: -540.052  
 Norm of final gradient vector: 0.000500259

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	A	Constant		-4.3399	0.0264	-164.5898	1.0000
2	1	0	1	A	V3	zrank0	-0.0645	0.0352	-1.8287	0.9325
3	1	0	1	A	V10	zgomlist	-0.0050	0.0119	-0.4202	0.3257
4	1	0	1	B	Constant		1.9543	0.0868	22.5078	1.0000

Log likelihood (starting values): -595.3518  
 Log likelihood (final estimates): -540.0522

Estimated relative risks.

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	R.Risk
-----							

```

1 1 0 1 A Constant 0.0000
2 1 0 1 A V3      zrank0 0.6345
3 1 0 1 A V10    zgomlist 0.9655

```

---

### 7.1.2.4 Weibull 1950

```

tssel=(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*
ge(V2,1950))

```

New temporary case selection:

```

(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*ge(V2
,1950))

```

Number of selected cases: 421

```

edef(...)

```

Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.

Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	348	348.00	23.69	41.00	78.00	-
1	0	1	73	73.00	15.05	42.00	74.00	-
Sum			421	421.00				

Number of episodes: 421

Successfully created new episode data.

```

rate(...)=7

```

Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.

Model: Weibull

Maximum likelihood estimation.

Algorithm 3: conjugate gradients

Number of model parameters: 4

Type of covariance matrix: 2

Maximum number of iterations: 200

Convergence criterion: 1

Tolerance for norm of final gradient: 1e-006

Minimum of step size value: 1e-010

Scaling factor: -1

Log-likelihood of exponential null model: -427.19

Changed scaling factor for log-likelihood: -0.01

Using default starting values.

Convergence reached in 24 iterations.

Number of function evaluations: 51 (51,1)

Maximum of log likelihood: -412.484

Norm of final gradient vector: 5.24747e-006

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	A	Constant		-4.5568	0.0620	-73.4704	1.0000
2	1	0	1	A	V3	zrank0	-0.2345	0.0965	-2.4293	0.9849
3	1	0	1	A	V10	zgomlist	0.0857	0.0358	2.3945	0.9834
4	1	0	1	B	Constant		1.4272	0.2356	6.0565	1.0000

Log likelihood (starting values): -427.1904

Log likelihood (final estimates): -412.4840

Estimated relative risks.

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	R.Risk
1	1	0	1	A	Constant		0.0000
2	1	0	1	A	V3	zrank0	0.3764
3	1	0	1	A	V10	zgomlist	1.4290

## 7.1.3 Tabellen zum Gompertz-Makeham-Modell

### 7.1.3.1 gompertz9.cf

```

nvar(
  dfile=c:\tda\standarddata9.dat ,
  V1      (ID nach GOM)                = c1,
  V2      (zclass of )                 = c2,
  V3      (zrank0)                     = c3,
  V4      (birthyear)                  = c4,
  V5      (year of retirement)         = c5,
  V6      (deathyear)                  = c6,
  V7      (lifespan)                    = (V6-V4),
  V8      (zdutytime)                  = c8,
  V9      (dutytime in Jahren)         = c9,
  V10     (zgomlist)                   = c10,
  V11     (zkindofretirement)         = c11,
  V12     (zheightlist)                = c12,
  V13     (destination status)         = c13,
  V14     (Alter bei Abschluss)        = (V2-V4),
  Class   = eq(V2,1950),

  DES [1.0] = if eq(V13,1) then 1 else 0,
  End      (Alter bei Ausscheiden)     = (V14+V9),
);

tsel= (
ge (V6,1) *ge (V4,1) *ge (V14,1)*ge (V9,20) *le (V9, 35) *
ge(V7,End+1) *ge(V7, 20) *le(V7,100) *ge (V11,-1.95286) #*le (V2,1925)
);
edef(
ts = End, # starting time = 0
tf = V7, # ending time: V7
org = 0, # origin state = 0
des = DES, # destination state = lebt noch 0, verstorben =1);
rate (
mxit =200,
mina =6,
ccov =1,
#xa(0,1) = V3, V10,
xb(0,1) = V3, V10 ,
xc(0,1) = Class ,
pres= gompertzresiduen.txt,
#rrisk,
) = 6;
clear;
nvar (dfile=gompertzresiduen.txt,
TF = c8 *10,
ORG = c2,
DES =c3,);
edef
(ts =0,
tf = TF,
org= ORG,
des = DES);
ple =gompertzresiduen.ple;

```

### 7.1.3.2 Jahrgang 1925 + 1950

TDA. Analysis of Transition Data (6.4e). Fri Feb 28 15:19:18 2003  
Current memory: 330832 bytes.

Reading command file: gompertz9.cf

```
=====
nvar(...)
Creating new variables. Current memory: 330832 bytes.
```

Idx	Variable	Label	T	S	PFmt	Definition
1	V1	IDnachGOM	3	4	0.0	c1
2	V2	zclassof	3	4	0.0	c2
3	V3	zrank0	3	4	0.0	c3
4	V4	birthyear	3	4	0.0	c4
5	V5	yearofretirement	3	4	0.0	c5
6	V6	deathyear	3	4	0.0	c6
7	V7	lifespan	3	4	0.0	(V6-V4)
8	V8	zdutytime	3	4	0.0	c8
9	V9	dutytimeinJahren	3	4	0.0	c9
10	V10	zgomlist	3	4	0.0	c10
11	V11	zkindofretirement	3	4	0.0	c11
12	V12	zheightlist	3	4	0.0	c12
13	V13	destinationstatus	3	4	0.0	c13
14	V14	AlterbeiAbschluss	3	4	0.0	(V2-V4)
15	Class		3	4	0.0	eq(V2,1950)
16	DES		3	4	1.0	if(eq(V13,1),1,0)
17	End	AlterbeiAusscheiden	3	4	0.0	(V14+V9)

Creating a new data matrix.  
Maximum number of cases: 1000

Using data file(s): c:\tda\standarddata9.dat  
Free format. Separation character(s): default.

Reading data file: c:\tda\standarddata9.dat  
Read records: 916

Created a new data matrix.  
Number of cases: 916  
Number of variables: 17  
Missing values in data file(s): none.

End of creating new variables. Current memory: 399578 bytes.

```
-----
tsel=(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*
ge(V11,-1.95286))
New temporary case selection:
(ge(V6,1)*ge(V4,1)*ge(V14,1)*ge(V9,20)*le(V9,35)*ge(V7,End+1)*ge(V7,20)*le(V7,100)*ge(V1
1,-1.95286))
Number of selected cases: 565
```

```
-----
edef(...)
Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.
Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7
```

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	350	350.00	23.83	41.00	99.00	-
1	0	1	215	215.00	20.75	42.00	96.00	-
Sum			565	565.00				

Number of episodes: 565  
Successfully created new episode data.

```
-----
rate(...)=6
Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.
```

Model: Gompertz-Makeham

Maximum likelihood estimation.  
Algorithm 6: Newton (II)

Number of model parameters: 5  
Type of covariance matrix: 2



Maximum number of iterations: 200  
 Convergence criterion: 1  
 Tolerance for norm of final gradient: 1e-006  
 Mue of Armijo condition: 0.2  
 Minimum of step size value: 1e-010  
 Scaling factor: -1

Log-likelihood of exponential null model: -1093.63  
 Changed scaling factor for log-likelihood: -0.001  
 Using default starting values.

Convergence reached in 6 iterations.  
 Number of function evaluations: 9 (9,9)

Maximum of log likelihood: -956.494  
 Norm of final gradient vector: 1.88344e-008  
 Last absolute change of function value: 2.40269e-013  
 Last relative change in parameters: 1.91153e-006

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	B	Constant		-8.5156	0.5260	-16.1903	1.0000
2	1	0	1	B	V3	zrank0	-0.6952	0.2003	-3.4701	0.9995
3	1	0	1	B	V10	zgomlist	0.1003	0.0690	1.4539	0.8540
4	1	0	1	C	Constant		0.0809	0.0070	11.5843	1.0000
5	1	0	1	C	Class		-0.0173	0.0026	-6.6861	1.0000

Log likelihood (starting values): -1213.3220  
 Log likelihood (final estimates): -956.4940

Calculating generalized residuals; will be written to: gompertzresiduen.txt

-----  
 clear  
 Deleted whole data matrix. Current memory: 330832 bytes.

nvar(...)  
 Creating new variables. Current memory: 330832 bytes.

Idx	Variable	Label	T	S	PFmt	Definition
1	TF		3	4	0.0	c8*10
2	ORG		3	4	0.0	c2
3	DES		3	4	0.0	c3

Creating a new data matrix.  
 Maximum number of cases: 1000

Using data file(s): gompertzresiduen.txt  
 Free format. Separation character(s): default.

Reading data file: gompertzresiduen.txt  
 Read records: 565

Created a new data matrix.  
 Number of cases: 565  
 Number of variables: 3  
 Missing values in data file(s): none.

End of creating new variables. Current memory: 342915 bytes.

edef(...)  
 Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.  
 Definition: org=ORG, des=DES, ts=0, tf=TF

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	350	350.00	2.11	0.00	48.38	-
1	0	1	215	215.00	6.56	0.00	38.33	-
Sum			565	565.00				

Number of episodes: 565  
 Successfully created new episode data.

-----  
 ple=gompertzresiduen.ple  
 Product-limit estimation. Current memory: 343067 bytes.

Sorting episodes according to ending times.

Product-limit estimation.

1 table(s) written to: gompertzresiduen.ple

Current memory: 330832 bytes. Max memory used: 419706 bytes.

End of program. Fri Feb 28 15:19:18 2003

### 7.1.3.3 Jahrgang 1950

-----  
 tsel=(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100)\*  
 ge(V11,-1.95286)\*ge(V2,1950))

New temporary case selection:

(ge(V6,1)\*ge(V4,1)\*ge(V14,1)\*ge(V9,20)\*le(V9,35)\*ge(V7,End+1)\*ge(V7,20)\*le(V7,100)\*ge(V1  
 1,-1.95286)\*ge(V2,1950))

Number of selected cases: 421

-----  
 edef(...)

Creating new single episode data. Max number of transitions: 100.

Definition: org=0, des=DES, ts=End, tf=V7

SN	Org	Des	Episodes	Weighted	Mean Duration	TS Min	TF Max	Excl
1	0	0	348	348.00	23.69	41.00	78.00	-
1	0	1	73	73.00	15.05	42.00	74.00	-
Sum			421	421.00				

Number of episodes: 421

Successfully created new episode data.

-----  
 rate(...)=6

Transition rate models. Current memory: 403394 bytes.

Model: Gompertz-Makeham

Maximum likelihood estimation.

Algorithm 6: Newton (II)

Number of model parameters: 4

Type of covariance matrix: 2

Maximum number of iterations: 200

Convergence criterion: 1

Tolerance for norm of final gradient: 1e-006

Mue of Armijo condition: 0.2

Minimum of step size value: 1e-010

Scaling factor: -1

Log-likelihood of exponential null model: -427.19

Changed scaling factor for log-likelihood: -0.01

Using default starting values.

Convergence reached in 5 iterations.

Number of function evaluations: 7 (7,7)

Maximum of log likelihood: -412.519

Norm of final gradient vector: 6.21592e-005

Last absolute change of function value: 2.2954e-009

Last relative change in parameters: 0.000302709

Idx	SN	Org	Des	MT	Variable	Label	Coeff	Error	C/Error	Signif
1	1	0	1	B	Constant		-7.7613	1.0116	-7.6726	1.0000
2	1	0	1	B	V3	zrank0	-0.9691	0.3556	-2.7251	0.9936
3	1	0	1	B	V10	zgomlist	0.3571	0.1252	2.8523	0.9957
4	1	0	1	C	Constant		0.0523	0.0161	3.2591	0.9989

Log likelihood (starting values): -435.5992

Log likelihood (final estimates): -412.5187

-----

## 7.2 Literatur

Acheson D

Independent Inquiry into Inequalities in Health.

London: Stationery Office 1998

Akisaka M, Asato L, Chan YC, Suzuki M, Uezato, Yamamoto S

Energy and nutrient intakes of Okinawa centenarians

J Nutr Sci Vitaminol (1996), 42, 241-248

Allebeck P, Bergh C

Height, body mass index and mortality: Do social factors explain the association?

Public Health (1992) 106, 375-382

Ben-Shlomo Y, White IR, Marmot M

Does the variation in the socioeconomic characteristics of an area affect mortality?

BMJ (England) 1996; 312: 1013-1014 (20 April)

Biegel, Tobias

Inauguraldissertation zur Erlangung des Doktorgrades der gesamten Medizin

“Beruflicher Erfolg und Lebenserwartung bei amerikanischen Navy-Soldaten”

Institut für medizinische Soziologie und Sozialmedizin, Philipps-Universität

Marburg, Leiter: Prof. Dr. Dr. Ulrich Mueller

Blaxter M

Health and Lifestyles.

London:Routledge, 1990

Blossfeld HP, Hamerle A, Mayer HU

Ereignisdatenanalyse: statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

Frankfurt/Main; New York: Camus Verlag, 1986

Blossfeld HP, Rohwer G

Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis

Lawrence Erlbaum Associates, Publishers; Mahwah, New Jersey 1995

Bortz J

1999 Statistik für Sozialwissenschaftler

Berlin, New York: Springer.

Bosma H, Marmot MG, Hemingway H, et al.

Low job control and risk of coronary heart disease in Whitehall II (prospective cohort) study.

BMJ (England), Feb 22 1997, 314(7080) p558-65

Bosma H, Peter R, Siegrist J, et al.

Two alternative job stress models and the risk of coronary heart disease.

Am J Public Health (United States), Jan 1998, 88(1) p68-74

Bosma H, Stansfeld SA, Marmot MG

Job control, personal characteristics, and heart disease.

J Occup Health Psychol (United States), Oct 1998, 3(4) p402-9

Brown GW, Andrews B, Bifulco A, Veiel H

Self-esteem and depression

1. Measurement issues and prediction of onset.

Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol. 1990 ; 25 : 200-9. (PMID: 2399477)

Brunner E

Stress and the biology of inequality.

BMJ (England), May 17 1997, 314(7092) p1472-6

Brunner EJ, Marmot MG, Nanchahal K, et al.

Social inequality in coronary risk: central obesity and the metabolic syndrome.

Evidence from the Whitehall II study.

Diabetologia (Germany), Nov 1997, 40(11) p1341-9

Cauley JA, Dorman JS, Ganguli M

Genetic and aging epidemiology. The merging of two disciplines.

Neurol Clin 14, 467-475. 1996

Chan CM, Oreglia A

California life expectancy: Abridged life tables for California and Los Angeles

County 1989-1991

Department of Health Services, Sacramento, California 1993

Christensen K, Vaupel JW

Determinants of longevity: genetic, environmental and medical factors.

J Intern Med (England), Dec 1996, 240(6) p333-41

Cohen S, Kaplan JR, Cunnick JE, Manuck SB, Rabin BS

Chronic social stress, affiliation and cellular immune response in nonhuman primates.

Psych Sci 1992; 3: 301-4

De Benedictis G, Tan Q, Jeune B, et al.

Recent advances in human gene-longevity association studies.

Mech Ageing Dev (Ireland), Jul 15 2001, 122(9) p909-20

de Jonge J, Bosma H, Peter R, et al.

Job strain, effort-reward imbalance and employee well-being: a large-scale cross-sectional study.

Soc Sci Med (England), May 2000, 50(9) p1317-27

Delitala G, Palermo M, Tomasi P, et al.

Adrenergic stimulation of the human pituitary-adrenal axis is attenuated by an analog of met-enkephalin.

Neuroendocrinology (Switzerland), Jan 1991, 53(1) p41-6

Deshpande JV, Purohit SG  
Survival, hazard and competing risks  
CURRENT SCIENCE, VOL. 80, NO. 9, 10 MAY 2001

Diekmann A, Mitter P  
Methoden zur Analyse von Zeitverläufen  
B.G.Teubner Stuttgart 1984

Diewald M  
Soziale Beziehungen: Verlust oder Liberalisierung  
edition sigma, rainer bohn verlag, Berlin 1991

Diez-Roux AV  
Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis.  
Am J Public Health 1998; 88: 216-222

Everson SA, Lynch JW, Chesney MA, et al.  
Interaction of workplace demands and cardiovascular reactivity in progression of carotid atherosclerosis: population based study.  
BMJ (England), Feb 22 1997, 314(7080) p553-8

Fein O  
The Influence of Social Class on Health Status: American and British Research on Health Inequalities  
J-Gen-Intern-Med. 1995 Oct; 10 (10): 577-86

Fitzpatrick R  
Social status and mortality  
Ann Intern Med. 2001; 134:1001-1003

Grossman AB  
Regulation of human pituitary responses to stress.  
In: Brown MB, Koob GF, Rivier C, eds. Stress: neurobiology and neuroendocrinology.  
New York: Marcel Dekker, 1991: 151-71

Haan MN, Kaplan GA, Syme SL  
Socioeconomic status and health: old observations and new thoughts.  
In: Bunker JP, Gomby DS, Kehrer BH, eds. Pathways to health: the role of social factors.  
Menlo Park, CA: Henry J Kaiser Family Foundation, 1989: 76-135.

Hadley EC et al.  
Genetic epidemiologic studies on age-specific traits  
NIA Aging and Genetic Epidemiology Working Group November 1999  
<http://www.nia.nih.gov/conferences/geneticreport111199.htm>

Hurst DF, Boswell DL, Boogaard SE, Watson MW  
The relationship of self-esteem to the health-related behaviors of the patients of a primary care clinic.  
Arch Fam Med. 1997; 6: 67-70. (PMID: 9003174)

Jöckel KH, Babitsch B, Bellach BM, Bloomfield K, Hoffmeyer-Zlotnik J, Winkler J et al.

Messung und Quantifizierung soziodemographischer Merkmale in epidemiologischen Studien

In: Ahrens et al. (Hrsg.) 1998, a.a.O., 7-38

Kaplan GA

Where do shared pathways lead? Some reflections on a research agenda.

Psychosom Med 1995; 57: 208-12

Kaplan GA, Pamuk ER, Lynch JW, Cohen RD, Balfour JL

Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways.

BMJ 1996; 312: 999-1003

Kaplan GA, Pamuk ER, Lynch JW, et al.

Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways.

BMJ (England), Apr 20 1996, 312(7037) p999-1003

Kennedy BP, Kawachi I, Glass R, et al.

Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis.

BMJ (England), Oct 3 1998, 317(7163) p917-21

Kennedy BP, Kawachi I, Prothrow-Stith D

Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States.

BMJ (England), Apr 20 1996, 312(7037) p1004-7

Klein T

Mortalität in Deutschland: Aktuelle Entwicklungen und soziale Unterschiede.

In: Zapf et al. (Hrsg.) 1996, a.a.O., 366-377

Kleinbaum DG

Survival analysis : a self-learning text

1996 Springer-Verlag, New York, Inc.

Klosterhuis H, Müller-Fahrnow W

Sozialschicht und Sterblichkeit bei männlichen Angestellten aus den alten Bundesländern.

In: Mielck (Hrsg.) 1994a, a.a.O., 16-45

Koopmann JS, Lynch JW

Individual causal models and population systems models in epidemiology

Am J Public Health 1999; 89: 1170-1175

Lantz PM, House JS, Lepkowski JM, et al.

Socioeconomic factors, health behaviors, and mortality: results from a nationally representative prospective study of US adults.

JAMA (United States), Jun 3 1998, 279(21) p1703-8

Lantz PM, Lynch JW, House JS, et al.  
Socioeconomic disparities in health change in a longitudinal study of US adults:  
the role of health-risk behaviors.  
Soc Sci Med (England), Jul 2001, 53(1) p29-40

Leon DA, Smith GD, Shipley M, et al.  
Adult height and mortality in London: early life, socioeconomic confounding, or  
shrinkage?  
J Epidemiol Community Health (England), Feb 1995, 49(1) p5-9

Lupie SJ, King S, Meaney MJ, et al.  
Can poverty get under your skin? Basal cortisol levels and cognitive function in  
children from low and high socioeconomic status.  
Dev Psychopathol (United States), Summer 2001, 13(3) p653-76

Lynch J, Krause N, Kaplan GA, et al.  
Workplace demands, economic reward, and progression of carotid  
atherosclerosis.  
Circulation (United States), Jul 1 1997, 96(1) p302-7

Lynch J, Smith GD, Hillemeier M, et al.  
Income inequality, the psychosocial environment, and health: comparisons of  
wealthy nations.  
Lancet (England), Jul 21 2001, 358(9277) p194-200

Lynch JW, Kaplan GA  
Understanding how inequality in the distribution of income affects health.  
J Health Psychol 1997; 2: 297-314

Lynch JW, Kaplan GA, Salonen JT  
Why do poor people behave poorly? Variation in adult health behaviours and  
psychosocial characteristics by stages of the socioeconomic lifecourse.  
Soc Sci Med (England), Mar 1997, 44(6) p809-19

Lynch JW, Smith GD, Kaplan GA, et al.  
Income inequality and mortality: importance to health of individual income,  
psychosocial environment, or material conditions.  
BMJ (England), Apr 29 2000, 320(7243) p1200-4

Mackenbach JP  
Socio-economic health differences in the Netherlands: a Review of Recent  
Empirical Findings  
Soc.Sci.Med.3, 213-226; 1992

Mackenbach, JP  
Income inequality and population health.  
BMJ 2002;324:1-2 (5 January)

Marmot M, Feeney A  
General explanations for social inequalities in health.  
IARC Sci Publ (France), 1997, (138) p207-28

Marmot M, Wilkinson RG  
Psychosocial and material pathways in the relation between income and health: a response to Lynch et al.  
BMJ (England), May 19 2001, 322(7296) p1233-6

Marmot MG  
Does stress cause heart attacks?  
Postgrad Med J 1986; 62: 683-6

Marmot MG, Bosma H, Hemingway H, et al.  
Contribution of job control and other risk factors to social variations in coronary heart disease incidence.  
Lancet (England), Jul 26 1997, 350(9073) p235-9

Marmot MG, Fuhrer R, Ettner SL, et al.  
Contribution of psychosocial factors to socioeconomic differences in health.  
Milbank Q (United States), 1998, 76(3) p403-48, 305

Marmot MG, Rose G, Shipley M, et al.  
Employment grade and coronary heart disease in British civil servants.  
J Epidemiol Community Health (Switzerland), Dec 1978, 32(4) p244-9

Marmot MG, Shipley MJ, Rose G  
Inequalities in death--specific explanations of a general pattern?  
Lancet (England), May 5 1984, 1(8384) p1003-6

Marmot MG, Smith GD, Stansfeld S, et al.  
Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study.  
Lancet (England), Jun 8 1991, 337(8754) p1387-93

McCarty R, Gold PE.  
Catecholamines, stress and disease: a psychobiological perspective.  
Psychosom Med 1996; 58: 590-7

Mersmann H  
Gesundheit von Schulanfängern - Auswirkungen sozialer Benachteiligungen.  
In: BzGA (Hrsg.) 1998a, a.a.O., 60-78

Mielck A  
2000 Soziale Ungleichheit und Gesundheit. Empirische Ergebnisse, Erklärungsansätze, Interventionsmöglichkeiten.  
Göttingen: Hans Huber.

Mielck A  
Krankheit und soziale Ungleichheit. Sozialepidemiologische Forschungen in Deutschland  
Leske&Budrcih, Opladen; 1993

Mielck A, Giralds M.d.R. (eds.)  
Inequalities in health and health care. Review of selected publications from 18 Western European countries.  
Waxmann, Münster / New York 1993



- Miller DD  
Economies of Scale  
Challenge (1990) 33, 58-61
- Mueller U, Heinzl-Gutenbrunner M  
Krankheiten und Beschwerden (subjektive Gesundheit) unter Bewertung der eigenen Gesundheit  
BiB Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung 2001, Heft 102c, ISSN 0178-918X  
Springer-Verlag 2001
- Mueller U, Mazur A  
Evidence of unconstrained directional selection for male tallness  
*Behav Ecol Sociobiol* (2001) 50: 302-311
- Mueller, U., Mazur, A.:  
Reproductive Constraints on Dominance Competition in Male Homo Sapiens  
*Evolution and Human Behavior* 19, 387-396 (1998)
- Mueller U, Nauck B, Diekmann A (Hrsg.)  
Handbuch der Demographie I und II  
Springer 2000, ISBN 3-540-66108-5
- Muller, A.  
Education, income inequality, and mortality: a multiple regression analysis.  
*BMJ* 2002; 324: 23-23
- Muntaner C, Lynch J  
Income inequality, social cohesion, and class relations: a critique of Wilkinson's neo-Durkheimian research program.  
*Int J Health Serv (United States)*, 1999, 29(1) p59-81
- Muntaner C, Lynch J, Oates GL  
The social class determinants of income inequality and social cohesion.  
*Int J Health Serv (United States)*, 1999, 29(4) p699-732
- Peter R, Siegrist J  
Psychosocial work environment and the risk of coronary heart disease.  
*Int Arch Occup Environ Health (Germany)*, Jun 2000, 73 Suppl pS41-5
- Polednak AP  
Longevity and cause of death among Harvard College athletes and their classmates.  
*Geriatrics (United States)*, Oct 1972, 27(10) p53-64
- Preston SH, Heuveline P, Guillot M  
Demography: measuring and modelling population processes  
2001; ISBN 1-55786-214-1
- Redelmeier DA, Singh SM  
Survival in Academy Award-winning actors and actresses.  
*Ann Intern Med (United States)*, May 15 2001, 134(10) p955-62

Rohwer G, Pötter U,  
TDA User's Manual  
Ruhr-Universität Bochum, Fakultät für Sozialwissenschaften, GB1, 1999

Rosmond R, Bjorntorp P  
Occupational status, cortisol secretory pattern, and visceral obesity in middle-aged men.  
Obes Res (United States), Sep 2000, 8(6) p445-50

Samaras TT  
The law of entropy and the aging process.  
Human development; 17: 314-320 (1974)

Samaras TT, Elrick H  
Height, body size and longevity.  
Acta Med Okayama (Japan), Aug 1999, 53(4) p149-69

Samaras TT, Storms LH  
Impact of height and weight on life span.  
Bulletin of the World Health Organization, 70(2): 259-267 (1992)

Sapolsky RM  
Endocrinology alfresco : Psychoendocrine studies of wild baboons.  
Recent Prog Horm Res 1993; 48: 437-68

Sapolsky RM  
Cortisol concentrations and the social significance of rank instability among wild baboons.  
Psychoneuroendocrinology (England), Nov 1992, 17(6) p701-9

Sapolsky RM  
Glucocorticoids, stress, and their adverse neurological effects: relevance to aging.  
Exp Gerontol (England), Sep 1999, 34(6) p721-32

Sapolsky RM  
Stress, Glucocorticoids, and Damage to the Nervous System: The Current State of Confusion [Record Supplied By Publisher]  
Stress (Netherlands), Jul 1996, 1(1) p1-19

Sapolsky RM, Alberts SC, Altmann J  
Hypercortisolism associated with social subordination or social isolation among wild baboons.  
Arch Gen Psychiatry (United States), Dec 1997, 54(12) p1137-43

Sapolsky RM, Krey LC, McEwen BS  
The neuroendocrinology of stress and aging: the glucocorticoid cascade hypothesis.  
Endocr Rev (United States), Aug 1986, 7(3) p284-301

Sapolsky RM, Mott GE  
Social subordination in wild baboons is associated with suppressed high density lipoprotein-cholesterol concentrations: the possible role of chronic social stress.  
Endocrinology 1987; 121: 1605-10

Schönfelder Stefan, Axhausen Kay W.  
Periodizität im Verkehrsverhalten: Erste Ergebnisse mit Überlebenszeitmodellen  
Tagungsband AMUS 2000 – Stadt Region Land – Heft 69

Seeman TE, Berkman LF, Gulanski BI, et al.  
Self-esteem and neuroendocrine response to challenge: MacArthur studies of  
successful aging.  
J Psychosom Res (England), Jan 1995, 39(1) p69-84

Seyle H  
Stress of life.  
New York: McGraw-Hill, 1956

Siegrist J  
[Psychosocial factors influencing development and course of coronary heart  
disease]  
Herz (Germany), Aug 2001, 26(5) p316-25

Siegrist J  
Soziale Ungleichheit und Krankheit  
Schwerpunktheft der Zeitschrift Soz.Präventivmed.38; 1993

Smith DG  
Income inequality and mortality: why are they related? Income inequality goes  
hand in hand with underinvestment in human resources.  
BMJ 1996; 312: 987-988

Smith GD  
Income inequality and mortality: why are they related?  
BMJ 1996, 312: 987-988 (20 April)

Smith GD, Hart C, Blane D, et al.  
Lifetime socioeconomic position and mortality: prospective observational study.  
BMJ (England), Feb 22 1997, 314(7080) p547-52

SmithGD, Shipley MJ, Rose G  
Magnitude and causes of socioeconomic differentials in mortality: Further  
evidence from the Whitehall Study  
J Epidemiol Community Health (1990) 44, 265-270

Stansfeld SA, Marmot MG  
Social class and minor psychiatric disorder in British Civil Servants: a validated  
screening survey using the General Health Questionnaire.  
Psychol Med 1992 Aug; 22 (3): 739-49

Statistisches Bundesamt  
[www-zr.statistik-bund.de/dok/sgs1716.htm](http://www-zr.statistik-bund.de/dok/sgs1716.htm)

Stini, W  
Malnutrition, body size and proportion  
Ecology of food and nutrition, 1: 121-126(1972)

Stone R

Social science. Stress: the invisible hand in Eastern Europe's death rates. Science (United States), Jun 9 2000, 288(5472) p1732-3

Tan Q, De Benedictis G, Yashi AI, et al.

Measuring the genetic influence in modulating the human life span: gene-environment interaction and the sex-specific genetic effect. Biogerontology (Netherlands), 2001, 2(3) p141-53

Therneau TM, Grambsch PM

Modeling Survival Data, Extending the Cox Model  
Springer-Verlag New York Berlin Heidelberg 2001

Townsend P, Davidsen N

Inequalities in Health: The Black Report.  
1982: Harmondsworth: Penguin

Townsend P, Davidson N, Whitehead M

Inequalities in health: The Black report; the health divide.  
London: Penguin, 1990

Voges W

Ungleiche Voraussetzungen für Langlebigkeit – Bestimmungsgründe für Mortalität im zeitlichen Verlauf  
Z Gerontol Geriat 29: 18-22-(1996)

Waler HT

Height, weight and mortality: The Norwegian experience  
Acta Med Scand Suppl (1984) 679, 1-56

Whalley LJ, Deary IJ

Longitudinal cohort study of childhood IQ and survival up to age 76.  
BMJ (England), Apr 7 2001, 322(7290) p819

Wilkinson RG

Health inequalities: relative or absolute material standards.  
BMJ 1997; 314: 591-595

Wilkinson RG

Health, hierarchy, and social anxiety.  
Ann N Y Acad Sci (United States), 1999, 896 p48-63

Wilkinson RG

Income and health  
In: Health, wealth and poverty. London: Medical World/SHA, 1993

Wilkinson RG

Income distribution and life expectancy.  
BMJ (England), Jan 18 1992, 304(6820) p165-8

Wilkinson RG

Socioeconomic determinants of health. Health inequalities: relative or absolute material standards?

BMJ (England), Feb 22 1997, 314(7080) p591-5

Wilkinson RG

Unhealthy societies: the afflictions of inequality.

London: Routledge, 1996

Wolfson M, Kaplan G, Lynch J, et al.

Relation between income inequality and mortality: empirical demonstration.

BMJ (England), Oct 9 1999, 319(7215) p953-5

Wood James W, Holman Darryl J, O'Connor Kathleen A, Ferrell Rebecca J

Mortality Models for Paleodemography

CSDE Working Paper Series, Center for Studies in Demography and Ecology at the University of Washington, <http://csde.washington.edu/pubs/wps01-02.pdf>

Wu LL

Simple graphical goodness-of-fit tests for hazard rate models

In Mayer KU, Tuma NB: Event history analysis in life course research (pp.184-199); Madison University of Wisconsin Press 1990

Zorn Christopher J. W.

Modeling Duration Dependence

Department of Political Science, Emory University, Atlanta, GA 30322

<http://web.polmeth.ufl.edu/pa/PA84-367-380.pdf>, 2000

# CURRICULUM VITAE

## zur Person

Name Kerstin Nanette Walter  
Geburtsdatum 29.05.1978  
Geburtsort Frankfurt am Main  
Eltern Monika Walter, geb. Schütz  
Dr.med. Hans-Michael Walter

## Schulbildung

1984-88 St.Wolfgang-Schule, Reutlingen  
1988-97 Albert-Einstein-Gymnasium, Reutlingen

## Hochschulbildung

10/1997 Beginn des Studiums der Humanmedizin an der Philipps-Universität Marburg  
09/1999 Ärztliche Vorprüfung  
09/2000 Erster Abschnitt der Ärztlichen Prüfung  
11/2000 Beginn der Dissertation am Medizinischen Zentrum für Methodenwissenschaften und Gesundheitsforschung, Institut für Medizinische Soziologie und Sozialmedizin am Fachbereich Humanmedizin der Philipps-Universität Marburg  
09/2002 Zweiter Abschnitt der Ärztlichen Prüfung  
Fertigstellung der Dissertation  
04/2003 Beginn des Praktischen Jahres am Universitätsspital Zürich, Schweiz  
08/2003 Fortsetzung des Praktischen Jahres am Kantonsspital Stans, Schweiz  
11/2003 Fortsetzung des Praktischen Jahres am Universitätsspital Zürich, Schweiz  
Dritter Abschnitt der Ärztlichen Prüfung

## Publikationen

2003 Huppelsberg, Walter: *Physiologie*, Kurzlehrbuch, Georg Thieme Verlag

Meine akademischen Lehrer an der Phillips-Universität Marburg waren die Damen und Herren

Arnold	Hebebrand	Oertel
Aumüller	Hellwig	Pfab
Barth	Jungclas	Pfeiffer
Basler	Kern	Radsak
Baum	Klenk	Remschmidt
Behr	Klose	Renz
Betalanffy	Koch	Richter
Cetin	Koolmann	Röhm
Cetin	Krause	Rosenow
Czubayko	Krieg	Rothmund
Daut	Kroll	Schäfer
Fruhsdorfer	Lange	Schüffel
Geus	Lengsfeld	Seitz
Göke	Lennartz	Seyberth
Görg	Löffler	Slenczka
Gotzen	Lorenz	Sommer
Gotzen	Maisch	Steiniger
Griss	Mennel	Vogelmeier
Grzeschik	Moll	Voigt
Gudermann	Moosdorf	Weihe
Happle	Mueller	Werner
Hasilik	Neubauer	

## **Danksagung**

Bedanken möchte ich mich an erster Stelle bei meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr.Dr. Ulrich Mueller für die Bereitstellung des Themas und die gute Betreuung. Ganz besonders wusste ich die prompten Rückmeldungen und schnellen Korrekturen zu schätzen.

Ausserdem möchte ich mich bei allen Mitarbeitern des Instituts für Medizinische Soziologie und Sozialmedizin bedanken, insbesondere bei Herrn Klaus Erdt für seine Unterstützung und seine Hilfe bei Problemen mit dem Computer.

Besonders herzlich möchte ich mich bei Herrn Dr.Ulrich Pötter, Ruhr-Universität Bochum, für die viele Zeit und Geduld und seine freundliche Beratung in Fragen zur Statistik und dem Statistikprogramm TDA bedanken, der auf diese Weise wesentlich zum Gelingen der Arbeit beigetragen hat.

Des Weiteren möchte ich bei Dr.Heiko Frühauf, Universitätsspital Zürich, sowie meiner Schwester Stefanie Walter für ihre Ratschläge und Unterstützung bedanken.

Mein Dank gilt auch allen übrigen, hier nicht namentlich genannten Personen, die mich unterstützt und in irgendeiner Weise zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben

Ganz besonders herzlicher Dank gebührt meinen Eltern Monika und Dr. Hans-Michael Walter für die Ermöglichung meines Studiums und meiner Promotion sowie für ihre fortwährende Unterstützung und ihr Vertrauen in mich.



**Erklärung**

Ich erkläre ehrenwörtlich, dass ich die dem Fachbereich Humanmedizin der Philipps-Universität Marburg zur Promotion eingereichte Arbeit mit dem Titel «Beruflicher Erfolg und Lebenserwartung – Eine Untersuchung an Absolventen der US-Military Academy Westpoint der Jahrgänge 1925 und 1950» im Medizinischen Zentrum für Methodenwissenschaften und Gesundheitsforschung am Institut für Medizinische Soziologie und Sozialmedizin unter Leitung von Herrn Prof.Dr.Dr.Mueller ohne sonstige Hilfe selbst durchgeführt habe und bei der Abfassung der Arbeit keine anderen als die in der Dissertation angeführten Hilfsmittel benutzt habe.

Ich habe bisher an keinem in- oder ausländischen Medizinischen Fachbereich ein Gesuch um Zulassung zur Promotion eingereicht, noch die vorliegende oder eine andere Arbeit als Dissertation vorgelegt.

Marburg, den