

IBS-Materialien Nr. 4

Herwig Birg, 1982:

Regionale Mortalitätsunterschiede in der  
Bundesrepublik Deutschland -  
ein Problemaufriß

Karl Heinz van Kevelaer, 1982:

Regional differentielle Mortalität als  
Funktion chemophysikalischer Belastungen  
und sozio-ökonomischer Lebensbedingungen  
regionaler Bevölkerungen - Befunde und  
Hypothesen

Institut für Bevölkerungsforschung  
und Sozialpolitik  
Universität Bielefeld

Regionale Mortalitätsunterschiede in der Bundes-  
republik Deutschland - ein Problemaufriß

H. Birg  
Institut für Bevölkerungsforschung  
und Sozialpolitik  
Universität Bielefeld

Bielefeld, Oktober 1982

<u>Inhaltsverzeichnis</u>	<u>Seite</u>
1. Allgemeiner Überblick	1
2. Zusammengefaßte standardisierte Sterbeziffern als Basis für interregionale Mortalitätsvergleiche	6
3. Beurteilung der von Gatzweiler und Stiens verwendeten standardisierten Sterbeziffer	10
4. Elimination der Effekte der regionalen Nationalitätenstruktur	12
5. Elimination berufsbedingter Risikofaktoren	15
6. Grenzen der Strukturbereinigung	19
7. Das Problem der Wanderungen	21
8. Zusammenfassung	22
Tabellenanhang	23

## 1. Allgemeiner Überblick

Berechnungen zu regionalen Mortalitätsunterschieden sind in Deutschland erstmals in den 30er Jahren durchgeführt worden. Damals erregte die Frage, ob es zwischen ländlichen und städtischen Gebieten ins Gewicht fallende Sterblichkeitsunterschiede gibt, große Aufmerksamkeit. Im Zusammenhang mit dieser Diskussion wurde für das Jahr 1933 die allgemeine Sterbetafel nach drei Gemeindegrößenklassen differenziert.

Auch für die Bundesrepublik liegen Untergliederungen der allgemeinen Sterbetafel vor, und zwar nach vier Gemeindegrößenklassen für 1960/62 (vgl. Tabellen 1 und 2, S. 23/24) und nach Bundesländern für 1970/72 (vgl. Tabelle 3, S. 25).

Die Ergebnisse für die Periode 1960/62 lassen sich wie folgt zusammenfassen: Die größten Unterschiede der Sterblichkeit wurden innerhalb der kleinsten Gemeindegrößenklasse 0 bis 2000 Einwohner festgestellt. Das Maximum der Lebenserwartung betrug dort in der Untergruppe der Gemeinden mit einem Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung von weniger als 20 % 68,51 Jahre (Männer) bzw. 73,25 Jahre (Frauen). Das Minimum der Lebenserwartung wurde für Gemeinden mit einem Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung von 40 % und mehr gemessen: 64,93 Jahre (Männer) bzw. 70,06 Jahre (Frauen). Innerhalb dieser Spannweite von etwa 3,5 Jahren lag die Lebenserwartung in den übrigen Gemeindegrößenklassen 2000 bis 20 000 Einwohner sowie 2 000 bis 100 000 und in der Klasse über 100 000 Einwohner<sup>1)</sup>.

In der Periode 70/70 betrug der Unterschied in der Lebenserwartung etwa zwei Jahre - allerdings für die räumlich hochaggregierte Untersuchungsebene der Bundesländer. Das statistische Bundesamt stellte fest: "Eine Typisierung der Bundesländer hinsichtlich der Höhe der Lebenserwartung nach Stadtstaaten einerseits und Flächenstaaten andererseits zeichnet sich nicht ab"<sup>2)</sup>.

---

1) Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Sonderbeitrag "Spezielle Sterbetafeln 1960/62", Wiesbaden 1969, S. 63

2) ders., Sonderbeitrag "Allgemeine Sterbetafel für die Bundesrepublik Deutschland 1970/72", Wiesbaden 1976, S. 27

In der neuesten Untersuchung von Gatzweiler und Stiens auf der Ebene der 75 Raumordnungsregionen werden Unterschiede in der Lebenserwartung von etwa 5 Jahren gemessen (vgl. Graphik S. 26)<sup>1)</sup>.

Trotz der statistischen Befunde kann weder die Frage nach der tatsächlichen Größe der regionalen Sterblichkeitsunterschiede noch die Frage nach den Ursachen der Unterschiede abschließend beantwortet werden. Ein sicheres Urteil setzt nicht nur detaillierte Berechnungen voraus, sondern vor allem eine begriffliche und methodische Präzisierung des Problems.

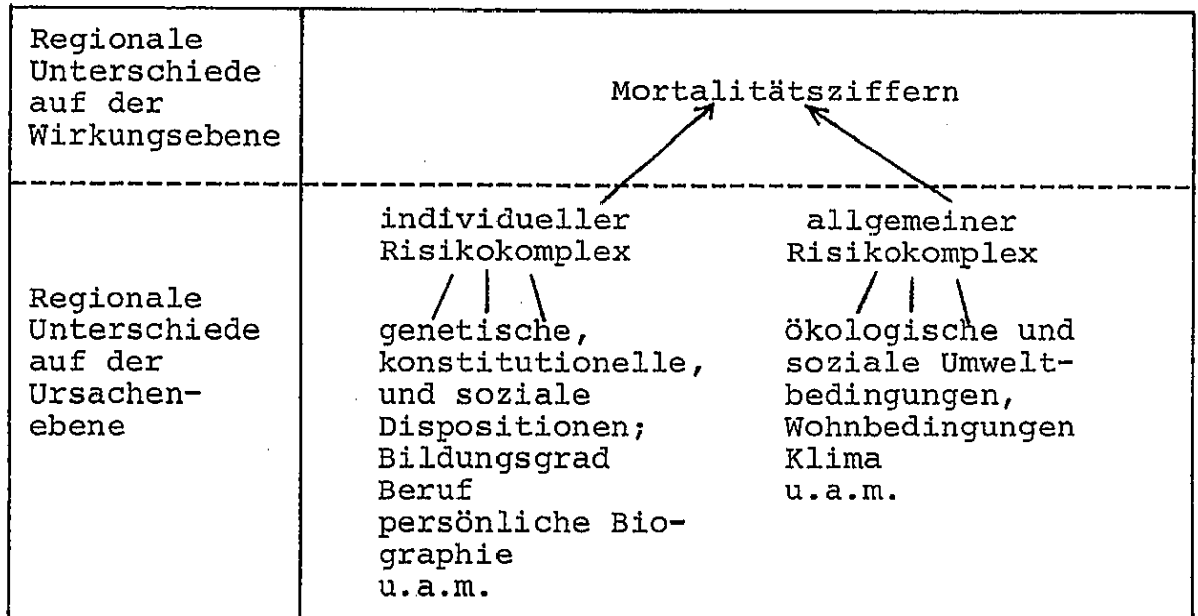
In den meisten Untersuchungen werden zwei Hauptaspekte des Begriffs "regionaler Unterschied" miteinander vermengt. Der erste Aspekt bezieht sich auf die regionalen Unterschiede auf der Wirkungsebene, der zweite auf die regionalen Unterschiede auf der Ursachenebene.

Auf der Wirkungsebene schlagen sich regionale Unterschiede in Mortalitätskennziffern nieder, die relativ einfach statistisch gemessen werden können. Auf der Ursachenebene lassen sich regionale Unterschiede nur schwer zu statistisch meßbaren Kennziffern verdichten. Dies beruht darauf, daß die Unterschiede auf der Ursachenebene auf zwei verschiedene Ursachenkomplexe zurückgeführt werden müssen: auf allgemeine Mortalitätsrisiken, die auf alle Individuen einer Region einwirken (Eigenschaften von Regionen als territorialen Einheiten) und auf Mortalitätsrisiken, die in den Eigenschaften der Individuen selbst begründet sind (vgl. Übersicht).

---

1) H.-P. Gatzweiler und G. Stiens:  
"Regionale Mortalitätsunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland - Daten und Hypothesen".  
In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft, 1982.

Zwei Ebenen der regionalen Mortalitätsunterschiede:  
Ursachen- und Wirkungsebene



Dem allgemeinen Risikokomplex lassen sich die ökologischen Umweltbedingungen (Luft- und Wasserverschmutzung, Lärmbelastung, Klima u.a.) und die sozialen Umweltbedingungen (Siedlungsstruktur, Wirtschaftsstruktur, Wohnbedingungen u.a.) zuordnen.

Zum individuellen Risikokomplex gehören die genetische und die konstitutionelle Disposition, die soziale Disposition (Familienstand, u.a.), der Bildungsgrad, der Beruf und die vielfältigen Belastungen, die sich aus der persönlichen Biographie ergeben können.

Die Grenzlinie zwischen allgemeinen und individuellen Risiken läßt sich nicht eindeutig festlegen. So können beispielsweise berufsbedingte Risiken nicht eindeutig zugeordnet werden, weil die Berufsstruktur der Beschäftigten einer Region sowohl von personenspezifischen Eigenschaften (Ausbildung, Begabung und Neigung der Einwohner) als auch von den regionsspezifischen Bedingungen des Arbeitsplatzangebotes abhängt. Analoge Zuordnungsprobleme bestehen auch im Hinblick auf die Sozialstruktur und die soziale Disposition: Merkmale wie das Heiratsalter, die Kinderzahl und die Scheidungshäufigkeit weisen starke interregionale Unterschiede auf, ebenso wie der Familienstand der Bevölkerung, ohne daß die individuellen Bestimmungsgründe, die die interregionalen Merkmalsvariationen beeinflussen, von den allgemeinen regionalen Einflußfaktoren getrennt werden können.

Auch wenn der Risikokomplex auf der Ursachenebene nicht ohne A-priori-Annahmen in einzelne Risikokomponenten zerlegt werden kann, ist eine Aufgliederung, so problematisch sie auch immer sein mag, eine unerläßliche Voraussetzung für jede Erklärung der interregionalen Mortalitätsdifferenzen. Denn eine Erklärung setzt eine Zuordnung der Mortalitätsunterschiede auf der Wirkungsebene zu einzelnen Risikokomponenten der Ursachenebene voraus.

Die Alters- und Geschlechtsstruktur der regionalen Bevölkerung bestimmt zu einem erheblichen Teil das Mortalitätsniveau der Region. Aber neben diesen beiden demographischen Hauptfaktoren wirken vermutlich weitere demographische Komponenten auf die Mortalitätsziffer ein. So sind die Sterbewahrscheinlichkeiten beispielsweise für verheiratete Personen niedriger als für ledige, verwitwete und geschiedene Personen (Differenzierungen der Sterbetafel nach dem Familienstand liegen vor für die Jahre 1910/11, 1924/26 und 1949/51). Interregionale Mortalitätsvergleiche setzen voraus, daß alle wichtigen demographischen Effekte aus der Mortalitätsziffer der Region eliminiert werden. Im Prinzip läßt sich der Prozeß der Elimination sehr weit führen: zusätzlich zu den demographischen Effekten könnten die berufsspezifischen Effekte und u.U. sogar bestimmte Effekte der Gemeindegrößenklassenstruktur sowie der Wohnbedingungen aus der regionalen Mortalitätsziffer eliminiert werden.

Je mehr Merkmale in die Strukturbereinigung einbezogen werden, desto kleiner sind in der Regel die verbleibenden interregionalen Unterschiede der Mortalität. Die nicht auf strukturelle Effekte zurückführbaren Restunterschiede sind die eigentlich interessierende abhängige Variable bzw. das Ziel der Erklärungsversuche.

Sollte die Vermutung zutreffen, daß die zu erklärende, nicht auf allgemeine Struktureffekte zurückführbare interregionale Restvarianz umso kleiner ist, je mehr Strukturmerkmale aus der standardisierten Sterbeziffer eliminiert werden, dann stellt sich die Frage, ob bei entsprechend differenzierter Konstruktion der standardisierten Sterbeziffer überhaupt noch eine ins Gewicht fallende interregionale Varianz der Sterblichkeit zu erwarten ist.

Im Hinblick auf diese Frage können beim gegenwärtigen Stand des Wissens nur Vermutungen angestellt werden, beispielsweise die folgenden:

1. Würden in der von Gatzweiler und Stiens verwendeten standardisierten Sterbeziffer, die nur die Effekte der Alters-



struktur eliminiert, auch die Effekte der Geschlechtsstruktur, der Familienstandsstruktur und der Berufsstruktur eliminiert, so würde sich die festgestellte interregionale Varianz des Sterblichkeitsniveaus vermutlich verringern.

2. Würde der interregionale Vergleich nicht auf der Basis einer einzigen zusammengefaßten Sterbeziffer, wie sie von Gatzweiler und Stiens verwendet wird, durchgeführt, sondern auf der Basis mehrerer, nach Geschlecht und Altersgruppen getrennter Ziffern, so könnten sich auch bei einer intensiven Strukturbereinigung für jede der gruppenspezifischen Ziffern ins Gewicht fallende interregionale Mortalitätsdifferenzen ergeben.

Eine von M.J. Gardner für England durchgeführte Studie ist auf einem Vergleich von altersgruppen- und geschlechtsspezifischen Sterbeziffern aufgebaut<sup>1)</sup>. Es empfiehlt sich, bei künftigen Untersuchungen für die Bundesrepublik analog vorzugehen, weil dadurch der Gefahr begegnet wird, daß sich überdurchschnittliche Sterbeziffern in der einen Altersgruppe gegen unterdurchschnittliche Ziffern in einer anderen Gruppe kompensieren, mit der Folge, daß die zusammengefaßte Ziffer für die Region keine gravierenden Unterschiede zu anderen Regionen erkennen läßt, obwohl derartige Unterschiede existieren.

Auch im Hinblick auf die Frage der Erklärung der interregionalen Unterschiede kann die Untersuchung von M.J. Gardner als richtungsweisend gelten: Jede Altersgruppe wurde nach Todesursachen differenziert, und für jede Todesursache gesonderte Hypothesen über die regionalen Bestimmungsgründe getestet. Die folgenden Einflußfaktoren haben sich dabei als statistisch signifikant erwiesen:

- Umweltverschmutzung
- Härtegrad des Trinkwassers
- Sonnenscheindauer, Temperatur und Niederschlagsmenge
- Bildungsstand der Bevölkerung u.a. Sozialfaktoren.

---

1) M.J. Gardner: "Using the Environment to Explain and Predict Mortality. In: Journal of the Royal Statistical Society. Series A, 1973, S. 421-440.

2. Zusammengefaßte standardisierte Sterbeziffern als Basis für interregionale Mortalitätsvergleiche

Die Zahl der Todesfälle in einer Region in einem bestimmten Jahr hängt ab von der Zahl der Einwohner, von der Altersstruktur, vom Anteil der Männer und Frauen an der Bevölkerung und von den Morbiditäts- bzw. Mortalitätsrisiken, denen die Bevölkerung ausgesetzt ist. Bei den folgenden Definitionen einer standardisierten Sterbeziffer als Basis für interregionale Vergleiche wird zunächst von Effekten der regional unterschiedlichen Morbiditäts- bzw. Mortalitätsrisiken abstrahiert. Es werden also zunächst nur die demographisch bedingten Einflüsse auf die regionale Mortalität expliziert..

Vergleiche der Sterblichkeit zwischen verschiedenen Regionen beziehen sich im einfachsten Fall auf einen Vergleich der globalen Sterbeziffer,

$$(1) \quad m = \frac{D}{P}$$

in der die Zahl der Todesfälle  $D$  innerhalb eines bestimmten Jahres zur Zahl der Einwohner  $P$  in Beziehung gesetzt werden. Regionale Unterschiede im Hinblick auf die globale Sterbeziffer  $m$  haben nur eine geringe Aussagekraft, denn sie enthalten neben den eigentlich interessierenden regionalen Komponenten der Sterblichkeit sämtliche Effekte, die von den regionalen Besonderheiten der Alters-, Geschlechts- und Risikostruktur ausgehen.

Größere Aussagekraft kommt jenen Sterbeziffern zu, in denen die Effekte der regionalen Alters- und Geschlechtsstruktur eliminiert sind. Die in (1) definierte Ziffer sollte daher wie folgt standardisiert werden:

$$(2) \quad m = \frac{D^M + D^F}{P^M + P^F} = \frac{P^M}{P^M + P^F} \frac{D^M}{P^M} + \frac{P^F}{P^M + P^F} \frac{D^F}{P^F}$$

Hierin ist  $D^M$  bzw.  $D^F$  die Zahl der Todesfälle bei Männern und Frauen;  $P^M$  bzw.  $P^F$  ist die Zahl der männlichen bzw. weiblichen Einwohner.

Folgende alternative Schreibweise der Formel (2) zeigt, wie die regionale Sterbeziffer vom Anteil der Geschlechter an der Bevölkerung der Region abhängt ( $\alpha_M$  = Anteil der Männer,  $\alpha_F$  = Anteil der Frauen):

$$(3) \quad m = \alpha_M \frac{D^M}{P^M} + \alpha_F \frac{D^F}{P^F}$$

Selbst wenn die geschlechtsspezifischen Sterbeziffern  $D^M/P^M$  bzw.  $D^F/P^F$  in allen Regionen gleich wären, würden sich in bezug auf die globale Sterbeziffer  $m$  regionale Unterschiede ergeben, weil der Anteil der Geschlechter in den Regionen mehr oder weniger stark differiert.

Um den bedeutsamen Einfluß der Altersstruktur zu eliminieren, muß Formel (3) zusätzlich nach dem Alter  $i$  differenziert werden:

$$(4) \quad m = \alpha_M \frac{D_1^M + \dots + D_{100}^M}{P_1^M + \dots + P_{100}^M} + \alpha_F \frac{D_1^F + \dots + D_{100}^F}{P_1^F + \dots + P_{100}^F}$$

In Formel (4) wurde zunächst von einer feinen Altersgliederung in 100 Altersjahre ausgegangen. Aus statistischen Gründen könnte auch eine Gliederung in Altersklassen, beispielsweise nach den Klassen

Alter	0 bis unter	1	(Säuglingssterblichkeit)
Alter	1 bis unter	4	
Alter	5 bis unter	10	
Alter	10 bis unter	15	
			usw.

zugrunde gelegt werden.

Die folgende alternative Darstellungsform der Formel (4) macht den Einfluß der Alters- und Geschlechtsstruktur deutlich.

$$(5) \quad m = \alpha_M \left( \frac{P_1^M}{\sum_i P_i^M} \frac{D_1^M}{P_1^M} + \dots + \frac{P_{100}^M}{\sum_i P_i^M} \frac{D_{100}^M}{P_{100}^M} \right) \\ + \alpha_F \left( \frac{P_1^F}{\sum_i P_i^F} \frac{D_1^F}{P_1^F} + \dots + \frac{P_{100}^F}{\sum_i P_i^F} \frac{D_{100}^F}{P_{100}^F} \right)$$

Zur Abkürzung der Schreibweise in (5) werden für die altersspezifischen Sterbeziffern und für die Anteile der Altersgruppen die folgenden Symbole verwendet.

Anteile der Altersklassen bzw. -jahre  $a_i$ :

$$(6) \quad a_i^M = \frac{P_i^M}{\sum_i P_i^M}, \quad \text{bzw.} \quad a_i^F = \frac{P_i^F}{\sum_i P_i^F}$$

Alters- und geschlechtsspezifische Sterbeziffern:

$$(7) \quad m_i^M = \frac{D_i^M}{P_i^M}, \quad \text{bzw.} \quad m_i^F = \frac{D_i^F}{P_i^F}$$

Mit den Definitionen (6) und (7) läßt sich Formel (5) einfacher schreiben als

$$(8) \quad m = \alpha_M (a_1^M m_1^M + \dots + a_{100}^M m_{100}^M) \\ + \alpha_F (a_1^F m_1^F + \dots + a_{100}^F m_{100}^F) \\ = \alpha_M \sum_i a_i^M m_i^M + \alpha_F \sum_i a_i^F m_i^F$$

Um einen ersten rohen Vergleich der regionalen Sterblichkeitsunterschiede durchführen zu können, empfiehlt es sich,

die Effekte der in den Regionen unterschiedlichen Alters- und Geschlechtsstruktur dadurch zu eliminieren, daß in allen miteinander verglichenen Regionen eine einheitliche Alters- und Geschlechtsstruktur zugrunde gelegt wird. Hierfür könnten in Formel (8) die Geschlechts- und Altersanteile der Bundesrepublik insgesamt eingesetzt werden. Die Bezugsregion für den interregionalen Vergleich wäre in diesem Fall die Bundesrepublik als Gesamtraum, deren demographische Struktur im folgenden durch einen Stern gekennzeichnet wird. Für die standardisierte Sterbeziffer ergibt sich dann die Definition:

$$(9) \quad m^r = \alpha_M^* \sum_i a_i^{*M} m_i^{rM} + \alpha_F^* \sum_i a_i^{*F} m_i^{rF}$$

Hierbei bezeichnet r die Nummer der betrachteten Region bzw. die Nummer des Kreises (falls als regionale Einheiten die Stadt- und Landkreise gewählt werden).

### 3. Beurteilung der von Gatzweiler und Stiens verwendeten standardisierten Sterbeziffer

Die einzelnen Summanden in Gleichung (8) haben die folgende Struktur.

$$(10) \quad \frac{P_i^M}{P^M + P^F} \frac{P_i^M}{P^M} \frac{D_i^M}{P_i^M} \quad (\text{entsprechend für Frauen})$$

Hieraus wird deutlich, daß die Zahl der Männer in der Altersgruppe i zur Zahl der Männer in allen Altersgruppen ins Verhältnis gesetzt ist (entsprechend für Frauen). Eine Alternative hierzu ist, die Altersgruppe i der Männer (bzw. Frauen) zu der Summe aus Männern und Frauen in der entsprechenden Altersgruppe ins Verhältnis zu setzen. In diesem

Fall ergäbe sich statt (10)

$$(11) \quad \frac{P_i^M + P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \frac{P_i^M}{P_i^M + P_i^F} \frac{D_i^M}{P_i^M}$$

Die in (8) definierte standardisierte Sterbeziffer hätte dann die folgende Gestalt

$$(8.1) \quad m = \sum_i a_i \alpha_i^M m_i^M + \sum_i a_i \alpha_i^F m_i^F$$

Die Gleichungen (8) und (8.1) sind identisch.

Gleichung (8.1.) ermöglicht eine Beurteilung der von Gatzweiler und Stiens (1981) verwendeten standardisierten Sterbeziffer. Die Autoren legen ihrer Untersuchung die folgende standardisierte Sterbeziffer zugrunde, die zur Unterscheidung mit dem Index I bezeichnet wird:

$$(12) \quad m_I^r = \sum_i a_i^* m_i$$

Diese Ziffer weicht von den in (8) bzw. (8.1) und (9) definierten Ziffern ab.

Fomuliert man die Definition (8.1) in ausführlicher Schreibweise, so wird deutlich, daß die von Gatzweiler und Stiens verwendete Ziffer nur unter einer höchst speziellen Annahme mit den allgemeinen Definitionen (8), (8.1) und (9) identisch ist, nämlich unter der Annahme, daß die Anteile der Männer und Frauen an einer gegebenen Altersgruppe in allen Regionen gleich sind. Gleichung (8.1) lautet unter Berücksichtigung von (11) in ausführlicher Schreibweise:

$$(8.2) \quad m = \sum_i \frac{P_i^M + P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \frac{P_i^M}{P_i^M + P_i^F} \frac{D_i^M}{P_i^M} + \sum_i \frac{P_i^M + P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \frac{P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \frac{D_i^F}{P_i^F}$$

$$= \sum_i \frac{P_i^M + P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \left( \frac{P_i^M}{P_i^M + P_i^F} \frac{D_i^M}{P_i^M} + \frac{P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \frac{D_i^F}{P_i^F} \right)$$

Nur dann, wenn  $P_i^M = P_i^F$  ist, läßt sich die allgemeine Definition (8.2) zu der von Gatzweiler und Stiens verwendeten Ziffer reduzieren:

$$\begin{aligned}
 (12.1) \quad m_I &= \sum_i \frac{P_i^M + P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \frac{P_i^M}{P_i^M + P_i^F} \left( \frac{D_i^M}{P_i^M} + \frac{D_i^F}{P_i^F} \right) \\
 &= \sum_i \frac{P_i^M + P_i^F}{P_i^M + P_i^F} \cdot \frac{1}{2} \left( \frac{D_i^M}{P_i^M} + \frac{D_i^F}{P_i^F} \right) \\
 &= \sum_i a_i \frac{1}{2} (m_i^M + m_i^F) \\
 &= \sum_i a_i m_i \quad , \quad \text{wobei } m_i = \frac{m_i^M + m_i^F}{2}
 \end{aligned}$$

In der von Gatzweiler und Stiens verwendeten Definition der standardisierten Sterbeziffer sind also die Effekte der regionalen Geschlechtsstruktur auf das Mortalitätsniveau der Region enthalten. Dies könnte die Aussagekraft der Ergebnisse einschränken. Es ist zwar nicht zu erwarten, daß bei einer alternativen Berechnung nach Formel (9) sich gänzlich andere interregionale Sterblichkeitsmuster ergeben, denn der größte Teil der interregionalen Mortalitätsunterschiede beruht auf den Unterschieden der Altersstruktur. Aber ein fundiertes Urteil ist ohne eine differenziertere Berechnung nicht möglich. Berechnungen nach Formel (9) erfordern keine zusätzlichen Daten; sie können mit dem von Gatzweiler und Stiens verwendeten Material durchgeführt werden.

#### 4. Elimination der Effekte der regionalen Nationalitätenstruktur

Das Statistische Bundesamt hat bisher keine nach Deutschen und Ausländern differenzierten Sterbetafeln publiziert. Überschlägige Schätzungen zeigen aber, daß die alters-

und geschlechtsspezifischen Sterbeziffern der deutschen und der in der Bundesrepublik lebenden Ausländer nicht unwesentlich voneinander abweichen. Die Zurückhaltung des Statistischen Bundesamtes mag darauf beruhen, daß die Zahl der hier lebenden Ausländer als zu klein angesehen wird, um gesonderte Sterbeziffern für Ausländer zu ermitteln. Die Zahl der Ausländer ist aber mit rd. 4,5 Mill. etwa ebenso groß wie beispielsweise die Einwohnerzahl Dänemarks. Die jährliche Zahl der Todesfälle bei den hier lebenden Ausländern beträgt etwa 8.000.

Schwerwiegender als das Argument zu geringer Fallzahlen ist die Tatsache, daß die hohe Fluktuation des ausländischen Bevölkerungsbestandes zuverlässige Berechnungen sehr erschwert. Jährlich ziehen etwa 0,5 bis 1,0 Millionen Ausländer in die Bundesrepublik zu bei Fortzügen in der gleichen Größenordnung. Dies entspricht einer Rotation des Bevölkerungsbestandes durch Wanderungen in Höhe von 10 bis 20% jährlich. Im Prinzip lassen sich die Effekte der Wanderungen auf die Sterbeziffern eliminieren.<sup>1)</sup> Aber auch ohne entsprechend detaillierte und aufwendige Berechnungen sind folgende Aussagen möglich:

Die Sterbeziffern der Ausländer liegen bei den Kindern über und bei den Erwachsenen unter denen der deutschen Bevölkerung gleichen Alters. Die scheinbar günstigere Sterblichkeit der Ausländer bei den höheren Altersjahren ist vermutlich darauf zurückzuführen, daß viele Ausländer, die schwer erkrankt sind, vor dem Todesfall in ihre Heimat zurückkehren, während schwer erkrankte Kinder bei ihren Eltern in der Bundesrepublik bleiben.

---

1) P. Flaskämper: Bevölkerungsstatistik, Hamburg 1962, S. 357f.



Die gravierenden Unterschiede der Sterbeziffern zwischen Deutschen und Ausländern könnten auch einen Teil der regionalen Unterschiede erklären. Interessant ist dieser Aspekt u.a. aus folgendem Grund: Gatzweiler und Stiens haben für die altindustrialisierten Regionen eine tendenziell höhere Sterblichkeit festgestellt. Dieser Befund gilt jedoch, wie sich aus den Unterlagen von Gatzweiler und Stiens ergibt, nur für die zusammengefaßte, d.h. für die nicht nach Altersgruppen untergliederte standardisierte Sterbeziffer.

Für die Altersgruppe von 12 bis 47 Jahren sind die Sterbeziffern in den altindustrialisierten Regionen niedriger als im übrigen Bundesgebiet. Nur für die Altersgruppe ab 47 Jahren (und für die Summe aller Altersjahre) liegen die Ziffern über dem Bundesdurchschnitt. Gatzweiler und Stiens haben diesen Sachverhalt nicht kommentiert; er läßt sich aber aus Graphik 1 der zitierten Untersuchung ermitteln.

Der Anteil der Ausländer an der Regionsbevölkerung ist in den altindustrialisierten Regionen höher als im Bundesdurchschnitt; der überwiegende Teil der Ausländer gehört zur Altersgruppe der 12 bis 47jährigen. Hieraus läßt sich schließen, daß bei einer Beschränkung der Berechnungen von Gatzweiler/Stiens auf die deutsche Bevölkerung das Gesamtbild für die altindustrialisierten Regionen noch ungünstiger ausfallen müßte, es sei denn, daß auch für die Ausländer ein ausgeprägtes interregionales Mortalitätsmuster existiert, das das gleiche Gefälle aufweist wie bei der Gesamtbevölkerung. Dies ist jedoch nicht anzunehmen.

Hieraus läßt sich folgern, daß es sinnvoller ist, nicht zusammengefaßte standardisierte Sterbeziffern zu verwenden, sondern den interregionalen Vergleich getrennt nach Altersgruppen und Geschlecht durchzuführen. Entsprechend ist M.J. Gardner (1973) in seiner Untersuchung über die regionalen Mortalitätsunterschiede in England vorgegangen.

Aber auch eine Differenzierung nach Deutschen und Ausländern erscheint aus den dargelegten Gründen geboten.

##### 5. Elimination berufsbedingter Risikofaktoren

Wie im vorangegangenen Abschnitt erläutert, sollten interregionale Mortalitätsvergleiche nicht auf eine zusammengefaßte standardisierte Sterbeziffer gestützt werden, sondern auf getrennte, nach Altersgruppen und Geschlecht differenzierte Ziffern

$$(13) \quad m_i^M = \frac{D_i^M}{P_i^M} \quad , \quad \text{bzw.} \quad m_i^F = \frac{D_i^F}{P_i^F} \quad i = \text{Altersgruppe}$$

Diese Ziffern haben den Vorteil, daß sich hohe Sterbeziffern in der einen Altersgruppe nicht gegen niedrige Ziffern in anderen Gruppen kompensieren. Bei Verwendung gruppenspezifischer Ziffern werden alle Effekte der regionalen Alters- und Geschlechtsstruktur auf das regionale Mortalitätsniveau eliminiert. Es gibt aber noch andere strukturelle Faktoren, die sich in den gruppenspezifischen Ziffern niederschlagen, beispielsweise die berufsbedingten Mortalitätsrisiken.

Um die Effekte berufsbedingter Risiken auf die gruppenspezifischen Sterbeziffern zu eliminieren, sollte die regionale Bevölkerung in jeder Altersgruppe so in Teilmengen untergliedert werden, daß jeder Teilmenge eine bestimmte Risikokomponente zugeordnet werden kann. Im folgenden wird das Verfahren am Beispiel berufsbedingter Risiken veranschaulicht. Es lassen sich aber auch andere Risiken einbeziehen, beispielsweise die Risiken, die auf besonders schweren Belastungen einzelner Bevölkerungsgrup-

pen durch die Umweltverschmutzung beruhen.

Das Verfahren soll an Hand eines einfachen Beispiels erläutert werden. Es sei angenommen, daß die Bevölkerung von drei Risikokomplexen belastet wird. Im ersten Risikokomplex werden alle Risiken zusammengefaßt, die auf alle Einwohner einwirken, beispielsweise klimatisch bedingte Risiken und Risiken, die sich aus dem allgemeinen Niveau der Luftverschmutzung oder der Qualität des Trinkwassers ergeben (M.J. Gardner 1973).

Der zweite Risikokomplex soll nur Risiken enthalten, durch die die Einwohner einer bestimmten Teilmenge der Bevölkerung gefährdet sind, beispielsweise die Beschäftigten bestimmter Branchen der chemischen Industrie. Analog sei der dritte Risikokomplex und die davon betroffene Bevölkerungsgruppe abgegrenzt. Schematisch:

<u>Teilmenge der Bevölkerung</u>	<u>gefährdet durch</u>
$P_{i1}^M$	Risikokomplex 1 plus allgemeiner Risikokomplex
$P_{i2}^M$	Risikokomplex 2 plus allgemeiner Risikokomplex
$P_{i3}^M$	nur allgemeiner Risikokomplex

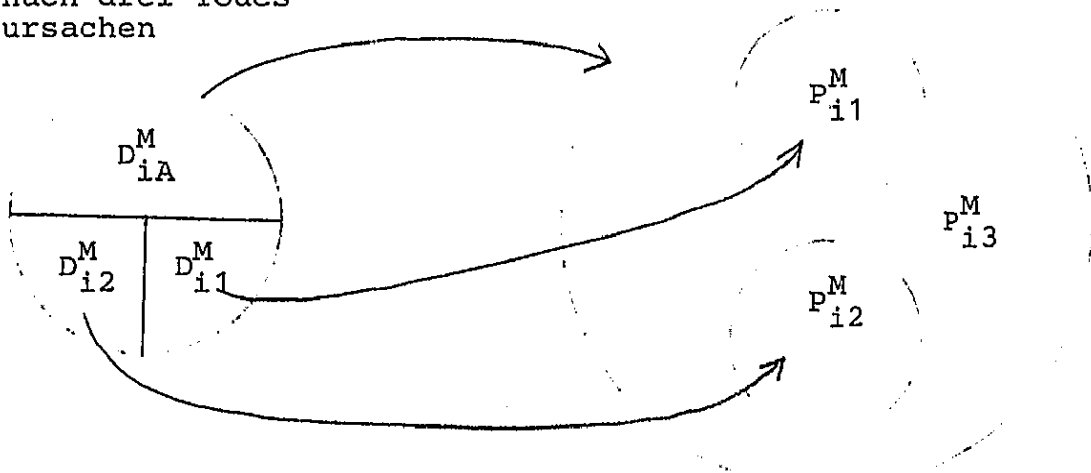
Die Teilmenge  $P_{i3}^M$  ist die Differenz zwischen der Gesamtbevölkerung und den beiden Teilmengen  $P_{i1}^M$  und  $P_{i2}^M$ .

Um die entsprechenden risikospezifischen Sterbeziffern zu definieren, werden die Todesfälle nach Todesursachen gegliedert. Die Teilmenge  $D_{iA}^M$  sei jene Teilmenge der Todesfälle, die vom allgemeinen Risikokomplex verursacht werden. Die Todesfälle  $D_{i1}^M$  seien durch den Risikokomplex 1, die Todesfälle  $D_{i2}^M$  durch den Risikokomplex 2 verursacht. Die Zuordnung von Todesfällen zu den entsprechenden Teilmengen der Bevölkerung ist in Schaubild 1 veranschaulicht.

Schaubild 1

Bevölkerungsgliederung nach  
drei nicht überlappenden  
Risikogruppen

Todesfallgliederung  
nach drei Todes-  
ursachen



Jede altersgruppen- und geschlechtsspezifische Sterbeziffer  
läßt sich dann wie folgt differenzieren:

$$\begin{aligned}
 (13) \quad m_i^M &= \frac{D_i^M}{P_i^M} \\
 &= \frac{D_{iA}^M + D_{i1}^M + D_{i2}^M}{P_{i1}^M + P_{i2}^M + P_{i3}^M} \\
 &= \frac{D_{iA}^M}{\sum_j P_{ij}^M} + \frac{P_{i1}^M}{\sum_j P_{ij}^M} \frac{D_{i1}^M}{P_{i1}^M} + \frac{P_{i2}^M}{\sum_j P_{ij}^M} \frac{D_{i2}^M}{P_{i2}^M} \\
 &= m_{iA}^M + a_{i1}^M m_{i1}^M + a_{i2}^M m_{i2}^M
 \end{aligned}$$

Werden nicht nur zwei, sondern allgemein n besondere Ri-  
sikokomplexe bzw. n Teilmengen der Bevölkerung unter-  
schieden, so ergibt sich entsprechend

$$(14) \quad m_i^M = m_{iA}^M + a_{i1}^M m_{i1}^M + \dots + a_{in}^M m_{in}^M$$

In den Gleichungen (13) und (14) sind  $a_{ij}^M$  die Anteile der Bevölkerungsteilmengen an der Gesamtbevölkerung und  $m_{ij}^M$  die entsprechenden risikogruppenspezifischen Sterbeziffern. Die Ziffer  $m_{iA}^M$  entspricht der Sterbeziffer auf Grund des allgemeinen Risikokomplexes.

Bei diesem Vorgehen wurde unterstellt, daß jede Person in den Teilmengen  $P_{i1}^M$  bzw.  $P_{i2}^M$  jeweils nur vom Risikokomplex 1 bzw. vom Komplex 2 gefährdet wird. Der Ansatz läßt sich jedoch auf den Fall übertragen, daß eine Person mehreren Risikokomplexen unterliegt. In diesem Fall überlappen sich die Teilmengen der Bevölkerung (vgl. Schaubild 2). Man erhält analog zu Formel (13):

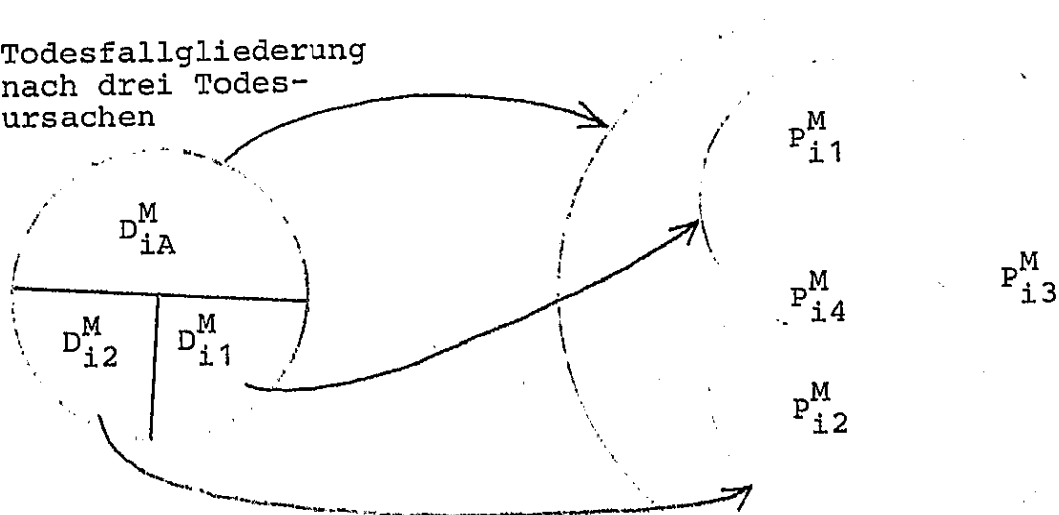
$$(15) \quad m_i^M = \frac{D_{iA}^M}{\sum_j P_{ij}^M} + \frac{P_{i1}^M + P_{i4}^M}{\sum_j P_{ij}^M} \frac{D_{i1}^M}{P_{i1}^M + P_{i4}^M} + \frac{P_{i2}^M + P_{i4}^M}{\sum_j P_{ij}^M} \frac{D_{i2}^M}{P_{i2}^M + P_{i4}^M}$$

Hierbei ist  $P_{i4}^M$  die Schnittmenge der Teilmengen  $P_{i1}^M$  und  $P_{i2}^M$ .

Schaubild 2

Bevölkerungsgliederung nach drei überlappenden Risikogruppen

Todesfallgliederung nach drei Todesursachen



Wird die in (14) definierte Ziffer als Grundlage für interregionale Vergleiche verwendet, so können zur Ausschaltung der Effekte, die von überrepräsentierten Bevölkerungsgruppen mit besonders hoher Gefährdung ausgehen, jene Bevölkerungsanteile  $a_{ij}^{*M}$  verwendet werden, die im Durchschnitt der Bundesrepublik gelten:

$$(16) \quad m_i^{rM} = m_{iA}^M + a_{i1}^{*M} m_{i1}^{rM} + \dots + a_{in}^{*M} m_{in}^{rM}$$

Interregionale Schwankungen der so gewonnenen risikobereinigten Sterbeziffer  $m_i^{rM}$  können dann nicht mehr durch die Überrepräsentanz von Beschäftigten besonders gefährdeter Berufsgruppen bzw. anderer Bevölkerungsgruppen mit überdurchschnittlicher Gefährdung erklärt werden.

#### 6. Grenzen der Strukturbereinigung

Im Prinzip wäre es zur Extraktion von regionalen Mortalitätsdifferenzen i.e.S. notwendig, alle bisher aufgeführten Struktureffekte zu eliminieren, d.h. die Effekte der

- Altersstruktur
- Geschlechtsstruktur
- Familienstandsstruktur
- Nationalitätenstruktur und der
- Risikostruktur

würden zur Bereinigung bei der Alters- und Geschlechtsstruktur nur 10 Untergliederungen, bei der Familienstandsstruktur drei, bei der Nationalitätenstruktur zwei und bei der Risikostruktur nur 5 Fälle unterschieden, so ergäben sich 300 verschiedene Sterbeziffern:

$$(17) \quad m(n) = \frac{D(i, j, k, l, m)}{P(i, j, k, l, m)}$$

$i = 1, \dots, 5$	Altersgruppen
$j = 1, 2$	Geschlechter
$k = 1, 2, 3$	ledig, verheiratet, verwitwet und geschieden
$l = 1, 2$	Deutsche, Ausländer
$m = 1, \dots, 5$	Risikogruppen (beispielsweise Berufe)
$n = 1, \dots, 300$	

In Nordrhein-Westfalen gibt es jährlich etwa 200.000 Todesfälle. Auf jede der 300 Fallgruppen kommen im Mittel nur etwa 600 Todesfälle; bei einer Gliederung des Landes in 20 Regionen also nur etwa 30 Todesfälle. Es liegt auf der Hand, daß die fein differenzierten Sterbeziffern von Zufallseinflüssen verzerrt wären.

Eine Erhöhung der Fallzahlen mit dem Ziel, Zufallseinflüsse zu beschränken, ließe sich dadurch erreichen, daß die Todesfälle mehrerer Jahre in die Berechnung der Sterbeziffern einbezogen werden. Hierbei sollten jedoch weniger als zehn Kalenderjahre zugrunde gelegt werden, weil sich die Zusammensetzung der Bezugsgruppe durch Wanderungen, Familienstandsänderungen und Berufswechsel stark verändern kann.

Auch bei Verwendung von Daten aus mehreren Kalenderjahren muß zwischen den aus theoretischer Sicht gebotenen Merkmalsdifferenzierungen eine Auswahl getroffen werden. Auf welche Merkmale verzichtet werden sollte, kann nur nach Prüfung der Sterbefallstatistik entschieden werden.

Möglich und notwendig erscheint eine Gliederung nach dem Alter und dem Geschlecht. Durch eine Beschränkung auf die deutsche Wohnbevölkerung ließe sich auch der Effekt der Nationalitätenstruktur eliminieren. Sollten die Fallzahlen eine zusätzliche Gliederung zulassen, so müßte sicherlich zwischen der Gliederung nach der Risikostruktur und der Gliederung nach der Familienstandsstruktur gewählt werden. Welcher Wahl der größte Nutzen bzw. die geringste Einbuße

an Aussagekraft zukommt, kann nur nach sorgfältigen Probe-rechnungen entschieden werden. Es ist zu vermuten, daß die Gliederung nach Risikogruppen größere Vorteile hat.

Es liegt auf der Hand, daß die getroffene Wahl zwischen alternativen Gliederungen die Interpretationsmöglichkeiten der Ergebnisse beeinflußt. Insbesondere die Antwort auf die Frage, was regionale Ursachen der Sterblichkeit i.e.S. eigentlich sind, wird implizit durch die gewählte Art der Strukturbereinigung vorentschieden. M.a.W.: In welchem Umfang regionale Unterschiede der Sterblichkeit existieren, ist eine Frage, die zu einem erheblichen Teil auf Grund von theoretischen Annahmen bezüglich der Brauchbarkeit alternativer Ansätze der Strukturbereinigung vorweg beantwortet werden muß, und zwar bevor die auf Grund des gewählten Ansatzes festgestellten interregionalen Schwankungen des Mortalitätsniveaus erklärt und interpretiert werden können.

## 7. Das Problem der Wanderungen

Wie sich aus den Berechnungen des Statistischen Bundesamtes zu den familienstandsspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten ergibt, nivellieren sich die charakteristischen Unterschiede der Sterbewahrscheinlichkeiten zwischen ledigen, verheirateten, verwitweten und geschiedenen Personen in den höheren Altersgruppen (P. Flaskämper 1962: 384). Auch die regionalen Unterschiede könnten verwischt sein, und zwar dadurch, daß der Bevölkerungsbestand einer Region sich aus Zugewanderten zusammensetzt, die häufig aus Gebieten stammen, in denen das allgemeine Mortalitätsrisiko höher bzw. niedriger war als das Risiko am Wohnsitz im Jahr der Untersuchung.

In der Bundesrepublik ziehen jährlich etwa 3 Mill. Menschen um, und zwar über eine Distanz, die so groß ist, daß der neue und der bisherige Wohnsitz in verschiedenen Stadt- bzw. Landkreisen liegen. Die Bedeutung, die das



Binnenwanderungsvolumen für das regionale Mortalitätsniveau hat, ist bisher völlig ungeklärt. Es läßt sich aber folgende Überlegung anstellen: Wenn die statistisch festgestellten Mortalitätsunterschiede trotz des Nivellierungseffekts auf Grund der Binnenwanderungen gravierend sein sollten, dann müßten sich aus Berechnungen, in denen jeweils nur die über einen längeren Zeitraum ansässige Bevölkerung berücksichtigt wird, noch stärkere interregionale Mortalitätsdifferenzen ergeben.

Berücksichtigt man, daß viele Todesfälle auf Krankheiten beruhen, deren Verursachung jahrzehntelang zurückliegen kann, so lassen sich die zu einem bestimmten Zeitpunkt festgestellten regionalen Mortalitätsniveaus nur unter größten Vorbehalten mit den regionalen Mortalitätsrisiken in Verbindung bringen, die im Untersuchungszeitpunkt in der betreffenden Region bestehen.

Noch aus einem anderen Grund darf die Bedeutung der Wanderungen nicht unterschätzt werden: Die Bundesrepublik hat nach dem Zweiten Weltkrieg Millionen von Vertriebenen aufgenommen. Wenn es auch nicht mehr als eine plausible Vermutung sein sollte, daß das harte Schicksal, das viele Vertriebene zu tragen hatten, ihr persönliches Morbiditäts- und Mortalitätsrisiko beeinflusst hat, so ist doch die Überlegung nicht von der Hand zu weisen, daß zwischen der regionalen Verteilung der Vertriebenen und den regionalen Mortalitätsniveaus ein Zusammenhang bestehen könnte.

Es muß bezweifelt werden, ob der Einfluß der Wanderungen mit den verfügbaren Datenquellen befriedigend analysiert werden kann. Hier verbleibt ein Unsicherheitsbereich, der zu einer vorsichtigen Interpretation auch der sorgfältigsten Analysen Anlaß geben sollte.

## 8. Zusammenfassung

Durch die von Gatzweiler und Stiens durchgeführten Untersuchungen über regionale Mortalitätsunterschiede in der Bundesrepublik werden zahlreiche Fragen aufgeworfen, die beim gegenwärtigen Stand des Wissens nicht beantwortet werden können. Nicht nur die Frage nach den Ursachen der festgestellten Mortalitätsunterschiede muß als offen gelten, es ist sogar ungewiß, ob die von den Autoren gewählte Art der Strukturbereinigung geeignet ist, alle relevanten demographisch bedingten Effekte zu eliminieren, die das regionale Mortalitätsniveau bestimmen.

Anstelle der von Gatzweiler und Stiens verwendeten standardisierten Sterbeziffer, die das regionale Mortalitätsniveau in einer einzigen Maßzahl quantifiziert, sollten altersgruppen- und geschlechtsspezifische Sterbeziffern herangezogen werden, weil bei zusammengefaßten Ziffern nicht ausgeschlossen werden kann, daß sich die positiven und negativen Abweichungen der gruppenspezifischen Ziffern kompensieren.

Für England liegen Untersuchungen vor, bei denen altersgruppen- und geschlechtsspezifische Sterbeziffern zwischen den Regionen verglichen werden. Diese Untersuchungen haben die Vermutung bestätigt, daß es umweltbedingte, klimatische und soziale regionale Faktoren gibt, die das Mortalitätsniveau der Regionen beeinflussen.

Schlüsse aus den für die Bundesrepublik festgestellten Mortalitätsschwankungen im Hinblick auf Erklärungsursachen scheinen beim gegenwärtigen Stand des Wissens verfrüht.

Tabelle 1: Meßziffern der Sterblichkeit nach den Sterbetafeln für Gemeindegrößenklassen 1960/62<sup>1)</sup>

Vollendetes Alter in Jahren	Sterblichkeit in den Gemeinden mit ... Einwohnern, wenn die Sterblichkeit nach der Allg. Sterbetafel 1960/62 = 1 000 <sup>2)</sup>						
	weniger als 2 000	davon mit			2 000 bis 20 000	20 000 bis unter 100 000	100 000 und mehr
		40 % und mehr	20 bis unter 40 %	unter 20 %			
	land- und forstwirtschaftlicher Bevölkerung						
Männliche Personen							
0	992	1 089	992	930	972	1 043	1 026
1	1 136	1 394	1 244	948	1 022	910	891
5	1 081	1 360	1 143	882	1 059	935	863
10	1 074	1 251	1 165	885	1 053	959	885
15	1 242	1 719	1 570	1 036	1 084	873	805
20	1 184	1 575	1 210	992	1 101	955	741
25	1 112	1 421	1 159	928	1 025	965	883
30	1 022	1 212	1 121	858	1 006	994	982
35	1 023	1 278	1 054	883	976	980	1 008
40	965	1 173	1 005	824	999	991	1 024
45	985	1 195	1 054	876	983	993	1 028
50	974	1 117	1 013	884	970	998	1 039
55	927	1 017	960	848	976	1 006	1 054
60	906	987	921	823	987	1 024	1 062
65	924	1 016	939	848	983	1 020	1 066
70	952	1 059	970	865	985	1 002	1 041
75	994	1 097	990	927	999	991	1 015
80	1 011	1 136	1 034	947	1 007	996	1 006
85 <sup>3)</sup>	1 027	.	.	.	1 002	991	993
Weibliche Personen							
0	965	1 063	952	914	976	1 074	1 016
1	1 110	1 486	1 208	868	1 009	940	912
5	1 010	1 262	1 243	833	1 095	905	862
10	1 053	1 320	1 227	753	1 027	973	827
15	1 239	1 659	1 204	1 118	1 098	976	847
20	1 070	1 247	1 165	911	1 006	956	994
25	1 125	1 411	1 207	904	957	1 029	978
30	988	1 260	1 045	830	1 002	945	995
35	973	1 145	1 038	859	1 006	1 014	1 012
40	1 006	1 184	987	893	982	990	1 016
45	1 001	1 191	1 064	898	1 123	972	1 016
50	1 021	1 184	1 080	904	1 026	984	999
55	990	1 105	1 034	891	1 002	1 001	1 000
60	1 009	1 138	1 083	908	1 015	994	992
65	1 049	1 227	1 054	932	1 029	972	971
70	1 061	1 204	1 067	964	1 023	975	954
75	1 067	1 202	1 062	979	1 042	974	959
80	1 056	1 101	1 102	969	1 031	978	965
85 <sup>3)</sup>	1 043	.	.	.	992	982	980

1) Vgl. hierzu Tabelle S. 68/69. - 2) Sterbewahrscheinlichkeiten im angegebenen Alter bis zum angegebenen nächst höheren Alter. - 3) Bis zum Alter von 90 Jahren.

Quelle: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Natürliche Bevölkerungsbewegung, Reihe 2, Sonderbeitrag: Heiratstafeln, Ehedauertafeln, sowie spezielle Sterbetafeln 1960/62, S. 65.

Tabelle 2: Durchschnittliche Lebenserwartung Neugeborener und Gestorbene auf 1000 Einwohner nach den Sterbetafeln für Gemeindegrößenklassen 1960/62

Gemeinden mit ... Einwohnern	Durchschnittliche Lebenserwartung Neugeborener					Gestorbene auf 1 000 Einwohner (Tafelsterbesziffer) 1)			
	männl.	weibl.	männl.	weibl.	männl.	männl.	weibl.	männl.	weibl.
	in Jahren	wenn ungewogener Durchschnitt = 1 000	wenn ungewogener Durchschnitt = 1 000	wenn weibl. = 1 000	Anzahl	wenn ungewogener Durchschnitt = 1 000	wenn ungewogener Durchschnitt = 1 000	wenn ungewogener Durchschnitt = 1 000	wenn ungewogener Durchschnitt = 1 000
Weniger als 2 000 und Anteil der land- und forstwirtschaftlichen Bevölkerung	64,93	70,06	972	973	927	15,40	14,27	1 029	1 028
40 und mehr %	66,80	71,57	1 000	993	933	14,97	13,97	1 000	1 006
20 bis unter 40 %	68,51	73,25	1 026	1 017	935	14,60	13,65	975	983
weniger als 20 %	66,96	72,15	1 003	1 002	928	14,93	13,86	997	999
2 000 bis unter 20 000	66,84	72,48	1 001	1 006	922	14,96	13,80	999	994
20 000 bis unter 100 000	66,72	72,71	999	1 009	918	14,99	13,75	1 001	991
100 000 und mehr	66,79	72,04	1 000	1 000	927	14,97	13,88	1 000	1 000
Ungewogener Durchschnitt	66,86	72,39	-	-	924	14,96	13,81	-	-
Gewogener Durchschnitt 2)									

1) Reziproker Wert der durchschnittlichen Lebenserwartung x 1 000. - 2) Nach der Allgemeinen Sterbetafel für das Bundesgebiet 1960/62.



Quelle: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Natürliche Bevölkerungsbewegung, Reihe 2, Sonderbeitrag: Heiratstafeln, Ehedauertafeln, sowie spezielle Sterbetafeln 1960/62, S. 63.

Tabelle 3:

a) Durchschnittliche Lebenserwartung in den Bundesländern

Vollendetes Alter in Jahren	Durchschnittliche Lebenserwartung in Jahren											
	Schleswig-Holstein	Hamburg	Niedersachsen	Bremen	Nordrhein-Westfalen	Hessen	Rheinland-Pfalz	Baden-Württemberg	Bayern	Saarland	Berlin (West)	Bundesgebiet
Männlich												
0	67,96	67,66	67,17	67,15	66,89	68,18	67,04	68,49	67,54	66,06	66,11	67,41
1	68,55	68,28	67,90	67,85	67,79	69,03	67,92	69,07	68,40	67,16	67,08	68,20
5	64,86	64,55	64,21	64,12	64,07	65,29	64,22	65,32	64,68	63,44	63,37	64,49
10	60,05	59,73	59,42	59,30	59,27	60,47	59,41	60,50	59,86	58,61	58,53	59,68
15	55,20	54,83	54,57	54,45	54,41	55,60	54,57	55,63	55,00	53,74	53,61	54,81
20	50,59	50,13	50,05	49,75	49,74	51,01	49,99	51,03	50,45	49,10	48,86	50,21
25	46,05	45,53	45,61	45,22	45,12	46,44	45,47	46,45	45,93	44,60	44,22	45,65
30	41,42	40,85	41,03	40,62	40,43	41,76	40,82	41,79	41,31	40,00	39,59	41,00
35	36,79	36,21	36,44	35,96	35,75	37,09	36,18	37,13	36,68	35,39	35,00	36,35
40	32,22	31,66	31,90	31,44	31,14	32,48	31,62	32,53	32,12	30,81	30,51	31,77
45	27,79	27,23	27,51	27,05	26,69	27,98	27,21	28,06	27,67	26,34	26,20	27,33
50	23,50	22,98	23,27	22,88	22,43	23,65	22,94	23,74	23,38	22,12	22,05	23,05
55	19,50	18,98	19,25	18,93	18,43	19,55	18,94	19,64	19,32	18,12	18,21	19,02
60	15,77	15,30	15,55	15,21	14,77	15,73	15,26	15,83	15,58	14,50	14,65	15,31
65	12,42	12,06	12,29	11,96	11,60	12,37	12,05	12,46	12,29	11,42	11,51	12,06
70	9,62	9,35	9,52	9,30	9,00	9,60	9,35	9,64	9,51	8,91	8,99	9,35
75	7,35	7,24	7,28	7,15	6,96	7,33	7,16	7,33	7,21	6,91	6,94	7,17
80	5,50	5,41	5,40	5,52	5,29	5,47	5,33	5,44	5,33	5,16	5,24	5,36
85	4,00	3,92	3,88	4,27	3,95	3,99	3,92	3,95	3,87	3,77	3,90	3,92
90	2,93	2,81	2,78	3,26	2,89	2,93	2,87	2,88	2,77	2,77	2,81	2,81
95	2,10	1,96	1,94	2,46	2,11	2,19	2,10	2,08	1,96	1,98	1,94	1,96
100	1,50	1,36	1,34	1,86	1,55	1,69	1,58	1,50	1,32	1,46	1,35	1,36
Weiblich												
0	74,16	74,06	73,83	74,30	73,46	74,10	73,57	74,50	74,00	72,84	72,52	73,83
1	74,54	74,47	74,30	74,54	74,03	74,62	74,09	74,86	74,51	73,51	73,19	74,32
5	70,79	70,71	70,57	70,79	70,27	70,85	70,33	71,10	70,75	69,71	69,46	70,56
10	65,93	65,86	65,73	65,92	65,41	65,99	65,46	66,23	65,87	64,85	64,57	65,70
15	61,02	60,94	60,83	60,99	60,51	61,08	60,55	61,31	60,97	59,95	59,64	60,79
20	56,20	56,12	56,04	56,08	55,67	56,27	55,72	56,48	56,14	55,11	54,77	55,97
25	51,39	51,29	51,23	51,24	50,83	51,44	50,89	51,63	51,31	50,27	49,96	51,14
30	46,55	46,46	46,41	46,40	45,99	46,60	46,06	46,78	46,47	45,43	45,16	46,30
35	41,77	41,67	41,62	41,62	41,18	41,78	41,24	41,97	41,66	40,61	40,43	41,50
40	37,04	36,97	36,91	36,91	36,46	37,04	36,51	37,21	36,92	35,90	35,80	36,77
45	32,38	32,40	32,29	32,31	31,84	32,40	31,89	32,54	32,27	31,29	31,33	32,14
50	27,91	28,00	27,82	27,85	27,36	27,90	27,42	28,01	27,76	26,80	27,06	27,65
55	23,57	23,69	23,50	23,57	23,05	23,55	23,08	23,63	23,37	22,53	22,91	23,32
60	19,39	19,53	19,30	19,48	18,88	19,31	18,89	19,37	19,13	18,38	18,85	19,12
65	15,43	15,61	15,35	15,59	14,97	15,34	14,95	15,36	15,15	14,56	15,05	15,18
70	11,82	12,09	11,78	12,13	11,47	11,75	11,41	11,73	11,53	11,11	11,64	11,63
75	8,73	9,00	8,69	9,12	8,50	8,68	8,39	8,62	8,45	8,19	8,68	8,59
80	6,26	6,42	6,22	6,63	6,12	6,24	6,01	6,17	6,01	5,86	6,21	6,16
85	4,41	4,53	4,37	4,76	4,38	4,45	4,24	4,37	4,24	4,10	4,35	4,37
90	3,17	3,17	3,08	3,42	3,14	3,17	3,05	3,14	3,02	2,95	3,04	3,16
95	2,40	2,36	2,16	2,56	2,27	2,25	2,40	2,36	2,20	2,20	2,09	2,36
100	1,98	1,89	1,52	2,02	1,67	1,63	2,10	1,88	1,67	1,74	1,46	1,89

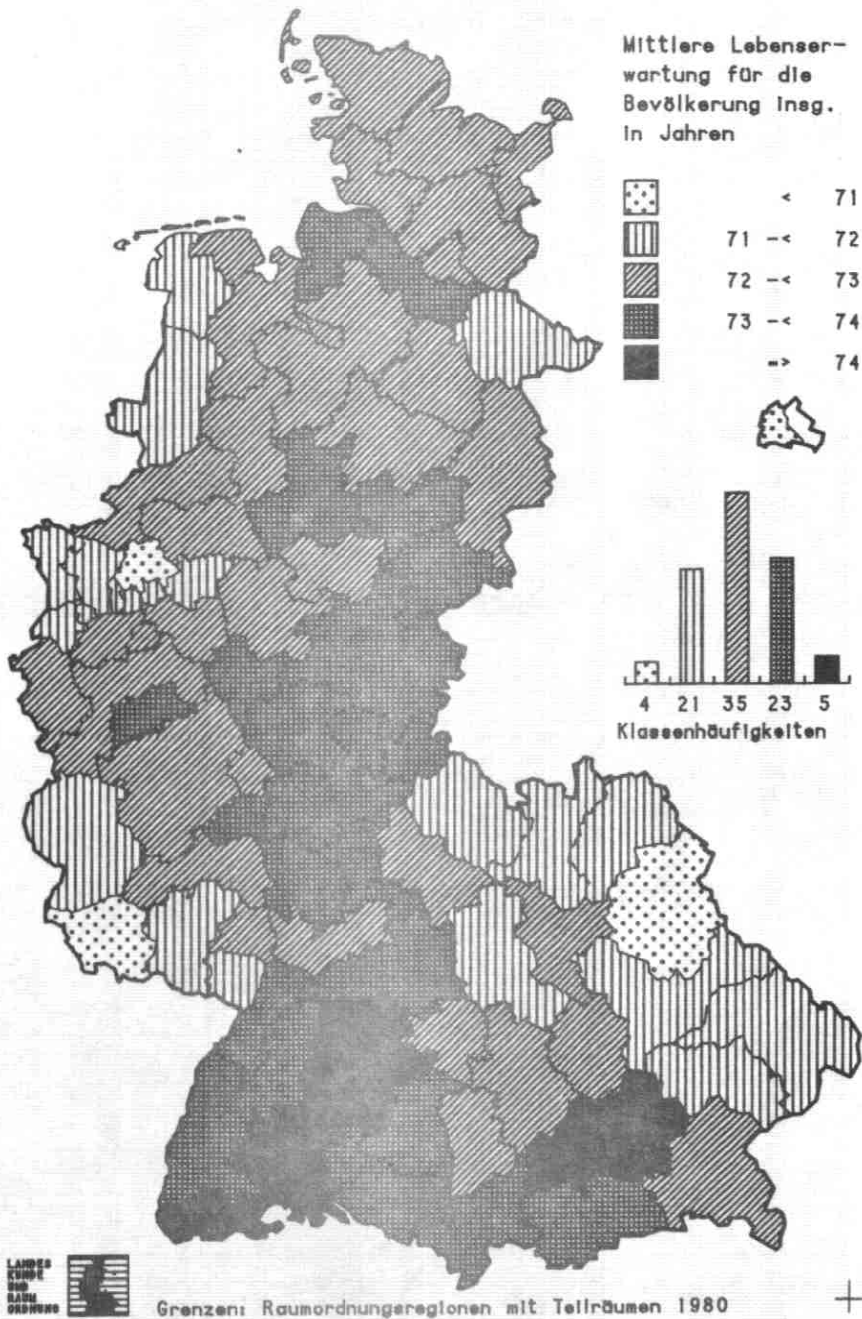
b) Durchschnittliche Lebenserwartung in den Bundesländern (Bundesgebiet = 1000)

Vollendetes Alter in Jahren	Schleswig-Holstein	Hamburg	Niedersachsen	Bremen	Nordrhein-Westfalen	Hessen	Rheinland-Pfalz	Baden-Württemberg	Bayern	Saarland	Berlin (West)
Männlich											
0	1 008	1 004	996	996	992	1 011	995	1 016	1 002	980	981
1	1 005	1 001	996	995	994	1 012	996	1 013	1 003	985	984
5	1 006	1 001	996	994	993	1 012	996	1 013	1 003	984	983
10	1 006	1 001	996	994	993	1 013	995	1 014	1 003	982	981
15	1 007	1 000	996	993	993	1 014	996	1 015	1 003	980	978
20	1 008	998	997	991	991	1 016	996	1 016	1 005	978	973
25	1 009	997	999	991	988	1 017	996	1 018	1 006	977	969
30	1 010	996	1 001	991	986	1 019	996	1 019	1 008	976	966
35	1 012	996	1 002	989	983	1 020	995	1 021	1 009	974	963
40	1 014	997	1 004	990	980	1 022	995	1 024	1 011	970	960
45	1 017	996	1 007	990	977	1 024	996	1 027	1 012	964	959
50	1 020	997	1 010	993	973	1 026	995	1 030	1 014	960	957
55	1 025	998	1 012	995	969	1 028	996	1 033	1 016	953	957
60	1 030	999	1 016	993	965	1 027	997	1 034	1 018	947	957
65	1 030	1 000	1 019	992	962	1 026	999	1 033	1 019	947	954
70	1 029	1 000	1 018	995	963	1 027	1 000	1 031	1 017	953	961
75	1 025	1 010	1 015	997	971	1 022	999	1 022	1 016	964	968
80	1 026	1 009	1 007	1 030	987	1 021	994	1 015	1 015	994	978
85	1 020	1 000	990	1 089	1 008	1 018	1 018	1 008	987	962	995
90	1 043	1 000	989	1 160	1 028	1 043	1 021	1 025	986	986	1 000
95	1 071	1 000	990	1 255	1 077	1 117	1 071	1 061	1 000	986	990
100	1 103	1 000	985	1 368	1 140	1 243	1 162	1 103	971	1 074	993
Weiblich											
0	1 004	1 003	1 000	1 006	995	1 004	996	1 009	1 002	987	982
1	1 003	1 002	1 000	1 003	996	1 004	997	1 007	1 003	989	985
5	1 003	1 002	1 000	1 003	996	1 004	997	1 008	1 003	988	984
10	1 004	1 002	1 000	1 003	996	1 004	996	1 009	1 003	987	983
15	1 004	1 002	1 001	1 003	995	1 005	996	1 009	1 003	986	981
20	1 004	1 003	1 001	1 002	995	1 005	996	1 009	1 003	985	979
25	1 005	1 003	1 002	1 002	994	1 006	995	1 010	1 003	983	977
30	1 005	1 003	1 002	1 002	993	1 006	995	1 010	1 004	981	975
35	1 007	1 004	1 003	1 003	992	1 007	994	1 011	1 004	979	974
40	1 007	1 005	1 004	1 004	992	1 007	993	1 012	1 004	976	974
45	1 007	1 008	1 005	1 005	991	1 008	992	1 012	1 004	974	975
50	1 009	1 013	1 006	1 007	990	1 009	992	1 013	1 004	969	979
55	1 011	1 016	1 008	1 011	988	1 010	988	1 013	1 002	966	982
60	1 014	1 021	1 009	1 019	987	1 011	985	1 012	998	959	991
65	1 016	1 028	1 011	1 027	986	1 010	981	1 009	991	955	1 001
70	1 016	1 040	1 013	1 043	986	1 010	977	1 003	984	953	1 010
75	1 016	1 048	1 012	1 062	990	1 010	976	1 002	976	951	1 008
80	1 016	1 042	1 010	1 076	994	1 013	970	1 000	970	938	995
85	1 009	1 037	1 000	1 089	1 002	1 018	965	994	956	934	962
90	1 003	1 003	975	1 082	994	1 003	953	1 000	932	932	886
95	1 017	1 000	915	1 085	962	953	1 017	1 000	884	921	772
100	1 048	1 000	804	1 069	884	862	1 111	995			

Quelle: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Natürliche Bevölkerungsbewegung, Reihe 2, Sonderbeitrag: Allgemeine Sterbetafeln für die Jahre 1970/72. S. 29.

Regionale Mortalitätsunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland

Karte 3: Regionale Unterschiede in der Sterblichkeit 1978



Quelle: H.-P. Gatzweiler u. G. Stiens: Regionale Mortalitätsunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland - Daten und Hypothesen. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft, 1982.