

Lebenserwartung in den Kreisen: bis zu drei Jahre Unterschied

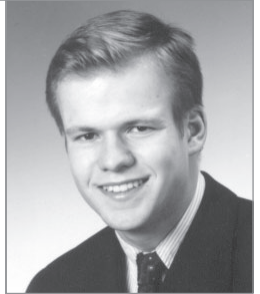
Hans-Martin von Gaudecker

Was sind die Gründe für die zum Teil erstaunlich hohen Sterblichkeitsunterschiede in Baden-Württemberg auf Kreisebene? Mit dieser Frage beschäftigt sich die diesem Text zugrunde liegende Studie. Es kann ausgeschlossen werden, dass die Differenzen allein auf Zufallsschwankungen oder Fehlern im Meldewesen beruhen. Eine Ursachenanalyse zeigt, dass Hauptklärungsgrund für die Sterblichkeitsunterschiede der sozioökonomische Status ist: In Kreisen mit hohem Einkommen leben die Menschen im Durchschnitt länger als in Kreisen mit geringem Einkommen. Der Einfluss des sozioökonomischen Status auf die Mortalität scheint durch höhere Bildung verstärkt oder sogar verursacht zu werden. Luftbelastung und Gesundheitsversorgung konnten nicht als diskriminierende Faktoren der Sterblichkeit in Baden-Württemberg festgestellt werden.

Diese Studie entstand in enger Zusammenarbeit zwischen dem Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und demografischer Wandel (MEA) und dem Statistischen Landesamt Baden-Württemberg. Eine ausführliche Version ist erschienen in der Reihe Statistische Analysen, Regionale Mortalitätsunterschiede, herausgegeben vom Statistischen Landesamt Baden-Württemberg.

Lebenserwartung in Baden-Württemberg

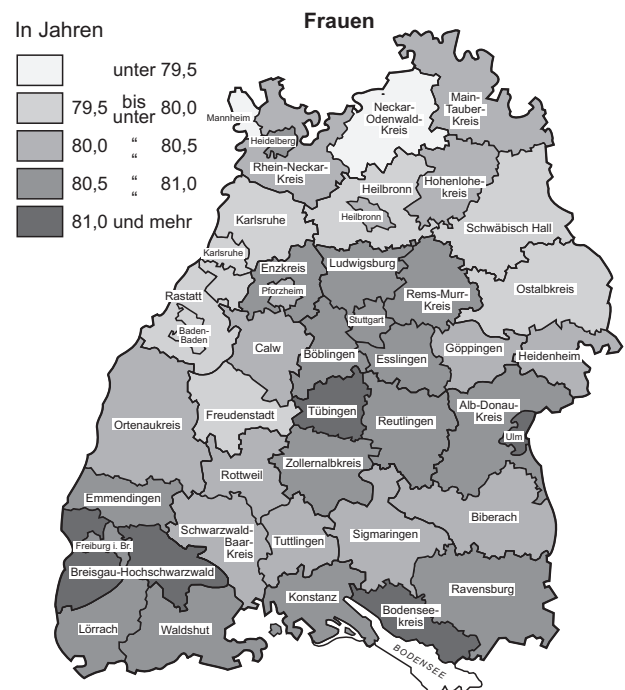
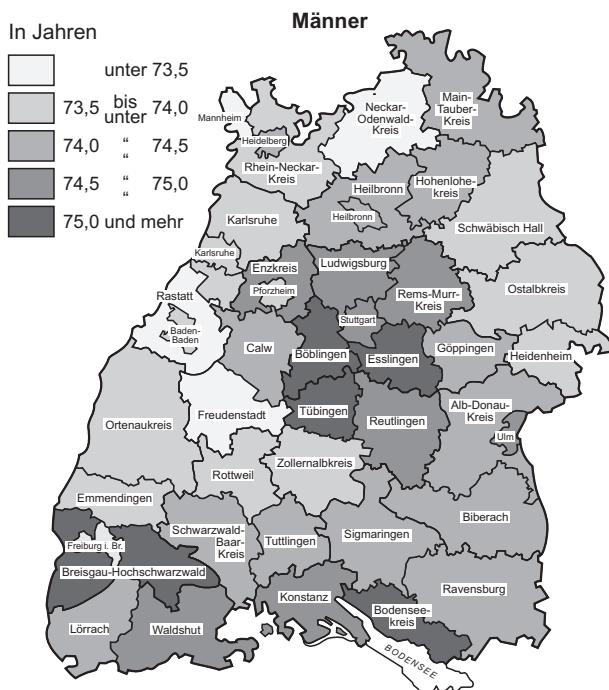
Die Lebenserwartung der Baden-Württemberger lag im Jahr 2001 mit 77 Jahren für neugeborene Jungen und 82,7 Jahren für neugeborene Mädchen bundesweit an der Spitze. Innerhalb des Landes bestehen jedoch Unterschiede von bis zu drei Jahren zwischen den einzelnen Stadt-



Diplom-Volkswirt Hans-Martin von Gaudecker ist Mitarbeiter am Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und demografischer Wandel (MEA) sowie Stipendiat am Zentrum für wirtschaftswissenschaftliche Doktorandenstudien (CDEM) der Universität Mannheim.

S1

Fiktive Lebenserwartung bei der Geburt in den Stadt- und Landkreisen Baden-Württembergs Mittelwert 1981 bis 2001



Quelle: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, eigene Berechnungen.

i Lebenserwartungen

Die Lebenserwartung ist ein Kohortenkonzept, das heißt, sie bestimmt beispielsweise, wie lange sämtliche im Jahr 2002 geborenen Kinder erwartungsgemäß zu leben haben. Streng genommen lässt sie sich erst bestimmen, wenn sämtliche Mitglieder dieser Kohorte gestorben sind. In dieser Arbeit wird dieses Konzept auf eine Periode angewendet, das heißt zur Berechnung der Lebenserwartung werden sämtliche Kohorten herangezogen, die im Jahr 2002 positive Bestände aufwiesen. Damit sind die in dieser Arbeit aufgeführten Lebenserwartungen fiktiver Natur. Sie haben keinerlei Interpretation im eigentlichen Sinn des Wortes, sondern bilden lediglich einen leicht vorstellbaren Indikator für das Sterblichkeitsgeschehen in einer Bevölkerung. Aussagen der Form „Im Jahr 2001 konnten neugeborene Mädchen in Baden-Württemberg damit rechnen, 82,7 Jahre zu leben“ sind also auf Grundlage der hier verwendeten Periodensterbetafeln nicht möglich, da Mitglieder von verschiedenen Kohorten mit völlig unterschiedlichen Biographien zur Berechnung der fiktiven Lebenserwartung herangezogen wurden.

und Landkreisen, wie eine Berechnung der Lebenserwartungen für die Jahre 1981 bis 2002 auf Basis sehr detaillierter Bevölkerungsbestands-, Geburts- und Todesfalldaten ergab. *Schaubilder 1 und 2* stellen die durchschnittlichen Lebenserwartungen über den Zeitraum 1981 bis 2001 dar. Diese Zahlen sind aussagekräftiger als Werte für einzelne Jahre, weil jene stark durch kurzfristige, unsystematische Schwankungen beeinflusst werden. Die Werte für Männer liegen rund 6 Jahre unter denen für Frauen. Die Differenzen zwischen den Kreisen sind etwa halb so groß wie der Unterschied zwischen Männern und Frauen. In den Landkarten lässt sich leicht erkennen, dass die räumlichen Muster der Sterblichkeit für beide Geschlechter ähnlich sind. Für die Lebenserwartung von Männern finden sich die im Mittel höchsten Werte im Bodenseekreis und in den Landkreisen Tübingen, Böblingen, Esslingen und Breisgau-Hochschwarzwald. Die Schlusslichter bilden der Stadtkreis Mannheim, der Neckar-Odenwald-Kreis, die Landkreise Freudenstadt und Rastatt sowie die beiden Karlsruher Kreise. Bei den Frauen ergibt sich ein ähnliches Bild. Der Bodenseekreis und die Landkreise Tübingen und Breisgau-Hochschwarzwald bilden auch hier die Spitzengruppe, gefolgt von

i Statistische Signifikanz

Beim Herausarbeiten von Zusammenhängen mithilfe von mathematisch-statistischen Methoden muss ein besonderes Augenmerk auf zufällig erzeugten Phänomenen liegen. Insbesondere bei einer geringen Zahl von Beobachtungen können scheinbare Beziehungen auftreten. So fand man vor einigen Jahrhunderten in den Niederlanden heraus, dass in Landstrichen mit vielen Störchen besonders viele Kinder geboren wurden. Betrachtet man diese Untersuchung mit modernen Methoden, so stellt sich wenig überraschend heraus, dass dieser Zusammenhang statistisch insignifikant ist. Das darunter liegende Konzept beruht auf Wahrscheinlichkeiten. Ein fettes Minus beim Einkommen in der Übersicht auf Seite 6 bedeutet beispielsweise, dass mit mindestens 99-prozentiger Wahrscheinlichkeit ein negativer Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterblichkeit vorliegt. Bei einem dünnen Minus liegt diese Wahrscheinlichkeit immer noch bei 90 oder 95 %. Sind die Werte geringer, so lässt sich anhand der vorhandenen Daten nicht sagen, ob ein Zusammenhang positiv, negativ oder nicht vorhanden ist.

den Stadtkreisen Ulm und Stuttgart. Die geringsten Lebenserwartungen sind wiederum im Neckar-Odenwald-Kreis, im Stadtkreis Mannheim und in den Karlsruher Kreisen zu finden, hinzu kommt der Landkreis Heilbronn.

Zufallsschwankungen und Messfehler

Die gemessenen Lebenserwartungen werden durch Zufallsschwankungen beeinflusst. Auf Kreisebene ist dies besonders stark ausgeprägt, da die Bevölkerungen oftmals nur kleine Größen erreichen. Um auszuschließen, dass Zufallsschwankungen die beobachteten Muster erzeugt haben, wurde ein Simulationsverfahren verwendet. Ausgangspunkt ist die Hypothese, dass die Sterbewahrscheinlichkeiten in jedem Jahr für ganz Baden-Württemberg gleich sind. Zusammen mit dem Bevölkerungsbestand jedes Kreises wurden mittels eines Zufallszahlengenerators 1 000 Werte für die Zahl der Gestorbenen einer jeden Altersklasse erzeugt. Die auf dieser Basis berechneten Lebenserwartungen waren deutlich einheitlicher als die tatsächlich beobachteten Werte. Folglich konnte die Ausgangshypothese verworfen werden, die Sterbewahrscheinlichkeiten sind nicht im gan-

zen Land gleich. Mit anderen Worten: Zufallsschwankungen allein können die beobachteten Mortalitätsunterschiede nicht erklären, es liegen systematische Differenzen in den Lebenserwartungen vor.

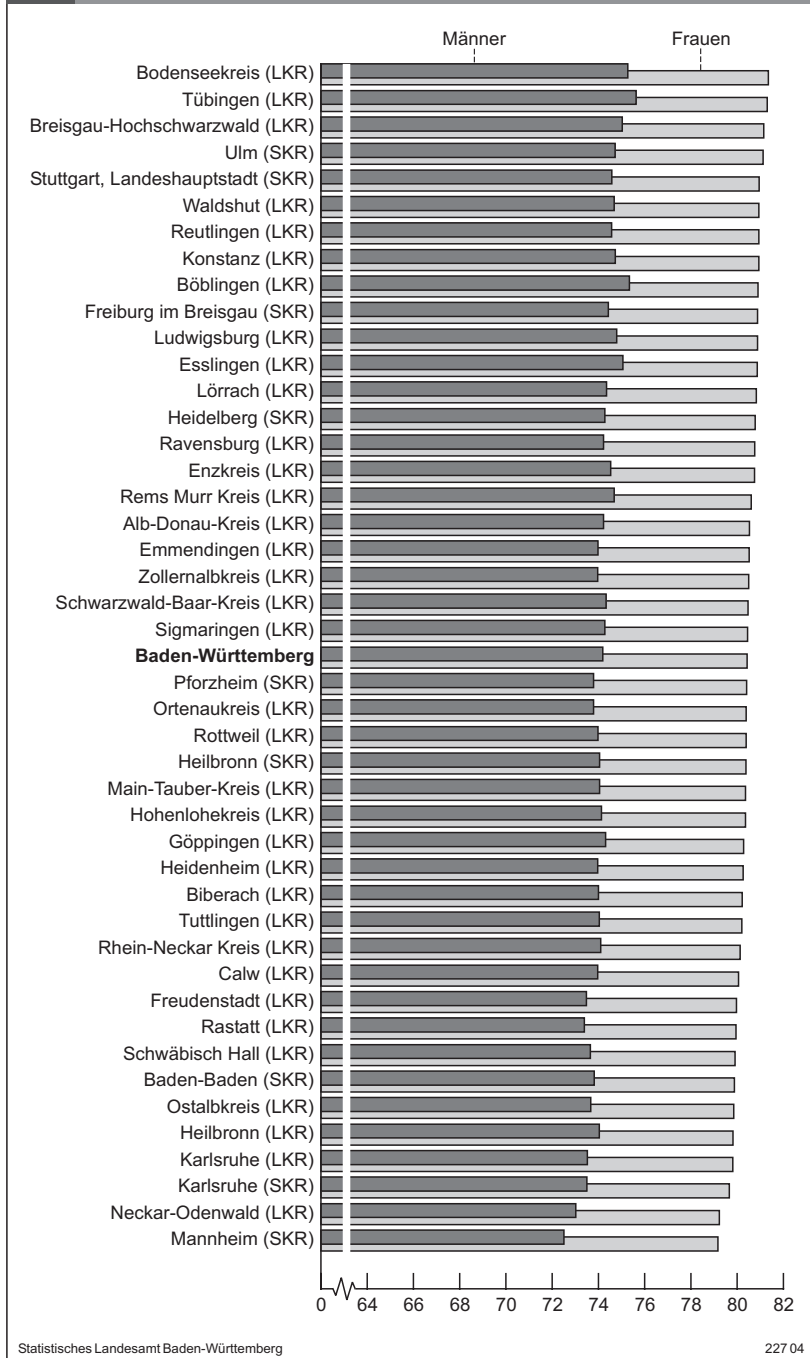
Ein weiterer Grund für das Auftreten von Mortalitätsunterschieden in den Daten könnte auf systematischen Fehlern im Meldewesen beruhen. Geburten und Sterbefälle innerhalb Deutschlands werden in der amtlichen Statistik sehr gut erfasst. Problematisch sind Sterbefälle im Ausland sowie Zu- und Fortzüge. Es ist bekannt, dass es in diesen Kategorien erhebliche Erfassungsprobleme gibt.¹ Die potenziellen Fehler wurden in enger Zusammenarbeit mit dem Statistischen Landesamt Baden-Württemberg in eine mathematische Form gegossen. So entstand ein Messfehlermodell, welches wiederum den Ausgangspunkt für eine Simulationsanalyse bildete. Die Ergebnisse waren eindeutig: Sämtliche plausibel erscheinenden Messfehler können nicht für die beobachteten Unterschiede verantwortlich sein.

Bestimmungsgrößen der Mortalität

Zur Ursachenanalyse wurde ein umfassender Datensatz aus veröffentlichten und unveröffentlichten Daten des Statistischen Landesamts Baden-Württemberg, des Verbands der Deutschen Rentenversicherungsträger und des Sozialministeriums Baden-Württemberg erstellt. Darauf aufbauend wurde der Einfluss von sozioökonomischen Charakteristika, von Wanderungsbewegungen, des Gesundheitswesens sowie der Umweltbelastung mithilfe verschiedener Spezifikationen eines Regressionsmodells untersucht. Die wichtigsten Ergebnisse finden sich in der *Übersicht* (siehe Seite 6). Die Resultate entspringen sehr unterschiedlichen Regressionen, da die Daten zu den erklärenden Variablen in uneinheitlichen Zeitreihen vorlagen. So war das Renteneinkommen zum Beispiel nur für die Jahre 1999 bis 2002 vorhanden, die Messgrößen aus der Einkommensteuerstatistik dagegen für die Jahre 1983 bis 1995. Die Struktur der Daten sowie Messfehler warfen weitere Probleme auf, die hier nicht weiter thematisiert werden können.²

In Kreisen mit hohen Einkommen leben die Menschen im Durchschnitt länger. Dieses Ergebnis findet sich sowohl mit der Verwendung der Einkommensteuerstatistik als auch mit den Renteneinkünften als erklärender Variable. Beide Einkommensvariablen sind in allen Fällen negativ mit der Sterblichkeit korreliert, die Koeffizienten sind in den meisten Fällen statistisch signifikant. Besonders stark ist der Zusammen-

S2 Fiktive Lebenserwartung bei der Geburt in den Stadt- und Landkreisen Baden-Württembergs in Jahren Mittelwert 1981 bis 2001



Statistisches Landesamt Baden-Württemberg

hang, wenn man die Alterssterblichkeit mit den Renteneinkommen in Beziehung setzt. Dies entspricht den Erwartungen, da die Renteneinkommen eine Messgröße für das Lebenserwartung darstellen, welches aus theoretischer Sicht die höchste Mortalitätsrelevanz aufweisen sollte. Lediglich für die Einkünfte aus der Einkommensteuerstatistik bei Frauen lässt sich kein Zusammenhang feststellen. Dies liegt möglicherweise darin begründet, dass diese Daten nicht geschlechtsdifferenziert vorlagen. Aufgrund der höheren Erwerbstätigkeit von Männern bilden sie somit eher deren Einkommen ab.

¹ Vgl. Statistisches Landesamt Baden-Württemberg: „Leibing: Verteilung von Finanzmitteln auf Basis unzutreffender Einwohnerzahlen?“, Eildienst, hrsg. vom Statistischen Landesamt Baden-Württemberg, 2000.

² Eine detaillierte Beschreibung und der Umgang mit diesen Problemen finden sich in der ausführlichen Version der Studie.

Vergleichsweise eindeutige Ergebnisse sind auch für die höhere Bildung vorhanden; in Kreisen mit einem hohen Anteil an Universitäts- und Fachhochschulabsolventen ist die Sterblichkeit geringer. Wie die vorhergehenden Resultate deckt sich dieses mit denen der einschlägigen Literatur. In einigen Spezifikationen des Modells blieben die Koeffizienten statistisch insignifikant, allerdings ist dies vermutlich mit Kohorteneffekten oder Messfehlern zu erklären: Alle Bildungsindikatoren wurden aus der Beschäftigtenstatistik gewonnen, daher gelten die Werte nicht unbedingt für die Rentnerkohorten. Ferner lagen sie nur für die letzten vier Jahre am Wohnort vor. In den vorhergehenden Zeiträumen wurde die Bildung der Arbeitnehmer nur am Arbeitsort erfasst, was aufgrund von Pendlern zu starken Verzerrungen führen kann, das heißt, die gemessenen Werte bilden nicht exakt die Variable von Interesse ab. Zwischen Personen mit abgeschlossener Berufsausbildung und der Personengruppe der An- und Ungelernten ließen sich keine Unterschiede feststellen.

In Kreisen mit einem hohen Anteil an sozialversicherungspflichtig Beschäftigten war die Sterblichkeit höher als in solchen mit einem geringen Anteil. Da die Quoten von Sozialhilfeempfängern und Arbeitslosen in den Regressionen enthalten waren, bedeutet dies, dass die Sterblichkeit von Beamten, Selbstständigen und Freiberuflern im Durchschnitt geringer ist als diejenige von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Aufgrund des in der Regel höheren sozioökonomischen Status in diesen Personengruppen ruft auch dieses Ergebnis kein Erstaunen mehr hervor. Bezüglich der Quoten von Arbeitslosen und Sozialhilfeempfängern ergab sich erwartungsgemäß fast immer ein negativer Zusammenhang mit der Lebenserwartung, in den meisten Fällen blieben die Werte jedoch statistisch insignifikant.

Wenn man sich den Wanderungsbewegungen zuwendet, so findet sich bei Männern ein sterblichkeitsmindernder Effekt von Zuwanderungen und ein gegenteiliger von Abwanderungen. Dies entspricht den Erwartungen insofern, als dass mobile Personen vergleichsweise gesund sein dürften. Diese Selektionseffekte scheinen bei Frauen weniger ausgeprägt zu sein. Betrachtet man nur die Wanderungsbewegungen von älteren Personen, so schlagen die Effekte bei Frauen umso stärker in umgekehrter Richtung zu Buche: Die Abwanderungen haben einen negativen, die Zuwanderungen einen positiven Effekt auf die Mortalität, beide sind statistisch hochsignifikant. Die Umkehrung der Vorzeichen lässt sich auch bei Männern beobachten, die Effekte sind anhand der Daten jedoch nicht präzise zu bestimmen. Diese Befunde decken sich mit der Erwartung, dass Umzüge bei den über 65-Jährigen vor allem aufgrund von einsetzender Pflegebedürftigkeit und damit einem höheren Mortalitätsrisiko erfolgen. Da Ehemänner aufgrund der geringeren Lebenserwartung häufiger im eigenen Haushalt gepflegt werden können, ist der Effekt für Frauen deutlich stärker ausgeprägt.

Bezüglich der Einrichtungen des Gesundheitswesens lassen sich keine einheitlichen Aussagen treffen. Genauso wenig konnte ein Einfluss von Umweltbelastungen nachgewiesen werden. Auch wenn die Datenqualität in beiden Bereichen Wünsche offen lässt, legen die Ergebnisse den Schluss nahe, dass diese Komplexe keine bedeutenden Auswirkungen auf die Gesamtsterblichkeit haben.

Kernaussagen und Interpretation

Diese Arbeit hat gezeigt, dass die regionalen Sterblichkeitsunterschiede in Baden-Württem-

Ü Einflussfaktoren auf die Lebenserwartung		
Einflussfaktor	Männer	Frauen
Einkommen	⊖	⊖
Höhere Bildung	⊖	⊖
Abgeschlossene Berufsausbildung	●	●
Sozialversicherungspflichtige Beschäftigte	⊕	⊕
Erwerbsminderungsrenten	⊕	⊕
Arbeitslosenunterstützungsempfänger	●	●
Sozialhilfeempfänger	⊕	●
Zuwanderung (alle Alter)	⊖	●
Abwanderung (alle Alter)	⊕	●
Zuwanderung (Alter 65+)	⊕	⊕
Abwanderung (Alter 65+)	⊖	⊖
Gesundheitswesen	●	●
Umwelt	●	●
⊕ ⊖ Deutlich sterblichkeitsfördernd (-mindernd)		
⊕ ⊖ Schwach sterblichkeitsfördernd (-mindernd)		
● Kein Einfluss nachweisbar		

berg weder ausschließlich auf zufälligen Schwankungen noch auf falsch erfassten Bevölkerungsdaten beruhen können. Die Ursachenanalyse zeigte zum einen, dass die Bildung stark negativ mit der Sterblichkeit korreliert. Über die Gründe lässt sich allerdings nur spekulieren, in der einschlägigen Literatur werden zum Beispiel eine bewusster Ernährung, bessere Vorsorgemaßnahmen und ein geringerer Raucheranteil unter höher gebildeten Personen diskutiert. Ferner ließ sich ein deutlicher Einfluss des Einkommens nachweisen: In der ein oder anderen Form scheinen sich Reiche selbst in Deutschland mehr Gesundheit leisten zu können.

Dies muss sich nicht zwangsläufig auf den Zugang zu Gesundheitsleistungen beziehen, sondern kann beispielsweise auch über die Wohnsituation oder wiederum über Ernährungsaspekte wirken. Eine andere Interpretation wäre, dass gesunde Personen ein höheres Einkommen erzielen. Dass Umwelt nicht als diskriminierender Faktor festgestellt werden konnte, bedeutet nicht, dass Umweltbelastungen per se keinen Einfluss hätten. Vielmehr erscheint es so, dass mittlerweile die Unterschiede in den Luftbelastungen so gering sind, dass auf Kreisebene keine Wirkungen auf das Gesamtsterblichkeitsniveau mehr feststellbar sind. ■

kurz notiert ...

Immer mehr allein erziehende Eltern – überwiegend Mütter

Die Mehrheit der Baden-Württemberger, insgesamt rund 8,3 Mill. Menschen, lebt in Familien. Im Rahmen des Mikrozensus zählen Ehepaare mit Kindern (knapp 1,4 Mill. Ehepaare), Ehepaare ohne Kinder (1,1 Mill. Ehepaare) und allein Erziehende mit Kindern (rund 365 000 allein Erziehende) zu den Familien. Der Anteil der Ehepaare ohne Kinder an den Familien insgesamt ist seit 1980 deutlich – von rund 33 % auf heute 40 % – angestiegen.¹ Der Anteil der „traditionellen Kernfamilie“ ist von rund 58 % im Jahr 1980 auf 47 % im Jahr 2003 zurückgegangen. Die Zahl der allein Erziehenden ist im selben Zeitraum um rund 60 % angestiegen. Ihr Anteil an allen Familien hat sich dabei von 9 auf 13 % erhöht. Nach wie vor handelt es sich bei den allein Erziehenden überwiegend um Mütter (79 %).

Jüngere und ältere Menschen sind unter den Singles überrepräsentiert

Nach den Ergebnissen des Mikrozensus vom Mai 2003 wächst in Baden-Württemberg die Zahl der Singles. Gegenüber 1980 ist die Zahl der allein Lebenden um gut 62 % bzw. knapp 674 000 auf insgesamt knapp 1,76 Millionen Einpersonenhaushalte angestiegen. Die Zahl der Baden-Württemberger, die mit anderen zusammenwohnen, hat sich seit 1980 nur um 11 % erhöht. Im Jahr 2003 lebten somit 16 % der Baden-Württemberger alleine.

Die Single-Haushalte sind nach wie vor von jüngeren Menschen und von Senioren dominiert: Während im Landesdurchschnitt rund 16 % der Baden-Württemberger alleine leben,

bilden von den 20- bis unter 35-Jährigen gut 22 % einen Einpersonenhaushalt und von den 60-Jährigen und Älteren 30 %. Von den 75-Jährigen und Älteren lebte sogar jeder Zweite allein. Bei den jüngeren Singles dürften die Ursachen des Alleinlebens in den Gegebenheiten auf dem Arbeitsmarkt und im Bildungswesen liegen. In diesen Fällen bildet das Alleinleben vermutlich den Übergang zwischen Verlassen des Elternhauses und der Gründung einer eigenen Familie. Bei den älteren allein Lebenden handelt es sich überwiegend um Personen, die nach dem Tod des Ehepartners allein im Haushalt leben, den 67 % der Singles im Seniorenalter sind verwitwet. Alleinleben im Alter erweist sich überwiegend als weibliches Phänomen. So wohnten im Jahr 2003 lediglich 17 % der männlichen Senioren im Alter von 60 Jahren oder älter, aber bereits 41 % der Frauen dieser Altersgruppe allein.

Durchschnittliche Kinderzahl liegt bei 1,7 Kinder pro Familie

Die Familien in Baden-Württemberg sind in den letzten beiden Jahrzehnten deutlich kleiner geworden. Im Jahr 1980 hatte eine baden-württembergische Familie mit Kindern im Durchschnitt 1,9 Kinder, im Jahr 2003 nur noch 1,7 Kinder. Ursächlich für diese Entwicklung ist der Rückgang der Familien mit drei und mehr Kindern. Im Jahr 1980 hatten rund 20 % der Familien drei und mehr Kinder, 2003 traf dies nur auf 15 % der Familien zu. Die durchschnittliche Kinderzahl liegt in ausländischen Familien mit 1,9 Kindern pro Familie mit Kindern nach wie vor über der durchschnittlichen Kinderzahl bei den Baden-Württembergern mit deutschem Pass (1,7 Kinder pro Familie mit Kindern). ■

¹ Zu beachten ist allerdings, dass Ehepaare ohne Kinder nicht gleichzusetzen sind mit zeitlebens kinderlosen Ehen. Ehepaare ohne Kinder können zwar zum einen zeitlebens kinderlose Ehen sein, aber auch Ehepaare, die noch keine Kinder haben, oder Ehepaare, deren Kinder den elterlichen Haushalt bereits verlassen haben.