

Ungesunde Verhältnisse? Eine Längsschnittanalyse zur Gesundheit von Kindern in zusammen- und getrenntlebenden Familien

Hilke Brockmann

Zusammenfassung: Familien schaffen Gesundheit, aber der Wandel familiärer Strukturen wird für viele negative gesundheitliche Veränderungen in der Bevölkerung verantwortlich gemacht. Wie entwickelt sich die Gesundheit von jüngeren Kindern heute in Deutschland, wenn Eltern zusammen oder getrennt leben? Anhand der Daten des Sozio-oekonomischen Panels können wir zeigen, dass Kinder in traditionellen Ehen nicht generell gesünder sind als Kinder in anderen Familien. So ist das Risiko, dass Kinder an einer gesundheitlichen Störung leiden, bei getrenntlebenden Müttern sogar signifikant niedriger als bei Kindern verheirateter Mütter. Trotzdem haben Kinder verheirateter Mütter ein höheres Geburtsgewicht und einen weniger von der Norm abweichenden Body-Mass-Index (BMI) als Kinder geschiedener Mütter. Im Längsschnitt und unter Kontrolle möglicher Selektionseffekte lässt sich die negative gesundheitliche Wirkung einer Trennung und Scheidung der Eltern nachweisen. Vor allem die mentale und intellektuelle Verfassung der Mutter, nicht aber ihre materielle Situation, kann helfen, die negativen gesundheitlichen Folgen einer Trennung abzufedern. Vor dem Hintergrund der steigenden Zahlen alleinerziehender Mütter wird die aktuelle und zukünftige Bedeutung der Befunde diskutiert.

Schlagwörter: Gesundheit · Kinder · Alleinerziehende · Längsschnittanalysen · Deutschland

1 Einleitung

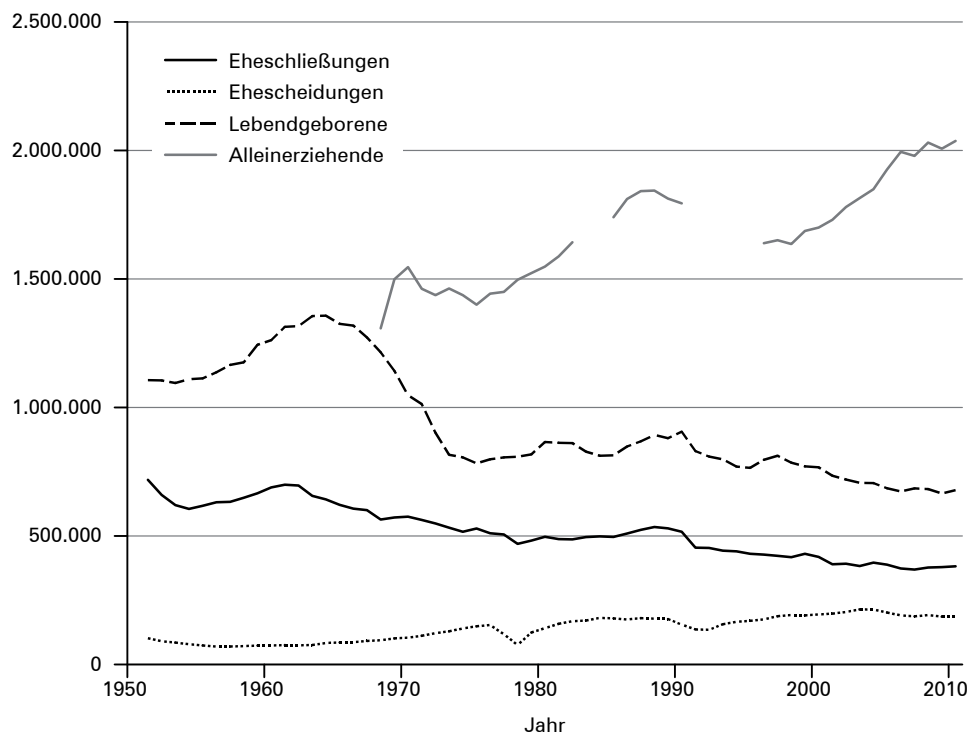
Der vorletzte Familienbericht unterstreicht vor allem die Bedeutung der Familie als „Produzentin gemeinsamer Güter“ und als „privates soziales Netz besonderer Qualität“ (*Bundestag* 2006: 6). Familiäre Netzwerke produzieren Gesundheit. Seit annähernd 200 Jahren und scheinbar unabhängig von einem stetig wachsenden professionalisierten Gesundheitssystem weisen Demografen immer wieder nach, dass verheiratete Menschen länger leben als nicht verheiratete (*Brockmann/Klein* 2004).

Auch profitieren Kinder und Ältere in vielfältiger Weise von familiärer Unterstützung (Amato 2000; Beets *et al.* 2010; Hammons/Fiese 2011; Hudson/Payne 2011; James/Lessen 2009; Wolff/Roter 2011).

Gleichzeitig machen aber Studien auch familiäre Strukturen für die dramatisch steigende Zahl fettleibiger Kinder (Ebbeling *et al.* 2002; Gundersen *et al.* 2011), für die zunehmenden physischen und psychologischen Entwicklungsstörungen von Heranwachsenden (Bradley/Corwyn 2002; Collishaw *et al.* 2004; Klocke/Becker 2003) und deren mangelhafte medizinische Versorgung und Prävention mitverantwortlich (Horstkotte/Zimmermann 2008).

Der massive familiäre Wandel der vergangenen Jahrzehnte wurde oft als Auslöser dieser negativen Trends ausgemacht. Abbildung 1 veranschaulicht diesen Wandel der Familie in Deutschland.

Abb. 1: Neue Familienformen in Deutschland



Quelle: Statistisches Bundesamt 2011

Viele Untersuchungen bestätigen, dass hohe Scheidungsraten, eine zunehmende Zahl unverheirateter Elternpaare und eine kontinuierlich wachsende Gruppe Alleinerziehender weniger gesunde Verhältnisse schaffen als die biologische Zwei-Eltern-Kind-Familie (Kelleher *et al.* 2000; Schmeer 2011; Sigle-Rushton *et al.* 2005; Troxel/Matthews 2004).

Aber es gibt auch gegenteilige Befunde. Gerade jüngere Längsschnittstudien zeigen, dass die traditionelle Familie keineswegs direkt und ausschließlich anderen Familienmodellen überlegen ist. So weist beispielsweise *Artis* (2007) nach, dass Einsamkeit und Traurigkeit unter Kindern im Vorschulalter vollständig durch die Verfügbarkeit ökonomischer Ressourcen, durch eine Depression der Mutter und durch elterliche Erziehungspraktiken erklärt werden können. *Walper* und *Beckh* (2006) zeigen an deutschen Längsschnittdaten, dass nicht unbedingt die familiäre Struktur, sondern der zeitlich begrenzte Übergang zu depressiven Symptomen bei Jugendlichen (9-19 Jahre) führt.

Die vorliegende Analyse versucht diese widersprüchlichen Ergebnisse genauer aufzuschlüsseln, indem wir die Reichweite und den Erklärungsgehalt der These von getrennt lebenden Familien und der Gesundheit ihrer Kinder eingehender testen. Konkret: Haben die Befunde zum Einfluss familiärer Veränderungen, die sich mehrheitlich auf nordamerikanische, oft nicht repräsentative Daten stützen, auch in einer repräsentativen deutschen Längsschnittstichprobe Bestand? Und wie stark ist ihr Einfluss auf die Gesundheit von jüngeren Kindern? Zur Beantwortung dieser Forschungsfragen nutzen wir das repräsentative deutsche Sozio-oekonomische Panel. Es sind verlässliche aktuelle Längsschnittdaten, die es uns gleichzeitig erlauben, gezielt Informationen von Müttern, Haushalten und Kindern im Vorschulalter zu verknüpfen, um die komplexen Gesundheitsprozesse in Familien im Zeitverlauf besser zu verstehen. Da aufschlussreiche Zwillings- und Adoptionsdaten fehlen, schließen wir in Panelanalysen genetische Einflüsse statistisch aus.

Der Artikel gliedert sich wie folgt: An die Einleitung schließt ein Forschungsüberblick an, aus dem wir drei Hypothesen ableiten. In einem dritten Abschnitt beschreiben wir das methodische Vorgehen und den Datensatz. Es folgen die Darstellung der Befunde und eine abschließende Diskussion der Ergebnisse vor dem Hintergrund der bisherigen Forschungsergebnisse.

2 Forschungshintergrund

2.1 Familienstand und Gesundheit – eine Erwachsenenperspektive

Unabhängig vom institutionellen Wandel der Ehe bestätigen auch heutige Daten, dass verheiratete Männer und Frauen signifikant länger leben als Unverheiratete (*Gove*, 1973; *Hu/Goldman* 1990; *Manzoli et al.* 2007; *Sorlie et al.* 1995). Aus Längsschnittstudien wissen wir auch, dass Scheidungen und der Tod des Partners für eine bestimmte Zeit die eigene Gesundheit massiv beeinträchtigen können (*Johnson et al.* 2000; *Wade/Pevalin* 2004).

Diese robusten Befunde werden oft durch den Wegfall der schützenden Faktoren einer lebenslangen Partnerschaft erklärt. So verfügen Eheleute in der Regel über mehr materiellen Wohlstand. Sie können sich gegenseitig helfen und im Krankheitsfall pflegen. Zudem leben Eheleute einen weniger riskanten, gesünderen Lebensstil (*Waldron et al.* 1996; *Wyke/Ford* 1992). Neben dieser protektiven Wirkung der Ehegemeinschaft weisen Längsschnittdaten zusätzlich Selektionseffekte nach.

Gesündere Menschen haben bessere Chancen, einen Ehepartner zu finden und verheiratet zu bleiben (Brockmann/Klein 2004; Joung *et al.* 1998; Lillard/Panis 1996). Unklar ist, wie stabil diese kausalen und selektiven Effekte im Verlauf des familiären Wandels sind.

2.2 Der Familienstand der Mutter und die Gesundheit ihrer Kinder

2.2.1 Kausale Einflüsse

Konsistent mit diesen Befunden und gut belegt ist, dass Kinder von der Ehe ihrer Eltern profitieren (Amato 2001; Amato/Sobolewski 2001). Sowohl im liberalen US-amerikanischen Wohlfahrtsstaat als auch im sozialdemokratischen Schweden ist die Kindersterblichkeit signifikant niedriger, wenn Mütter verheiratet sind (Arntzen *et al.* 1996; Balayla *et al.* 2011; Bennett 1992). Ungleiche Gesundheitsvoraussetzungen bleiben zudem im weiteren Lebensverlauf bestehen. Kinder verheirateter Eltern sind über ihre gesamte Kindheit hinweg bis ins Erwachsenenalter gesünder (Angel/Worobey 1988; Hayward/Gorman 2004).

Scheidungen stellen einen besonderen Testfall dar, um den Zusammenhang von Familienstand und kindlicher Gesundheit kausal zu ergründen. Ursache und Wirkung lassen sich zeitlich unterscheiden. Die Erforschung der Scheidungsfolgen für Kinder nimmt daher auch in der Literatur von jeher einen breiten Raum ein (Amato 1993).

Aktuelle Längsschnittstudien bestätigen oftmals die im Querschnitt gefundenen negativen Auswirkungen der Scheidung. Kinder geschiedener Eltern sind in vielerlei Hinsicht benachteiligt, ihre physische und psychische Gesundheit ist angegriffen (Amato 2010). So kann Strohschein (2005) anhand einer repräsentativen kanadischen Stichprobe zeigen, dass Kinder sowohl im unmittelbaren Vorfeld der Scheidung als auch im weiteren Verlauf signifikant häufiger an Depressionen, Ängsten und unsozialen Verhaltensauffälligkeiten leiden. Tucker *et al.* (1997) nutzen die Daten der Termen Life Cycle Study (1921-1991), um die langfristigen Auswirkungen einer Scheidung zu erfassen. Tatsächlich pflanzt sich die Scheidungserfahrung aus der Kindheit in einem riskanteren und nachlässigeren Verhalten als Erwachsener (z.B. Rauchen, Bildung) und in einer kürzeren Lebenserwartung fort.

Die negativen gesundheitlichen Auswirkungen, die Kinder geschiedener Eltern erfahren, erklären Forscher mit einer Stresstheorie, die die anstrengenden und kostspieligen Anpassungsleistungen einer Trennung von einem Elternteil in den Mittelpunkt rückt. Der häufige Verlust elterlicher Unterstützung, der oft unzureichende Kontakt zum Vater, fortgesetzte Konflikte von Mutter und Vater, ökonomische Einbußen und andere stressbedingende Ereignisse, die mit der Scheidung in Zusammenhang stehen, erzwingen von den Kindern eine Neuausrichtung, die im ungünstigsten Fall eine kurzfristige Krise bedeutet und langfristig zu einer chronischen Belastung werden kann, aber nicht muss (Amato 2000: 1271).

Moderatorvariablen – Variablen, die die Wirkung von Trennungsrisiken auf die Gesundheit von Kindern mit beeinflussen – vermitteln tiefere Einblicke. In der Literatur ist der Einfluss individueller, inter-personeller und struktureller Ressourcen

vielfach nachgewiesen worden. So zeigen Studien, dass Haushaltseinkommen, die mentale Stabilität der Eltern, aber auch die soziale Einbindung des Haushaltes einflussreich sind (*Carlson/Corcoran* 2001; *Cavanagh* 2008; *Fabricius/Luecken* 2007). Als wichtige Moderatorvariablen entpuppen sich auch die Qualität der Ehe und die offen ausgetragenen Konflikte während der Trennung. Je destruktiver die Auseinandersetzungen zwischen den Eltern erlebt werden, desto signifikant höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass Kinder an einer mentalen Störung leiden (*Booth/Amato* 2001; *Schick* 2002; *Troxel/Matthews* 2004; *Walper/Beckh* 2006). Es ist plausibel zu vermuten, aber nicht vollständig erforscht, ob und inwieweit der Zeitpunkt der Scheidung im Hinblick auf das Alter der Kinder, die verstrichene Zeit seit Scheidung und den zeitgeschichtlichen Kontext eine weitere wichtige Einflussgröße darstellt (*Rattay et al.* 2012; *Schick* 2002).

2.2.2 Selektive Einflüsse

Der kausalen Erklärung gesundheitsgefährdender Scheidungsfolgen stehen auch hier Selektionseffekte entgegen. Die Gesundheitsunterschiede zwischen den Kindern geschiedener und nicht geschiedener Eltern könnten durch Faktoren beeinflusst sein, die bereits vor der Ehe bestanden. Zwillings- und Geschwisterstudien verweisen auf eine genetisch bedingte Selbstselektion in Scheidungsfamilien (*Cleveland et al.* 2000; *McGue/Lykken* 1992). Jüngere Studien nutzen erstmals molekularbiologische Befunde, um direkt zu zeigen, dass spezifische genetische Polymorphismen riskante und gesundheitsgefährdende Verhaltensweisen bedingen, die mit sozialen, auch familiären Prozessen interagieren (*Guo et al.* 2008). Denkbar ist auch, dass genetisch vererbte Krankheiten die Möglichkeiten einer Partnerwahl einschränken, zu weniger passenden Paarungen und zu höheren Trennungs- und Scheidungsraten führen.

Diese und andere mögliche Einflüsse, die bereits vor dem Zeitpunkt der Scheidung auf die Gesundheit von Kindern gewirkt haben, lassen sich mit Längsschnittdaten statistisch kontrollieren, etwa durch Panelmodelle mit fixen Effekten. Diese berücksichtigen ausschließlich Veränderungen seit der Scheidung und blenden zeitkonstante Effekte aus. Damit sollten genetisch bedingte Gesundheitsprobleme von Kindern möglichst kontrolliert sein. Eine Interaktion von genetischen Dispositionen und Umwelteinflüssen jedoch, die erst nach der Trennung von Familien zum Tragen kommen, etwa eine genetisch angelegte Bereitschaft zu riskantem, gesundheitsgefährdendem Verhalten, bleibt aber auch in diesen Designs unberücksichtigt.

Die Befunde der bisher vorliegenden Panelanalysen sind widersprüchlich. Einige Studien bestätigen weiterhin einen kausalen Zusammenhang zwischen Scheidung und gesundheitlichen Nachteilen, andere nicht. So finden *Cherlin, Chase-Lansdale*, und *McRae* (1998) unabhängig von Selektionseffekten, dass junge britische Erwachsene geschiedener Eltern größere psychologische Probleme haben. *Gruber* (2004) zeigt, dass die Abschaffung des Verschuldungsprinzips im amerikanischen Scheidungsrecht zwar die Schwelle für eine Scheidung und so die (negative) Selektion in eine Scheidung senkt, dass das neue Scheidungsrecht aber trotzdem zu einer höheren Selbstmordrate führt. *Aughinbaugh, Pierret* und *Rothstein* (2005) entdecken

in den Längsschnittdaten der US-Geburtskohorten von 1957-64 (NLSY79) dagegen keinen statistisch signifikanten Zusammenhang von Scheidung und kindlichen Verhaltensproblemen.

Es besteht also Forschungsbedarf. Weder die Auswahl der Gesundheitsvariablen, noch die der Moderatoren, also Variablen, die auf den Scheidungseinfluss wesentlich einwirken, erfolgt in Studien standardisiert. So ist keineswegs geklärt, ob nicht unterschiedliche, objektive wie subjektive Gesundheitsindikatoren oder aber stark korrelierende, zeitveränderliche, objektive sozioökonomische oder subjektive psychologische Moderatoren für diese inkonsistenten Befunde verantwortlich sind. Auch ist ungeklärt, ob alle Moderatoren zu allen Zeitpunkten und in allen nationalen Kontexten gleich wirksam sind.

Wir testen deshalb die Stresstheorie der Scheidungswirkungen anhand verschiedener Gesundheitsvariablen. Zudem prüfen wir die Bedeutung der zitierten objektiven Einflussfaktoren gleichzeitig in einem Modell. Und schließlich nutzen wir aktuelle und repräsentative deutsche Paneldaten, um die kausale Wirkung des Familienstands der Mutter auf die Gesundheit ihrer Kinder zu ermitteln. Folgende Hypothesen leiten deshalb unsere Analyse:

H1: Jede Form der Auflösung eines familiären Zusammenhangs verursacht negativen Stress und wirkt sich deshalb nachteilig auf die Gesundheit abhängiger Kinder aus.

H2: Objektive und subjektive elterliche Ressourcen können den negativen Einfluss von fehlenden Elternteilen vielfach kompensieren.

H3: Der Gesundheitszustand von Kindern hat einen selektiven Einfluss auf das Scheitern von Partnerschaften.

Der Einfluss elterlicher Ressourcen (H2) wird falsch eingeschätzt, wenn der selektive Einfluss des Gesundheitszustands von Kindern auf das Scheitern von Partnerschaften (H3) nicht berücksichtigt wird.

3 Daten und methodisches Vorgehen

Die Analyse stützt sich auf die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), das das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) jährlich erhebt. Ausgangspunkt sind die seit 2002 erhobenen biografischen Daten von Müttern und ihren neu-geborenen und kleinen Kindern. Insgesamt gehen 1825 Kinder von 1420 Müttern in die Untersuchung ein. Von 1035 Kindern hat man Informationen zu den gesundheitlichen und sozialen Lebensumständen sowohl unmittelbar nach der Geburt als auch im Alter von 2 bis 3 Jahren. Eine weitere Erhebung im Alter von 5 bis 6 Jahren ist von 445 Kindern absolviert worden, wobei 355 Kinder dann bereits zum dritten Mal in die Befragung einbezogen wurden.

Gesundheit ist nach der Definition der *WHO* (1948/2006)¹ ein multi-dimensionales Konstrukt. Wir messen den gesundheitlichen Zustand anhand objektiver und subjektiver, kurativer und präventiver Indikatoren. Für die Einschätzung der Gesundheit von Kindern sind das Geburtsgewicht und auch die spätere Abweichung von üblichen Standardindikatoren wie dem Body-Mass-Index (BMI) vielfach genutzte und aussagekräftige Messwerte zur physiologischen Fitness. Ein weiteres wichtiges Merkmal kindlicher Gesundheit sind frühkindliche Störungen, die sehr allgemein abgefragt wurden. Zusätzlich zu diesen objektiven körperlichen Maßen berücksichtigen wir auch die subjektive Einschätzung, die die Mutter zum gesundheitlichen Zustand ihres Kindes abgibt. Und schließlich sind präventive medizinische Maßnahmen, die sich in einer ausreichenden medizinischen Versorgung widerspiegeln können, für eine nachhaltige gesundheitliche Entwicklung von Kindern von besonderer Bedeutung. Wir berücksichtigen darum auch die Nachfrage nach medizinischen Leistungen.

Informationen über die frühere, aktuelle und spätere Lebens- und Gesundheitssituation der Mutter werden durch den Rückgriff auf verschiedene Erhebungswellen des SOEP möglich. Weitere Charakteristika des familiären Netzwerks und zusätzliche Kontrollvariablen, die in die Studie eingehen, schlüsselt die Tabelle 1 genauer auf.

Wir werten die Daten in verschiedenen Regressionsanalysen aus. Regressionen mit zeitlich zusammengefassten Daten (pooled Ordinary Least Square Regressionen)² ermitteln die relative Bedeutung familiärer und individueller Einflussfaktoren auf die kindliche Gesundheit. Robuste Varianzschätzer tragen der Autokorrelation der Messungen Rechnung. In fixed-effects Panelmodellen engen wir dann den analytischen Blick auf Veränderungen ein (Wooldridge 2010). Scheidung und andere Formen familiärer Auflösungen gehen als diskrete Ereignisse in die Modelle ein. Geschätzt wird deren Einfluss auf gesundheitliche Veränderungen bei den Kindern. Die individuelle Heterogenität und Selektivität der Kinder und Mütter wird kontrolliert, so dass eine weitgehend kausale Zuschreibung möglich wird. Dabei verstehen wir Kausalität nicht ausschließlich als Resultat eines manipulativen Experiments, sondern weiter und konform mit anderen Sozialwissenschaftlern als einen generativen, mechanischen Prozess, der eine frühere Ursache mit einem späteren Resultat verbindet (Blossfeld et al. 2009)

¹ Genauer Wortlaut der Definition von Gesundheit der Weltgesundheitsorganisation: „Die Gesundheit ist ein Zustand des vollständigen körperlichen, geistigen und sozialen Wohlergehens und nicht nur das Fehlen von Krankheit oder Gebrechen.“ (1948/2006: 1).

² OLS-Regressionen basieren auf der Schätzmethode kleinster Abweichungsquadrate. Die ausgewiesenen Koeffizienten zeigen je nach Vorzeichen einen positiven oder negativen Einfluss einer Determinante auf die abhängige Variable an. Gemessen wird dieser (partielle) Einfluss als Veränderung der abhängigen Variablen, etwa ein Anstieg auf einer Gesundheitsskala, durch eine Zunahme der unabhängigen Variablen um eine Maßeinheit, etwa durch eine Zunahme von 1000 Euro Einkommen. Die anderen Einflüsse sind in diesem Fall konstant oder kontrolliert. Der Gesamteffekt ergibt sich schließlich aus der Addition aller partiellen Einflüsse.

Tab. 1: Deskriptive Verteilungen im SOEP-Datensatz (2002-2009)

	N (%)	Mittelwert (SD)
<i>Kinder</i>		
Insgesamt	1825	
mit 2 Messungen	1035	
mit 3 Messungen	355	
Alter (in Jahren)		2,1 (1,8)
Mädchen	800	
Familienstand		
Verheiratet zusammenlebend	2326 (73,5)	
Verheiratet getrennt lebend	58 (1,8)	
Ledig	608 (19,2)	
Geschieden	160 (5,1)	
Verwitwet	13 (0,4)	
Veränderungen des Familienstands		
Insgesamt	146	
Trennungen verheirateter Paare & Scheidungen & Verwitwungen	58	
Geburtsgewicht (in Gramm)		3332 (628)
Gewicht mit 2-3 Jahren (in Kilogramm)		14,1 (2,5)
Gewicht mit 5-6 Jahren (in Kilogramm)		21,3 (4,0)
BMI		
0-1Jahr		12,7 (1,65)
2-3 Jahre		15,94 (3,3)
5-6 Jahre		15,7 (2,8)
Anzahl der Arztbesuche in den ersten/letzten 3 Monaten		
0- bis 1-Jährige		1,4 (2,8)
5- bis 6-Jährige		1,6 (2,0)
Dauer der Krankenhausaufenthalte der ersten/letzten 3 Monate (in Tagen)		
0- bis 1-Jährige		1,7 (8,1)
2- bis 3-Jährige		0,7 (5,4)
5- bis 6-Jährige		0,4 (1,9)
Keine körperlichen Störungen festgestellt (%)		
0-1 Jahr (%)	1522 (94)	
2-3 Jahre (%)	76 (58)	
5-6 Jahre (%)	31 (49)	
Gesundheit des Kindes macht Sorgen		
0-1 Jahr trifft voll und ganz zu (%)	69 (4,0)	
trifft eher zu	156 (8,9)	
2-3 Jahre trifft voll und ganz zu (%)	55 (4,8)	
trifft eher zu	96 (8,4)	
<i>Mütter</i>		
insgesamt	1420	
Alter (in Jahren)		32,7 (5,9)
Lebenszufriedenheit ^a		7,5 (1,6)
Bildungsjahre		12,7 (2,7)

Fortsetzung Tab. 1

	N (%)	Mittelwert (SD)
Subjektive Gesundheit		
sehr gut und gut	1003 (73)	
weniger gut und schlecht	82 (6)	
SF12 Short-Form Health Survey ^b		
Physiologische Gesundheit		54,5 (6,7)
Mentale Gesundheit		48,6 (9,7)
Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit		
0 ganz u. gar unzufrieden 10 g. u. g. zufrieden		7,6 (1,8)
Nationalität (%)		
Deutsch	1250 (90)	
Türkisch	47 (4)	
<i>Haushalte</i>		
insgesamt		1258
Nettoeinkommen (in Euro)		2376 (1433)
Anzahl der im Haushalt lebenden Personen		3,6 (1,1)
Anzahl der Kinder im Haushalt		1,9 (1,0)

^a Gemessen als "Wie zufrieden sind Sie, alles in allem, mit Ihrem gegenwärtigen Leben?" 0 bedeutet "ganz und gar unzufrieden" 10 bedeutet "ganz und gar zufrieden"

^b Ware et al. 1996

Quelle: Sozio-oekonomisches Panel, eigene Berechnungen

4 Ergebnisse

Die im Folgenden eingehend dargestellte Überprüfung der Reichweite unserer Hypothesen zeigt keine durchgehende Benachteiligung von Kindern lediger Mütter. Familiäre Trennungen spielen im Querschnitt eine nachgeordnete Rolle. Sie korrelieren vielfach mit spezifischen sozioökonomischen Merkmalen. Im Panelmodell aber lassen sich durchaus negative Gesundheitsfolgen für Kinder nach einer Scheidung ihrer Eltern nachweisen.

4.1 Das Gewicht von Kindern in verschiedenen Familienstrukturen

Eine Aufschlüsselung der kindlichen Gesundheit nach dem Familienstand der Mutter zeigt, konform zu Hypothese 1, dass die Kinder lediger Mütter gegenüber denen verheirateter Mütter ein signifikant niedrigeres Geburtsgewicht haben. Der Unterschied zu den alleinlebenden aber noch verheirateten oder ehemals verheirateten Müttern ist wegen der großen Streuung innerhalb dieser Gruppen nur schwach signifikant. Eine genauere Aufschlüsselung fördert aber zutage, dass Kinder verwitweter Mütter um im Durchschnitt 413 Gramm signifikant weniger wiegen als die Kinder verheirateter Mütter (nicht abgebildet). Dieser Gewichtsunterschied bleibt jedoch nicht bestehen. Der BMI der Kinder alleinstehender Mütter weicht bis zum

Alter 6 nicht mehr signifikant von dem von Müttern anderer Familienstände ab. Die Hypothese 1 ist damit nur teilweise bestätigt.

An die konkrete Familiensituation sind oft spezifische sozioökonomische Bedingungen gebunden. Multivariate Modelle spalten diese Zusammenhänge statistisch auf und überprüfen, ob bestehende Unterschiede oder Übereinstimmungen Bestand haben (Hypothese 2). Die in den Tabellen 2 bis 4 abgebildeten Modelle basieren auf den Messungen aller 3 Erhebungswellen.

Tabelle 2 zeigt, dass der Status, nicht verheiratet zu sein, auch bei gleichzeitiger Kontrolle von weiteren gewichtsrelevanten Einflüssen, wie der Schwangerschaftswoche bei Geburt und von sozioökonomischen Variablen, die allesamt keinen signifikanten Einfluss auf das Geburtsgewicht haben, sich weiterhin negativ auswirkt. Die hochkorrelierenden gesundheitlichen und sozioökonomischen Variablen sind auch keine Moderatorvariablen, die einen verdeckten Zusammenhang von Body-Mass-Index und Familienstand plötzlich sichtbar machen. Im Hinblick auf das Geburtsgewicht und auf Abweichungen vom BMI bestätigen die deutschen Daten die Hypothese 2 also nicht.

Tab. 2: Einflussfaktoren auf die Gesundheit junger Kinder

	Geburtsgewicht (in Gramm)			Abweichungen vom mittleren BMI		
	β/t (SD)					
Konstante	3375*** (20)	-2966*** (571)	-2749*** (484)	2,8*** (0,05)	15,2*** (1,4)	13,8*** (1,0)
Familienauflösung (Trennung, Scheidung, Tod)	ns	-106,5+ (64,1)	-113,2+ (68,2)	ns	ns	ns
Ledig Ref.: Verheiratet	-89,9* (36,9)	-139,9** (46,2)	-134,3** (45,9)	ns	ns	ns
Schwangerschaftswochen		149,8*** (10)	153,7*** (12,2)		-0,25*** (0,03)	-0,26*** (0,02)
Alter des Kindes		ns			-0,05*** (0,01)	-0,04*** (0,01)
Gesundheit der Mutter Alter		ns			-0,02+ (0,01)	
Haushalt Charakteristika Zahl der Kinder im Haushalt			74+ (41,9)			-0,21* (0,1)
R ²	0,5	34,8	36	0,00	18,4	16,8
N	1591	1087	1057	1796	692	1635

*** p < 0,001 ** p < 0,01 * p < 0,05 + p < 0,1

Anmerkung: Pooled OLS Modelle mit robusten Varianzschätzungen für autokorrelierte Daten-Cluster. Standardfehler in Klammern. Subjektive Gesundheit, Abweichung vom Norm-BMI, SF12, Zufriedenheit mit Gesundheit, sowie Bildung und Arbeitslosigkeit jeweils der Mutter und Nettohaushaltseinkommen sind kontrolliert und nicht signifikant.

Quelle: SOEP (1984) 2002-2009

4.2 Objektive Gesundheitsstörungen und subjektive Sorgen

Körperliche und geistige Störungen können die gesundheitliche Entwicklung von Kindern nachhaltig gefährden. Im Sozio-oekonomischen Panel findet sich eine Reihe von abgefragten Störungen, die aufgrund der geringen Fallzahl hier jedoch nur als dichotome Variable (ja, nein) eingehen können. Die in der ersten Spalte der Tabelle 3 abgebildeten Koeffizienten sind Odds Ratios.³

Bei Kindern aus Familien, die sich durch Trennung, Scheidung oder Tod eines Elternpaares aufgelöst haben, werden entgegen der in Hypothese 1 formulierten Erwartung signifikant seltener Störungen festgestellt (41 %) als bei Kindern verheirateter Mütter. Kinder lediger Mütter haben hingegen ein um 76 % erhöhtes Risiko an gesundheitlichen Störungen zu leiden, als die Kinder der verheirateten Referenzgruppe. Dennoch sorgen sich ledige Mütter signifikant seltener um die Gesundheit ihrer Kinder als alle anderen Mütter.

Der Einfluss des Familienstandes der Mutter auf die objektive und subjektiv beurteilte Gesundheit ihres Kindes verliert sich, wenn zusätzlich auch das Alter des Kindes, die mentale Gesundheit der Mutter und die sozioökonomische Haushaltssituation berücksichtigt werden.

Konkret bedeutet das: Mit jedem weiteren Lebensjahr des Kindes sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass es an einer Störung leidet, bis zum 6. Lebensjahr jährlich um 12-13 %. Parallel zum Anstieg des psychischen Wohlbefindens der Mütter reduziert sich auch die Wahrscheinlichkeit, dass ihr Kind an gesundheitlichen Störungen leidet. Die Fallzahlen sind jedoch zu gering, um im Längsschnitt genau zu identifizieren, ob das psychische Wohlbefinden der Mutter eine Störung beim Kind verursacht oder ob umgekehrt eine kindliche Störung die mentale Gesundheit der Mutter negativ beeinträchtigt.

Entgegen unserer Erwartung erhöht das Haushaltseinkommen die Wahrscheinlichkeit einer Störungsdiagnose signifikant. Steigt das Einkommen von 1.000 auf 10.000 Euro, dann verdreifacht sich das Risiko, dass bei dem Kind eine gesundheitliche Störung festgestellt wird. Eine Erklärung für diesen kontraintuitiven Befund wäre, dass der einkommensabhängige Versichertenstatus Ärzte zu einer aufwendigeren Diagnostik motiviert. Denn der Einkommenseffekt geht verloren, wenn wir für die Krankenversicherungsart (privat/gesetzlich) kontrollieren. Berücksichtigen wir diese ohne das Haushaltseinkommen, dann leiden Kinder privat krankenversicherter Mütter signifikant häufiger an gesundheitlichen Störungen (nicht ausgewiesen). Völlig auszuschließen ist aber anhand der Daten auch nicht, dass untere Einkommensgruppen gegenüber Störungen oder Abweichungen weniger sensibel sind oder aber, dass sie negative Diagnosen wegen der sozialen Unerwünschtheit nicht preisgeben.

Anders ist es bei der subjektiven Beurteilung der Gesundheit des Kindes. Hier spielt das Einkommen der Mutter keine Rolle. Entscheidend ist vielmehr ihre ei-

³ Ein Odds Ratio gibt die Wahrscheinlichkeit relativ zum Wert 1 an, mit der eine unabhängige Variable die (dichotome) Ausprägung der abhängigen Variablen verändert.

Tab. 3: Einflussfaktoren auf die objektive und subjektive Gesundheit junger Kinder

	Gesundheitliche Störungen			Sorgen um die Gesundheit des Kindes			
	Ja/nein			1 = voll und ganz – 4 = gar nicht			
	OR/z (SD)			β/t (SD)			
Konstante				3,42*** (0,02)	1,69* (0,85)	1,68*** (0,49)	2,83*** (0,59)
Familienauflösung (Trennung, Scheidung, Tod)	0,59* (0,14)	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Ledig Ref.: verheiratet	1,76* (0,44)	ns	ns	0,12** (0,05)	ns	ns	ns
Schwangerschaftswochen		ns			ns		
Alter des Kindes		0,88*** (0,01)	0,87*** (0,01)		ns		
Gesundheitliche Störungen							
Motorisch							0,48*** (0,08)
Neurologisch							-0,97* (0,42)
Chronische Krankheit							-1,72*** (0,16)
Körperliche Behinderung Ref.: keine Störung im 1. Jahr							0,57*** (0,14)
Arztbesuche							0,07** (0,02)
Krankenhaustage							-0,02* (0,01)
Gesundheit der Mutter							
Alter		ns			ns		
Subjektive Gesundheit		ns			ns		
Absolute Abweichung v. Norm. BMI		ns			0,02* (0,007)	0,015* (0,007)	ns
SF12 Short-Form Health Survey ^a							
Physiologische Gesundheit		ns			0,01* (0,006)	0,01* (0,005)	ns
Mentale Gesundheit	0,95* (0,02)	0,96* (0,02)		0,01** (0,003)	0,01*** (0,003)		ns
Zufriedenheit mit der Gesundheit		ns				ns	
Bildung der Mutter		ns				-0,01* (0,007)	ns
Arbeitslosigkeit		ns				ns	
Haushalt Charakteristika							
Haushaltsnettoeinkommen (log)			3,1* (1,67)			ns	
Personen im Haushalt		ns				ns	
Zahl der Kinder im Haushalt		ns				ns	
Log pseudo LL	-601,5	-100,3	-120,8				
(Pseudo) R ²	0,4	54	53	0,4	4	5	19,4
N	2968	1090	1133	2582	938	949	220

*** p < 0,001 ** p < 0,01 * p < 0,05 + p < 0,1

^a Ware et al. 1996

Anmerkung: Die Modelle basieren auf gepoolten logistischen und OLS-Regressionen mit robusten Varianzschätzungen für autokorrelierte Daten-Cluster.

Quelle: SOEP (1984) 2002-2009

gene gesundheitliche Situation. So machen sich Mütter, deren Körpergewicht von der BMI-Norm abweicht und deren physiologisches und psychisches Wohlbefinden niedriger ist, auch signifikant mehr Sorgen um die Gesundheit ihrer Kinder. Die Varianzaufklärung dieses Modells (R²), also die Güte der statistischen Erklärung, ist aber mit 5 % unbefriedigend niedrig.

Wir rechnen deshalb eine weitere Variante, in der auch Variablen zur objektiven Gesundheit des Kindes berücksichtigt werden. Diese absorbieren alle Effekte der Mutter, was zeigt, dass die mütterliche und kindliche Gesundheit hoch korrelieren. Im Längsschnitt werden wir versuchen, die kausalen Zusammenhänge genauer zu identifizieren. Mit knapp 20 % (R^2) erreichen wir eine für die sozialwissenschaftliche Feldforschung akzeptable Modellgüte. Wichtig für die vorliegenden Analysen ist zudem, dass die einzelnen Befunde vergleichbar sind.

4.3 Arzt- und Krankenhausbesuche

Eltern kontrollieren die Nachfrage ihrer Kinder nach medizinischer Versorgung. Der Familienstand der Mutter spielt bei der Anzahl der Vorsorgeuntersuchungen und der Krankenhausnächte eine signifikante Rolle. Alle Modelle in Tabelle 4 belegen, dass Kinder lediger Mütter längere Verweildauern im Krankenhaus haben als Kinder von verheirateten Müttern.

Der Wert schwankt um einen 1/3 Tag und erhöht sich, wenn zusätzlich auch gesundheitliche Einflussfaktoren und sozioökonomische Determinanten kontrolliert werden. In diesen komplexeren Berechnungen unterscheiden sich auch die Verweildauern von Kindern geschiedener, in Trennung lebender oder verwitweter Mütter im Krankenhaus von denen lediger Mütter. Sie sind signifikant kürzer (nicht abgebildet).

Sozioökonomische Einflüsse spielen hingegen bei der Krankenhausversorgung von Kindern in Deutschland keine Rolle. Das ist ein guter Befund, auch wenn er unsere 2. Hypothese im Bereich der Krankenhausversorgung teilweise widerlegt.

Unabhängig von der sozioökonomischen Situation des Haushaltes nutzen Mütter die kostenlosen ambulanten Vorsorgeuntersuchungen im ersten Lebensjahr ihrer Kinder. Der Befund, dass getrennt lebende Mütter signifikant seltener dieses Angebot wahrnehmen, wird aber von der Bildungsvariablen aufgehoben. Auch die Anzahl der Arztbesuche mit kleinen Kindern hängt kaum von den sozioökonomischen Umständen der Mutter ab. Allein das Haushaltseinkommen und eventuell die Zahl der Kinder im Haushalt wirken sich aus. Kontraintuitiv und im scheinbaren Widerspruch zu Hypothese 2 senkt ein höheres Haushaltsnettoeinkommen die Zahl von Arztbesuchen. Auf den zweiten Blick ist dieser Befund aber durchaus konform mit unseren Erwartungen zu erklären, weil ein höheres Einkommen ja gesundheitsförderlich ist und deshalb Arztbesuche seltener sein sollten.

4.4 Scheidungs- oder Selektionseffekte

Eine Trennung von Kausalitäts- und Selektionseffekten und damit eine stabile Schätzung der jeweiligen Einflüsse auf die Gesundheit gelingt erst mit einer Panelanalyse. Die fixed-effects Panelmodelle der Tabelle 5 kontrollieren die individuelle Heterogenität der Kinder und Eltern, auch – und das ist für unsere Analyse entscheidend – ihren Gesundheitszustand vor möglichen Scheidungen, Trennungen oder Sterbefällen in der Familie. Erklärt werden jetzt nur noch Veränderungen der kindlichen Gesundheit durch veränderte Familienkonstellationen und durch die weiteren

Tab. 4: Einflussfaktoren auf Familiäre Lebensformen und die Nachfrage nach medizinischer Versorgung für Kinder

	Letzte Vorsorgeuntersuchung <i>0=keine - 6=U6</i>		Anzahl der Arztbesuche in den letzten 3 Monaten <i>(Log)</i>		Anzahl der Krankenhausaufenthalte im letzten Jahr <i>(Log)</i>						
	<i>β</i> <i>t</i> (SD)										
Konstante	4,08*** (0,04)	4,30*** (0,67)	2,54*** (0,40)	0,97*** (0,03)	2,18* (0,77)	2,12*** (0,44)	2,62*** (0,46)	0,50*** (0,04)	7,13*** (1,21)	5,71*** (1,3)	7,6*** (1,6)
Familienauflösung (Trennung, Scheidung, Tod)	-0,30* (0,13)	-0,55** (0,20)	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Ledig	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	0,29** (0,1)	0,38** (0,13)	0,37** (0,14)	0,44* (0,19)
<i>Ref.: verheiratet</i>											
Schwangerschaftswochen	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	-0,12*** (0,02)	-0,11*** (0,02)	-0,12*** (0,03)
Alter des Kindes	-0,01** (0,003)	0,02*** (0,002)	-0,005*** (0,001)	-0,006*** (0,001)	-0,01*** (0,001)	-0,01*** (0,001)	-0,01*** (0,001)	-0,01*** (0,002)	-0,01*** (0,003)	-0,02*** (0,001)	-0,02*** (0,003)
Gesundheitliche Störungen											
Neurologisch							0,60** (0,21)				-0,33* (0,15)
Regulatorisch							0,99** (0,35)				
Körperliche Behinderung							0,27* (0,12)				-0,35* (0,16)
Multiple Behinderung							0,25*** (0,07)				
<i>Ref.: keine Störung im 1. Jahr</i>											
Sorgen um die Gesundheit des Kindes							-0,16*** (0,03)				-0,26*** (0,07)
Gesundheit der Mutter											
SF12 Mentale Gesundheit	ns	ns	ns	ns	ns	ns			-0,01* (0,005)	-0,01** (0,005)	-0,01* (0,006)
Bildungsjahre			0,02* (0,01)								
Haushalt Charakteristika			ns							ns	ns
Haushaltsnettoeinkommen			ns		-0,13* (0,007)	-0,11+ (0,06)					
Personen im Haushalt			ns		ns	ns				ns	ns
Zahl der Kinder im Haushalt			ns		ns	ns	0,11+ (0,06)			-0,18+ (0,1)	ns
R ² %	0,2	2	4	0,0	6	7	12,6	1	24,9	25,7	34,6
N	2646	905	2207	966	416	912	702	1270	501	483	339

*** p < 0,001 ** p < 0,01 * p < 0,05 + p < 0,1

Anmerkung: Die Modelle basieren auf pooled OLS-Regressionen mit robusten Varianzschätzungen für autokorrelierte Daten-Cluster. Alter, subjektive Gesundheit, Abweichung vom Norm-BMI, SF12 physiologische Gesundheit, Zufriedenheit mit der eigenen Gesundheit, Bildung und Arbeitslosigkeit jeweils der Mutter sind kontrolliert und nicht signifikant.

Quelle: SOEP (1984) 2002-2009

Tab. 5: Familiäre Veränderungen und kindliche Gesundheit

	Abweichungen vom mittleren BMI β/t (SD)		Sorgen		Arztbesuche (log)	Krankenhausnächte (log)		
Wechsel in den Familienstand ...								
Single	ns	ns	ns	ns	0,27 ⁺ (0,16)	ns	ns	ns
Verheiratet getrennt lebend	ns	ns	ns	-2,01* (0,9)	ns	ns	ns	ns
Geschieden	3,43** (1,3)	3,18* (1,46)	ns	ns	-0,55** (0,20)	ns	ns	ns
Verwitwet	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
<i>Referenz: verheiratet</i>								
Schwangerschaftswochen		-0,31*** (0,08)						-0,26*** (0,04)
Alter des Kindes		-0,05*** (0,01)				-0,01*** (0,002)		-0,02*** (0,006)
Gesundheitliche Störungen (Ja/Nein)						0,98** (0,35)		ns
Sorgen um die Gesundheit des Kindes						-0,11* (0,06)		-0,08 ⁺ (0,04)
Alter der Mutter								0,20** (0,07)
Bildung der Mutter				0,8* (0,39)				
Haushalt Charakteristika Haushaltsnettoeinkommen (log)						-0,41** (0,16)		
R ² % (innerhalb)	2,9	21,3	0,2	13,4	3,8	21	0,8	28,7
N	1187	1107	1864	312	859	643	1116	754

*** p < 0,001 ** p < 0,01 * p < 0,05 + p < 0,1

Anmerkung: Die Modelle basieren auf fixed-effects Panel Regressionen. Alle signifikanten Moderatorvariablen aus den vorherigen Modellen sind kontrolliert.

Quelle: SOEP (1984) 2002-2009

aufgeführten zeitveränderlichen Variablen. Konstante (Gesundheits-)Variablen, wie das Geburtsgewicht und die Anzahl der Vorsorgeuntersuchungen, können nicht berücksichtigt werden.

Die Panelanalyse zeigt im Gegensatz zu den Analysen der zusammengefassten Daten im Querschnitt und konform mit Hypothese 3, dass die Scheidung der Eltern durchaus nachhaltige gesundheitsrelevante Folgen hat. So weicht der BMI des Kindes signifikant von der altersadäquaten Normgröße um über 3 Einheiten ab, wenn Eltern sich scheiden lassen. Der Befund ist robust, auch unter Berücksichtigung von weiteren Moderatorvariablen, und bestätigt einen Kausalitätseffekt, der von einer positiven Selektion verdeckt war, d.h. überdurchschnittlich viele Mütter gesunder Kinder wagen überhaupt erst den Schritt einer Scheidung, weshalb der Effekt im Querschnitt nicht auszumachen ist.

Tabelle 5 zeigt zudem, dass bis auf den Zeitpunkt der Geburt in Schwangerschaftswochen und das Alter des Kindes bei der Befragung weder das Einkommen des Haushaltes, die Bildung der Mutter, noch andere hier nicht mehr ausgewiesene Einflussfaktoren wie der Beschäftigtenstatus der Mutter, ihr Gesundheitsstatus,

ihre subjektive Zufriedenheit mit der Gesundheit, die Haushaltsgröße oder die Anzahl der Kinder im Haushalt statistisch bedeutsam sind.

Auch die Anzahl der Arztbesuche nimmt signifikant ab, wenn Eltern sich scheiden lassen. Aber dieser Effekt verliert sich, wenn auch das Alter des Kindes, das Haushaltsnettoeinkommen, die subjektiven Sorgen um die Gesundheit des Kindes und gesundheitliche Störungen statistisch kontrolliert werden.

Ferner bestätigt sich im Längsschnitt der Zusammenhang von steigendem Haushaltseinkommen und einer sinkenden Zahl der Arztbesuche. Vor dem Hintergrund der internationalen, vor allem der US-amerikanischen Diskussion über die Zugangschancen zu medizinischen Dienstleistungen, erscheint der Befund befremdlich. Im deutschen Kontext verweist er eher auf das ungleiche Nutzungsverhalten und den ungleichen Gesundheitsstatus von gesetzlich und privat Versicherten (*Hullegie/Klein 2010*).

Schließlich entpuppt sich, anders als in den Ausgangsmodellen, die Trennung von einem verheirateten Partner gegenüber der klassischen 2-Eltern-Kind-Familie als ein signifikanter Einflussfaktor auf die subjektive Einschätzung der Gesundheit des Kindes, wenn auch die Bildung der Mutter kontrolliert wird. Weitere signifikante Effekte, die sich im Querschnitt vor allem zwischen ledigen und verheirateten Müttern abgezeichnet haben, werden im Längsschnitt nicht identifiziert, sondern indirekt als gesundheitsrelevante Selektionseffekte in die Ehe ausgewiesen, die durch das Panelmodell kontrolliert werden.

5 Diskussion

Es ist seit langem bekannt, dass Familien Gesundheit produzieren. Aber disziplinäre Grenzen zwischen Gesundheits- und Familienforschung erschweren den systematischen Austausch von Ergebnissen. Im vorliegenden Papier verknüpfen wir Befunde aus der internationalen Familienforschung vor allem zum familiären Wandel mit einschlägigen, vorklinischen Gesundheitsmaßen. Wir testen den Einfluss familiärer Strukturen und den Einfluss ihrer Veränderungen auf die Gesundheit von Kindern an wenig erforschten repräsentativen deutschen Daten.

Dabei zeigt sich, dass Kinder in traditionellen Ehen in Deutschland nicht generell gesünder sind als Kinder in anderen Familien. Eine differenzierte Argumentation ist geboten, differenzierter, als sie in den USA oft geführt wird (*Waite/Gallagher 2000*). Denn einerseits haben Kinder verheirateter Mütter ein höheres Geburtsgewicht, welches ein Indikator für weniger Stress ist (*Torche 2011*). Auch ihr BMI weicht weniger von Normgrößen ab, als der von Kindern geschiedener Mütter. Andererseits besteht kein Unterschied zum BMI von Kindern lediger und verwitweter Mütter. Zudem und entgegen der allgemeinen Erwartung ist das Risiko, dass Kinder an einer gesundheitlichen Störung leiden, bei getrennt lebenden Müttern signifikant niedriger.

Familienstände korrelieren auch mit ungleichen sozialstrukturellen Realitäten. Die oft angeführte bessere finanzielle Ausstattung von 2-Eltern-Kind-Familien ist im deutschen Kontext nicht unbedingt gesundheitsfördernd. Für die meisten der hier untersuchten Gesundheitsvariablen spielt das Einkommen der Eltern keine Rolle.

Dass ein höheres Haushaltsnettoeinkommen mit der Wahrscheinlichkeit korreliert, dass Kinder an einer gesundheitlichen Störung leiden, deutet eher auf unbeabsichtigte angebotsinduzierte Nachfrageeffekte des Gesundheitssystems hin (*Brockmann et al.* 2006; *Jürges* 2007). Denn Kinder besser verdienender Eltern zahlen als privat Versicherte höhere Behandlungspauschalen, und darum ist es nicht auszuschließen, dass sie übertherapiert werden. Ein expliziter Test dieses Arguments bedarf aber umfangreicherer Daten, als sie dieser Studie zugrunde liegen und muss an anderer Stelle erfolgen.

Entscheidender als materielle Ressourcen für das gesundheitliche Wohlbefinden von Kindern ist die mentale und intellektuelle Verfassung der Mutter, die die Wirkung familiärer Veränderungen filtert. Wir wissen aus der Literatur, dass Verheiratete im Durchschnitt glücklicher und mittlerweile besser gebildet sind als Nichtverheiratete (*Coombs* 1991; *Lucas et al.* 2003; *Stack/Eshleman* 1998; *Torr* 2011). Wir wissen aber auch, dass sich Partnerschaften ganz wesentlich in ihrer Qualität unterscheiden (*Bradbury et al.* 2000). Eine Loslösung aus einer unbefriedigenden Partnerschaft empfinden die Beteiligten vielleicht eher als einen glücklichen Gewinn denn als einen stressbeladenen Verlust, gerade auch Frauen, die immer noch in der Mehrzahl die Ehescheidungen einreichen (*Amato/Booth* 2001; *Andreß/Bröckel* 2007; *Umberson/Montez* 2010). Ebenso belastend kann die Pflege schwerstkranker Ehepartner sein (*Christakis/Iwashyna* 2003; *Horowitz et al.* 1996), besonders wenn noch Kinder im Haushalt versorgt werden müssen. Der Wegfall dieser Belastungen könnte erklären, warum Trennungen, Scheidungen oder auch der Tod eines Partners die Gesundheit des Kindes oft nicht beeinträchtigen.

Indirekt nachweisbar sind aber auch positive Selektionseffekte. Denn, wenn wir die individuelle Heterogenität im Panelmodell kontrollieren und nur noch die direkte Wirkung beobachteter Scheidungen und anderer Familientrennungen auf die Gesundheit von Kindern berücksichtigen, dann sehen wir negative Gesundheitsfolgen, die im gepoolten Längsschnitt verdeckt waren. So haben Kinder von geschiedenen Müttern einen signifikant abweichenden BMI, auch machen sich getrennt lebende Mütter mehr Sorgen um die Gesundheit ihres Kindes. Dennoch gehen geschiedene Mütter signifikant seltener zum Arzt, und getrennt lebende Mütter suchen nicht häufiger einen Arzt auf, als verheiratete oder ledige Mütter, die sich weniger um die Gesundheit ihrer Kinder sorgen.

Die Daten selbst geben keine Auskunft über die Art der Selektion, und die Panelergebnisse sind zeitlich auf maximal 5 Jahre nach der Scheidung/Trennung beschränkt. Für diesen Zeitraum bestätigen aber die Befunde, dass die Übergangserfahrung einer Trennung oder Scheidung durchaus aufreibend und anstrengend für alle Beteiligten ist. Die neuen Lebensumstände beeinträchtigen unmittelbar das Ess- und Sportverhalten von Kindern und die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen. Beunruhigende klinische Auswirkungen, die sich an einem verlängerten Krankenhausaufenthalt ablesen lassen, lösen Änderungen des Familienstandes jedoch nicht aus.

Eine weitere Aufschlüsselung der Gesundheitsentwicklung nach einer Scheidung erlaubt der Datensatz leider nicht. Die Stichprobe für die Längsschnittanalyse von gesundheitlichen Störungen im Kindesalter ist zu klein. Zudem sind die Störungen

nur sehr allgemein abgefragt worden. Außerdem können wir nicht beanspruchen, eine erschöpfende Auswahl von Gesundheitsindikatoren getroffen zu haben. Auch müssen wir die langfristigen gesundheitlichen Folgen ausblenden. Und schließlich fehlen zeitgleiche Daten zur Beziehungsqualität, die die Bedeutung familiärer Strukturen und ihren Wandel noch genauer erfassen könnten, ebenso wie genetische Informationen.

Trotz dieser Einschränkungen liefern die differenzierenden Befunde wichtige Einsichten in den deutschen Kontext und weitere Bausteine für die internationale Forschung zu Familie und Gesundheit. Wir bestätigen, dass in Deutschland auch Familien jenseits der konventionellen 2-Eltern-Kind-Familie die Gesundheit ihrer Kinder fördern. Wir sehen aber auch, dass vor allem Kinder lediger Mütter vielfach benachteiligt sind. Diese Benachteiligung resultiert teilweise aus negativen Selektionsprozessen, denn die gängigen kausalen Einflussfaktoren erfassen die Besonderheit des Ledigenstatus nicht vollständig. Neben genetischen Faktoren sind ebenso frühere Krankheiten der Mutter denkbar. Ein direkter Test würde genetische Daten und/oder ein Zwillingsdesign erfordern.

In Zukunft ist dennoch nicht zu erwarten, dass mit der steigenden Zahl von ledigen Müttern die Gesundheitsprobleme in diesen Familien parallel ansteigen. Mit dem familiären Wandel sollte der Status einer ledigen Mutter zunehmend weniger negativ selektiert sein, weil immer mehr Frauen es aus freien Stücken vorziehen, trotz Kind unverheiratet zu bleiben. Die konkreten Belastungen Alleinerziehender im Alltag bleiben aber bestehen oder mögen sich sogar verstärken. In jedem Fall verdienen sie mehr wissenschaftliche und gesellschaftliche Aufmerksamkeit.

Aufschlussreich an unserer Studie ist zudem, dass in Deutschland nicht ein Mangel an materiellen Ressourcen die Gesundheit der Kinder akut beeinflusst. Das ist ein ganz wesentlicher Unterschied zu vielen internationalen, vor allem US-amerikanischen Befunden und eine Bestätigung der öffentlichen deutschen Gesundheitsversorgung. Sensibler müsste die deutsche Gesundheitsversorgung auf die mentalen Probleme von Müttern und auf aktuelle Scheidungs- und Trennungskrisen reagieren, denn die wirken sich auf die akute und prophylaktische Gesundheitsversorgung der Kinder negativ aus. Zukünftige Untersuchungen sollten gerade diesen Zusammenhang genauer erforschen. Denn die epidemiologischen wie ökonomischen Folgen sind nachhaltig.

Danksagung

Für die kritischen Anmerkungen der beiden anonymen Gutachter zu einer früheren Version dieses Papiers bin ich ebenso dankbar wie für die Unterstützung der Herausgeber sowie des Übersetzers dieses Bandes und der Zeitschrift.

Literatur

- Amato, Paul R.* 1993: Children's Adjustment to Divorce: Theories, Hypotheses, and Empirical Support. In: *Journal of Marriage and Family* 55,1: 23-38 [doi: 10.2307/352954].
- Amato, Paul R.* 2000: The Consequences of Divorce for Adults and Children. In: *Journal of Marriage and Family* 62,4: 1269-1287 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2000.01269.x].
- Amato, Paul R.* 2001: Children of divorce in the 1990s: An update of the Amato and Keith (1991) meta-analysis. In: *Journal of Family Psychology* 15,3: 355-370 [doi: 10.1037/0893-3200.15.3.355].
- Amato, Paul R.* 2010: The Marriage-Go-Round: The State of Marriage and the Family in America Today. In: *Journal of Marriage and Family* 72,5: 1455-1457 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2010.00777.x].
- Amato, Paul R.; Sobolewski, Julianne M.* 2001: The Effects of Divorce and Marital Discord on Adult Children's Psychological Well-Being. In: *American Sociological Review* 66,6: 900-921 [doi: 10.2307/3088878].
- Amato, Paul R.; Booth, Alan* 2001: The legacy of parents' marital discord: Consequences for children's marital quality. In: *Journal of Personality and Social Psychology* 81,4: 627-638 [doi: 10.1037//0022-3514.81.4.627].
- Andreß, Hans-Jürgen; Bröckel, Miriam* 2007: Income and life satisfaction after marital disruption in Germany. In: *Journal of Marriage and Family* 69,2: 500-512 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2007.00379.x].
- Angel, Ronald; Worobey, Jacqueline Lowe* 1988: Single Motherhood and Children's Health. *Journal of Health and Social Behavior* 29,1: 38-52
- Arntzen, Annett; Moum, Torbjorn; Magnus, Per; Bakketeig, Leiv S.* 1996: Marital Status as a Risk Factor for Fetal and Infant Mortality. In: *Scandinavian Journal of Social Medicine* 24,1: 36-42 [doi: 10.1177/140349489602400106].
- Artis, Julie E.* 2007: Maternal Cohabitation and Child Well-Being Among Kindergarten Children. In: *Journal of Marriage and Family* 69,1: 222-236 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2006.00355.x].
- Aughinbaugh, Alison; Pierret, Charles R.; Rothstein, Donna S.* 2005: The impact of family structure transitions on youth achievement: Evidence from the children of the NLSY79. In: *Demography* 42,3: 447-468 [doi: 10.1353/dem.2005.0023].
- Balayla, Jacques; Azoulay, Laurent; Abenhaim, Haim A.* 2011: Maternal Marital Status and the Risk of Stillbirth and Infant Death: A Population-Based Cohort Study on 40 Million Births in the United States. In: *Womens Health Issues* 21,5: 361-365 [doi: 10.1016/j.whi.2011.04.001].
- Beets, Michael W., Cardinal, Bradley J.; Alderman, Brandon L.* 2010: Parental Social Support and the Physical Activity-Related Behaviours of Youth: A Review. In: *Health Education & Behavior* 37,5: 621-644 [doi: 10.1177/1090198110363884].
- Bennett, Trude* 1992: Marital-Status and Infant Health Outcomes. In: *Social Science & Medicine* 35,9: 1179-1187.
- Blossfeld, Hans-Peter; Schneider, Thorsten; Doll, Jörg* 2009: Methodological Advantages of Panel Studies. Designing the New National Educational Panel Study (NEPS) in Germany. In: *Journal of Educational Research Online* 1,1: 10-32.
- Booth, Alan; Amato, Paul R.* 2001: Parental Predivorce Relations and Offspring Postdivorce Well-Being. In: *Journal of Marriage and Family* 63,1: 197-212 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2001.00197.x].

- Bradbury, Thomas N.; Fincham, Frank D.; Beach, Steven R. H.* 2000: Research on the Nature and Determinants of Marital Satisfaction: A Decade in Review. In: *Journal of Marriage and Family* 62,4: 964-980 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2000.00964.x].
- Bradley, Robert H.; Corwyn, Robert F.* 2002: Socioeconomic Status and Child Development. *Annual Review of Psychology*, 53: 371-399 [doi: 10.1146/annurev.psych.53.100901.135233].
- Brockmann, Hilke; Klein, Thomas* 2004: Love and Death in Germany: The Marital Biography and Its Effect on Mortality. In: *Journal of Marriage and Family* 66,3: 567-581 [doi: 10.1111/j.0022-2445.2004.00038.x].
- Brockmann, Hilke; Müller, Rolf; Voges, Wolfgang* 2006: Auch ein Reformeffekt? Eine explorative Analyse der zunehmenden Krankenhausbehandlungen auf Grund psychischer Störungen. In: *Das Gesundheitswesen* 68,10: 626-632 [doi: 10.1055/s-2006-927069].
- Deutscher Bundestag* 2006: Siebter Familienbericht. Familie zwischen Flexibilität und Verlässlichkeit – Perspektiven für eine lebenslaufbezogene Familienpolitik. Bundestagsdrucksache Berlin: Deutscher Bundestag
- Carlson, Marcia J.; Corcoran, Mary E.* 2001: Family Structure and Children's Behavioral and Cognitive Outcomes. In: *Journal of Marriage and Family* 63,3: 779-792 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2001.00779.x].
- Cavanagh, Shannon E.* 2008: Family Structure History and Adolescent Adjustment. In: *Journal of Family Issues* 29,7: 944-980 [doi: 10.1177/0192513X07311232].
- Cherlin, Andrew J.; Chase-Lansdale, P. Lindsay; McRae, Christine* 1998: Effects of Parental Divorce on Mental Health Throughout the Life Course. In: *American Sociological Review* 63,2: 239-249 [doi: 10.2307/2657325].
- Christakis, Nicholas A.; Iwashyna, Theodore J.* 2003: The health impact of health care on families: a matched cohort study of hospice use by decedents and mortality outcomes in surviving, widowed spouses. In: *Social Science & Medicine* 57,3: 465-475 [doi: 10.1016/s0277-9536(02)00370-2].
- Cleveland, H. Harrington; Wiebe, Richard P.; van den Oord, Edwin J. C. G.; Rowe, David C.* 2000: Behavior Problems among Children from Different Family Structures: The Influence of Genetic Self-Selection. In: *Child Development* 71,3: 733-751 [doi: 10.1111/1467-8624.00182].
- Collishaw, Stephan; Maughan, Barbara; Goodman, Robert; Pickles, Andrew* 2004: Time trends in adolescent mental health. In: *Journal of Child Psychology and Psychiatry* 45,8: 1350-1362 [doi: 10.1111/j.1469-7610.2004.00335.x].
- Coombs, Robert H.* 1991: Marital Status and Personal Well-Being: A Literature Review. In: *Family Relations* 40,1: 97-102 [doi: 10.2307/585665].
- Ebbeling, Cara B.; Pawlak, Dorota B.; Ludwig, David S.* 2002: Childhood obesity: public-health crisis, common sense cure. In: *THE LANCET* 360,9331: 473-482 [doi: 10.1016/S0140-6736(02)09678-2].
- Fabricius, William V.; Luecken, Linda J.* 2007: Postdivorce living arrangements, parent conflict, and long-term physical health correlates for children of divorce. In: *Journal of Family Psychology* 21,2: 195-205 [doi: 10.1037/0893-3200.21.2.195].
- Gove, Walter R.* 1973: Sex, Marital Status, and Mortality. In: *American Journal of Sociology* 79,1: 45-67.
- Gruber, Jonathan* 2004: Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long-Run Implications of Unilateral Divorce. In: *Journal of Labor Economics* 22,4: 799-833 [doi: 10.1086/423155].

- Gundersen, Craig; Mahatmaya, Duhita; Garasky, Steven; Lohman, Brenda J.* 2011: Linking psychosocial stressors and childhood obesity. In: *Obesity Reviews* 12,5: e54-e63 [doi: 10.1111/j.1467-789X.2010.00813.x].
- Guo, Guang; Roettger, Michael E.; Cai, Tianji* 2008: The Integration of Genetic Propensities into Social-Control Models of Delinquency and Violence among Male Youths. In: *American Sociological Review* 73,4: 543-568 [doi: 10.1177/000312240807300402].
- Hammons, Amber J.; Fiese, Barbara H.* 2011: Is frequency of shared family meals related to the nutritional health of children and adolescents? In: *Journal of the American Academy of Paediatrics* 127,6: Ee1565-E1574.
- Hayward, Mark D.; Gorman, Bridget K.* 2004: The long arm of childhood: The influence of early-life social conditions on men's mortality. In: *Demography* 41,1: 87-107 [doi: 10.1353/dem.2004.0005].
- Horowitz, Sharon; Passik, Steven D.; Malkin, Mark G.* 1996: „In sickness and in health”: A Group Intervention for Spouses Caring for Patients with Brain Tumors. In: *Journal of Psychosocial Oncology* 14,2: 43-56 [doi: 10.1300/j077v14n02_03].
- Horstkotte, Elisabeth; Zimmermann, Eberhard* 2008: Unequal Living Conditions and Health Chances in Preschool Children: Support Protective Factors – Limit Risk Factors. In: *Gesundheitswesen* 70,11: 662-666 [doi: 10.1055/s-0028-1100398].
- Hu, Yuanreng R.; Goldman, Noreen* 1990: Mortality Differentials by Marital-Status: An International Comparison. In: *Demography* 27,2: 233-250 [doi: 10.2307/2061451].
- Hudson, Peter; Payne, Sheila* 2011: Family Caregivers and Palliative Care: Current Status and Agenda for the Future. In: *Journal of Palliative Medicine* 14,7: 864-869 [doi: 10.1089/jprm.2010.0413].
- Hullegie, Patrick; Klein, Tobias J.* 2010: The effect of private health insurance on medical care utilization and self-assessed health in Germany. In: *Health Economics* 19,9: 1048-1062 [doi: 10.1002/hec.1642].
- James, D. C.; Lessen, R.* 2009: Position of the American Dietetic Association: promoting and supporting breastfeeding. In: *Journal of the American Dietetic Association* 109,11: 1926-1942 [doi: 10.1016/j.jada.2009.09.018].
- Johnson, Norman J.; Backlund, Eric; Sorlie, Paul D.; Loveless, Catherine A.* 2000: Marital Status and Mortality: The National Longitudinal Mortality Study. In: *Annals of Epidemiology* 10,4: 224-238.
- Joung, Inez M. A. et al.* 1998: A Longitudinal study of health selection in marital transitions. In: *Social Science & Medicine* 46,3: 425-435.
- Jürges, Hendrik* 2007: Health insurance status and physician-induced demand for medical services in Germany: new evidence from combined district and individual level data. SOEP Papers on Multidisciplinary Panel Data Research at DIW Berlin.
- Kelleher, Kelly J. et al.* 2000: Increasing identification of psychosocial problems 1979-1996. In: *Pediatrics* 105,6: 1313-1321 [doi: 10.1542/peds.105.6.1313].
- Klocke, Andreas; Becker, Ulrich* 2003: Die Lebenswelt Familie und ihre Auswirkungen auf die Gesundheit von Jugendlichen. In: *Hurrelmann, Klaus; Klocke, Andreas; Melzer, Wolfgang; Ravens-Sieberer, Ulrike* (Hrsg.): *Jugendgesundheitssurvey. Internationale Vergleichsstudie im Auftrag der Weltgesundheitsorganisation (WHO)*. Weinheim: Juventa: 183-241.
- Lillard, Lee A.; Panis, Constantijn W. A.* 1996: Marital status and mortality: The role of health. In: *Demography* 33,3: 313-327 [doi: 10.2307/2061764].

- Lucas, Richard E.; Clark, Andrew E.; Georgellis, Yannis; Diener, Ed* 2003: Reexamining adaptation and the set point model of happiness: Reactions to changes in marital status In: *Journal of Personality and Social Psychology* 84,3: 527-539 [doi: 10.1037//0022-3514.84.3.527].
- Manzoli, Lamberto; Villari, Paolo; Pirone, Giovanni M.; Boccia, Antonio* 2007: Marital status and mortality in the elderly: A systematic review and meta-analysis. In: *Social Science and Medicine* 64,1: 77-94 [doi: 10.1016/j.socscimed.2006.08.031].
- McGue, Matt; Lykken, David T.* 1992: Genetic Influence on Risk of Divorce. In: *Psychological Science* 3,6: 368-373 [doi: 10.1111/j.1467-9280.1992.tb00049.x].
- Rattay, Petra; Lampert, Thomas; Neuhauser, Hannelore; Ellert, Ute* 2012: Bedeutung der familialen Lebenswelt für die Gesundheit von Kindern und Jugendlichen. Ergebnisse des Kinder- und Jugendgesundheitssurveys (KiGGS). *Zeitschrift für Erziehungswissenschaften* 15,1: 145-170 [doi: 10.1007/s11618-012-0261-4].
- Schick, Andreas*, 2002: Behavioral and emotional differences between children of divorce and children from intact families: Clinical significance and mediating processes. In: *Swiss Journal of Psychology* 61,1: 5-14 [doi: 10.1024//1421-0185.61.1.5].
- Schmeer, Kammi K.* 2011: The Child Health Disadvantage of Parental Cohabitation. In: *Journal of Marriage and Family* 73,1: 181-193 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2010.00797.x].
- Sigle-Rushton, Wendy; Hobcraft, John; Kiernan, Kathleen* 2005: Parental divorce and subsequent disadvantage: a cross-cohort comparison. In: *Demography* 42,3: 427-446 [doi: 10.1353/dem.2005.0026].
- Sorlie, Paul D.; Backlund, Eric; Keller, Jacob B.* 1995: US Mortality by Economic, Demographic, and Social Characteristics: The National Longitudinal Mortality Study. In: *American Journal of Public Health* 85,7: 949-956 [doi: 10.2105/AJPH.85.7.949].
- Stack, Steven; Eshleman, J. Ross* 1998: Marital Status and Happiness: A 17-Nation Study. In: *Journal of Marriage and Family* 60,2: 527-536 [doi: 10.2307/353867].
- Statistisches Bundesamt* 2011: Bevölkerung. Wiesbaden [<https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/Bevoelkerung/Bevoelkerung.html>, 30.09.2013].
- Strohschein, Lisa* 2005: Parental Divorce and Child Mental Health Trajectories. In: *Journal of Marriage and Family* 67,5: 1286-1300 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2005.00217.x].
- Torche, Florencia* 2011: The Effect of Maternal Stress on Birth Outcomes: Exploiting a Natural Experiment. In: *Demography* 48,4: 1473-1491 [doi: 10.1007/s13524-011-0054-z].
- Torr, Berna M.* 2011: The Changing Relationship between Education and Marriage in the United States, 1940-2000. In: *Journal of Family History* 36,4: 483-503 [doi: 10.1177/0363199011416760].
- Troxel, Wendy M.; Matthews, Karen A.* 2004: What Are the Costs of Marital Conflict and Dissolution to Children's Physical Health. In: *Clinical Child and Family Psychology Review* 7,1: 29-57 [doi: 10.1023/B:CCFP.0000020191.73542.b0].
- Tucker, Joan S. et al.* 1997: Parental divorce: Effects on individual behavior and longevity. In: *Journal of Personality and Social Psychology* 73,2: 381-391 [doi: 10.1037/0022-3514.73.2.381].
- Umberson, Debra; Montez, Jennifer Karas* 2010: Social Relationships and Health: A Flashpoint for Health Policy. In: *Journal of Health and Social Behavior* 51,1: S54-S66 [doi: 10.1177/0022146510383501].
- Wade, Terrance J.; Pevalin, David J.* 2004: Marital Transitions and Mental Health. In: *Journal of Health and Social Behavior* 45,2: 155-170 [doi: 10.1177/002214650404500203].

- Waite, Linda J.; Gallagher, Maggie 2000: The Case for Marriage: Why Married People are Happier, Healthier, and Better off Financially. New York: Doubleday.
- Waldron, Ingrid; Hughes, Mary Elisabeth; Brooks, Tracy L. 1996: Marriage protection and marriage selection – Prospective evidence for reciprocal effects of marital status and health. In: Social Science & Medicine 43,1: 113-123 [doi: 10.1016/0277-9536(95)00347-9].
- Walper, Sabine; Beckh, Katharina 2006: Adolescents' Development in High-Conflict and Separated Families. Evidence from a German Longitudinal Study. In: Clarke-Stewart, Alison; Dunn, Judy (Hrsg.): Families Count. Effects on Child and Adolescent Development. Cambridge, MA: Cambridge University Press: 238-270 [doi: 10.1017/CBO9780511616259].
- Ware, John E.; Kosinski, Mark; Keller, Susan D. 1996: A 12-Item Short-Form Health Survey: Construction of scales and preliminary tests of reliability and validity. In: Medical Care 34,3: 220-233.
- WHO 1948/2006: Verfassung der Weltgesundheitsorganisation – Übersetzung [URL: <http://www.admin.ch/opc/de/classified-compilation/19460131/200906250000/0.810.1.pdf>, 10.09.2013].
- Wolff, Jennifer L.; Roter, Debra L. 2011: Family presence in routine medical visits. In: Social Science & Medicine 72,6: 823-831 [doi: 10.1016/j.socscimed.2011.01.015].
- Wooldridge, Jeffrey M. 2010: Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge, MA: MIT Press.
- Wyke, Sally; Ford, Graeme 1992: Competing explanations for associations between marital status and health. In: Social Science & Medicine 34,5: 523-532 [doi: 10.1016/0277-9536(92)90208-8].

Eine Übersetzung dieses begutachteten und von der Autorin autorisierten deutschen Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung ist unter dem Titel „Unhealthy Conditions? A Longitudinal Analysis of the Health of Children in One- and Two-parent Households“, DOI 10.4232/10.CPoS-2013-16en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2013-16en8, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 20.10.2011

Angenommen am: 18.09.2012

Prof. Dr. Hilke Brockmann (✉). Jacobs University Bremen, 28725 Bremen, Deutschland.
E-Mail: h.brockmann@jacobs-university.de
URL: <https://www.jacobs-university.de/shss/hbrockmann>

Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft

www.comparativepopulationstudies.de

ISSN: 1869-8080 (Print) – 1869-8999 (Internet)

Published by / Herausgegeben von

Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Federal Institute for Population Research
D-65180 Wiesbaden / Germany

Managing Editor /

Verantwortlicher Redakteur

Frank Swiaczny

Assistant Managing Editor /

Stellvertretende Redakteurin

Katrin Schiefer

Language & Copy Editor (English) /

Lektorat & Übersetzungen (englisch)

Amelie Franke

Copy Editor (German) /

Lektorat (deutsch)

Dr. Evelyn Grünheid

Layout / Satz

Beatriz Feiler-Fuchs

E-mail: cpos@bib.bund.de

Scientific Advisory Board /

Wissenschaftlicher Beirat

Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)

Paul Gans (Mannheim)

Johannes Huinink (Bremen)

Marc Luy (Wien)

Clara H. Mulder (Groningen)

Notburga Ott (Bochum)

Peter Preisendörfer (Mainz)

Board of Reviewers / Gutachterbeirat

Martin Abraham (Erlangen)

Laura Bernardi (Lausanne)

Hansjörg Bucher (Bonn)

Claudia Diehl (Göttingen)

Andreas Diekmann (Zürich)

Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)

Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)

E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)

Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)

Beat Fux (Zürich)

Joshua Goldstein (Rostock)

Karsten Hank (Köln)

Sonja Haug (Regensburg)

Franz-Josef Kemper (Berlin) †

Michaela Kreyenfeld (Rostock)

Aart C. Liefbroer (Den Haag)

Kurt Lüscher (Konstanz)

Dimiter Philipov (Wien)

Thomáš Sobotka (Wien)

Heike Trappe (Rostock)