

# Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Eineltern-, Stief- und Kernfamilien

## Ergebnisse der KiGGS-Studie – Erste Folgebefragung (KiGGS Welle 1)

### Hintergrund und Fragestellung

Als wichtigste Sozialisationsinstanz im Kindes- und Jugendalter vermittelt die Familie im alltäglichen Zusammenleben grundlegende gesundheitsbezogene Einstellungen und Verhaltensweisen sowie den Umgang mit Körper, Gesundheit und Krankheit [1]. Allerdings gibt es nicht „die“ Familie, sondern vielfältige Formen von Familien. Zwar lebt nach wie vor der Großteil der Kinder und Jugendlichen in Deutschland mit den verheirateten leiblichen Eltern zusammen, der Anteil anderer Familienformen wie nichteheliche Lebensgemeinschaften mit Kindern sowie Eineltern- und Stieffamilien hat aber in den letzten Jahrzehnten kontinuierlich zugenommen [2]. Im Jahr 2011 wuchsen von den 12,9 Mio. in Deutschland lebenden Kindern und Jugendlichen unter 18 Jahren 17% in Einelternfamilien auf [3]. Bei 9 von 10 Alleinerziehenden handelt es sich um alleinerziehende Mütter [4, 5]. Der Anteil der in Stieffamilien lebenden Kinder und Jugendlichen liegt Schätzungen wissenschaftlicher Studien zufolge zwischen 6,0% [6] und 10,9% [7].

In der Scheidungsforschung wird die Trennung oder Scheidung der Eltern als wichtiges kritisches Lebensereignis im Kindes- und Jugendalter gewertet. Insbesondere das Erleben starker Konflikte in der Ursprungsfamilie, der Kontaktverlust oder die Einschränkung des Kontakts zu einem Elternteil, ein Umzug in ein neues Wohngebiet nach der Trennung der El-

tern inklusive eines damit einhergehenden Wechsels von Schule oder Kita sowie ungünstigere zeitliche und ökonomische Ressourcen aufseiten des alleinerziehenden Elternteils können zu psychosozialen Belastungen bei Kindern und Jugendlichen führen [8–12]. Allerdings kann die Trennung der Eltern bisweilen auch mit Vorteilen für die Entwicklung der Kinder und Jugendlichen einhergehen – nicht zuletzt durch die Entschärfung familiärer Konflikte [12]. Das Eingehen einer neuen Partnerschaft aufseiten des alleinerziehenden Elternteils kann einerseits mit einer Verbesserung der sozialen und finanziellen Ressourcen der Familie verbunden sein. Andererseits macht dies aufseiten der Kinder eine neuerliche Anpassung an veränderte Lebensverhältnisse erforderlich [12] und kann mit Loyalitätskonflikten gegenüber dem nicht im Haushalt lebenden Elternteil sowie Rivalitätskonflikten mit dem sozialen Elternteil einhergehen [11, 13].

Der Zusammenhang von Familienform und gesundheitlicher Lage von Kindern und Jugendlichen ist in Deutschland bisher erst in Ansätzen untersucht. Während sich inzwischen einige Studien zur Gesundheit von Kindern in Einelternfamilien finden [11, 12, 14–25], gibt es nur wenige Ergebnisse zur Gesundheit von Kindern in Stieffamilien [11, 12, 21–26]. Die vorliegenden Studien ergeben insbesondere für die psychische und nur in Teilen für die somatische Gesundheit höhere Beeinträchtigungen bei Kindern und

Jugendlichen, die nicht mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben, gegenüber Gleichaltrigen, die bei beiden leiblichen Elternteilen aufwachsen.

Der vorliegende Beitrag untersucht, ob sich aktuell die somatische und psychische Gesundheit sowie das Gesundheitsverhalten von 3- bis 17-jährigen Kindern und Jugendlichen aus Kern-, Eineltern- und Stieffamilien unterscheiden und in welchem Maße Unterschiede in der gesundheitlichen Lage zwischen den Familienformen auch nach Kontrolle für den elterlichen Sozialstatus sowie das familiäre Miteinander Bestand haben.

### Methoden

KiGGS ist Bestandteil des Gesundheitsmonitorings des Robert Koch-Instituts (RKI) und derzeit als kombinierte Querschnitt- und Kohortenstudie realisiert. Ziele, Konzept und Design von KiGGS sind an anderer Stelle ausführlich beschrieben [27–29]. Für den Altersbereich 0 bis 17 Jahre soll KiGGS wiederholt bundesweit erhobene Prävalenzdaten zur gesundheitlichen Situation der in Deutschland lebenden Kinder und Jugendlichen liefern. Die KiGGS-Basiserhebung (2003–2006) umfasste Befragungen, Untersuchungen und Laboranalysen, KiGGS Welle 1 (2009–2012) Befragungen in Form

Die KiGGS Study Group: Die Abteilung Epidemiologie und Gesundheitsmonitoring im Robert Koch-Institut.

von Telefoninterviews. An der KiGGS-Basierhebung war eine Querschnittstichprobe von insgesamt 17.641 Probandinnen und Probanden im Alter von 0 bis 17 Jahren bei einer Response von 66,6% beteiligt. Die Einzuladenden wurden in einer geschichteten Zufallsstichprobe von 167 Orten Deutschlands zufällig aus den Melderegistern gezogen [27]. Die Stichprobe von KiGGS Welle 1 bestand zum einen aus einer neuen Querschnittstichprobe 0- bis 6-Jähriger, die wiederum zufällig aus den Melderegistern der ursprünglichen 167 Studienorte gezogen wurden. Zum anderen wurden die ehemaligen Teilnehmenden der KiGGS-Basierhebung, die inzwischen 6 bis 24 Jahre alt waren und als geschlossene Kohorte weitergeführt werden, zur Befragung eingeladen. Die Telefoninterviews mit Eltern und ab dem Alter von 11 Jahren auch den Probandinnen und Probanden selbst wurden durch geschultes Studienpersonal im RKI durchgeführt. Zum Anrufmanagement und zur Datenerfassung wurde das Softwareprodukt Voxco Version 5.4.4.5 (Voxco Inc., Montréal QC, Kanada) eingesetzt. Vor Beginn der Studie lagen positive Voten der Ethikkommission der Charité-Universitätsmedizin Berlin und des Bundesbeauftragten für den Datenschutz vor, eine Befragung erfolgte nur nach Information und schriftlicher Einverständniserklärung der Sorgeberechtigten Minderjähriger oder der volljährigen Probandinnen und Probanden selbst. Insgesamt nahmen 12.368 Kinder und Jugendliche (6093 Mädchen, 6275 Jungen) in dem für den Querschnitt relevanten Altersbereich von 0 bis 17 Jahren teil, darunter 4455 Ersteingeladene (Response 38,8%) und 7913 Wiedereingeladene (Response 72,9%).

Die Familienform wurde in KiGGS Welle 1 auf Basis der Angaben der Eltern zum Hauptaufenthaltsort bestimmt. In Anlehnung an Steinbach [7] wurde folgende Zuordnung vorgenommen: Kinder in *Kernfamilien* leben mit beiden leiblichen Elternteilen zusammen. In *Einelternterfamilien* wachsen Kinder in Haushalten mit nur einem Elternteil auf (Mutter oder Vater). *Stieffamilien* zeichnen sich dadurch aus, dass neben dem leiblichen auch ein soziales Elternteil zur Familie gehört.

Unberücksichtigt bleibt, ob ggf. auch leibliche, Stief- oder Halbgeschwister im Haushalt leben, da in KiGGS Welle 1 zwar Anzahl sowie Alter und Geschlecht der im Haushalt lebenden Geschwister erfasst wurden, nicht aber, ob es sich dabei um leibliche, Halb- oder Stiefgeschwister handelt. Blended Stieffamilien, in denen neben Kindern der Mutter oder des Vaters aus früheren Beziehungen auch ein oder mehrere gemeinsame Kinder des Paares leben [30, 31], können somit nicht als gesonderte Familienform betrachtet werden. Kinder, die mit beiden leiblichen Elternteilen zusammenleben, wurden – auch wenn Stief- oder Halbgeschwister im Haushalt leben – der Kernfamilie zugeordnet. Familien, in denen ein Kind mit einem sozialen Elternteil lebt, zählen zu den Stieffamilien – unabhängig davon, ob auch gemeinsame Kinder des Elternpaares im Haushalt leben. Nicht von Belang ist, ob die Elternteile verheiratet sind oder in einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft zusammenleben.

Als Outcome-Variablen wurden die folgenden Indikatoren ausgewählt, die exemplarisch Aspekte der psychischen und somatischen Gesundheit sowie des Gesundheitsverhaltens abbilden und sowohl für das Kindes- als auch das Jugendalter von Bedeutung sind: der allgemeine Gesundheitszustand, chronische Erkrankungen, emotionale und Verhaltensprobleme, die gesundheitsbezogene Lebensqualität sowie der Obst- und Gemüseverzehr.

Beim allgemeinen Gesundheitszustand wurde auf die Einschätzung der Eltern zurückgegriffen. Die fünfstufige Antwortskala auf die Frage „Wie schätzen Sie den Gesundheitszustand Ihres Kindes im Allgemeinen ein?“ wurde für die vorliegende Analyse in „sehr gut/gut“ vs. „mittelmäßig/schlecht/sehr schlecht“ zusammengefasst.

Chronische Krankheiten wurden ebenfalls im Elterninterview mit der Frage „Hat Ihr Kind eine oder mehrere lang andauernde, chronische Krankheiten oder Gesundheitsprobleme?“ erfragt (Antwortkategorien: „Ja“, „Nein“).

Emotionale und Verhaltensprobleme wurden mittels des international etablierten Screening-Instruments „Strengths and Difficulties Questionnaire“ (SDQ) im Elterninterview erhoben. Zur Ermitt-

lung des SDQ-Gesamtwerts wurden die Punktwerte der 4 Problembereiche „Verhaltensprobleme“, „Hyperaktivitätsprobleme“, „Emotionale Probleme“ und „Probleme mit Gleichaltrigen“ aufaddiert und anhand deutscher Normwerte in „auffällig“ (ja/nein) eingeteilt [32].

Die gesundheitsbezogene Lebensqualität wurde ab dem Alter von 7 Jahren mit dem international validierten Instrument „KIDSCREEN-10“ erfasst. Als „geringe gesundheitsbezogene Lebensqualität“ wurden Werte unter 40 auf der Gesamtskala von 1 bis 100 definiert [33].

Beim Obst- und Gemüseverzehr wurden im Interview die pro Tag konsumierten Portionen Obst und Gemüse erfasst, wobei darauf hingewiesen wurde, dass eine Portion einer Handvoll Obst oder Gemüse des Kindes oder Jugendlichen entspricht. Als weitere Portion wurde darüber hinaus pro Tag maximal ein Glas Obst- oder Gemüsesaft mit einem Frucht- bzw. Gemüsegehalt von 100% hinzugechnet. Es erfolgte eine Dichotomisierung der Variablen in „2 und mehr Portionen“ vs. „weniger als 2 Portionen“.

Die gesundheitsbezogene Lebensqualität sowie der Obst- und Gemüseverzehr wurden bis zum Alter von 10 Jahren im Elterninterview und ab 11 Jahren im Interview mit den Kindern und Jugendlichen erhoben.

Als Kontrollvariablen wurden neben Alter und Geschlecht der sozioökonomische Status (SES) der Eltern sowie das familiäre Miteinander einbezogen. Der SES wurde anhand eines Index bestimmt, in den Angaben der Eltern zu ihrer schulischen und beruflichen Ausbildung, ihrer beruflichen Stellung und ihrem Haushaltsnettoeinkommen (bedarfsgewichtet) eingehen und der eine Einteilung in niedrige, mittlere und hohe Statusgruppe ermöglicht [34]. Das familiäre Miteinander wurde über das Item „Wir kommen wirklich alle gut miteinander aus“ aus der Familienklima-Skala von Schneewind et al. [35] erfasst (bis 10 Jahre: Elternangabe; ab 11 Jahren: Selbstangabe). Die Antwortmöglichkeiten „stimmt nicht“ und „stimmt kaum“ wurden zusammengefasst, sodass das Item mit 3 Ausprägungen („stimmt genau“, „stimmt eher“ und „stimmt kaum oder nicht“) in die Analyse eingetragt wurde. Da in den neuen Bundeslän-

dern eine größere Anzahl an Kindern in Einelternfamilien aufwächst [3] und es zudem Hinweise auf Unterschiede im Zusammenhang von Familienform und psychischer Gesundheit von Kindern in Ost- und Westdeutschland gibt [12], wurde zudem für die Wohnregion (alte vs. neue Bundesländer) adjustiert.

Im ersten Schritt der statistischen Analyse wurden für die ausgewählten Gesundheitsparameter nach Familienform differenzierte Prävalenzen berechnet. Zudem wurde eine Stratifizierung nach Altersgruppen (3 bis 10 Jahre, 11 bis 17 Jahre) und Geschlecht vorgenommen. Im zweiten Schritt erfolgte eine Quantifizierung des Effekts der Familienform auf die Gesundheitsoutcomes mittels binär logistischer Regressionen (Referenzgruppe: Kernfamilie). In Modell 1 wurde für Alter, Geschlecht und Wohnregion adjustiert. In Modell 2a wurde zusätzlich der SES und in Modell 2b das familiäre Miteinander aufgenommen. In Modell 3 wurden alle Variablen gleichzeitig einbezogen. Aufgrund der geringen Fallzahlen bei einigen Outcomes wurde lediglich eine Adjustierung, aber keine Stratifizierung nach Alter und Geschlecht vorgenommen. Sowohl für die Prävalenzen als auch die Odds Ratios werden 95 %-Konfidenzintervalle sowie p-Werte ausgewiesen.

Alle Analysen wurden mit einem Gewichtungsfaktor durchgeführt, der Abweichungen der Stichprobe von der Bevölkerungsstruktur (Stand 31.12.2010) hinsichtlich Alter, Geschlecht, Region, Staatsangehörigkeit, Gemeindetyp und Bildungsstand des Haushaltsvorstandes (Mikrozensus 2009) korrigiert. Ferner wurde für die ehemaligen Teilnehmerinnen und Teilnehmer der KiGGS-Basiserhebung die unterschiedliche Wiederteilnahmebereitschaft mittels Gewichtung nach relevanten Merkmalen aus der KiGGS-Basiserhebung ausgeglichen. Details der Methodik von KiGGS Welle 1 sind an anderer Stelle ausführlich beschrieben [36]. Um sowohl die Gewichtung als auch die Korrelation der Teilnehmenden innerhalb einer Gemeinde zu berücksichtigen, wurden die Konfidenzintervalle und p-Werte mit Verfahren für komplexe Stichproben berechnet. Gruppenunterschiede wurden mit dem nach Rao-Scott über die F-Verteilung korrigierten Chi-Quadrat-Test für

Bundesgesundheitsbl 2014 · 57:860–868 DOI 10.1007/s00103-014-1988-2  
© Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2014

P. Rattay · E. von der Lippe · T. Lampert · KiGGS Study Group

## Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Eineltern-, Stief- und Kernfamilien. Ergebnisse der KiGGS-Studie – Erste Folgebefragung (KiGGS Welle 1)

### Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht anhand der Daten von KiGGS Welle 1, ob sich die gesundheitliche Lage von 3- bis 17-jährigen Kindern und Jugendlichen aus Kern-, Eineltern- und Stieffamilien ( $n = 10.298$ ) unterscheidet und ob die Unterschiede auch nach Kontrolle für Alter, Geschlecht, Wohnregion sowie den elterlichen Sozialstatus und das familiäre Miteinander Bestand haben (Prävalenzen, Odds Ratios). Analysiert wird dies für die allgemeine Gesundheit, chronische Erkrankungen, emotionale und Verhaltensprobleme, die gesundheitsbezogene Lebensqualität sowie den täglichen Obst- und Gemüseverzehr. Während die allgemeine Gesundheit unabhängig von der Familienform ist, zeigen sich in den Prävalenzen der anderen Outcomes signifikante Unterschiede zwischen Kern-, Stief- und Einelternfamilien. In der multivariaten Analyse lassen sich auch nach Kontrolle für Alter, Geschlecht, Wohnregion, den elterlichen Sozialstatus sowie das familiäre Miteinander emotionale und Verhaltensprobleme häufiger bei Heranwachsenden aus Einelternfa-

milien (OR 1,62; 95 %-KI 1,17–2,26) und Stieffamilien (OR 2,36; 95 %-KI 1,63–3,41) als bei Heranwachsenden aus Kernfamilien feststellen. Kinder und Jugendliche aus Einelternfamilien sind zudem häufiger chronisch krank (OR 1,53; 95 %-KI 1,20–1,96) als Gleichaltrige, die mit beiden leiblichen Elternteilen zusammenleben. Kinder und Jugendliche aus Stieffamilien unterscheiden sich von Gleichaltrigen aus Kernfamilien durch das höhere Risiko für eine geringe gesundheitsbezogene Lebensqualität (OR 2,91; 95 %-KI 1,76–4,80) sowie für einen geringen Obst- und Gemüseverzehr (OR 1,30; 95 %-KI 1,01–1,67). Die Ergebnisse weisen auf die Bedeutung des familiären Kontextes für die Gesundheit von Kindern und Jugendlichen hin.

### Schlüsselwörter

Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS) · Kindergesundheit · Familienform · Familienstruktur · Gesundheitliche Ungleichheit

## Health of children and adolescents in single-parent, step-, and nuclear families. Results of the KiGGS study: first follow-up (KiGGS Wave 1)

### Abstract

On the basis of data from KiGGS Wave 1, the following manuscript investigates potential differences in the health status of children and adolescents aged 3–17 years according to the family form they live in: nuclear, single-parent, or stepfamily ( $n = 10,298$ ). Additionally, we investigate whether differences persist after controlling for age, gender, living area, parental social status, and getting along in the family. Parent-rated health, chronic diseases, emotional or behavior problems, health-related quality of life, and daily consumption of fruits and vegetables were analyzed (prevalence, odds ratios). While the parent-rated health was independent of the family form, the prevalence of the other outcomes differed significantly according to the family form. Emotional or behavior problems were measured more often among children and adolescents growing up in single-parent families (OR 1.62; 95 % CI 1.17–2.26) or step-family households (OR 2.36; 95 % CI 1.63–

3.41) than among those growing up in nuclear families, after adjusting for age, gender, living area, social status, and getting along in the family. Additionally, children and adolescents from single-parent families had chronic diseases (OR 1.53; 95 % CI 1.20–1.96) more often than their counterparts who lived together with both parents. Compared with those growing up in nuclear families, children and adolescents from stepfamilies showed a greater risk of lower health-related quality of life (OR 2.91; 95 % CI 1.76–4.80) and of lower daily consumption of fruits and vegetables (OR 1.30; 95 % CI 1.01–1.67). The results indicate the importance of the family context for the health of children and adolescents.

### Keywords

German Health Interview and Examination Survey for Children and Adolescents (KiGGS) · Children's health · Family form · Family structure · Health inequalities

**Tab. 1** Beschreibung der Familienformen anhand ausgewählter Merkmale (3 bis 17 Jahre) (in %, 95 %-Konfidenzintervalle, p-Werte)

	Kernfamilie	Einelternfamilie	Stieffamilie	Gesamt	p-Wert <sup>a</sup>
%	79,6% (78,0–81,2%)	13,8% (12,5–15,2%)	6,6% (5,8–7,4%)	100%	
n	8444	1195	659	10298	
<b>Alter</b>					
3 bis 6 (n=2501)	26,2% (24,9–27,6%)	20,3% (17,0–24,1%)	15,7% (11,8–20,7%)	24,7% (23,6–25,9%)	***
7 bis 10 (n=2644)	26,5% (25,3–27,7%)	28,7% (24,8–32,9%)	19,2% (15,0–24,3%)	26,3% (25,3–27,3%)	
11 bis 13 (n=2238)	20,5% (19,5–21,6%)	21,1% (18,4–24,1%)	26,3% (21,6–31,5%)	21,0% (20,1–21,9%)	
14 bis 17 (n=2915)	26,8% (25,5–28,2%)	29,9% (26,4–33,5%)	38,8% (33,2–44,6%)	28,0% (26,9–29,2%)	
<b>Wohnregion</b>					
West (n=6969)	86,0% (81,1–89,7%)	78,1% (70,0–84,4%)	77,4% (68,7–84,2%)	84,3% (79,1–88,4%)	***
Ost (inklusive Berlin) (n=3329)	14,0% (10,3–18,9%)	21,9% (15,6–30,0%)	22,6% (15,8–31,3%)	15,7% (11,6–20,9%)	
<b>Sozialstatus</b>					
Niedrig (n=1056)	17,2% (15,5–19,1%)	41,9% (36,3–47,8%)	17,5% (12,5–24,0%)	20,6% (18,9–22,6%)	***
Mittel (n=6473)	60,5% (58,2–62,8%)	49,7% (44,4–55,0%)	71,3% (65,2–76,7%)	59,7% (57,7–61,8%)	
Hoch (n=2747)	22,2% (20,0–24,6%)	8,4% (6,3–11,2%)	11,2% (8,5–14,7%)	19,6% (17,7–21,7%)	
<b>Gutes familiäres Miteinander</b>					
Stimmt nicht/kaum (n=395)	3,6% (3,0–4,3%)	7,7% (5,9–10,0%)	11,1% (7,3–16,4%)	4,6% (4,0–5,4%)	***
Stimmt eher (n=4049)	39,1% (37,7–40,5%)	46,9% (42,7–51,2%)	40,6% (34,9–46,4%)	40,3% (38,9–41,6%)	
Stimmt genau (n=5549)	57,3% (55,7–58,8%)	45,4% (41,2–49,7%)	48,4% (42,1–54,7%)	55,1% (53,6–56,5%)	

<sup>a</sup>korrigierter Chi-Quadrat-Test nach Rao-Scott auf Unabhängigkeit der Kontrollvariablen von der Familienform (kein Paarvergleich)

\*p < 0,05, \*\*p < 0,01, \*\*\*p < 0,001

komplexe Stichproben auf Signifikanz geprüft. Unterschiede werden als statistisch signifikant angesehen, wenn der p-Wert kleiner 0,05 ist. Zum Einsatz kam das Softwareprodukt IBM SPSS Statistics Version 20 (IBM Corp., Armonk NY, USA).

## Ergebnisse

Laut KiGGS Welle 1 wachsen 79,6% der 3- bis 17-jährigen Kinder und Jugendlichen in einem Haushalt mit beiden leiblichen Elternteilen auf. 13,8% leben in einer Einelternefamilie und 6,6% in einer Stieffamilie (■ **Tab. 1**).

In Hinblick auf die einbezogenen Kontrollvariablen unterscheiden sich die 3 Familienformen signifikant voneinander (■ **Tab. 1**): Kinder in Stieffamilien sind im Durchschnitt älter als Kinder aus Kernfamilien. Der Anteil von Kindern in Einelterne- und Stieffamilien liegt fer-

ner in den neuen Bundesländern höher als in den alten Bundesländern. Darüber hinaus finden sich insbesondere Einelternefamilien häufiger in der niedrigen Sozialstatusgruppe als Kern- und Stieffamilien. Und auch beim familiären Miteinander zeigen sich signifikante Unterschiede zuungunsten der Kinder aus Einelterne- und Stieffamilien.

5,9% der Kinder, die mit beiden leiblichen Eltern zusammenwohnen, haben laut Elterneinschätzung eine mittelmäßige bis sehr schlechte Gesundheit (■ **Tab. 2**). In Einelternefamilien liegt der Anteil der Kinder mit einer mittleren bis sehr schlechten allgemeinen Gesundheit bei 7,8% und in Stieffamilien bei 7,9%. Die Unterschiede sind nicht statistisch signifikant. Die nach Alter und Geschlecht differenzierte Betrachtung bestätigt, dass die Unterschiede bei der allgemeinen Gesundheit nach Familienform eher gering

ausfallen und nicht statistisch signifikant sind.

Auch in der multivariaten Analyse lässt sich kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der Familienform und der allgemeinen Gesundheit von Kindern und Jugendlichen erkennen (■ **Tab. 3**).

Der Anteil der chronisch kranken Kinder und Jugendlichen ist in Einelternefamilien mit 22,4% signifikant höher als in Kernfamilien mit 16,2% (■ **Tab. 2**). In Stieffamilien liegt die Prävalenz mit 18,6% zwischen den beiden anderen Familienformen. Diese Unterschiede gehen im Wesentlichen auf die Altersgruppe der 3- bis 10-Jährigen zurück. Im Alter von 11 bis 17 Jahren finden sich hingegen keine signifikanten Unterschiede. In der geschlechterdifferenzierten Betrachtung fällt auf, dass insbesondere Jungen aus Einelternefamilien von einer chronischen Krankheit betroffen sind (26,1%).

**Tab. 2** Gewichtete Prävalenzen für ausgewählte Gesundheitsparameter nach Familienform gesamt und stratifiziert nach Alter und Geschlecht (in %, 95 %-Konfidenzintervalle, p-Werte)

		n	Kernfamilie	Einelternfamilie	Stieffamilie	p-Wert <sup>a</sup>
<b>Allgemeiner Gesundheitszustand (mittelmäßig bis sehr schlecht)</b>	Gesamt	10292	5,9% (5,2–6,6%)	7,8% (5,9–10,2%)	7,9% (5,5–11,2%)	n.s.
	3 bis 10 Jahre	5143	4,7% (3,8–5,8%)	6,6% (4,0–10,7%)	5,2% (2,7–9,8%)	n.s.
	11 bis 17 Jahre	5149	7,1% (6,1–8,3%)	9,0% (6,6–12,1%)	9,4% (6,0–14,3%)	n.s.
	Mädchen	5081	6,2% (5,2–7,4%)	7,0% (4,8–9,9%)	9,6% (6,0–15,1%)	n.s.
	Jungen	5211	5,5% (4,6–6,7%)	8,6% (5,8–12,6%)	6,7% (3,9–11,3%)	n.s.
<b>Chronische Krankheit</b>	Gesamt	10273	16,2% (15,2–17,2%)	22,4% (18,9–26,4%)	18,6% (15,1–22,8%)	***
	3 bis 10 Jahre	5139	13,5% (12,1–15,0%)	22,4% (17,2–28,7%)	19,5% (12,7–28,7%)	***
	11 bis 17 Jahre	5134	19,2% (17,8–20,8%)	22,5% (18,2–27,4%)	18,1% (14,0–23,1%)	n.s.
	Mädchen	5073	14,5% (13,1–16,1%)	18,8% (14,4–24,1%)	19,7% (14,9–25,7%)	*
	Jungen	5200	17,8% (16,3–19,4%)	26,1% (20,8–32,2%)	17,8% (12,8–24,3%)	**
<b>Emotionale und Verhaltensprobleme (SDQ-Gesamtproblemwert)</b>	Gesamt	10273	8,3% (7,4–9,4%)	17,4% (13,8–21,6%)	19,7% (15,2–25,3%)	***
	3 bis 10 Jahre	5135	8,1% (6,8–9,5%)	18,3% (13,1–24,9%)	29,2% (20,0–40,7%)	***
	11 bis 17 Jahre	5138	8,5% (7,2–10,1%)	16,5% (12,7–21,2%)	14,6% (10,2–20,5%)	***
	Mädchen	5074	5,8% (4,7–7,1%)	13,3% (8,9–19,4%)	14,9% (9,9–21,8%)	***
	Jungen	5199	10,7% (9,2–12,4%)	21,5% (16,9–26,9%)	23,2% (16,5–31,5%)	***
<b>Gesundheitsbezogene Lebensqualität (gering)</b>	Gesamt	7349	3,7% (3,0–4,7%)	6,9% (4,2–11,0%)	10,2% (6,9–14,9%)	***
	7 bis 10 Jahre	2558	4,8% (3,3–7,0%)	9,9% (4,9–19,1%)	14,5% (6,7–28,4%)	*
	11 bis 17 Jahre	4791	3,1% (2,4–4,0%)	5,1% (3,0–8,4%)	8,9% (5,4–14,3%)	***
	Mädchen	3661	4,9% (3,8–6,2%)	6,9% (4,0–11,6%)	17,8% (11,2–27,2%)	***
	Jungen	3688	2,6% (1,7–3,9%)	6,8% (3,5–13,0%)	4,4% (2,1–8,8%)	*
<b>Obst- und Gemüseverzehr (&lt; 2 Portionen pro Tag)</b>	Gesamt	9771	38,9% (37,2–40,6%)	46,4% (41,6–51,2%)	51,3% (45,5–57,1%)	***
	3 bis 10 Jahre	5004	29,3% (27,0–31,8%)	33,4% (25,8–42,1%)	37,6% (27,6–48,7%)	n.s.
	11 bis 17 Jahre	4767	49,9% (47,7–52,1%)	59,5% (54,0–64,9%)	59,3% (52,9–65,3%)	***
	Mädchen	4852	35,3% (33,1–37,6%)	43,1% (36,8–49,7%)	52,4% (44,3–60,3%)	***
	Jungen	4919	42,3% (40,2–44,5%)	49,7% (43,1–56,3%)	50,5% (41,8–59,2%)	*

<sup>a</sup>korrigerter Chi-Quadrat-Test nach Rao-Scott auf Unabhängigkeit der Gesundheitsparameter von der Familienform (kein Paarvergleich)

\*p < 0,05, \*\*p < 0,01, \*\*\*p < 0,001

Nach Adjustierung für Alter, Geschlecht und Wohnregion ist die „Chance“ für eine chronischen Krankheit bei Heranwachsenden aus Einelternfamilien auf das 1,45-Fache erhöht im Vergleich zu Heranwachsenden, die mit beiden leiblichen Elternteilen aufwachsen (■ Tab. 3). Das Leben in einer Stieffamilie ist hingegen nicht mit einer höheren „Chance“ für eine chronische Erkrankung assoziiert. Weder der Einbezug des Sozialstatus noch des familiären Miteinanders führt zu einer Veränderung der Odds Ratios für die Familienformen.

Emotionale und Verhaltensprobleme (auffälliger SDQ-Gesamtproblemwert) weisen 19,7% der Kinder aus Stieffamilien und 17,4% der Kinder aus Einelternfamilien, aber nur 8,3% der Kinder aus Kernfamilien auf (■ Tab. 2). Auch bei Stratifizierung nach Geschlecht und Alter finden sich bei Heranwachsenden, die mit beiden leiblichen Elternteilen zusammenleben, signifikant niedrigere Prävalenzen

für emotionale und Verhaltensprobleme. Besonders hervorzuheben ist die vergleichsweise hohe Prävalenz von 29,2% bei Kindern im Alter von 3 bis 10 Jahren, die in einer Stieffamilie aufwachsen.

Nach Kontrolle von Alter, Geschlecht und Wohnregion sind die Odds Ratios für Kinder aus Einelternfamilien auf das 2,31-Fache und für Kinder aus Stieffamilien auf das 2,62-Fache erhöht im Vergleich zu Kindern aus Kernfamilien (■ Tab. 3). Während der Einbezug des Sozialstatus bei den Einelternfamilien zu einer Verringerung des Odds Ratios führt (OR = 1,72), können Unterschiede im familiären Miteinander die nach Familienform bestehenden Unterschiede im Auftreten von emotionalen und Verhaltensproblemen nicht erklären. Bei Kindern aus Stieffamilien liegt die Odds Ratio auch nach vollständiger Adjustierung mit 2,36 vergleichsweise hoch.

Eine geringe gesundheitsbezogene Lebensqualität zeichnet 10,2% der 7- bis

17-jährigen Kinder und Jugendlichen aus, die in einer Stieffamilie leben, aber nur 3,7% der Kinder aus Kernfamilien. Für Heranwachsende, die mit einem Elternteil zusammenwohnen, lässt sich ein Anteil von 6,9% ermitteln (■ Tab. 2). Sowohl bei den 7- bis 10-Jährigen als auch bei den 11- bis 17-Jährigen liegen die Prävalenzen für eine geringe Lebensqualität bei Heranwachsenden aus Stieffamilien signifikant höher als bei Heranwachsenden aus Kernfamilien. Die Differenzierung nach Geschlecht zeigt, dass insbesondere Mädchen, die in Stieffamilien leben, eine geringe Lebensqualität auszeichnet (17,8%). Bei Jungen fallen die Unterschiede nach Familienform hingegen deutlich geringer aus. Zudem liegt bei Jungen die Prävalenz für eine geringe gesundheitsbezogene Lebensqualität in Einelternfamilien tendenziell höher als bei Jungen aus Stieffamilien.

Nach Kontrolle für Alter, Geschlecht und Wohnregion beträgt die Odds Ratio für eine geringe gesundheitsbezogene Le-

**Tab. 3** Bedeutung der Familienform für ausgewählte Gesundheitsparameter. Ergebnisse binär logistischer Regressionen (gewichtete Odds Ratio, 95 %-Konfidenzintervalle, p-Werte)

Gesundheitsoutcome	Familienform	Modell 1 (Adjustiert für Alter, Geschlecht, Wohnregion)			Modell 2a (Adjustiert für Alter, Geschlecht, Wohnregion, Sozialstatus)			Modell 2b (Adjustiert für Alter, Geschlecht, Wohnregion, familiäres Miteinander)			Modell 3 (Adjustiert für Alter, Geschlecht, Wohnregion, Sozialstatus, familiäres Miteinander)		
		OR	95 %-KI	p-Wert	OR	95 %-KI	p-Wert	OR	95 %-KI	p-Wert	OR	95 %-KI	p-Wert
Allgemeiner Gesundheitszustand (mittelmäßig bis sehr schlecht)	Kernfamilie	Ref.			Ref.			Ref.			Ref.		
	Einelternfamilie	1,35	(0,98–1,87)	n.s.	1,10	(0,78–1,56)	n.s.	1,39	(0,99–1,96)	n.s.	1,12	(0,78–1,62)	n.s.
	Stieffamilie	1,31	(0,88–1,95)	n.s.	1,28	(0,85–1,92)	n.s.	1,28	(0,85–1,94)	n.s.	1,25	(0,82–1,91)	n.s.
Chronische Krankheit	Kernfamilie	Ref.			Ref.			Ref.			Ref.		
	Einelternfamilie	1,45	(1,15–1,83)	**	1,52	(1,20–1,93)	***	1,45	(1,14–1,85)	**	1,53	(1,20–1,96)	***
	Stieffamilie	1,07	(0,81–1,42)	n.s.	1,06	(0,80–1,40)	n.s.	1,08	(0,82–1,42)	n.s.	1,06	(0,80–1,40)	n.s.
Emotionale und Verhaltensprobleme (SDQ-Gesamtwert)	Kernfamilie	Ref.			Ref.			Ref.			Ref.		
	Einelternfamilie	2,31	(1,68–3,17)	***	1,72	(1,24–2,37)	**	2,20	(1,60–3,04)	***	1,62	(1,17–2,26)	**
	Stieffamilie	2,62	(1,84–3,71)	***	2,55	(1,79–3,64)	***	2,42	(1,69–3,46)	***	2,36	(1,63–3,41)	***
Gesundheitsbezogene Lebensqualität (gering)	Kernfamilie	Ref.			Ref.			Ref.			Ref.		
	Einelternfamilie	1,96	(1,10–3,47)	*	1,65	(0,93–2,94)	n.s.	1,72	(0,95–3,11)	n.s.	1,49	(0,82–2,69)	n.s.
	Stieffamilie	3,40	(2,06–5,60)	***	3,50	(2,14–5,73)	***	2,83	(1,71–4,69)	***	2,91	(1,76–4,80)	***
Obst- und Gemüseverzehr (< 2 Portionen pro Tag)	Kernfamilie	Ref.			Ref.			Ref.			Ref.		
	Einelternfamilie	1,34	(1,09–1,65)	**	1,12	(0,91–1,38)	n.s.	1,30	(1,05–1,60)	*	1,09	(0,88–1,34)	n.s.
	Stieffamilie	1,43	(1,11–1,83)	**	1,35	(1,05–1,73)	*	1,37	(1,07–1,76)	*	1,30	(1,01–1,67)	*

\*p < 0,05, \*\*p < 0,01, \*\*\*p < 0,001

bensqualität bei Kindern aus Einelternfamilien 1,96 und bei Kindern aus Stieffamilien 3,40 (Tab. 3). Sowohl die Hinzunahme des Sozialstatus als auch des familiären Miteinanders führt bei den Einelternfamilien dazu, dass der Unterschied zur Kernfamilie nicht mehr signifikant ausfällt. Bei Stieffamilien hat nur die Aufnahme des familiären Miteinanders in das Modell eine leichte Verringerung der Odds Ratios zur Folge. In dem vollständig adjustierten Modell haben Kinder aus Stieffamilien im Vergleich zu Kindern aus Kernfamilien eine auf das 2,91-Fache erhöhte „Chance“ für eine geringe Lebensqualität.

Während 38,9 % der Heranwachsenden aus Kernfamilien im Durchschnitt weniger als 2 Portionen Obst und Gemüse pro Tag zu sich nehmen, trifft dies in Einelternfamilien auf 46,4 % und in Stieffamilien auf 51,3 % der Heranwachsenden zu (Tab. 2). Ein geringer Obst- und Gemüseverzehr findet sich insbesondere bei den 11- bis 17-Jährigen aus Eineltern- und Stieffamilien, deren Anteile signifikant

über dem der Gleichaltrigen aus Kernfamilien liegen. Im Alter von 3 bis 10 Jahren fallen die Unterschiede geringer aus und sind nicht statistisch signifikant. Darüber hinaus zeigen sich Unterschiede im Ernährungsverhalten nach Familienform in stärkerem Maße bei Mädchen als bei Jungen. Nehmen in Kernfamilien nur 35,3 % der Mädchen, aber 42,3 % der Jungen weniger als 2 Portionen Obst und Gemüse täglich zu sich, verzehren in Stieffamilien 52,4 % der Mädchen und 50,5 % der Jungen weniger als 2 Portionen. In Einelternfamilien befinden sich die Jungen mit 49,7 % auf dem Niveau der Jungen aus Stieffamilien, während die Mädchen mit 43,1 % zwischen den Mädchen aus Kern- und Stieffamilien liegen.

Die nach Alter, Geschlecht und Wohnregion adjustierten Odds Ratios für den Verzehr von weniger als 2 Portionen Obst und Gemüse pro Tag liegen bei Kindern aus Einelternfamilien bei 1,34 und bei Kindern aus Stieffamilien bei 1,43 (Tab. 3). Bei Stieffamilien führt sowohl die Hinzunahme

des Sozialstatus als auch die des familiären Miteinanders nur zu einem leichten Absinken der Odds Ratios. In dem vollständig adjustierten Modell beträgt die Odds Ratio den Wert 1,30. Bei Einelternfamilien zeigt sich bei Adjustierung für die elterliche Sozialstatusgruppe kein statistisch signifikanter Unterschied mehr zu Kernfamilien. Das familiäre Miteinander kann hingegen die Unterschiede beim Obst- und Gemüseverzehr zwischen Kern- und Einelternfamilien nicht erklären.

## Diskussion

Die vorliegenden Ergebnisse geben Hinweise darauf, dass es im Kindes- und Jugendalter bei einigen Indikatoren Zusammenhänge zwischen Familienform und gesundheitlicher Lage gibt. Hinsichtlich der von den Eltern eingeschätzten allgemeinen Gesundheit bestehen keine Unterschiede nach Familienform. Kinder und Jugendliche aus Stieffamilien unterscheiden sich von Gleichaltrigen aus

Kernfamilien durch die höheren Risiken für eine geringe gesundheitsbezogene Lebensqualität (insbesondere bei Mädchen), emotionale und Verhaltensprobleme sowie einen geringeren Obst- und Gemüsekonsum. Neben emotionalen und Verhaltensproblemen, die sich auch bei Heranwachsenden aus Einelternfamilien finden lassen, im Vergleich zu Stieffamilien aber geringer ausfallen, fällt bei Kindern und Jugendlichen aus Einelternfamilien das höhere Risiko für eine chronische Erkrankung auf. Dass sich dieses nur in Eineltern-, nicht aber in Stieffamilien findet, könnte eventuell damit erklärt werden, dass eine lang anhaltende chronische Erkrankung eines Kindes zum einen eine Belastung für die Partnerschaft der leiblichen Eltern darstellen kann, zum anderen aber auch dazu beitragen kann, dass Alleinerziehende seltener eine neue partnerschaftliche Lebensgemeinschaft eingehen. Die sowohl im Vergleich zu Kern- als auch Einelternfamilien hohen Risiken für eine geringe gesundheitsbezogene Lebensqualität sowie für emotionale und Verhaltensauffälligkeiten bei Heranwachsenden in Stieffamilien weisen darauf hin, dass das Zusammenwachsen von Stieffamilien und die damit notwendige erneute Anpassung an eine veränderte Familiensituation mit spezifischen psychosozialen Belastungen verbunden sein kann.

Insgesamt weisen die hier vorgestellten Ergebnisse in dieselbe Richtung wie die der KiGGS-Basiserhebung [18, 19, 21–23, 37] und anderer deutscher Studien [14, 16, 25, 38], die für Kinder und Jugendliche, die nicht mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben, ebenfalls insbesondere psychische und nur in Teilen somatische Beeinträchtigungen berichten. Auch die Ergebnisse zum Obst- und Gemüseverzehr für Heranwachsende in Einelternfamilien sind mit denen anderer Studien in der Tendenz vergleichbar [16, 25]. Allerdings sind die Ergebnisse nicht durchgehend einheitlich (vgl. [12, 20]), was vermutlich auf divergierende Studiendesigns, Altersgrenzen und Outcomes zurückgeführt werden kann. In anderen Studien zu Einelternfamilien wurden zudem zumeist nur Familien alleinerziehender Mütter einbezogen.

Ein weiteres Ergebnis ist, dass die höheren gesundheitlichen Beeinträchti-

gungen von Kindern und Jugendlichen aus Einelternfamilien zu einem großen Teil auf die ungünstigere sozioökonomische Lage zurückzuführen sind, in der sie aufwachsen [39, 40]: So beziehen Einelternfamilien im Vergleich zu Paarfamilien im Bundesdurchschnitt 5-mal häufiger Hartz IV [39]. Bei allen untersuchten Outcomes – bis auf die chronischen Krankheiten – führt die Adjustierung für den elterlichen Sozialstatus bei den Einelternfamilien zu einer Verringerung der Odds Ratios. Allerdings bleiben die Unterschiede bei den emotionalen und Verhaltensproblemen zwischen Kern- und Einelternfamilien auch nach Kontrolle für den Sozialstatus weiterhin signifikant. Bei den Stieffamilien zeigt sich demgegenüber ein anderes Muster: Die dargestellten Unterschiede in der gesundheitlichen Lage von Kindern und Jugendlichen aus Kern- und Stieffamilien lassen sich nicht oder nur in sehr geringem Maße durch sozioökonomische Unterschiede zwischen den Familienformen erklären, die zwischen Stief- und Kernfamilien aber auch deutlich geringer ausfallen als zwischen Eineltern- und Kernfamilien [31].

Das Familienklima – hier gemessen über das familiäre Miteinander – wird zwar in Eineltern- und Stieffamilien schlechter eingestuft als in Kernfamilien, kann jedoch die höheren Prävalenzen bei den dargestellten Gesundheitsproblemen von Heranwachsenden, die nicht mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben, kaum erklären.

Auch in anderen Studien wird der moderierende Einfluss des Familienklimas [11, 21, 26] sowie teilweise von sozioökonomischen Faktoren [11, 20, 25] als eher gering eingeschätzt. Dennoch kann gerade die mit der Trennung der Eltern einhergehende Kumulation mehrerer verschiedener Belastungen die Bewältigungsfähigkeiten der betroffenen Kinder und Jugendlichen überfordern und so zu einer Erhöhung des Risikos für psychische und somatische Beeinträchtigungen beitragen [10, 11, 37].

Eine Limitation der hier vorliegenden Analyse ist, dass weitere, in Studien als wichtig ermittelte moderierende Faktoren wie konfliktreiche Auseinandersetzungen der Eltern (insbesondere in der Trennungsphase), die Tragfähigkeit der Be-

ziehung zum Eltern- und ggf. zum Stiefelternanteil, bei dem/denen das Kind lebt, die Kontakthäufigkeit und Beziehungsqualität zum getrennt lebenden Elternteil, die soziale Eingebundenheit der Familie sowie zeitliche Ressourcen [11] keine Berücksichtigung finden konnten, da hierzu keine Angaben in KiGGS erhoben wurden. Eine weitere Beschränkung dieser Untersuchung liegt darin, dass auch die Zeitpunkte der Trennung oder Scheidung der Eltern sowie der Neuformierung als Stieffamilie in KiGGS nicht erfragt wurden, denn einige Längsschnittstudien legen den Schluss nahe, dass weniger die familiäre Struktur als vielmehr die zeitlich begrenzte Übergangsphase in eine neue Familienform mit einer höheren psychosozialen Belastung von Kindern und Jugendlichen einhergeht [11, 41, 42]. Andere Studien belegen hingegen durchaus auch lang anhaltende Beeinträchtigungen [8] und werten Scheidung und Trennung sowie die Einbindung eines neuen Partners/einer neuen Partnerin und ggf. auch von Stiefgeschwistern in die Familie weniger als punktuelle kritische Ereignisse denn als lang andauernde Prozesse der Anpassung und familiären Reorganisation [42]. Mit Blick auf Kinder lediger Alleinerziehender ist zudem unklar, ob sie die Trennung der Eltern erlebt haben oder bereits von Geburt an bei nur einem Elternteil aufgewachsen sind.

Ferner ist darauf hinzuweisen, dass auf der Basis der hier vorgestellten Querschnittsanalyse keine Aussagen zur Richtung des Zusammenhangs von gesundheitlicher Lage und Familienform möglich sind. Denn nicht nur Trennung und Scheidung können zu psychosomatischen Belastungen führen (Kausalitätshypothese), sondern auch gesundheitliche Probleme eines Kindes (z. B. eine schwere chronische Erkrankung oder psychische Auffälligkeiten) können eine Belastung für die Partnerschaft der Eltern sein und bestehende Paarprobleme vergrößern (Selektionshypothese) [43]. So wurden in Längsschnittstudien einige ungünstige Outcomes sowohl bei Kindern als auch Eltern schon Jahre vor der elterlichen Trennung beobachtet [9, 44].

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zudem zu beachten, dass die hier berichteten Unterschiede in der gesundheit-

lichen Lage nach Familienform auch darauf zurückgeführt werden könnten, dass Alleinerziehende oder Eltern aus Stieffamilien eventuell eine größere Sensibilität für psychosoziale Belastungen zeigen und somit die Gesundheit ihrer Kinder kritischer einschätzen als nicht getrennt lebende Eltern [19].

Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass die spezifische Lebenssituation von blended Stieffamilien, in der neben gemeinsamen Kindern des Paares auch noch Kinder nur eines Elternteils leben, in dieser Analyse nicht berücksichtigt werden konnte. In der Familienforschung finden sich einzelne Hinweise, dass in blended Stieffamilien nicht nur Stiefkinder, sondern auch gemeinsame leibliche Kinder in stärkerem Maße verhaltensbezogene und schulische Probleme zeigen als Kinder, die ohne Halb- und Stiefgeschwister aufwachsen [26, 45]. Allerdings gibt es auch gegenläufige Ergebnisse, nach denen in Stieffamilien zwar Stiefkinder, nicht aber gemeinsame Kinder schlechter abschneiden [11]. Da gemeinsame Kinder von Elternpaaren aus blended Stieffamilien in der vorliegenden Analyse zu den Kernfamilien gezählt wurden, kann nicht ausgeschlossen werden, dass Unterschiede zwischen Kern- und Stieffamilien eventuell unterschätzt wurden.

Auch aufseiten der Einelternfamilien wird die hier vorgestellte Analyse der Heterogenität dieser Familienform nur bedingt gerecht. So bleiben beispielsweise Modelle unberücksichtigt, in denen das Kind je die Hälfte der Zeit bei Mutter und Vater lebt.

In weiterführenden multivariaten Analysen ist geplant, neben den hier einbezogenen Faktoren weitere moderierende Einflussgrößen wie Anzahl der Geschwister, Haushaltsgröße, personale und soziale Ressourcen der Kinder sowie die psychische Gesundheit und den Erwerbsstatus der Eltern einzubeziehen. Dabei sollen in stärkerem Maße auch Unterschiede nach Geschlecht Berücksichtigung finden. So sollen Faktoren identifiziert werden, die begünstigen, dass Kinder in Eineltern- und Stieffamilien gesund aufwachsen. Unter Rückgriff auf Daten aus der KiGGs-Basiserhebung werden zukünftige Längsschnittanalysen darüber hinaus auch Rückschlüsse über die Richtung des

Zusammenhangs von gesundheitlicher Lage und Familienform erlauben. So kann beispielsweise untersucht werden, wie sich das Aufwachsen in Eineltern- oder Stieffamilien langfristig auf die Gesundheit im frühen Erwachsenenalter auswirkt.

Auch wenn sich aus den hier vorgestellten Ergebnissen keine unmittelbaren Empfehlungen ableiten lassen, seien abschließend einige Ansatzpunkte für eine familienorientierte Gesundheitsförderung umrissen, die auf der familienpolitischen und -rechtlichen Anerkennung der Vielfalt familiärer Lebensformen beruhen, in denen Kinder und Jugendliche heute aufwachsen.

Um die psychosozialen und -somatischen Belastungen von Kindern im Zuge einer Trennung oder Scheidung bzw. der Integration eines Stiefelternteils in die Familie möglichst gering zu halten, stehen Eltern niedrigschwellige Beratungs- [1, 46] und Mediationsangebote [47] zur Verfügung, die Mütter und Väter für die kindlichen Bedürfnisse in Phasen kritischer familiärer Übergänge sensibilisieren können. Die aktive Einbindung der Heranwachsenden in die Gestaltung der neuen Lebenssituation erleichtert ihnen oftmals die Verarbeitung der Trennungserfahrung (z. B. durch Mitsprache bei Regelungen der Besuchszeiten beim nicht in der Familie lebenden Elternteil) [13] bzw. beim Übergang in eine neue Familienkonstellation.

Der Fokus einer familienorientierten Gesundheitsförderung ist aber insbesondere auf Maßnahmen zur sozialen, finanziellen und organisatorischen Unterstützung von sozial benachteiligten Familien ausgerichtet, die im Sinne integrierter Ansätze die gesamte Lebenssituation einbeziehen [1]. Insbesondere in Kindertagesstätten und Schulen können viele Angebote bereitgestellt werden, von denen auch Kinder und Eltern aus Eineltern- und Stieffamilien profitieren, indem sie – ohne Stigmatisierung einzelner Familienformen – Kinder elternunabhängig stärken und Eltern entlasten (Ganztagsbetreuung, Freizeit- und Sportangebote im Rahmen von Schule, Schulsozialarbeit etc.). Da zudem Alleinerziehende häufiger in sozioökonomisch ungünstigen Lebensverhältnissen leben, die in starkem Maße mit gesundheitlichen Beeinträch-

tigungen von Kindern und Jugendlichen einhergehen [34], sei an dieser Stelle zudem auf Maßnahmen zur besseren Vereinbarkeit von Familie und Beruf verwiesen, die es auch alleinerziehenden Eltern ermöglichen, berufstätig zu sein, den Lebensunterhalt für die Familie zu sichern und gleichzeitig ausreichend Zeit für die Familie zu haben [48].

Resümierend lässt sich festhalten, dass das Aufwachsen in Eineltern- und Stieffamilien zwar mit psychischen und somatischen Beeinträchtigungen einhergehen kann, die überwiegende Mehrheit der Kinder aber dennoch in allen Familienformen gesund aufwächst.

---

## Korrespondenzadresse

### P. Rattay

Abteilung für Epidemiologie und Gesundheitsmonitoring  
Robert Koch-Institut  
General Pape-Straße 62–66, 12101 Berlin  
P.Rattay@rki.de

---

## Einhaltung ethischer Richtlinien

**Interessenkonflikt.** P. Rattay, E. von der Lippe und T. Lampert geben an, dass keine Interessenkonflikte bestehen.

**Finanzierung der Studie.** Die Studie wurde mit Mitteln des Robert Koch-Instituts und des Bundesministeriums für Gesundheit finanziert.

## Literatur

1. Kolip P, Lademann J (2012) Familie und Gesundheit. In: Hurrelmann K, Razum O (Hrsg) Handbuch Gesundheitswissenschaften, 5., vollst. überarb. Aufl. Beltz Juventa, Weinheim, S 517–540
2. Peukert R (2012) Familienformen im sozialen Wandel. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden
3. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg) (2012) Familienreport 2012. Leistungen, Wirkungen, Trends. BMFSFJ, Berlin
4. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg) (2011) Familienreport 2011. Leistungen, Wirkungen, Trends. BMFSFJ, Berlin
5. Hammes W (2012) Haushalte und Lebensformen der Bevölkerung. Ergebnisse des Mikrozensus 2011. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden
6. Teubner M (2002) Wie viele Stieffamilien gibt es in Deutschland? In: Bien W, Hartl A, Teubner M (Hrsg) Stieffamilien in Deutschland. Eltern und Kinder zwischen Normalität und Konflikt. Leske+Budrich, Opladen, S 23–50
7. Steinbach A (2008) Stieffamilien in Deutschland. Ergebnisse des „Generations and Gender Survey“ 2005. Z Bevölkerungswiss 33:153–180
8. Amato PR (2000) The consequences of divorce for adults and children. J Marriage Fam 62 1269–1287

9. Amato PR (2010) Research on divorce: continuing trends and new developments. *J Marriage Fam* 72:650–666
10. Bohrhart R (2006) Vom ‚broken home‘ zur multiplen Elternschaft. Chancen und Erschwernisse kindlicher Entwicklung in diskontinuierlichen Familienbiografien. In: Bertram H, Krüger H, Spieß CK (Hrsg) *Wem gehört die Familie der Zukunft? Expertisen zum 7. Familienbericht der Bundesregierung*. Barbara Budrich, Opladen, S 169–188
11. Wendt EV, Walper S (2007) Entwicklungsverläufe von Kindern in Ein-Eltern- und Stieffamilien. In: Alt C (Hrsg) *Kinderleben – Start in die Grundschule*. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, S 211–242
12. Walper S (2002) Einflüsse von Trennung und neuer Partnerschaft der Eltern. Ein Vergleich von Jungen und Mädchen in Ost- und Westdeutschland. *Z Soziol Erzieh Sozi* 22:25–46
13. Ley K (2005) Wenn sich eine neue Familie findet – Ressourcen und Konflikte in Patchwork- und Fortsetzungsfamilien. *Prax Kinderpsychol Kinderpsychiatr* 54:802–816
14. Klocke A, HBSC-Team Deutschland (2012) Gesundheit der Kinder in Einelternfamilien. *Gesundheitswesen* 74:70–75
15. Klocke A, Becker U (2003) Die Lebenswelt Familie und ihre Auswirkungen auf die Gesundheit von Jugendlichen. In: Hurrelmann K, Klocke A, Melzer W, Ravens-Sieberer U (Hrsg) *Jugendgesundheitsurvey*. Internationale Vergleichsstudie im Auftrag der Weltgesundheitsorganisation WHO. Juventa, Weinheim, S 183–241
16. Scharte M, Bolte G, GME-Studiengruppe (2012) Kinder alleinerziehender Frauen in Deutschland: Gesundheitsrisiken und Umweltbelastungen. *Gesundheitswesen* 74:123–131
17. Scharte M, Bolte G, GME Study Group (2013) Increased health risks of children with single mothers: the impact of socioeconomic and environmental factors. *Eur J Public Health* 23(3):469–475
18. Hagen C, Lange C, Lampert T (2010) Gesundheitliche Situation von Kindern alleinerziehender Mütter. In: Collatz J (Hrsg) *Familienmedizin in Deutschland*. Notwendigkeit, Dilemma, Perspektiven. Für eine inhaltlich orientierte Gesundheitsreform. Pabst Science Publishers, Lengerich, S 176–200
19. Hagen C, Kurth B-M (2007) Gesundheit von Kindern alleinerziehender Mütter. *Polit Zeitgesch*:25–31
20. Brockmann H (2013) Ungesunde Verhältnisse? Eine Längsschnittanalyse zur Gesundheit von Kindern in zusammen- und getrenntlebenden Familien. *CPoS* 38(3):695–718
21. Robert Koch-Institut (Hrsg) (2010) *Gesundheitliche Ungleichheit bei Kindern und Jugendlichen in Deutschland*. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes. RKI, Berlin
22. Robert Koch-Institut (Hrsg) (2008) *Lebensphasenspezifische Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Deutschland*. Ergebnisse des nationalen Kinder- und Jugendgesundheitsveys. Bericht für den Sachverständigenrat zur Begutachtung der Entwicklung im Gesundheitswesen. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes. RKI, Berlin
23. Schlack R (2013) Die Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Eineltern- und Stieffamilien unter besonderer Berücksichtigung von Jungen. Ergebnisse aus dem Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS). In: Franz M, Karger A (Hrsg) *Scheiden tut weh*. Elterliche Trennung aus Sicht der Väter und Jungen. Vandenhoek & Ruprecht, Göttingen, S 122–144
24. Seyda S, Lampert T (2009) Familienstruktur und Gesundheit von Kindern und Jugendlichen. *Z Fam Forsch* 21:168–192
25. Erhart M, Ravens-Sieberer U (2008) Die Rolle struktureller Aspekte von Familie, innerfamiliärer Kommunikation und Unterstützung für die Gesundheit im Kindes- und Jugendalter. In: Richter M, Hurrelmann K, Klocke A, Melzer W, Ravens-Sieberer U (Hrsg) *Gesundheit, Ungleichheit und jugendliche Lebenswelten*. Ergebnisse der zweiten internationalen Vergleichsstudie im Auftrag der Weltgesundheitsorganisation WHO. Juventa, Weinheim, S 190–213
26. Walper S, Wendt EV (2005) Nicht mit beiden Eltern aufwachsen – ein Risiko? In: Alt C (Hrsg) *Kinderleben – Aufwachsen zwischen Familie, Freunden und Institutionen*. Bd. 1: Aufwachsen in Familien. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, S 187–216
27. Kamtsiuris P, Lange M, Schaffrath Rosario A (2007) Der Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS): Stichprobendesign, Response und Non-response-Analyse. *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 50(5–6):547–556
28. Kurth BM, Kamtsiuris P, Hölling H, Schlaud M, Döle R, Ellert U, Kahl H, Knopf H, Lange M, Mensink GBM, Neuhauser H, Schaffrath Rosario A, Scheidt-Nave C, Schenk L, Schlack R, Stolzenberg H, Thamm M, Thierfelder W, Wolf U (2008) The challenge of comprehensively mapping children's health in a nation-wide health survey: design and first results of the German KiGGS-Study. *BMC Public Health* 8:196
29. Hölling H, Schlack R, Kamtsiuris P, Butschalowsky H, Schlaud M, Kurth BM (2012) Die KiGGS-Studie. Bundesweit repräsentative Längs- und Querschnittstudie zur Gesundheit von Kindern und Jugendlichen im Rahmen des Gesundheitsmonitorings am Robert Koch-Institut. *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 55(6–7):836–842
30. Stein M (2013) Familie und Familienentwicklung in Zahlen. Ein Überblick über aktuelle Studien und Statistiken. In: Boos-Nünning U, Stein M (Hrsg) *Familie als Ort von Erziehung, Bildung und Sozialisation*. Waxmann, Münster, S 17–58
31. Kreyenfeld M, Martin V (2011) Economic conditions of stepfamilies from a cross-sectional perspective. *Z Fam Forsch* 23:128–153
32. Hölling H, Schlack R, Mauz E, KiGGS-Study Group (2014) Psychische Auffälligkeiten und psychosoziale Beeinträchtigungen bei Kindern und Jugendlichen im Alter von 3 bis 17 Jahren in Deutschland: Prävalenz und zeitliche Trends zu zwei Erhebungszeitpunkten (2003–2006 und 2009–2012). Ergebnisse der KiGGS-Studie – Erste Folgebefragung (KiGGS Welle 1). *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 57. doi:10.1007/s00103-014-1979-3
33. Ellert U, Brettschneider A, Ravens-Sieberer U, KiGGS Study Group (2014) Gesundheitsbezogene Lebensqualität bei Kindern und Jugendlichen in Deutschland. Ergebnisse der KiGGS-Studie – Erste Folgebefragung (KiGGS Welle 1). *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 57. doi:10.1007/s00103-014-1978-4
34. Lampert T, Müters S, Stolzenberg H, Kroll LE, KiGGS Study Group (2014) Messung des sozioökonomischen Status in der KiGGS-Studie – Erste Folgebefragung (KiGGS Welle 1). *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 57. doi:10.1007/s00103-014-1982-8
35. Schneewind K, Beckmann M, Hecht-Jackl A (1985) *Familienklima-Skalen*. Institut für Psychologie – Persönlichkeitspsychologie und Psychodiagnostik. Ludwig Maximilians Universität, München
36. Lange M, Butschalowsky H, Jentsch F, Kuhnert T, Schaffrath Rosario A, Schlaud M, Kamtsiuris P, KiGGS Study Group (2014) Die erste KiGGS-Folgebefragung (KiGGS Welle 1): Studiendurchführung, Stichprobendesign und Response. *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 57. doi:10.1007/s00103-014-1973-9
37. Hölling H, Schlack R (2008) Psychosoziale Risiko- und Schutzfaktoren für die psychische Gesundheit im Kindes- und Jugendalter – Ergebnisse aus dem Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS). *Gesundheitswesen* 70:154–163
38. Arnholt-Kerri S, Sperlich S (2010) Vermitteln Erziehungsressourcen von Müttern zwischen sozialer Ungleichheit und gesundheitsbezogener Lebensqualität bei Kindern? *Gesundheitswesen* 72:77–87
39. Lenze A (im Auftrag der Bertelsmann Stiftung) (2014) *Alleinerziehende unter Druck*. Rechtliche Rahmenbedingungen, finanzielle Lage und Reformbedarf. Bertelsmann Stiftung, Gütersloh
40. Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg) (2013) *Lebenslagen in Deutschland*. Der Vierte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Armuts- und Reichtumsberichterstattung der Bundesregierung. BMAS, Bonn
41. Schmidt-Denter U, Schmitz H (1999) Familiäre Beziehungen und Strukturen sechs Jahre nach der elterlichen Trennung. In: Walper S, Schwarz B (Hrsg) *Was wird aus den Kindern? Chancen und Risiken für die Entwicklung von Kindern aus Trennungs- und Stieffamilien*. Juventa, München, S 73–90
42. Schwarz B, Silbereisen RK (1999) Akzentuiert die Scheidung der Eltern vorher bestehende Unterschiede zwischen den Jugendlichen? Aspekte des Selbst und Problemverhalten vor und nach der Trennung. In: Walper S, Schwarz B (Hrsg) *Was wird aus den Kindern? Chancen und Risiken für die Entwicklung von Kindern aus Trennungs- und Scheidungsfamilien*. Juventa, Weinheim, S 23–48
43. Bernardi F, Härkönen J, Boertien D, Andersson Rydell L, Bastiais K, Mortelmans D (2013) Effects of family forms and dynamics on children's well-being and life chances: literature review. State of the art report. *Families and societies*. Working paper series (4). <http://www.familiesandsocieties.eu/wp-content/uploads/2013/10/WP04Bernardi-etal2013.pdf>. Zugegriffen: 16. Dez. 2013
44. Amato PR (2001) Children of divorce in the 1990s: an update of the Amato and Keith (1991) Meta-Analysis. *J Fam Psychol* 15:355–370
45. Ginther D, Pollak R (2004) Family structure and children's educational outcomes: Blended families, stylized facts, and descriptive regressions. *Demography* 41:671–696
46. Kleewein R (2010) *Scheidungsberatung*. In: Werneck H, Werneck-Rohrer S (Hrsg) *Psychologie der Scheidung und Trennung*. Theoretische Modelle, empirische Befunde und Implikationen für die Praxis. Facultas, Wien, S 162–166
47. Eckhardt T, Foltyn E (2010) *Scheidungsmediation*. In: Werneck H, Werneck-Rohrer S (Hrsg) *Psychologie der Scheidung und Trennung*. Theoretische Modelle, empirische Befunde und Implikationen für die Praxis. Facultas, Wien, S 147–161
48. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg) (2012) *8. Familienbericht*. Zeit für Familie – Familienzeitpolitik als Chance einer nachhaltigen Familienpolitik. BMFSFJ, Berlin