

Intergenerationale Scheidungstransmission und Aufwachsen in Stieffamilien: gibt es den Transmissionseffekt auch bei Stiefkindern?

Schulz, Sonja

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Verlag Barbara Budrich

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schulz, S. (2009). Intergenerationale Scheidungstransmission und Aufwachsen in Stieffamilien: gibt es den Transmissionseffekt auch bei Stiefkindern? *Zeitschrift für Familienforschung*, 21(1), 5-29. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-335297>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

Sonja Schulz

Intergenerationale Scheidungstransmission und Aufwachsen in Stieffamilien. Gibt es den Transmissionseffekt auch bei Stiefkindern?¹

Intergenerational transmission of divorce and growing up in stepfamilies. Does the transmission of divorce affect stepchildren as well?

Zusammenfassung

Dass Scheidungskinder in ihren eigenen Ehen einem erhöhten Scheidungsrisiko unterliegen, ist in einer Vielzahl von Untersuchungen empirisch nachgewiesen worden. Bisherige Studien haben allerdings nur selten die Art der Folgefamilie nach der elterlichen Scheidung berücksichtigt, obwohl diese zur Erklärung des Transmissionseffekts von Bedeutung ist. In der vorliegenden Untersuchung wird anhand des dritten Familiensurveys des Deutschen Jugendinstituts (2000) überprüft, inwiefern das Aufwachsen in einer Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung das spätere Scheidungsrisiko beeinflusst und durch welche vermittelnden Mechanismen sich der Transmissionseffekt erklären lässt. Empirisch zeigt sich, dass Personen aus Scheidungsstieffamilien in besonderem Maße einem erhöhten Scheidungsrisiko unterliegen und dass Geschlechtsunterschiede im Transmissionseffekt bestehen: Für Männer erhöht lediglich das Aufwachsen in einer Scheidungsstieffamilie das eigene Scheidungsrisiko, das Aufwachsen bei einem alleinerziehenden Elternteil hat keinen Effekt. Bei Frauen zeigt sich der Transmissionseffekt sowohl infolge des Aufwachsens bei geschiedenen Alleinerziehenden als auch infolge

Abstract

The link between parental divorce and children's later risk of divorce is well documented empirically, but previous studies have rarely considered the family type following the parental divorce. The post-divorce family type is important, however, for different explanations of the intergenerational transmission of divorce. In this work, the third Family Survey of the German Youth Institute (DJI) (2000) is used to analyse how growing up in a stepfamily after a parental divorce influences the later risk of divorce and which mediating mechanisms are capable of explaining the transmission of divorce. The results of the present study indicate that persons from post-divorce stepfamilies have a particularly high risk of divorce. Sex differences become apparent as well. For men, growing up in a post-divorce stepfamily increases the own risk of future divorce, while growing up with a divorced single parent has no effect. For women, growing up in either post-divorce family type increases the risk of divorce. The increased divorce risk of men raised in post-divorce stepfamilies can be partially explained by their typically lower investment into marriage-specific capital. Concerning women, the stressful

¹ Eine frühere Fassung dieser Arbeit ist als Lehrforschungsbericht im Rahmen eines Forschungsseminars zu Lebenslaufforschung an der Universität Bielefeld, Fakultät für Soziologie, erstellt worden. Ich möchte Herrn Prof. Dr. Martin Diewald und Herrn PD Dr. Jürgen Flöthmann für die Betreuung und Unterstützung beim Verfassen dieser Arbeit und für fachlichen Rat herzlich danken. Weiter gilt mein Dank den anonymen Gutachter(inne)n für äußerst wertvolle Hinweise zu vormaligen Fassungen des Manuskripts.

des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie. Das erhöhte Scheidungsrisiko von Männern, die nach der elterlichen Scheidung in einer Stieffamilie aufgewachsen sind, wird zu einem erheblichen Anteil durch ihre geringere Investition in ehespezifische Güter erklärt. Für Frauen aus Scheidungsstieffamilien bietet die stresshafte Situation in der Herkunftsfamilie eine zusätzliche Erklärung für ihr erhöhtes Scheidungsrisiko. Die Tradierung des Scheidungsrisikos bei Frauen, die bei einem alleinerziehenden Elternteil aufgewachsen sind, lässt sich in geringerem Maße durch die herangezogenen Mediatorvariablen erklären. Die Befunde werden hinsichtlich ihrer Implikationen für die verschiedenen Erklärungsansätze des Transmissionseffekts diskutiert.

Schlagworte: Transmissionseffekt, Scheidung, Stieffamilie, Geschlechtsunterschied

situation in the family of origin offers an additional explanation of the relationship between growing up in a post-divorce stepfamily and the own risk of divorce. The mediator variables are less capable of explaining the link between growing up with a divorced single parent and the own risk of divorce for women. The findings are discussed with respect to their implications for different explanations of the intergenerational transmission of divorce.

Key words: Intergenerational transmission, divorce, stepfamily, sex difference

Einführung

Dem Phänomen, dass die Ehen von Scheidungskindern einem erhöhten Scheidungsrisiko unterliegen, ist seit den 1970er Jahren seitens der Forschung großes Interesse entgegen gebracht worden. Dieser Befund wird als „intergenerationale Tradierung des Scheidungsrisikos“ oder als „Transmissionseffekt“ bezeichnet. Nachdem der Transmissionseffekt zunächst in den USA erforscht wurde (z.B. Bumpass/Sweet 1972; Pope/Mueller 1976; Mueller/Pope 1977; Glenn/Kramer 1987), haben Diekmann und Engelhardt (1995) den Transmissionseffekt erstmalig auch anhand deutscher Daten nachgewiesen. Der Befund, dass auch in Deutschland Personen aus geschiedenen Herkunftsfamilien einem erhöhten Scheidungsrisiko unterliegen, wurde seitdem mehrfach anhand unterschiedlicher Datengrundlagen repliziert (Diefenbach 1997, 1999, 2000; Wagner 1997; Hullen 1998; Diekmann/Engelhardt 2002; Engelhardt/Trappe/Dronkers 2002).

Seitdem der Zusammenhang zwischen dem Erleben der elterlichen Scheidung und dem Scheidungsrisiko in der Kindgeneration untersucht wird, widmen sich Forscher auch der Frage, ob sich der Transmissionseffekt bei beiden Geschlechtern gleichermaßen zeigt. Die Befunde hinsichtlich dieser Fragestellung sind allerdings recht heterogen.

US-amerikanische Studien kamen relativ übereinstimmend zu dem Ergebnis, dass sich die intergenerationale Transmission von Scheidung bei Frauen nachweisen lässt (Glenn/Kramer 1987; Bumpass/Sweet 1972; Mueller/Pope 1977; Pope/Mueller 1976). Studien, die nicht ausschließlich auf Frauen beschränkte Samples verwendeten, kamen zu dem Ergebnis, dass auch Männer vom Transmissionseffekt betroffen sind (Glenn/Kramer 1987; Pope/Mueller 1976); die Untersuchung von Glenn und Kramer (1987) deutet jedoch an, dass der Transmissionseffekt bei Frauen stärker ausgeprägt zu sein scheint als bei Männern.

Anhand deutscher Studien zeigen sich teilweise widersprüchliche Befunde: Wagner (1997) findet eine Transmission des Scheidungsrisikos ohne zusätzliche Berücksichtigung

der Art der Scheidungsfolgefamilie nur bei Frauen. Bei Männern zeigt sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Erleben der elterlichen Scheidung und dem späteren Scheidungsrisiko in der eigenen Ehe. Diefenbach (1997) hingegen findet bei einer auf ostdeutsche Ehen beschränkten Untersuchung, dass das Erleben der elterlichen Scheidung bei beiden Geschlechtern zu einem erhöhten Scheidungsrisiko führt. Hullen (1998) findet sowohl bei Männern als auch bei Frauen einen Transmissionseffekt, der Zusammenhang zwischen der elterlichen Scheidung und dem Scheidungsrisiko in der Kindgeneration scheint allerdings bei Frauen stärker ausgeprägt zu sein. Diekmann und Engelhardt (1995) hingegen kommen zu dem Ergebnis, dass der Transmissionseffekt bei Frauen eher schwach ausgeprägt ist. Bei männlichen Personen aus Scheidungsfamilien hingegen ist das Scheidungsrisiko im Vergleich zu Personen, die mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen sind, deutlich erhöht.

Bisherige Arbeiten haben eher selten betrachtet, wie sich die Art der Folgefamilie nach der elterlichen Scheidung auf den Transmissionseffekt auswirkt. Mögliche Arten der Folgefamilie sind das Aufwachsen bei einem alleinerziehenden Elternteil und das Aufwachsen in Stieffamilien, denkbar sind jedoch auch andere Arrangements, wie z.B. das Aufwachsen bei Verwandten. Der Frage, wie sich das Aufwachsen in einer Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung hinsichtlich der Tradierung des Scheidungsrisikos auswirkt, kommt eine besonders hohe praktische Bedeutsamkeit zu, da Hochrechnungen zufolge ein Fünftel der in den 1990er Jahren geborenen Kinder bis zum 20. Lebensjahr mit der Scheidung der Eltern konfrontiert wird, rund 61 Prozent der Frauen und 55 Prozent der Männer nach einer Scheidung erneut heiraten (Engstler/Menning 2003: 69, 84) und die Zahl der nach einer Scheidung gegründeten nicht-ehelichen Lebensgemeinschaften, in denen Kindern aus der vorangegangenen Ehe leben, nicht geringer sein dürfte. Viele Kinder werden daher nicht nur die Scheidung ihrer Eltern erleben, sondern darüber hinaus auch noch eine Phase der Familienneugründung mit einem Stiefelternteil.

Einige Erklärungsmöglichkeiten für die intergenerationale Tradierung von Scheidung greifen nur bei bestimmten Arten der Scheidungsfolgefamilie. In Stieffamilien könnten einige der Gründe für die intergenerationale Tradierung von Scheidung außer Kraft gesetzt oder relativiert werden. Denkbar wäre aber auch, dass das Aufwachsen in einer Stieffamilie, etwa durch den zusätzlichen Stress der erneuten Familienreorganisation, den Transmissionseffekt noch verstärkt. Es ist daher notwendig zu untersuchen, ob die intergenerationale Tradierung von Scheidung in verschiedenen Arten der Folgefamilie gleich stark auftritt und welche Erklärungsmöglichkeiten für den Transmissionseffekt verbleiben, wenn die Art der Folgefamilie in die Untersuchung der intergenerationalen Tradierung von Scheidung mit einbezogen wird. Für Deutschland lassen sich bisher erst wenige Studien finden, in denen untersucht wird, ob Personen aus Stieffamilien überhaupt ein erhöhtes Scheidungsrisiko aufweisen und wie sich der Effekt im Vergleich zu Kindern Alleinerziehender darstellt (Wagner 1997; Diefenbach 2000).

Den Resultaten von Wagner (1997) zufolge zeigt sich bei ostdeutschen Ehen ein Zusammenhang zwischen dem Erleben der elterlichen Trennung und dem eigenen Scheidungsrisiko nur dann, wenn die Scheidungsfolgefamilie eine Stieffamilie ist. Die Trennung der Eltern ohne anschließende Gründung einer Stieffamilie erhöht hingegen nicht das Scheidungsrisiko. In Westdeutschland wirkt sich die elterliche Trennung sowohl mit

als auch ohne anschließende Gründung einer Stieffamilie scheidungsrisikoerhöhend aus. Die Trennung der Eltern ohne anschließende Gründung einer Stieffamilie hat jedoch einen etwas stärkeren Effekt. Das Aufwachsen mit einem Stiefelternteil nach dem Tod eines leiblichen Elternteils hat sowohl in West- als auch in Ostdeutschland keinen Einfluss auf das Scheidungsrisiko. Zudem lassen sich in der Untersuchung von Wagner (1997) Geschlechtsunterschiede im Scheidungsrisiko nach Art der Scheidungsfolgefamilie finden: In Westdeutschland erhöht das Aufwachsen in einer Scheidungsfolgefamilie ohne Stiefelternteil nur bei Frauen das Scheidungsrisiko und nicht bei Männern. In Ostdeutschland erhöht das Aufwachsen in einer Stieffamilie nach der elterlichen Trennung das Scheidungsrisiko für Männer und Frauen in etwa gleichem Maße.

Diefenbach (2000) stellt die Hypothese auf, dass Personen, die nach der elterlichen Scheidung bei einem wiederverheirateten Elternteil aufgewachsen sind, einem geringeren Scheidungsrisiko unterliegen als Personen, die bei einem nicht-wiederverheirateten Elternteil aufgewachsen sind. Für diese Hypothese, die klare Annahmen über die Richtung des Zusammenhangs trifft, findet Diefenbach (2000) keine Bestätigung.

Untersuchungen anhand von US-amerikanischen Daten deuten an, dass das Aufwachsen in einer Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung das Scheidungsrisiko in gleicher Weise erhöht wie das Aufwachsen bei nur einem Elternteil (Glenn/Kramer 1987; Wolfinger 1999; Teachman 2002). Das Aufwachsen in einer Stieffamilie, die nach dem Tod eines Elternteils gegründet wird, scheint sich jedoch kaum hinsichtlich des späteren Scheidungsrisikos auszuwirken (Glenn/Kramer 1987; Teachman 2002). Zudem beeinflusst die Anzahl der familialen Übergänge bzw. der familialen Reorganisationen das spätere Scheidungsrisiko, wobei eine nicht-lineare Beziehung zu bestehen scheint, indem sich drei oder mehr Übergänge deutlich stärker auf das Scheidungsrisiko auswirken als ein Übergang oder zwei Übergänge (Teachman 2002).

Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, zu überprüfen, wie sich der Transmissionseffekt in verschiedenen Arten der Scheidungsfolgefamilie darstellt und durch welche Mediatorvariablen er sich erklären lässt. Da der Forschungsstand bereits andeutet, dass der Zusammenhang zwischen der Ehescheidung in der Elterngeneration und dem Scheidungsrisiko in der Kindgeneration möglicherweise durch das Geschlecht moderiert wird, soll in diesem Beitrag auch überprüft werden, ob sich der Zusammenhang zwischen dem Erleben der elterlichen Scheidung und dem Scheidungsrisiko in der eigenen Ehe für Männer und Frauen in gleicher Weise zeigt und/oder ob Geschlechtsunterschiede in der Erklärung des Transmissionseffekts bestehen.

Im Folgenden wird zunächst die Familienform der Stieffamilie hinsichtlich verschiedener Kriterien beschrieben, die für Erklärungsansätze der intergenerationalen Transmission von Scheidung relevant sind. Anschließend sollen Erklärungsmöglichkeiten des Transmissionseffekts, die bisher in der Forschungsliteratur genannt wurden, vorgestellt werden. Hierbei wird jeweils erläutert, wie sich dem jeweiligen Erklärungsansatz entsprechend die Gründung einer Stieffamilie auswirken könnte. Die Ergebnisse dieser Untersuchung basieren auf ereignisanalytischen Verfahren und werden hinsichtlich ihrer Implikationen für die verschiedenen Erklärungsansätze des Transmissionseffekts kritisch reflektiert.

Zur Familienform der Stieffamilie

Wenn über die Familienform der Stieffamilie Aussagen getroffen werden sollen, stellt sich zunächst das Problem der Definition des Begriffs der Stieffamilie, da als Stieffamilien viele unterschiedliche Familienformen bezeichnet werden, die nur eines verbindet: Zu dem biologischen Elternteil eines Kindes tritt ein sozialer Elternteil hinzu. So umfassen Stiefelternkonstellationen sowohl verheiratete Paare als auch nicht-ehelich zusammenlebende Paare. Des Weiteren können beide Partner Kinder aus einer vorherigen Beziehung in die neu gegründete Familie einbringen oder nur ein Partner und es können weitere gemeinsame Kinder gezeugt werden, so dass Stieffamilien neben leiblichen Geschwistern auch Stief- und/oder Halbgeschwisterkonstellationen aufweisen können. Ferner kann zur Beschreibung von Stieffamilien der Grund für die Entstehung der Stieffamilie mit einbezogen werden: Die leiblichen Eltern des Kindes können getrennt leben oder geschieden sein, ein Elternteil kann verstorben sein oder die Stieffamilie kann gegründet werden, indem eine ledige Mutter mit einem Partner zusammenzieht. Die meisten Stieffamilien werden heute nach einer elterlichen Scheidung gegründet (Teubner 2002: 34). Zudem können Stieffamilien nach Stiefmutter- und Stiefvaterfamilien differenziert werden. In Deutschland wachsen Stiefkinder zumeist in Stiefvaterfamilien auf, lediglich ca. 10 Prozent wachsen in Stiefmutterfamilien auf (Bien/Hartl/Teubner 2002a: 89).

Die Unschärfe der Definition erschwert es, über Stieffamilien in Deutschland gesicherte Aussagen zu treffen. Genaue Zahlen über die Verbreitung und Entwicklung von Stieffamilien sind nicht bekannt, da die amtliche Statistik nicht zwischen traditionellen Kernfamilien² und Stieffamilien unterscheidet, sondern in der Regel auf Haushaltsebene nur ausweist, ob in einem Haushalt Erwachsene mit minderjährigen Kindern leben und ob die Erwachsenen verheiratet sind oder eine nicht-eheliche Lebensgemeinschaft bilden. Ob beide Erwachsene die leiblichen Eltern des minderjährigen Kindes sind, wird nicht separat ausgewiesen.

Anhand von Befragungsdaten gewonnene Erkenntnisse deuten darauf hin, dass sich die finanzielle Situation von Stieffamilien im Allgemeinen nicht von der anderer Paarfamilien mit Kindern unter 18 Jahren unterscheidet. In Stieffamilien sind allerdings häufiger als in Kernfamilien beide Partner erwerbstätig. In Ostdeutschland unterscheiden sich Kern- und Stieffamilien hierbei nicht, sowohl in Kern- als auch in Stieffamilien sind in annähernd der Hälfte aller Familien beide Elternteile erwerbstätig (Bien/Hartl/Teubner 2002a: 92f.).

Stieffamilien sind vermutlich eher instabile Familienformen, da es sich bei der Partnerschaft zwischen dem Stiefelternteil und dem leiblichen Elternteil in vielen Fällen um eine Zweitehe handeln wird. Zweitehen werden jedoch häufiger und schneller geschieden als Erstehen (Wagner/Weiß 2003: 45; Klein 1992). Dies liegt vermutlich auch daran, dass nicht-gemeinsame Kinder (also Stiefkinder) das Scheidungsrisiko erhöhen (Wagner/Weiß 2003: 44) und weniger gemeinsame Kinder geboren werden, die die Ehe stabilisieren können (Klein 1992: 233). Dass Stiefkinder die stiefelterliche Ehe destabilisieren, könnte

2 In Abgrenzung zur Familienform der Stieffamilie werden unter Kernfamilien hier Paarfamilien verstanden, bei denen beide Elternteile die leiblichen Eltern des im gemeinsamen Haushalt lebenden Kindes oder der im gemeinsamen Haushalt lebenden Kinder sind.

darauf zurückzuführen sein, dass Anpassungsprobleme der Kinder an die Stieffamilie und Erziehungsprobleme zu Konflikten in der stiefelterlichen Ehe führen (BMFSFJ 2006: 123). Viele Kinder, die in Stieffamilien aufwachsen, werden daher häufiger als einmal Scheidungen des leiblichen Elternteils und Familienreorganisationen erleben.

Aus Sicht des Kindes ist die Gründung einer Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung ein weiteres krisenhaftes zu bewältigendes Lebensereignis, welches sich als Stressor erweisen kann. Nach der Gründung einer Stieffamilie müssen Rechte und Privilegien, Zuwendung und Aufmerksamkeit neu aufgeteilt werden, zudem kann die Beziehung zum außerhalb lebenden Elternteil fraglich werden (Walper 1993). Nur wenige Befunde sprechen für eine verbesserte Allgemeinsituation von Kindern in Stieffamilien im Vergleich zu Kindern Alleinerziehender, häufiger finden sich durch die wiederholte Transformation der Familienstruktur Nachteile für die Persönlichkeits- und Sozialentwicklung der Scheidungskinder (Amato 1993; Walper 1995). Zudem scheinen Väter und Mütter ihren Stiefkindern weniger Unterstützung und Zuwendung entgegenzubringen und sie auch weniger stark zu kontrollieren als ihre leiblichen Kinder (Henderson/Taylor 1999).

Das Hinzutreten von Stief- und Halbgeschwistern kann die Situation für Kinder in einer Stieffamilie zusätzlich erschweren, da nicht „nur“ zu einem neuen Familienmitglied eine Beziehung aufgebaut werden muss, sondern die Familienreorganisation auch die bisherige Geschwisterreihe löst, bei deren Umstrukturierung es zu Rivalitäten und weiteren Konflikten kommen kann (Ewering 1996) und sich das zusätzliche Problem der Gleichbehandlung der leiblichen Kinder und ihrer Stief- und Halbgeschwister durch das Elternpaar ergibt.

Befunde zum Schulerfolg von Stiefkindern deuten ebenfalls darauf hin, dass sich Stiefkinder in einer besonders stressbehafteten Lebenssituation befinden. Betrachtet man die prozentuale Verteilung von Kindern aus verschiedenen Familienformen auf weiterführende Schulen, so zeigt sich, dass 40 Prozent der Kinder aus Kernfamilien ein Gymnasium besuchen, 34 Prozent der Kinder Alleinerziehender und nur 30 Prozent der Stiefkinder (Bien/Hartl/Teubner 2002a: 97).

Hinsichtlich der Frage, ob sich für Jungen oder Mädchen die Anpassung an eine Stieffamilie schwieriger gestaltet, existieren unterschiedliche Auffassungen und Befunde. Durch das Hinzutreten eines Stiefelternteils in die Familie wird häufig eine besonders enge Bindung der Kinder zum verbliebenen leiblichen Elternteil gestört. Die Meinungen, ob Mädchen oder Jungen eine besonders enge Bindung zum alleinerziehenden Elternteil (zumeist der Mutter) aufbauen, sind geteilt: Laut Krähenbühl, Jellouschek, Kohaus-Jellouschek und Weber (2001: 103ff.) übernehmen vor allem Söhne in dieser Zeit Partnerersatzfunktionen, indem sie zum Vertrauten der Mutter werden, jedoch auch Töchter können diese Funktionen übernehmen. Zaslow (1988: 370) sowie Walper (1995: 96; 1993: 434) zufolge wird die Bindung vor allem zwischen Töchtern und alleinerziehenden Müttern in der Phase des Alleinlebens nach der elterlichen Scheidung enger. Die Befunde von Bien, Hartl und Teubner (2002b: 15f.) zum Schulerfolg von Stiefkindern lassen vermuten, dass Jungen durch die Gründung einer Stieffamilie deutlich negativer beeinflusst werden als Mädchen, die von der Gründung einer Stieffamilie, im Vergleich zum Aufwachsen bei Alleinerziehenden, eher leicht zu profitieren scheinen. Die Ergebnisse von Zaslow (1988, 1989) wiederum deuten darauf hin, dass sich die Situation mit dem Hinzutreten eines Stiefelternteils für Kinder, die mit dem gegengeschlechtlichen leiblichen Elternteil auf-

wachsen (zumeist Söhne), verbessert, evtl. da die Kinder sich an ihrem Stiefelternteil (zumeist ein Vaterersatz) orientieren können. Töchter hingegen leiden unter der Scheidung vor allem dann, wenn die Folgefamilie eine Stieffamilie ist.

Da die Befunde zu Geschlechtsunterschieden in der kindlichen Anpassung an die Gründung einer Stieffamilie gemischt sind, lassen sich nicht in analoger Weise Hypothesen über Geschlechtsunterschiede im Transmissionseffekt je nach Art der Scheidungsfolgefamilie aufstellen. Die vorliegende Studie ist daher an dieser Stelle weitgehend explorativ.

Erklärungsmöglichkeiten für die intergenerationale Tradierung von Scheidung

Für die intergenerationale Tradierung von Scheidung existieren zahlreiche Erklärungsansätze (für eine ausführliche Übersicht vgl. Diefenbach 2000). Im Folgenden werden die Geläufigsten aufgelistet und jeweils erläutert, wie sich das Aufwachsen in einer Stieffamilie dem entsprechenden Erklärungsansatz zufolge auswirken sollte. Der Vollständigkeit halber werden auch Erklärungsmöglichkeiten aufgeführt, die bereits bei anderen Autoren keine empirische Unterstützung fanden, um auch hier aufzuzeigen, wie sich das Aufwachsen in einer Stieffamilie als Scheidungsfolgefamilie auswirken könnte.

1. Bei der *Erklärung durch das Fehlen von Ehegattenrollen-Modellen* wird das erhöhte Scheidungsrisiko von Kindern geschiedener Eltern darauf zurückgeführt, dass sie, weil sie in einer unvollständigen Herkunftsfamilie aufgewachsen sind, weniger Gelegenheit hatten adäquate Ehegattenrollen am Modell zu erlernen als Kinder aus vollständigen Herkunftsfamilien (Glenn/Kramer 1987: 811f.; Diefenbach 1997: 93f.). Das Elternpaar fungiert hier für das Kind als Ehegattenrollen-Modell und demonstriert dem Kind, wie sich „ein guter Ehemann“ oder „eine gute Ehefrau“ verhält (Diefenbach 1997: 93). Ein Unterschied im Scheidungsrisiko nach der Art der Unvollständigkeit der Herkunftsfamilie ist nicht erwartbar. Die Gründung einer Stieffamilie könnte den Transmissionseffekt abschwächen, da mit einem Stiefelternteil ein neues Ehegattenrollen-Modell in die Familie hinzutritt.

2. Bei der *Erklärung durch mangelhafte Ehegattenrollen-Modelle* geht es im Gegensatz zum erstgenannten Erklärungsansatz nicht um das Fehlen von Modellen, sondern darum, dass die elterliche Ehe vor der Scheidung konflikthaft war, gescheitert ist und somit keine adäquaten, kompetenten Gatten-Modelle zur Verfügung standen. Personen aus Scheidungsfamilien wenden die negativen, inkompetenten Rollenmodelle, die sie anhand der elterlichen Ehe kennen gelernt haben, später in ihrer eigenen Ehe an (Diefenbach 1997: 93f.; Glenn/Kramer 1987: 812). Als vermittelnde Mechanismen zwischen dem Ehescheidungsrisiko in der Elterngeneration und dem Scheidungsrisiko in der Kindgeneration werden bestimmte erlernte Verhaltensweisen und Fähigkeiten, wie z.B. Konfliktlösungskompetenz und die Fähigkeit mit dem Partner zu kommunizieren, angenommen (vgl. auch Amato/DeBoer 2001). Da Zweitehen einem erhöhten Scheidungsrisiko unterliegen (Wagner/Weiß 2003: 45; Klein 1992), ist es unwahrscheinlich, dass in der stiefelterlichen Ehe bessere Modelle zur Verfügung stehen als in der elterlichen Ehe. Sollten sich die er-

lebten Ehekrisen in ihrer Wirkung akkumulieren, kann daher ein erhöhtes Scheidungsrisiko bei Stiefkindern vermutet werden.

3. Der *Erklärung durch eine größere Bereitschaft zur Scheidung* zufolge führt das Erleben der elterlichen Scheidung dazu, dass eine Ehescheidung bei Problemen in der Ehe leichter auch für die eigene Partnerschaft als denkbare Option wahrgenommen wird („Enthemmungseffekt“) (Diefenbach 1997: 98f.; Glenn/Kramer 1987: 812; Wagner 1997: 253). Eine Abschwächung der intergenerationalen Tradierung von Scheidung durch die Gründung einer Stieffamilie ist nach dieser Erklärung nicht wahrscheinlich, da auch hier die Kinder die willentliche Auflösung der elterlichen Ehe erlebt haben und eben diese Erfahrung für das erhöhte Scheidungsrisiko relevant ist. Möglich wäre auch, dass Personen aus Scheidungsstieffamilien einem höheren Scheidungsrisiko unterliegen als Kinder Alleinerziehender, da sie mit größerer Wahrscheinlichkeit mehr als eine elterliche Scheidung miterlebt haben.

4. Die *Erklärung durch eine geringere Bindung an die Ehe* führt den Transmissionseffekt darauf zurück, dass Scheidungskinder Schwierigkeiten haben, eine Bindung an ihre Ehe zu entwickeln (Diefenbach 1997: 99f.; Glenn/Kramer 1987: 813f.; Amato/DeBoer 2001: 1040f.). Aufgrund der Erfahrung, dass Ehen zerbrechen können, gehen Scheidungskinder in die eigene Ehe ohne die Erwartung, dass diese erfolgreich und stabil sein wird. Dies führt dazu, dass Investitionen in die Ehe unterbleiben, die diese stabilisieren würden („selbsterfüllende Prophezeiung“). Wallerstein (1983: 240) findet Hinweise dafür, dass Scheidungskinder häufig davon ausgehen, ihre eigene Ehe würde ebenfalls scheitern. Die Befunde von Diekmann und Engelhardt (1995) deuten an, dass sich der Transmissionseffekt u.a. durch geringere Investitionen in die Ehe erklären lässt. Die Befunde zur Instabilität von Zweitehen sprechen erneut für einen risikoe erhöhenden Einfluss einer Stieffamilie.

5. Bei der *Erklärung durch mangelnde elterliche Kontrolle* wird angenommen, dass in unvollständigen Familien dadurch, dass ein Elternteil als Aufsichtsperson ausfällt und sich auch das Verwandtennetzwerk verringert, nur mangelhafte Kontrolle auf den Heranwachsenden oder das Kind ausgeübt wird (Diefenbach 1997: 96ff.; Glenn/Kramer 1987: 812; Mueller/Pope 1977: 84f.; Wagner 1997: 252). Auf sich allein gestellt, sucht der Heranwachsende nach unmittelbarer Bedürfnisbefriedigung, was zu früher sexueller Aktivität, suboptimaler Partnerwahl, Frühschwangerschaften und so genannten „Muss-Ehen“ führen kann (zur Kontrolltheorie vgl. auch Hirschi 1969). Aus evolutionspsychologischer Sicht (vgl. Emlen 1997) dürfte ein Stiefelternteil dem nicht-leiblichen Kind nicht die gleiche Fürsorge und das gleiche Engagement entgegenbringen wie einem leiblichen Kind. Die Untersuchung von Henderson und Taylor (1999) unterstützt diese Sichtweise und kommt zu dem Ergebnis, dass Väter und Mütter ihren leiblichen Kindern mehr Unterstützung und Zuwendung entgegenbringen als ihren Stiefkindern und sie auch stärker kontrollieren. Dem Kontrollansatz zufolge sollte sich kein Unterschied im Scheidungsrisiko entsprechend der Art der Stieffamilie (Scheidungsstieffamilie oder Stieffamilie, die nach dem Tod eines leiblichen Elternteils gegründet wird) oder dem Grund der Abwesenheit eines leiblichen Elternteils ergeben.

6. Die *Erklärung durch ökonomische Deprivation* beruht darauf, dass der Verlust eines Elternteils zu einer finanziellen Schlechterstellung der verbleibenden Familie führt und dadurch die Zukunftschancen des Kindes beeinträchtigt (Diefenbach 1997: 95f.; Diekmann/Engelhardt 1995: 217; Engelhardt/Trappe/Dronkers 2002: 300f.; Mueller/Pope 1977: 85; Wagner 1997: 253f.). Dieses beendet vermutlich früh seine schulische Ausbildung, nimmt eine Erwerbstätigkeit auf und geht eine Frühehe ein. Frühehen unterliegen allerdings einem erhöhten Scheidungsrisiko (vgl. z.B. Wagner/Weiß 2003: 44; Bumpass/Sweet 1972: 755ff.). Das Aufwachsen in einer Stieffamilie könnte hier zu einer Verbesserung der Zukunftschancen führen, da Stieffamilien zumeist finanziell nicht schlechter gestellt sind als Kernfamilien (Bien/Hartl/Teubner 2002a: 92). Ferner sind entsprechend der Erklärung durch ökonomische Deprivation keine Unterschiede im Scheidungsrisiko nach dem Grund der Unvollständigkeit der Herkunftsfamilie erwartbar.

7. Der *Stresshypothese* entsprechend unterliegen Kinder in Folge einer elterlichen Scheidung Stress, der als Push-Faktor wirkt und sie dazu veranlasst, frühzeitig das Elternhaus zu verlassen, Erwachsenenrollen zu übernehmen und früh zu heiraten (Engelhardt/Trappe/Dronkers 2002: 300; Diekmann/Engelhardt 1995: 216f.; vgl. zur Stress-Perspektive auch Amato 1993). Wie die Ausführungen im vorangegangenen Abschnitt gezeigt haben, ist die Wiederheirat des sorgeberechtigten Elternteils und die Gründung einer Stieffamilie für die hiervon betroffenen Kinder eine weitere stressreiche Erfahrung, die zur Erfahrung der Auflösung der elterlichen Ehe hinzukommt. Nach der Gründung einer Stieffamilie müssen Rechte und Privilegien, Zuwendung und Aufmerksamkeit neu aufgeteilt werden (Walper 1993); das Hinzutreten von Stief- und Halbgeschwistern kann zusätzliches Konfliktpotential beinhalten. Dass Kinder in Stieffamilien zudem mit erhöhter Wahrscheinlichkeit mehrere Scheidungen des leiblichen Elternteils erleben und damit erneute Familienreorganisationen, spricht dafür, dass Stiefkinder der Stresshypothese entsprechend in besonderem Maße vom Transmissionseffekt betroffen sein sollten.

Datenbasis und Methode

Zur Analyse wird der dritte Familiensurvey (2000) des Deutschen Jugendinstituts (DJI) herangezogen. Der Familiensurvey basiert auf einer Zufallsstichprobe der gesamtdeutschen Wohnbevölkerung zwischen 18 und 55 Jahren. Zum Befragungszeitpunkt sind 6909 Personen eine erste Ehe eingegangen. Nach Abzug der Fälle mit fehlenden Angaben zur Art des Verlustes des Ehepartners, zur Ehedauer und zur Art der Herkunftsfamilie reduziert sich die Untersuchungsgesamtheit auf 6625 Ehen, von denen 1218 Ehen (18.4 Prozent) bis zum Befragungszeitpunkt durch Trennung oder Scheidung beendet wurden. Abhängige Variable ist die Ehedauer, bzw. das anhand der Ehedauer mittels Ereignisanalyse geschätzte Risiko einer Ehescheidung. Weitere Paar- und Individualmerkmale werden als Kovariaten in die Analyse einbezogen, die deskriptive Statistik der Variablen befindet sich in Tabelle 2.

Variablen zur Erfassung der intergenerationalen Transmission von Scheidung

- *Die Ehedauer* wird in Monaten gemessen. Da einige Personen Angaben zu ihrem Trennungsdatum, nicht jedoch zu ihrem Scheidungsdatum gemacht haben, auch wenn die Trennung vom Ehepartner zum Befragungszeitpunkt schon lange zurücklag, wird bei Fällen mit fehlenden Werten beim Scheidungsdatum die Ehedauer mittels der Dauer der Ehe bis zur Trennung, addiert mit der mittleren Dauer bis zur Scheidung (basierend auf den Fällen mit vollständigen Angaben) berechnet. Dies war bei 178 Ehen der Fall. Bei Personen, deren Ehe zum Befragungszeitpunkt noch bestand (zensierte Fälle), wird die Ehedauer mittels des Endes des Jahres 2000 berechnet. Bei verwitweten Personen wird die Ehedauer anhand des Sterbedatums des Ehepartners ermittelt. Die durchschnittliche Ehedauer der Ehen, die bis zum Befragungszeitpunkt nicht durch Scheidung beendet wurden (zensierte Fälle) beträgt 225.7 Monate ($s = 130.8$ Monate³), die durchschnittliche Ehedauer der Ehen, die bis zum Befragungszeitpunkt durch Scheidung beendet wurden (nicht-zensierte Fälle) beträgt 130.4 Monate ($s = 86.9$ Monate).
- *Die Art der Herkunftsfamilie* wird folgendermaßen differenziert: bis zum 16. Lebensjahr
 - a) mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen ($n = 6100$),
 - b) die ganze Zeit oder überwiegend bei einem leiblichen Elternteil aufgewachsen aufgrund der elterlichen Scheidung ($n = 102$),
 - c) die ganze Zeit oder überwiegend bei einem leiblichen Elternteil aufgewachsen wegen des Todes eines Elternteils ($n = 120$),
 - d) mit einem Stiefelternteil aufgewachsen aufgrund der elterlichen Scheidung ($n = 124$),
 - e) mit einem Stiefelternteil aufgewachsen wegen des Todes eines Elternteils ($n = 68$),
 - f) ohne Eltern aufgewachsen ($n = 111$)⁴.

3 Hier und im Folgenden wird mit s die Standardabweichung einer Variablen bezeichnet.

4 Der Fragebogentext lautete: „Wenn Sie einmal an Ihre Kindheit bis zum 16. Lebensjahr zurückdenken: Sind Sie die ganze Zeit bei beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen?“ Personen, die angegeben haben, nicht die ganze Zeit bei beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen zu sein, wurden weiter gefragt: „Haben Sie in Ihrer Kindheit zumindest mit einem leiblichen Elternteil über einen längeren Zeitraum hinweg zusammengelebt?“ Personen, die dies verneint haben, wurden der Kategorie „Ohne Eltern aufgewachsen“ zugeordnet. Personen, die diese Frage bejaht haben, wurden weiter gefragt: „Und bei wem sind Sie in diesem Zeitraum überwiegend aufgewachsen?“ Antwortmöglichkeiten waren hier (1) die ganze Zeit bei der leiblichen Mutter, (2) die ganze Zeit beim leiblichen Vater, (3) überwiegend bei der leiblichen Mutter, (4) überwiegend beim leiblichen Vater, (5) teils bei der leiblichen Mutter, teils beim leiblichen Vater und (6) ich bin in diesem Zeitraum bei beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen. Die Antwortmöglichkeiten (1) bis (4) werden zusammengefasst zur Kategorie „ganz oder überwiegend bei einem leiblichen Elternteil aufgewachsen“. Die Antwortmöglichkeit (5) wird keiner Kategorie zugeordnet, da sie inhaltlich nicht aussagekräftig ist. Die Antwortmöglichkeit (6) wird zusätzlich den Personen, die angegeben haben, die ganze Zeit mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen zu sein, zugeordnet. Anschließend wurden die Personen, die zeitweise nur mit einem leiblichen Elternteil aufgewachsen sind, nach den Gründen hierfür gefragt. Antwortmöglichkeiten waren „Scheidung/Trennung“, „Tod“ und „andere Gründe“. Personen, die „andere Gründe“ angegeben haben, wurden keiner der Kategorien der Herkunftsfamilienform zugeordnet und aus der weiteren Analyse ausgeschlossen. Personen, die zeitweise nur mit einem leiblichen Elternteil aufgewachsen sind, wurden weiter gefragt, ob sie jemals mit einem Stief-

Hintergrund- und Kontrollvariablen

- Die *Heiratskohorte* wird durch einen Mediansplit der im Sample vorhandenen Heiratsjahrgänge unterschieden. In der älteren Kohorte befinden sich die Ehen, die bis 1981 geschlossen wurden, in der jüngeren Kohorte befinden sich die Ehen, die ab 1981 geschlossen wurden.
- Die Variable *Ostdeutschland* nimmt den Wert 1 an, wenn die befragte Person zum Erhebungszeitpunkt in den neuen Bundesländern lebt, sonst den Wert 0.
- *Die Konfession* wird in die Analyse einbezogen, da religiöse Menschen eine geringere Scheidungswahrscheinlichkeit haben und auch die Religionszugehörigkeit intergenerational weitergegeben wird. Die Variable *christliche Religionszugehörigkeit* nimmt den Wert 1 an, wenn der Befragte evangelisch oder römisch-katholisch ist oder einer sonstigen christlichen Religionsgemeinschaft angehört, ansonsten 0.
- Es werden Geschlechtsunterschiede im Transmissionseffekt überprüft. Im Sample befinden sich 2599 Männer und 4026 Frauen.

Mediatorvariablen

- *Die Geschwisterkonstellation in der Herkunftsfamilie* wird in die Untersuchung aufgenommen, um zu überprüfen, ob Stress und die Konflikthaftigkeit der Herkunftsfamilie für den Transmissionseffekt ursächlich sein könnten. Diese Variable ist streng genommen nicht kausal interpretierbar, da sie sich im Lebenslauf des Befragten auf die Zeit vor der Partnerwahl und dem Eheverlauf bezieht. Dennoch ist dieses Merkmal in der Lage, auf den intervenierenden Mechanismus, der dem Transmissionseffekt unterliegt, hinzudeuten. Die Geschwisterkonstellation in der Herkunftsfamilie des Befragten wird anhand der zwei Dummy-Variablen *Einzelkind* und *Stief- oder Halbgeschwister vorhanden* erfasst. Die Referenzkategorie umfasst die Personen, die ausschließlich mit Vollgeschwistern (Geschwistern, die die gleichen leiblichen Eltern wie der Befragte haben) aufgewachsen sind. Zu beachten ist, dass einige Geschwisterarten in bestimmten Familienformen naturgemäß häufiger vorkommen (z.B. Stief- und Halbgeschwister in Stieffamilien), aber jede der Geschwisterkonstellationen in jeder Familienart vorkommen kann; so können etwa auch Personen, die mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen sind, Halbgeschwister haben, wenn ein Elternteil schon ein Kind in die elterliche Ehe gebracht hat.
- Die Variable *Frühehe* nimmt den Wert 1 an, wenn das Heiratsalter des Befragten unter 19.5 Jahren liegt. Dieser Wert wurde gewählt, da Personen, die bei ihrer Heirat jünger als 19.5 Jahre waren, mehr als eine Standardabweichung unterhalb des mittleren Heiratsalters aller Befragten liegen. Hierbei bestehen keine starken Unterschiede zwischen den beiden Kohorten, die sich zwar im mittleren Erstheiratsalter unterscheiden, was aber durch eine größere Standardabweichung in der jüngeren Kohorte ausgeglichen wird. Das Merkmal „Frühehe“ wird ebenfalls zur Überprüfung der Stresshypothese in die Untersuchung einbezogen.

elternteil zusammengelebt haben. Das Aufwachsen in einer Stieffamilie wird hier als vorliegend angesehen, wenn der Befragte angegeben hat, dass er jemals mit einem Stiefelternteil zusammengelebt hat, unabhängig davon und ohne nähere Angaben darüber, ob es sich bei der elterlichen Beziehung um eine Ehe oder um eine nicht-eheliche Lebensgemeinschaft handelte und wie viel Zeit der Befragte in der Stieffamilie verbracht hat.

- Die Variable *Wohneigentum* soll ehespezifische Investitionen erfassen und nimmt den Wert 1 an, wenn die befragte Person im eigenen Haus oder in einer Eigentumswohnung lebt, ansonsten den Wert 0. Das Vorhandensein von Wohneigentum erfasst das eigentlich interessierende Konstrukt „gemeinsames Wohneigentum“, welches sich anhand der Daten für die jeweilige Ehe leider nicht generieren lässt, nur näherungsweise, was bei der Ergebnisinterpretation zu beachten ist.
- Die *Anzahl der gemeinsamen Kinder* soll ebenfalls ehespezifische Investitionen modellieren.
- Ein *voreheliches Kind des Partners* (1 = ja, 0 = nein) wird nicht als ehespezifische Investition angesehen und könnte sogar ehespezifische Investitionen verhindern, wenn weniger gemeinsame Kinder gezeugt werden. Des Weiteren zeigt diese Variable an, ob der Befragte selbst eine Stieffamilie gründet, auch wenn hieraus noch nicht hervorgeht, ob das Kind des Partners mit im gemeinsamen Haushalt lebt.

Die endgültige Ehedauer steht nur für die Befragten fest, deren Ehe bereits vor dem Befragungszeitpunkt beendet wurde (nicht-zensierte Fälle) und nicht für die Ehen, die zum Befragungszeitpunkt (noch) bestanden (zensierte bzw. rechtszensierte Fälle). Die Verfahren der Ereignisanalyse ermöglichen es, das Scheidungsrisiko unter Einschluss der zensierten Fälle zu schätzen. Ehen, die durch den Tod eines Ehepartners endeten ($n = 244$), werden in der vorliegenden Untersuchung wie zensierte Fälle behandelt. Allgemein wird mit der Ereignisanalyse die Wahrscheinlichkeit von Ereignisseintritten über die Zeit betrachtet. Im gegenwärtigen Fall ist das Ereignis, dessen Eintrittswahrscheinlichkeit berechnet wird, die Ehescheidung.

Für die ersten deskriptiven Analysen werden zunächst für alle Befragten sowie getrennt nach Geschlecht mit der Sterbetafelmethode Überlebensfunktionen der Eheverläufe geschätzt, jeweils aufgeschlüsselt nach der Art der Herkunftsfamilie. Ob die Überlebensfunktionen sich zwischen den verschiedenen Arten der Herkunftsfamilie signifikant unterscheiden, wird anhand der Wilcoxon-(Breslow)-Teststatistik beurteilt (Blossfeld/Rohwer 2002: 79ff.). Anschließend werden die deskriptiven Statistiken der in die multivariate Analyse einzubeziehenden Kovariaten für die unterschiedenen Herkunftsfamilienformen angegeben. Hierauf folgen die multivariaten Analysen, in denen zunächst der Transmissionseffekt hinsichtlich der spezifizierten Hintergrund- und Kontrollvariablen untersucht wird, gefolgt von den Mediatormodellen, in denen die verschiedenen Erklärungsansätze des Transmissionseffekts überprüft werden. Abschließend wird ein Gesamtmodell mit allen Kovariaten gerechnet. Alle Modelle werden sowohl getrennt für Männer und Frauen als auch für alle Befragten gemeinsam berichtet, um zu untersuchen, ob für Männer und Frauen ggf. unterschiedliche Erklärungsansätze des Transmissionseffekts zum Tragen kommen.

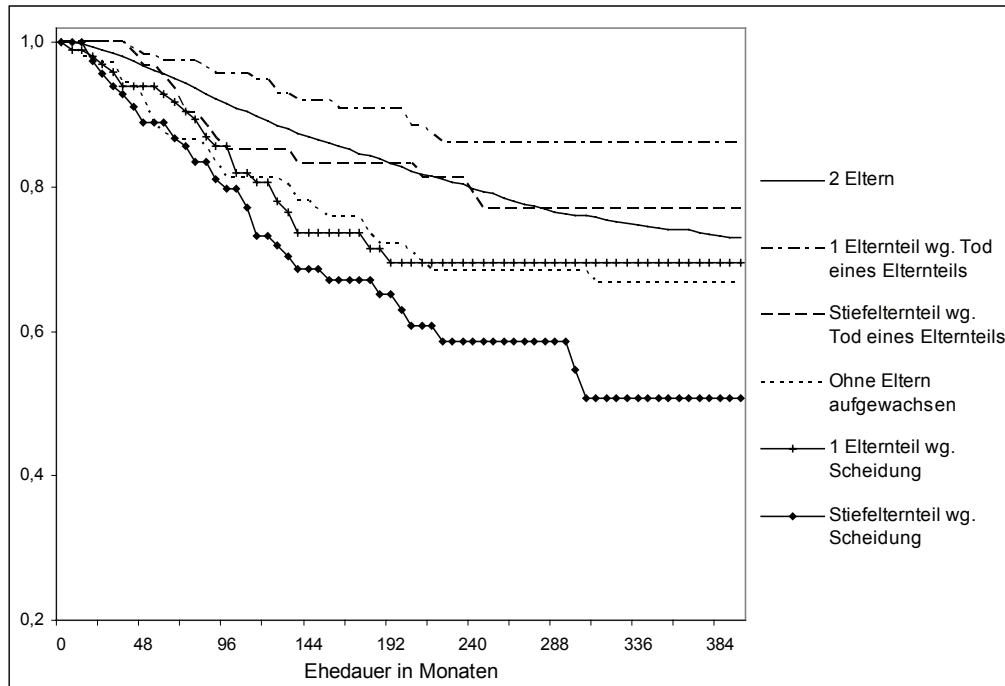
Zur Analyse wird das Proportional-Hazards-Regressionsmodell von Cox verwendet (Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986), bei dem die abhängige Variable die Hazardrate zu jedem Zeitpunkt t ist (Diefenbach 1999: 100). Die Hazardrate $r(t)$ kann aufgefasst werden als der Grenzwert der bedingten Wahrscheinlichkeit, dass eine Episode in einem bestimmten Intervall endet, unter der Bedingung, dass die Episode bis zum Beginn des Intervalls andauert (Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986: 31). In der gegenwärtigen Fragestellung gibt die Hazardrate die Wahrscheinlichkeit an, dass eine Ehe in einem bestimmten Monat durch eine Scheidung beendet wird. Beim Cox-Modell handelt es sich um einen

semiparametrischen Ansatz mit unspezifizierter Baseline-Hazardrate (ibid.: 57), d. h. über den Verlauf der Hazardrate werden keine spezifischen Annahmen getroffen; lediglich die Proportionalität der Hazardraten der Kovariaten wird unterstellt. Eine visuelle Überprüfung der Hazardraten auf Proportionalität für das Geschlecht und die beiden Kohorten ergibt, dass die Proportionalität der Hazardraten bei diesen Variablen angenommen werden kann. Diekmann und Engelhardt (1995) erhalten bei ihrer Untersuchung des Transmissionseffekts weitgehend übereinstimmende Schätzungen zwischen der Berechnung mit einer Cox-Regression und der Berechnung mit einem Sichelmodell (Diekmann/Engelhardt 1995: 223), welches Annahmen über die Beschaffenheit der Hazardrate macht und den Risikoverlauf der Ehe am Besten abbildet (Diekmann 1991). Auch Engelhardt, Trappe und Dronkers (2002) kommen zu dem Ergebnis, dass bei ihrer Untersuchung des Transmissionseffekts die Cox-Regression überwiegend übereinstimmende Schätzer mit dem Sichelmodell und dem parametrischen log-logistischen Modell bietet (Engelhardt/Trappe/Dronkers 2002: 305), so dass die Cox-Regression hier für die multivariate Analyse als geeignet angesehen wird.

Ergebnisse

Zunächst kann festgestellt werden, dass sich der Transmissionseffekt mit den Daten des Familiensurveys des Jahres 2000 erneut replizieren lässt. Wie aus Abbildung 1 hervorgeht, weisen Personen aus Scheidungsfamilien in ihren eigenen Ehen ein deutlich erhöhtes Scheidungsrisiko auf. Die Wilcoxon-(Breslow)-Teststatistik zeigt, dass sich die Eheverläufe der Personen aus den verschiedenen Herkunftsfamilienformen hochsignifikant unterscheiden ($p < .001$). Das vergleichsweise höchste Scheidungsrisiko weisen Personen auf, die in Scheidungsstieffamilien aufgewachsen sind. Nach 20 Ehejahren bestehen noch 79.8 Prozent der Ehen von Personen, die mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen sind, nur noch 69.4 Prozent der Ehen von Kindern geschiedener Alleinerziehender und lediglich 58.5 Prozent der Ehen von Personen, die in Scheidungsstieffamilien aufgewachsen sind. Personen, die ohne Eltern aufgewachsen sind, weisen ebenfalls ein im Vergleich zu Personen aus vollständigen Familien erhöhtes Scheidungsrisiko auf, über die Gründe dafür, dass diese Personen nicht mit beiden Elternteilen aufgewachsen sind, kann allerdings keine Aussage getroffen werden, so dass dieser Befund nicht weitergehend interpretiert wird. Personen, die nach dem Tod eines Elternteils bei einem alleinerziehenden Elternteil aufgewachsen sind, scheinen sogar etwas scheidungsresistenter zu sein. Auch Personen, die infolge des Todes eines Elternteils in Stieffamilien aufgewachsen sind, weisen kein erhöhtes Scheidungsrisiko auf.

Abbildung 1: Anteil bestehender Ehen nach Ehedauer und Herkunftsfamilienform



Anzahl Ehen = 6625

Wilcoxon (Breslow) $p < .001$

Die Unvollständigkeit der Familie oder das Aufwachsen in einer Stieffamilie an sich sind somit keine Ursache für ein erhöhtes Scheidungsrisiko – es kommt auf den Grund dafür, weshalb eine Person nicht mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen ist, an.

Die *Erklärung durch das Fehlen von Ehegattenrollen-Modellen*, die *Erklärung durch mangelnde elterliche Kontrolle* sowie die *Erklärung durch ökonomische Deprivation* finden anhand der vorliegenden Ergebnisse keine empirische Unterstützung, da sich deutliche Unterschiede zwischen Personen, die ein Elternteil durch dessen Tod verloren haben, und Personen, die infolge von Scheidung bei nur einem Elternteil aufgewachsen sind, zeigen und die Gründung einer Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung nicht zu einer Abschwächung des Scheidungsrisikos in der Kindgeneration beiträgt. Zur Erklärung des Transmissionseffekts verbleiben somit die *Erklärung durch eine geringere Bindung an die Ehe*, die *Erklärung durch eine größere Bereitschaft zur Scheidung*, die *Erklärung durch mangelhafte Ehegattenrollen-Modelle* und die *Stresshypothese*.

Da sowohl Personen, die infolge des Todes eines Elternteils bei nur einem Elternteil aufgewachsen sind, als auch Personen, die infolgedessen in einer Stieffamilie aufgewachsen sind, kein erhöhtes Scheidungsrisiko aufweisen und die beiden jeweiligen Kategorien nicht sehr hoch besetzt sind, werden diese in den weiteren Analysen unter der gemeinsamen Kategorie „Tod eines Elternteils“ zusammengefasst. Im Folgenden sind daher, wenn von Stieffamilien gesprochen wird, ausschließlich Scheidungsstieffamilien gemeint.

Aus Tabelle 1 geht hervor, dass für Männer vor allem das Aufwachsen in einer Stieffamilie das Scheidungsrisiko erhöht, während sich die anderen Familienformen hinsichtlich ihres Scheidungsrisikos kaum unterscheiden. Für Frauen hingegen scheint das Aufwachsen in allen Formen unvollständiger Herkunftsfamilien, mit Ausnahme des Aufwachsens in Familien, die aus dem Tod eines Elternteils hervorgehen, in etwa gleich scheidungsförderlich zu sein. Die Wilcoxon-(Breslow)-Teststatistik (ohne Abbildung) zeigt, dass sich sowohl bei Männern als auch bei Frauen die Eheverläufe der Personen aus den verschiedenen Herkunftsfamilienformen signifikant unterscheiden ($p < .01$).

Tabelle 1: Scheidungsquoten nach 15 Jahren Ehe

	2 Eltern	Tod eines Elternteils	Ohne Eltern aufgewachsen	1 Elternteil wg. Scheidung	Stiefelerteil wg. Scheidung
Gesamt	15.7%	11.7 %	26.6 %	28.4 %	33.0 %
Anzahl Ehen	6100	188	111	102	124
Relatives Risiko im Vergleich zu „2 Eltern“	1	0.75	1.70	1.82	2.10
Frauen	16.2 %	11.5 %	32.6 %	33.9 %	31.3 %
Anzahl Ehen	3677	107	73	73	96
Relatives Risiko im Vergleich zu „2 Eltern“	1	0.71	2.01	2.09	1.93
Männer	14.9 %	11.9 %	15.1 %	16.5 %	39.8 %
Anzahl Ehen	2423	81	38	29	28
Relatives Risiko im Vergleich zu „2 Eltern“	1	0.80	1.01	1.11	2.67

Die Scheidungsquoten wurden errechnet, indem der Wert der Survivorfunktion im Intervall des 180. Ehemonats von 1 subtrahiert wurde. Das relative Scheidungsrisiko im Vergleich zu Personen, die mit beiden Elternteilen aufgewachsen sind, wurde errechnet, indem jeweils die Scheidungsquote von Personen der entsprechenden Herkunftsfamilienform zur Scheidungsquote von Personen aus 2-Eltern-Familien ins Verhältnis gesetzt wurde.

In Tabelle 2 finden sich die deskriptiven Angaben zu den Kovariaten, die in die multivariate Analyse einbezogen werden, aufgeschlüsselt nach der Herkunftsfamilienform.

Während die Personen, die mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen sind, sich etwa gleich stark auf die beiden Kohorten verteilen, sind etwa zwei Drittel der Kinder geschiedener Alleinerziehender und fast drei Viertel der Personen aus Stieffamilien in der jüngeren Heiratskohorte vertreten, was vermutlich auf die über die letzten Jahrzehnte stark gestiegenen Scheidungszahlen zurückzuführen ist. Die Personen, bei denen ein Elternteil verstorben ist, sind demgegenüber zu 66 Prozent in der älteren Heiratskohorte vertreten. Ob der Transmissionseffekt unter Kontrolle der Kohortenzugehörigkeit bestehen bleibt, wird daher in der multivariaten Analyse zu überprüfen sein. Personen aus geschiedenen Herkunftsfamilien haben etwas seltener eine christliche Religionszugehörigkeit als Personen aus vollständigen Familien, zudem leben Personen, die bei geschiedenen Alleinerziehenden aufgewachsen sind, geringfügig häufiger in Ostdeutschland. Überraschend ist, dass bei Kindern geschiedener Alleinerziehender signifikant häufiger Stief- oder Halbgeschwister in der Herkunftsfamilie vorhanden waren. Theoretisch ist dies möglich, da ein leiblicher Elternteil bereits Kinder in die elterliche Ehe mitgebracht haben könnte. Ob dieser Befund hierauf oder auf systematische Verständnisfehler bei der Befragung zurückzuführen ist, z.B. indem die

Befragten einen elterlichen Lebenspartner, der Kinder mit in den Haushalt brachte oder gemeinsam mit dem leiblichen Elternteil des Befragten weitere Kinder bekam, nicht als Stiefelternanteil angegeben haben, kann nicht geklärt werden.

Tabelle 2: Deskriptive Angaben zu den Kovariaten nach Herkunftsfamilienform

	2 Eltern	Tod eines Elternteils	Ohne Eltern aufgewachsen	1 Elternteil wg. Scheidung	Stiefelternanteil wg. Scheidung	Gesamt
Heiratskohorte bis 1981	47.2 % (2879)	66.0 %* (124)	59.5 % (66)	32.4 %* (33)	29.0 %* (36)	47.4 % (3138)
Heiratskohorte 1981-2000	52.8 % (3221)	34.0 %* (64)	40.5 % (45)	67.6 %* (69)	71.0 %* (88)	52.6 % (3487)
Ostdeutschland	12.0 % (734)	8.5 % (16)	17.1 % (19)	18.6 % (19)	13.7 % (17)	12.2 % (805)
Westdeutschland	88.0 % (5366)	91.5 % (172)	82.9 % (92)	81.4 % (83)	86.3 % (107)	87.8 % (5820)
Christliche Religionszugehörigkeit	78.5 % (4775)	81.4 % (153)	65.8 % (73)	67.6 % (69)	71.5 % (88)	78.1 % (5158)
Keine christliche Religionszugehörigkeit	21.5 % (1305)	18.6 % (35)	34.2 % (38)	32.4 % (33)	28.5 % (35)	21.9 % (1446)
Ausschließlich Vollgeschwister	79.0 % (4813)	62.8 %* (118)	51.4 %* (57)	57.8 %* (59)	41.9 %* (52)	77.1 % (5099)
Einzelkind	15.5 % (945)	14.9 % (28)	22.5 % (25)	23.5 % (24)	11.3 % (14)	15.7 % (1036)
Stief- oder Halbgeschwister	5.5 % (332)	22.3 %* (42)	26.1 %* (29)	18.6 %* (19)	46.8 %* (58)	7.3 % (480)
Frühehe (unter 19.5 Jahren)	13.4 % (817)	15.4 % (29)	18.0 % (20)	10.8 % (11)	12.1 % (15)	13.5 % (892)
Keine Frühehe	86.6 % (5283)	84.6 % (159)	82.0 % (91)	89.2 % (91)	87.9 % (109)	86.5 % (5733)
Voreheliches Kind des Partners	6.2 % (379)	10.6 % (20)	7.3 % (8)	8.8 % (9)	18.5 %* (23)	6.6 % (439)
Kein voreheliches Kind des Partners	93.8 % (5712)	89.4 % (168)	92.7 % (102)	91.2 % (93)	81.5 %* (101)	93.4 % (6176)
Anzahl gemeinsamer Kinder (Arithmetisches Mittel)	1.66 (s = 1.09) (6073)	1.73 (s = 1.07) (187)	1.60 (s = 1.07) (108)	1.57 (s = 1.11) (101)	1.36* (s = 0.99) (121)	1.66 (s = 1.09) (6590)
Wohneigentum	53.5 % (3261)	58.5 % (110)	45.9 % (51)	44.1 % (45)	33.3 %* (41)	53.0 % (3508)
Kein Wohneigentum	46.5 % (2835)	41.5 % (78)	54.1 % (60)	55.9 % (57)	66.7 %* (82)	47.0 % (3112)

* $p < .05$, signifikanter Unterschied zu „2 Eltern“. Absolute Häufigkeiten in Klammern. Zur besseren Übersichtlichkeit werden nur signifikante Unterschiede zu Personen, die mit beiden Elternteilen aufgewachsen sind, ausgewiesen. Bei Dummyvariablen entsprechen die Mittelwerte den Anteilswerten der mit 1 codierten Kategorie. Die Signifikanzen der Mittelwertsunterschiede wurden mittels a posteriori durchgeführter Einzelvergleichstests anhand einfaktorieller Varianzanalysen berechnet. Bei hinreichender Varianzhomogenität wurde die Bonferroni-Korrektur verwendet, bestand keine Varianzhomogenität, Tamhane's T2-Test.

Personen, die eine elterliche Scheidung erlebt haben, besitzen seltener Wohneigentum, was darauf hindeutet, dass sie seltener mit ihrem Ehepartner in gemeinsames Wohneigentum investieren, welches eine Ehe wiederum stabilisieren könnte. Wie bereits erwähnt, sollte dieses Merkmal allerdings nur vorsichtig interpretiert werden, da nicht sicher ist, ob es sich bei Wohneigentum auch um gemeinsames Wohneigentum handelt. Bei der Kinderzahl zeigt sich, dass Personen aus Stieffamilien signifikant weniger gemeinsame Kinder mit ihrem Ehepartner bekommen als Personen, die mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen sind. Bemerkenswert ist, dass Personen aus Stieffamilien etwa dreimal häufiger als Personen aus traditionellen Kernfamilien einen Partner heiraten, der schon vor der Ehe eigene Kinder hat, also selbst eine Stieffamilie gründen. Stieffamilien sind jedoch vermutlich instabile Familienformen, da Zweitehen häufiger geschieden werden als Erstehen (Wagner/Weiß 2003: 45; Klein 1992), sodass das erhöhte Scheidungsrisiko von Personen aus Stieffamilien dadurch erklärt werden könnte, dass sie häufiger selbst eine Stieffamilie gründen.

Bevor in Mediatormodellen die verschiedenen Erklärungsansätze des Transmissionseffekts multivariat überprüft werden, wird zunächst getestet, ob der Transmissionseffekt unter Kontrolle der Kohortenzugehörigkeit, des Erhebungsgebietes und der Konfession bestehen bleibt. Hierzu wird zunächst ein Basismodell für alle Befragten und getrennt für Männer und Frauen berechnet (Modell 1, Tabelle 3), welches die Ergebnisse der berechneten Sterbetafeln im Wesentlichen repliziert.

Tabelle 3: Basismodell und Erweiterung um Hintergrund- und Kontrollvariablen

	Modell 1			Modell 2		
	Gesamt	Frauen	Männer	Gesamt	Frauen	Männer
Tod eines Elternteils	.681*	.555*	.854	.756	.609 [†]	.969
Ohne Eltern aufgewachsen	1.524*	1.960**	.698	1.584*	1.976**	.749
1 Elternteil wg. Scheidung	1.635*	1.991**	.840	1.369	1.615*	.738
Stiefeltern wg. Scheidung	2.517**	2.263**	3.403**	2.215**	1.921**	3.270**
Heiratskohorte 1981-2000				2.154**	2.102**	2.244**
Ostdeutschland				1.031	.940	1.152
Christliche Religionszugehörigkeit				.536**	.500**	.557**
n	6625	4026	2599	6604	4016	2588
Ereignisse	1218	774	444	1213	772	441
LR-Test	36.78	35.62	10.57	284.64	187.51	111.85
d.f.	4	4	4	7	7	7
Signifikanz	.000	.000	.032	.000	.000	.000

[†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$. Dargestellt sind die α -Effekte der Kovariaten der Cox-Regression. Sie nehmen den Wert 1 an, wenn die Variable keinen Einfluss auf das Scheidungsrisiko hat, einen Wert kleiner als 1, wenn die Variable einen verminderten Einfluss und einen Wert größer 1, wenn die Variable einen verstärkenden Einfluss auf die Scheidungswahrscheinlichkeit hat. Bei metrischen Variablen gibt der α -Wert abzüglich 1 und multipliziert mit 100 an, um wieviel Prozent sich die Scheidungsneigung verändert, wenn die Variable um eine Einheit zunimmt. Bei Dummy-Variablen gibt der α -Wert abzüglich 1 und multipliziert mit 100 an, um wieviel Prozent höher oder niedriger die Scheidungswahrscheinlichkeit im Vergleich zur Referenzkategorie ausfällt. Referenzkategorien: Mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen, Heiratskohorte bis 1981, Westdeutschland, keine christliche Religionszugehörigkeit.

Bei Betrachtung des Modells 2 (Tabelle 3) wird deutlich, dass die Zugehörigkeit zur jüngeren Heiratskohorte die Scheidungsneigung deutlich erhöht, da die Scheidungszahlen über die letzten Jahrzehnte stark angestiegen sind. Das Erhebungsgebiet hat keinen signifikanten Einfluss auf das Scheidungsrisiko, was auf die gleichzeitige Kontrolle der Religionszugehörigkeit zurückzuführen ist. Unter Berücksichtigung der Hintergrund- und Kontrollvariablen verringert sich die Wirkung des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie auf das Scheidungsrisiko etwas. Der Effekt des Aufwachsens bei einem geschiedenen alleinerziehenden Elternteil ist unter Kontrolle der Kohortenzugehörigkeit, des Erhebungsgebietes und der Religionszugehörigkeit in dem Modell, welches nicht nach Geschlecht unterscheidet, nicht mehr signifikant. Bei Frauen verringert sich der Effekt des Aufwachsens bei einem alleinerziehenden geschiedenen Elternteils unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen etwas, bleibt aber signifikant. Dies verdeutlicht, dass die scheidungsrisikoerhöhende Wirkung des Aufwachsens in einer Scheidungsfamilie zu einem gewissen Teil vermutlich darauf beruht, dass Personen aus dieser Herkunftsfamilienform seltener einer christlichen Religionsgemeinschaft und überdurchschnittlich häufig der jüngeren Heiratskohorte angehören, die allgemein ein höheres Scheidungsrisiko aufweist (vgl. Tabelle 2).

In Tabelle 4 befinden sich die Mediatormodelle zur Überprüfung der Erklärungsansätze des Transmissioneffekts. Im Modell 3 werden zunächst die Variablen zur Überprüfung der Stresshypothese dem Basismodell hinzugefügt. Einzelkinder haben gegenüber Personen mit ausschließlich Vollgeschwistern ein geringfügig erhöhtes Scheidungsrisiko, aber vor allem das Aufwachsen mit Stief- oder Halbgeschwistern erhöht das eigene Scheidungsrisiko, möglicherweise weil das Vorhandensein von Stiefgeschwistern das Stress- und Konfliktpotential der Herkunftsfamilie zusätzlich erhöht. Unter Kontrolle des Vorhandenseins von Stief- und Halbgeschwistern verringert sich der Effekt des Aufwachsens in einer Stieffamilie deutlich, da in dieser Familienform am häufigsten Stief- und Halbgeschwisterkonstellationen vorkommen (vgl. Tabelle 2). Beide Merkmale scheinen jedoch einen eigenständigen scheidungsrisikofördernden Einfluss zu haben. Dieses Ergebnis unterstützt die Stresshypothese. Wird das Modell 3 getrennt nach Geschlechtern berechnet, zeigt sich, dass das Vorhandensein von Stief- und Halbgeschwistern und das Aufwachsen als Einzelkind nur bei Frauen das Scheidungsrisiko erhöht und die Wirkung des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie auf das Scheidungsrisiko deutlich verringert. Bei Männern haben diese Merkmale keinen signifikanten Einfluss auf das Scheidungsrisiko.

Durch das Merkmal „Frühehe“ soll überprüft werden, ob Personen aus Scheidungsfamilien durch die stressbelastete Situation in der Herkunftsfamilie zum frühzeitigen Verlassen des Elternhauses und zur frühzeitigen Übernahme von Erwachsenenrollen tendieren und sich weniger Zeit für die Partnerwahl lassen, was der Stresshypothese zufolge erwartbar wäre. Das Eingehen einer Frühehe hat hier allerdings sowohl bei Männern als auch bei Frauen keinen signifikanten Einfluss auf das Scheidungsrisiko, obgleich hier bei Frauen die Richtung des Koeffizienten zumindest den Erwartungen entspricht, wohingegen dies bei Männern nicht der Fall ist.

Tabelle 4: Mediatorbeziehungen

	Modell 3			Modell 4		
	Gesamt	Frauen	Männer	Gesamt	Frauen	Männer
Tod eines Elternteils	.641*	.509*	.838	.688 [†]	.585 [†]	.821
Ohne Eltern aufgewachsen	1.390 [†]	1.749**	.649	1.417 [†]	1.750**	.492
1 Elternteil wg. Scheidung	1.543*	1.796*	.827	1.587*	1.883**	.797
Stiefeltern wg. Scheidung	2.112**	1.764**	3.165**	1.915**	1.724**	2.297*
Einzelkind	1.190*	1.250*	1.142			
Stief- oder Halbgeschwister	1.429**	1.621**	1.148			
Frühehe (unter 19.5 Jahren)	1.102	1.144	.793			
Voreheliches Kind des Partners				1.437**	1.411**	1.512**
Anzahl gemeinsamer Kinder				.596**	.620**	.540**
Wohneigentum				.319**	.281**	.404**
n	6615	4020	2595	6576	3999	2577
Ereignisse	1214	771	443	1190	761	429
LR-Test	52.67	54.44	13.44	803.02	537.65	292.93
d.f.	7	7	7	7	7	7
Signifikanz	.000	.000	.062	.000	.000	.000

[†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$. Referenzkategorien: Mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen, ausschließlich Vollgeschwister vorhanden, keine Frühehe, kein voreheliches Kind des Partners, kein Wohneigentum vorhanden.

Im Modell 4 wird das Basismodell um das Vorhandensein bzw. Fehlen ehespezifischer Investitionen erweitert, um zu überprüfen, ob der Transmissionseffekt dadurch zu erklären ist, dass Scheidungskinder eine geringere Bindung an ihre Ehe entwickeln.

Hat der Partner bereits vor der Ehe eigene Kinder, erhöht dies die Scheidungswahrscheinlichkeit gegenüber Ehen, in denen der Partner kein Kind mit in die Ehe bringt, auch unter Kontrolle der Anzahl gemeinsamer Kinder um ca. 44 Prozent. Somit ist die scheidungsrisikoerhöhende Wirkung des vorehelichen Kindes des Partners nicht allein dem Unterbleiben weiterer gemeinsamer Kinder zuzuschreiben. Zudem ist der Effekt des Vorhandenseins nicht-gemeinsamer Kinder, also des Vorhandenseins von Stiefkindern, auf das Scheidungsrisiko ein weiteres Mal ein Beleg dafür, dass Stieffamilien instabile Familienformen sind. Betrachtet man die Anzahl gemeinsamer Kinder, so zeigt sich, dass jedes gemeinsame Kind das Ehescheidungsrisiko um etwa 40 Prozent senkt. Wohneigentum hat ebenfalls eine stark ehestabilisierende Wirkung. Unter Kontrolle des Vorhandenseins ehespezifischer Investitionen sinkt das im Vergleich zu Personen aus vollständigen Familien erhöhte Scheidungsrisiko von Personen aus Stieffamilien von 152 Prozent (Modell 1) auf ca. 92 Prozent. Der Effekt des Aufwachsens bei einem alleinerziehenden geschiedenen Elternteil bleibt hingegen nahezu unvermindert bestehen. Ehespezifische Investitionen entfalten bei Männern und Frauen gleichermaßen vermittelnde Wirkung zwischen dem Aufwachsen in einer Scheidungsstieffamilie und dem Scheidungsrisiko in der eigenen Ehe.

Mit Modell 5 (Tabelle 5) wird das Gesamtmodell aufgestellt. Unter Kontrolle aller Kovariaten verringert sich der Effekt des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie im Vergleich zum Basismodell erheblich, der Effekt bleibt allerdings auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant. Das Scheidungsrisiko von Personen aus Scheidungsstieffamilien ist

im Gesamtmodell mit allen Kontroll- und Mediatorvariablen im Vergleich zu Personen, die in traditionellen Kernfamilien aufgewachsen sind, nur noch um etwa 58 Prozent erhöht, während sich im Basismodell noch ein um 152 Prozent erhöhtes Scheidungsrisiko zeigte. Insgesamt lässt sich der Effekt des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie deutlich besser durch die herangezogenen Mediatorvariablen erklären als der Effekt des Aufwachsens bei geschiedenen Alleinerziehenden. Der Effekt des Aufwachsens bei einem geschiedenen alleinerziehenden Elternteil auf das Scheidungsrisiko bleibt auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant. Die Größenordnung des Effekts im Gesamtmodell entspricht im Wesentlichen der Effektstärke im Modell 2, in welchem lediglich die Hintergrund- und Kontrollvariablen dem Basismodell hinzugefügt wurden. Im Gesamtmodell hat nun auch das Eingehen einer Frühehe einen signifikant das Scheidungsrisiko erhöhenden Effekt.

Tabelle 5: Gesamtmodell

	Gesamt	Modell 5	
		Frauen	Männer
Tod eines Elternteils	.717 [†]	.587 [†]	.924
Ohne Eltern aufgewachsen	1.379	1.642*	.495
1 Elternteil wg. Scheidung	1.414 [†]	1.613*	.715
Stiefeltern wg. Scheidung	1.577*	1.317	2.190*
Heiratskohorte 1981-2000	1.958**	1.875**	2.080**
Ostdeutschland	1.005	.967	1.148
Christliche Religionszugehörigkeit	.713**	.681**	.706**
Einzelkind	.943	1.003	.870
Stief- oder Halbgeschwister	1.268*	1.456**	1.011
Frühehe (unter 19.5 Jahren)	1.232**	1.304**	.721 [†]
Voreheliches Kind des Partners	1.284*	1.309*	1.250
Anzahl gemeinsamer Kinder	.590**	.620**	.528**
Wohneigentum	.358**	.315**	.442**
n	6547	3984	2563
Ereignisse	1181	756	425
LR-Test	942.54	626.15	359.73
d.f.	13	13	13
Signifikanz	.000	.000	.000

[†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$. Referenzkategorien: Mit beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen, Heiratskohorte bis 1981, Westdeutschland, keine christliche Religionszugehörigkeit, ausschließlich Vollgeschwister vorhanden, keine Frühehe, kein voreheliches Kind des Partners, kein Wohneigentum vorhanden.

Auch im Geschlechtervergleich wird deutlich, dass sich insbesondere die scheidungsförderliche Wirkung des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie durch die herangezogenen Merkmale erklären lässt, während sich der Effekt des Aufwachsens bei geschiedenen Alleinerziehenden, der sich schon im Basismodell nur bei Frauen zeigte, durch die Berücksichtigung der Mediatorvariablen kaum reduziert. Bei Frauen ist der Effekt des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie auf das eigene Scheidungsrisiko unter Berücksichtigung der Mediatorvariablen nicht mehr signifikant.

Das Vorhandensein von Stief- und Halbgeschwistern in der Herkunftsfamilie und das Eingehen einer Frühehe erhöht nur bei Frauen das Scheidungsrisiko. Das Vorhandensein ei-

nes vorehelichen Kindes des Partners wirkt sich im Gesamtmodell ebenfalls nur noch bei Frauen scheidungsförderlich aus. Bei Frauen scheint der Transmissionseffekt sowohl über die Merkmale zur Überprüfung der Stresshypothese vermittelt zu werden als auch über die Variablen zur Messung ehespezifischer Investitionen. Bei Männern hingegen entfaltet insbesondere das Fehlen ehespezifischer Investitionen vermittelnde Wirkung zwischen dem Aufwachsen in einer Scheidungsstieffamilie und dem eigenen Scheidungsrisiko.

Diskussion

Der zentrale Befund dieser Untersuchung ist, dass das Aufwachsen in Stieffamilien nach der elterlichen Scheidung keineswegs, wie einige Erklärungsansätze des Transmissionseffekts vermuten ließen, die negative Wirkung der elterlichen Scheidung neutralisiert, sondern im Gegenteil einen das Scheidungsrisiko weiter erhöhenden Einfluss hat. Auch unter Kontrolle einer Vielzahl von weiteren Merkmalen hat sich dieser Effekt lediglich bezogen auf weibliche Befragte vollständig erklären lassen. Zugleich hat sich gezeigt, dass Stieffamilien nicht grundsätzlich als problembelastete Familienformen angesehen werden dürfen, da Stieffamilien, die infolge des Todes eines Elternteils gegründet werden, nicht zu einem erhöhten Scheidungsrisiko beitragen. Es kommt daher vielmehr auf den Grund für die Auflösung der elterlichen Ehe an.

Zudem zeigte sich, dass sich das Aufwachsen in verschiedenen Familienkonstellationen nach der elterlichen Scheidung bei Männern und Frauen unterschiedlich auf das spätere Scheidungsrisiko auswirkt: Für Männer erhöht ausschließlich das Aufwachsen in einer Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung das eigene Scheidungsrisiko, das Aufwachsen bei geschiedenen Alleinerziehenden hat bei Männern keinen scheidungsrisikofördernden Effekt. Bei Frauen erhöht sowohl das Aufwachsen bei geschiedenen Alleinerziehenden als auch das Aufwachsen in einer Scheidungsstieffamilie das eigene Scheidungsrisiko, das Aufwachsen in einer Stieffamilie jedoch in einem stärkeren Maße.

Der Effekt des Aufwachsens bei geschiedenen Alleinerziehenden ließ sich kaum über die herangezogenen Mediatorvariablen erklären und verringerte sich lediglich unter Heranziehung der Hintergrund- und Kontrollvariablen bedeutsam.

Die *Erklärung durch eine geringere Bindung an die Ehe* und die *Stresshypothese* waren in der Lage, einen erheblichen Anteil der intergenerationalen Transmission von Scheidung, bezogen auf Personen aus Scheidungsstieffamilien, zu erklären. Personen aus Scheidungsstieffamilien investieren seltener in ehespezifische Güter wie gemeinsame Kinder und Wohneigentum. Zudem, ein ebenfalls zentraler Befund dieser Studie, gründen Personen aus Scheidungsstieffamilien später mit erhöhter Wahrscheinlichkeit selbst eine Stieffamilie, indem sie einen Partner heiraten, der bereits Kinder in die Ehe bringt, was wiederum zu einer erhöhten Instabilität der Ehe beiträgt.

Speziell bei Frauen erhöht das Aufwachsen mit Stief- und Halbgeschwistern das eigene Scheidungsrisiko, was als Beleg dafür zu deuten ist, dass bei Frauen die unangenehme und konflikthafte Situation in der Herkunftsfamilie teilweise für den Transmissionseffekt verantwortlich ist. Zudem wird bei Frauen ein Teil des Transmissionseffekts durch das Eingehen von Frühehen erklärt. Fraglich bleibt, wieso sich der Effekt des Aufwachsens bei geschiedenen Alleinerziehenden durch die herangezogenen Merkmale deut-

lich schlechter erklären ließ. Eine mögliche Erklärung wäre, dass sich der Stress der wiederholten Familienreorganisationen in seiner Wirkung akkumuliert und erst ab einem bestimmten überschrittenen Schwellenwert einen deutlichen Einfluss auf das Scheidungsrisiko hat, wie die Befunde von Teachman (2002) implizieren, und das Aufwachsen bei geschiedenen Alleinerziehenden aus anderen Gründen als den hier untersuchten für Frauen das Scheidungsrisiko erhöht, etwa indem mangelhafte Ehegattenrollen am Modell der elterlichen Ehe erlernt werden. Dass sich bei Frauen der scheidungsförderliche Effekt des Aufwachsens in einer Scheidungsstieffamilie unter anderem durch die Merkmale zur Überprüfung der Stresshypothese erklären ließ, während der Effekt des Aufwachsens bei geschiedenen Alleinerziehenden deutlich schlechter erklärbar war, spricht des Weiteren dafür, dass sich für Mädchen die Anpassung an eine Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung schwieriger gestaltet als die Anpassung an das Aufwachsen beim alleinerziehenden Elternteil (zumeist die Mutter).

Bei Männern hingegen scheint weniger der durch wiederholte Familientransformationen erfahrene Stress als die Erwartung, dass die eigene Ehe ebenso wie die elterliche Ehe nicht stabil sein könnte, und die daraus resultierende geringe Investition in ehespezifische Güter einen Teil des Transmissionseffekts zu erklären. Dass insbesondere das Aufwachsen in einer Stieffamilie nach der elterlichen Scheidung das Scheidungsrisiko von Männern erhöht, könnte darauf zurückzuführen sein, dass infolge der Instabilität von Zweitehen Personen, die in Scheidungsstieffamilien aufgewachsen sind, häufiger willentliche Trennungen des leiblichen Elternteils miterlebt haben, die sich in ihrer Wirkung akkumulieren. Fraglich bleibt hier allerdings, warum für Männer das Aufwachsen bei geschiedenen Alleinerziehenden das Scheidungsrisiko nicht einmal in geringfügigem Maße erhöht.

Der Vorteil der Stresshypothese ist, dass sie explizit multiple Ursachen des Transmissionseffekts wahrscheinlich erscheinen und eine lebensverlaufstheoretische Perspektive einnehmen lässt: Zum Einen wirken auf Scheidungskinder unterschiedliche Stressoren zu unterschiedlichen Zeitpunkten im Lebensverlauf (Vortrennungsphase, Nachscheidungsphase, weiterer Lebensverlauf), zum Anderen können sich verschiedene stressreiche Erfahrungen im Lebenslauf auch akkumulieren (die Trennung selbst, eine Familienneugründung, das Hinzutreten eines Stiefelternteils und von Stiefgeschwistern) (vgl. Diefenbach 2000: 132f.; Amato 1993: 33ff.).

An der Stresshypothese muss allerdings kritisch angemerkt werden, dass mit ihr zwar der Transmissionseffekt auf vielfältige Weise interpretiert werden kann, jedoch keine befriedigenden Aussagen darüber getroffen werden, auf welchem intervenierenden Mechanismus die intergenerationale Tradierung von Scheidung tatsächlich beruht. Die meisten Autoren, die sich auf die Stresshypothese bezogen (für eine Übersicht siehe Diefenbach 2000: 28ff.), gingen davon aus, dass Stress in der Herkunftsfamilie zum frühzeitigen Verlassen des Elternhauses und zu Frühehen führt – die vermehrte Neigung zu Frühehen ist jedoch vermutlich nur einer von verschiedenen Mechanismen, über den sich Stress auf das erhöhte Scheidungsrisiko von Personen aus Scheidungsfamilien auswirkt, wie in der vorliegenden Studie auch dadurch gezeigt wurde, dass sich das Vorhandensein von Stief- oder Halbgeschwistern als Indikator für die Stresshaltigkeit der Herkunftsfamilie auch unabhängig vom Eingehen einer Frühehe auf das Scheidungsrisiko auswirkte.

Abschließend sollte angemerkt werden, dass sich der Transmissionseffekt in dieser Untersuchung nicht vollständig mit den herangezogenen Merkmalen erklären ließ, da er auch

im Gesamtmodell bestehen blieb. Der stärker lerntheoretisch orientierte Erklärungsansatz, der den Transmissionseffekt damit erklärt, dass durch die Konflikthaftigkeit und das Scheitern der elterlichen Ehe nur *mangelhafte Ehegattenrollen-Modelle* zur Verfügung standen, die von Scheidungskindern später in ihrer eigenen Ehe angewendet werden, konnte allerdings in der vorliegenden Studie nicht getestet werden. Weitere Forschung zu den Ursachen der intergenerationalen Tradierung von Scheidung und speziell zu der unterschiedlichen Auswirkung des Aufwachsens bei geschiedenen Alleinerziehenden und des Aufwachsens in Scheidungstieffamilien könnte somit davon profitieren, auch lerntheoretische Ansätze in einem integrativen Erklärungsmodell heranzuziehen.

Literatur

- Amato, P. R. (1993). Children's adjustment to divorce: Theories, hypotheses, and empirical support. *Journal of Marriage and the Family*, 55, pp. 23-38.
- Amato, P. R. & DeBoer, D. D. (2001). The transmission of marital instability across generations: Relationship skills or commitment to marriage? *Journal of Marriage and the Family*, 63, pp. 1038-1051.
- Bien, W., Hartl, A. & Teubner, M. (2002a). Stieffamilien in Deutschland. In: Deutsches Jugendinstitut (Hrsg.), *Das Forschungsjahr 2001*. München: Deutsches Jugendinstitut, S. 87-108.
- Bien, W., Hartl, A. & Teubner, M. (2002b). Stieffamilien in Deutschland. In: W. Bien, A. Hartl & M. Teubner (Hrsg.), *Stieffamilien in Deutschland. Eltern und Kinder zwischen Normalität und Konflikt*. Opladen: Leske + Budrich (Deutsches Jugendinstitut. Familiensurvey. Band 10, S. 9-20.
- Blossfeld, H.-P., Hamerle, A. & Mayer, K. U. (1986). *Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. Frankfurt, New York: Campus Verlag.
- Blossfeld, H.-P. & Rohwer, G. (2002). *Techniques of event history modeling. New approaches to causal analysis*. Mahwah, NJ, London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Bumpass, L. L. & Sweet, J. A. (1972). Differentials in marital instability. *American Sociological Review*, 37, pp. 754-66.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2006) (Hrsg.). *Facetten der Vaterschaft. Perspektiven einer innovativen Väterpolitik*. <http://www.bmfsfj.de/Kategorien/Forschungsnetz/forschungsberichte,did=70116.html>.
- Diefenbach, H. (1997). Intergenerationale Scheidungstransmission in Deutschland: Relevanz und Erklärungsansätze. *Zeitschrift für Rechtssoziologie*, 18, S. 88-105.
- Diefenbach, H. (1999). Geschichte wiederholt sich nicht!?! Der Zusammenhang von Ehescheidung in der Eltern- und Kindgeneration. In: T. Klein, & J. Kopp (Hrsg.), *Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht. Familie und Gesellschaft, Band 2*. Bonn: Ergonverlag, S. 91-118.
- Diefenbach, H. (2000). *Intergenerationale Scheidungstransmission in Deutschland. Die Suche nach dem „missing link“ zwischen Ehescheidung in der Elterngeneration und Ehescheidung in der Kindgeneration*. Würzburg: Ergonverlag (Familie und Gesellschaft, Band 4).
- Diekmann, A. & Engelhardt, H. (1995). Die soziale Vererbung des Scheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung der Transmissionshypothese mit dem deutschen Familiensurvey. *Zeitschrift für Soziologie*, 24, S. 215-28.
- Diekmann, A. & Engelhardt, H. (2002). Alter der Kinder bei Ehescheidung der Eltern und soziale Vererbung des Scheidungsrisikos. Rostock: Max-Planck-Institut für demografische Forschung. (MPIDR Working Paper WP 2002-044). <http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2002-044.pdf>.
- Diekmann, A. (1991). Mathematische Modelle des Heiratsverhaltens und des Ehescheidungsrisikos. In: H. Esser, H. & K. G. Troitzsch (Hrsg.), *Modellierung sozialer Prozesse. Neuere Ansätze und Überlegungen zur soziologischen Theoriebildung. Ausgewählte Beiträge zu Tagungen der Arbeitsgruppe „Modellierung sozialer Prozesse“ der Deutschen Gesellschaft für Soziologie*. Bonn: Informationszentrum Sozialwissenschaften, S. 589-620.

- Emlen, S. T. (1997). The evolutionary study of human family systems. *Social Science Information*, 36, pp. 563-89.
- Engelhardt, H., Trappe, H. & Dronkers, J. (2002). Differences in family policy and the intergenerational transmission of divorce: a comparison between the former East and West Germany. *Demographic Research*, 6, pp. 295-324.
- Engstler, H. & Menning, S. (2003). *Die Familie im Spiegel der amtlichen Statistik. Lebensformen, Familienstrukturen, wirtschaftliche Situation der Familien und familiendemographische Entwicklung in Deutschland*. Berlin: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend.
- Ewering, H. (1996). *Stieffamilien. Schwierigkeiten und Chancen*. Münster: Lit Verlag.
- Glenn, N. D. & Kramer, K. B. (1987). The marriages and divorces of the children of divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 49, pp. 811-25.
- Henderson, S. H. & Taylor, L. C. (1999). Parent-adolescent relationships in nonstep-, simple step-, and complex stepfamilies. In: E. M. Hetherington, S. H. Henderson, & D. Reiss (Eds), Adolescent siblings in stepfamilies: Family functioning and adolescent adjustment. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 64, pp. 79-100.
- Hirschi, T. (1969). *Causes of delinquency*. Berkeley, Los Angeles: University of California Press.
- Hullen, G. (1998). Scheidungskinder – oder: Die Transmission des Scheidungsrisikos. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 23, S. 19-38.
- Klein, T. (1992). Die Stabilität der zweiten Ehe. Besondere Risikopotentiale, Selektionseffekte und systematische Unterschiede. *Zeitschrift für Familienforschung* 4, S. 221-37.
- Krähenbühl, V., Jellouschek, H., Kohaus-Jellouschek, M. & Weber, R. (2001). *Stieffamilien, Struktur – Entwicklung – Therapie*. Freiburg im Breisgau: Lambertus-Verlag.
- Mueller, C. W. & Pope, H. (1977). Marital instability: A study of its transmission between generations. *Journal of Marriage and the Family*, 39, pp. 83-93.
- Pope, H. & Mueller, C. W. (1976). The intergenerational transmission of marital instability: Comparisons by race and sex. *Journal of Social Issues*, 32, pp. 49-66.
- Teachman, J. D. (2002). Childhood living arrangements and the intergenerational transmission of divorce. *Journal of Marriage and the Family*, 64, pp. 717-29.
- Teubner, M. (2002). Wie viele Stieffamilien gibt es in Deutschland? In: W. Bien, A. Hartl & M. Teubner (Hrsg.), *Stieffamilien in Deutschland. Eltern und Kinder zwischen Normalität und Konflikt*. Opladen: Leske + Budrich (Deutsches Jugendinstitut. Familiensurvey. Band 10), S. 26-50.
- Wagner, M. (1997). *Scheidung in Ost- und Westdeutschland. Zum Verhältnis von Ehestabilität und Sozialstruktur seit den 30er Jahren*. Frankfurt a. M.: Campus.
- Wagner, M. & Weiß, B. (2003). Bilanz der deutschen Scheidungsforschung. Versuch einer Meta-Analyse. *Zeitschrift für Soziologie*, 32, S. 29-49.
- Wallerstein, J. S. (1983). Children of divorce: The psychological tasks of the child. *American Journal of Orthopsychiatry*, 53, pp. 230-243.
- Walper, S. (1993). Stiefkinder. In: M. Markefka & B. Nauck (Hrsg.), *Handbuch der Kindheitsforschung*. Neuwied: Luchterhand, S. 429-38.
- Walper, S. (1995). Familienbeziehungen und Sozialentwicklung Jugendlicher in Kern-, Ein-Eltern- und Stieffamilien. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, 27, S. 93-121.
- Wolfinger, N. H. (1999). Trends in the intergenerational transmission of divorce. *Demography*, 36, pp. 415-20.
- Zaslow, M. J. (1988). Sex differences in children's response to parental divorce: 1. Research methodology and postdivorce family forms. *American Journal of Orthopsychiatry*, 58, pp. 355-378.
- Zaslow, M. J. (1989). Sex differences in children's response to parental divorce: 2. Samples, variables, ages and sources. *American Journal of Orthopsychiatry*, 59, pp. 118-41.

Eingereicht am/Submitted on: 19.06.2007
Angenommen am/Accepted on: 27.10.2008

Anschrift der Autorin/Address of the author:

Sonja Schulz, Diplom-Soziologin
Universität Bielefeld
Fakultät für Soziologie
Universitätsstraße 25
D-33615 Bielefeld
E-mail: sonja.schulz@uni-bielefeld.de