

Die intergenerationale Transmission von Scheidung im zeitlichen Wandel: Eine Meta-Analyse mit gepoolten Originaldaten

Schulz, Sonja

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schulz, S. (2023). Die intergenerationale Transmission von Scheidung im zeitlichen Wandel: Eine Meta-Analyse mit gepoolten Originaldaten. *Zeitschrift für Soziologie*, 52(3), 282-301. <https://doi.org/10.1515/zfsoz-2023-2023>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY Lizenz (Namensnennung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY Licence (Attribution). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>

Sonja Schulz*

Die intergenerationale Transmission von Scheidung im zeitlichen Wandel. Eine Meta-Analyse mit gepoolten Originaldaten

Trends in the Intergenerational Transmission of Divorce. A Meta-Analysis with Pooled Original Data

<https://doi.org/10.1515/zfsoz-2023-2023>

Zusammenfassung: Diese Studie analysiert anhand einer Datenkumulation von mehr als 37.000 Ersten aus verschiedenen deutschen Umfrageprogrammen, ob sich die intergenerationale Transmission von Scheidung in Ost- und Westdeutschland im Kohortenvergleich gewandelt hat. Die Studie ist in der Lage, frühere Ergebnisse zur Scheidungstransmission über verschiedene deutsche Datenquellen hinweg zu replizieren. In Bezug auf zeitliche Veränderungen sprechen die Ergebnisse jedoch hauptsächlich für eine Stabilität der Scheidungstransmission in Ost- und Westdeutschland. Dieser Befund ändert sich nicht, wenn man für das relative Heiratsalter kontrolliert und berücksichtigt, dass Scheidungskinder möglicherweise zunehmend dazu neigen, andere Lebensformen anstelle der Ehe zu wählen. Die Ergebnisse dieser Studie werden im Hinblick auf verschiedene theoretische Argumente für Veränderungen in der Scheidungstransmission diskutiert.

Schlagworte: Intergenerationale Transmission; Scheidung; Ehestabilität, Trends; Geburtskohorten; Meta-Analyse.

Danksagung: Die Datenaufbereitung in Form einer Harmonisierung und Kumulation bestehender Umfragedaten erfolgte im Rahmen des Projekts „Harmonisierung und Synthese paarbiografischer Daten (HaSpaD)“, gefördert durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG-Geschäftszeichen SCHU 3167/1-1; WE 6049/1-1). Ich danke der DFG für die finanzielle Unterstützung dieses Vorhabens sowie allen Projektmitarbeitenden und Projektpartnern für ihre motivierte Arbeit an diesem Projekt. Ferner danke ich Pascal Siegers, Lisa Schmid, Anna-Carolina Haensch, Bernd Weiß, den Teilnehmenden der 18. Jahrestagung des European Divorce Network im Oktober 2020, den anonymen Gutachtern sowie dem Herausgebergremium für konstruktive und hilfreiche Kommentare zu früheren Versionen dieses Beitrags.

***Korrespondenzautorin:** Sonja Schulz, GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften, Abteilung Survey Data Curation, Unter Sachsenhausen 6–8, 50667 Köln, E-Mail: sonja.schulz.atwork@posteo.de. <https://orcid.org/0000-0003-3211-294X>

Abstract: This study analyzes trends in divorce transmission in East and West Germany based on a unique data cumulation of more than 37,000 first marriages stemming from different German surveys. The study can replicate previous findings on divorce transmission across different German data sources. However, with respect to temporal changes, the results mainly speak for stability of divorce transmission across birth cohorts in East and West Germany. This finding does not change when controlling for the relative age at marriage, taking into account that children of divorce might increasingly tend to choose other living arrangements instead of marriage. The results of this study are discussed with respect to different theoretical arguments for changes in divorce transmission.

Keywords: Intergenerational transmission; Divorce; Marital Stability; Trends; Birth Cohorts; Meta-analysis.

1 Einleitung

Scheidungskinder haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, selbst geschieden zu werden. Für Deutschland wurde dieser Befund einer Scheidungstransmission von einer Generation auf die nächste erstmalig von Diekmann und Engelhardt (1995) anhand der Daten der ersten Welle der Familiensurveys des Deutschen Jugendinstituts (DJI) aus dem Jahr 1988 gezeigt und seitdem mehrfach bezogen auf den deutschen Kontext – insbesondere in Studien aus den späten 1990er und frühen 2000er Jahren – repliziert (Babka von Gostomski et al. 1998; Diefenbach 1999; Engelhardt et al. 2002; Feldhaus & Heintz-Martin 2015; Hullen 1998; Schulz 2009; Wagner 1997).

Zumindest teilweise scheint der Transmissionseffekt auf der intergenerationalen Weitergabe von Drittvariablen zu beruhen, die das Scheidungsrisiko sowohl in der Eltern- als auch in der Kindgeneration erhöhen. Unter anderem der genetische Erklärungsansatz folgt dieser Argumentationslinie (D’Onofrio et al. 2007; Salvatore et al. 2018). Neben

genetischen Prädispositionen, wie beispielsweise bestimmten Persönlichkeitsmerkmalen, vermitteln Eltern ihren Kindern weitere Risiko- und Schutzfaktoren für Scheidung, wie beispielsweise Konfliktlösungskompetenzen und Kommunikationsstile (Amato & DeBoer 2001; Beckh et al. 2013; Gähler et al. 2009), Familienwerte und Religiosität (Bengtson et al. 2009; Grønhøj & Thøgersen 2009). Über die intergenerationale Weitergabe von Drittvariablen hinaus gibt es jedoch Hinweise auf einen kausalen Effekt der elterlichen Scheidung auf das Scheidungsrisiko in der Kindgeneration (Gähler et al. 2009). Erstens zeigen Scheidungskinder eine geringere Bindung an die Ehe (Wolfinger 2005). Daher ist es wahrscheinlicher, dass Scheidungskinder ihre Ehen selbst in (relativ) konfliktarmen Beziehungen beenden, was zu einem höheren Scheidungsrisiko führt (Amato 1996; Amato & DeBoer 2001). Zweitens investieren Scheidungskinder weniger in ihre Ehen, das heißt, sie bleiben eher kinderlos und sie investieren tendenziell weniger in Immobilienbesitz oder in eine traditionelle Arbeitsteilung. Diese Investitionen würden jedoch Ehen stabilisieren (Diefenbach 1999; Diekmann & Engelhardt 1999; Schulz 2009). Drittens wirken scheidungsbedingte Stressoren, wie höhere elterliche Ansprüche an die Unabhängigkeit des Kindes, als Push-Faktoren, um früher Erwachsenenrollen zu übernehmen, romantische Beziehungen einzugehen und früh zu heiraten, wodurch weniger Zeit für eine optimale Partnerwahl bleibt (Bernhardt et al. 2005; Feldhaus & Heintz-Martin 2015; McLanahan & Bumpass 1988; Raab 2017). Ein weiterer treibender Faktor für die intergenerationale Transmission von Scheidungen scheint daher das systematisch niedrigere Heiratsalter von Scheidungskindern zu sein (Engelhardt et al. 2002; Glenn & Kramer 1987; Mueller & Pope 1977).

Das Phänomen der intergenerationalen Transmission von Scheidung erscheint damit auf den ersten Blick bereits als gut erforscht. Die Frage aber, ob der Befund einer Weitergabe des Scheidungsrisikos von einer Generation zur nächsten auch zeitlich stabil ist, oder ob sich ein Wandel des Transmissionseffekts in Richtung einer Abschwächung oder Verstärkung über die Zeit zeigt, lässt sich mangels einer geeigneten Datenlage bislang noch nicht zufriedenstellend beantworten. Diese Forschungsfrage ist aber sowohl von theoretischer wie auch von praktischer Relevanz: Zum Einen ist es vor dem Hintergrund umfassender gesellschaftlicher und demografischer Veränderungen ganz allgemein unwahrscheinlich, dass Risikofaktoren für Scheidung stabil bleiben (DeGraaf & Kalmijn 2006a; Teachman 2002). Mit Rückbezug auf das familienökonomische Theoriemodell (Becker et al. 1977) argumentiert Teachman (2002: 332): „In the face of changing rates of divorce, to assume that the determinants of divorce have remained constant over

time is to assume that changes in the real or perceived gains to marriage have occurred uniformly across all marriages. This is a strong assumption to make without the support of substantial prior evidence (...).“ Auch vor dem Hintergrund etablierter und getesteter Theoriemodelle ist es also sinnvoll, in bisherigen Modellen zugrunde gelegte Brückennannahmen (Lindenberg 1996) vor dem Hintergrund gesellschaftlichen Wandels wiederholt zu hinterfragen. Zweitens wurde argumentiert, dass die Transmission von Scheidungen ein Faktor ist, der den Anstieg der Scheidungsraten in vielen Ländern mitverursacht hat (für die Hypothese einer selbstverstärkenden Scheidungsspirale vgl. Diekmann & Engelhardt 1995; Heaton 2002; Wagner 2020). Falls der Transmissionseffekt aber beispielsweise über die Zeit abgenommen hat, oder sich nur in älteren Kohorten nachweisen lässt, dann dürfte sein Erklärungsbeitrag zur Erklärung des Anstiegs der Scheidungszahlen begrenzt sein. Und, drittens, hat Scheidung vielfältige negative soziale, gesundheitliche und ökonomische Folgen für die Ex-Partner und die betroffenen Kinder (Amato 2000; Amato 2001; Raley & Sweeney 2020). Daher ist es wichtig zu wissen, ob die langfristigen negativen Auswirkungen der elterlichen Scheidung auf das Leben der betroffenen Kinder mit steigenden Scheidungsraten und einer gesellschaftlichen Normalisierung von Scheidung fortbestehen und die Vererbung des Scheidungsrisikos über die Generationen insofern auch zur Verfestigung sozialer Ungleichheiten beitragen kann (McLanahan & Percheski 2008).

Ziel dieses Beitrags ist es, die Forschungsfrage zu beantworten, ob der Befund einer Weitergabe des Scheidungsrisikos von einer Generation zur nächsten zeitlich stabil ist, oder ob sich ein Wandel des Transmissionseffekts zeigt. Bevor der Forschungsstand zu dieser Frage dargestellt wird, wird zunächst diskutiert, welche gesellschaftlichen und demografischen Prozesse zu einem zeitlichen Wandel des Transmissionseffekts führen könnten. Hierbei werden insbesondere die gesellschaftliche Normalisierung von Scheidung in Verbindung mit einer Deinstitutionalisierung der Ehe als relevante Einflussfaktoren identifiziert. Die Ergebnisse in diesem Beitrag basieren auf einer Kumulation und gemeinsamen Analyse aller großen deutschen Datenquellen, die eine Analyse der intergenerationalen Transmission von Scheidung erlauben. Hierdurch ist es möglich, mehr als 37.000 Ersten (geschlossen zwischen 1930 und 2020) von Befragten aus neun Geburtskohorten zu untersuchen. Dies ermöglicht einerseits eine direkte Replikation bisheriger Befunde zum Transmissionseffekt (in Form einer Reproduktion, vgl. Berger 2020). Die starke Erhöhung der Fallzahl durch das Zusammenführen der verschiedenen Datenquellen ermöglicht darüber hinaus eine Untersuchung von Effektheterogenität über verschiedene Kohorten und damit

eine Erweiterung bisheriger Untersuchungen um Erkenntnisse, die anhand der einzelnen Datenquellen separat betrachtet nicht erzielt werden könnten.

2 Warum sich die intergenerationale Transmission von Scheidung über die Zeit verändert haben könnte

Die *Verbreitung und Sichtbarkeit von Scheidung als Handlungsmodell* in einer Gesellschaft und die *normative Bindung von Scheidungskinder an die Ehe als Institution* sind wichtige Konzepte bei der Formulierung von Annahmen über den zeitlichen Wandel der Transmission von Scheidung. Die normative Bindung an die Ehe (‘eheliches commitment’) bezeichnet hier die individuell verankerte Norm einer objektiven gesellschaftlichen Regel, dass man (auch bei ehelichen Schwierigkeiten oder Alternativen zur Ehe) an einer Ehe festhalten sollte (Amato & DeBoer 2001: 1040; Esser 2002). Diese individuelle normative Bindung an die Ehe wird (mit-)beeinflusst durch gesellschaftliche Rahmenbedingungen, wie zum Beispiel die Säkularisierung der Gesellschaft und den kulturellen Wandel hin zu einer Deinstitutionalisierung der Ehe. Diese kennzeichnet ein abnehmender normativer Druck auf die Partner, eine Ehe einzugehen oder aufrechtzuerhalten, begleitet von der Entstehung und Verbreitung neuer Lebensformen als Alternativen zur Ehe. Die Liberalisierung der Ehenorm ist daher ein Faktor, der Scheidungsbarrieren innerhalb einer Gesellschaft verringert (Cherlin 2004; Wagner 2020).

Ländervergleiche zum Transmissionseffekt deuten an, dass der Transmissionseffekt in Ländern mit geringen Scheidungsbarrieren und in Ländern, in denen die elterliche Scheidung verbreiteter ist, geringer ausfällt (Dronkers & Härkönen 2008; Engelhardt et al. 2002; Wagner & Weiß 2006). Da in Deutschland, wie in anderen westlichen Gesellschaften, in den vergangenen Jahrzehnten die Scheidungszahlen gestiegen sind und die Scheidungsbarrieren gesunken sind, ließe sich in ähnlicher Weise ein zeitlicher Trend in Richtung eines Absinkens des Transmissionseffekts erwarten.

Die Annahme einer abnehmenden Transmission von Scheidung in einer Gesellschaft mit einer zunehmenden Verbreitung von elterlichen Scheidungen wurde aus zwei theoretischen Argumenten abgeleitet – der Stress-Hypothese und der Hypothese der differenziellen Sozialisation (DeGraaf & Kalmijn 2006a; Gähler & Härkönen 2014; Wolfinger 2005): Erstens haben Eltern bei größerer Verbreitung von Scheidung zunehmend Vorbilder (Schemata), wie sie sich nach einer Scheidung verhalten sollten, um den Scheidungsstress

für ihre Kinder zu reduzieren (Sigle-Rushton et al. 2005), und so gegebenenfalls auch die langfristigen Folgen der elterlichen Scheidung zu vermindern. Bisherige Studien deuten jedoch darauf hin, dass die nachteiligen Auswirkungen der elterlichen Scheidung auf das Leben der Kinder anhalten und keine Abnahme festzustellen ist (Gähler & Garriga 2013; Raley & Sweeney 2020). Die Hypothese der differenziellen Sozialisation argumentiert, dass bei zunehmender gesellschaftlicher Verbreitung von Scheidung die *persönliche* Erfahrung in der Herkunftsfamilie an Bedeutung verliert, da auch Kinder, die keine Scheidung in ihren Herkunftsfamilien erlebt haben, häufiger mit Scheidungen in ihrem Umfeld in Kontakt kommen. Auf diese Weise lernen auch Kinder ohne geschiedene Eltern, dass Ehen instabil sein können. So wird die Erfahrung der elterlichen Scheidung in der Kindheit zu einer weniger differenziellen Lernerfahrung, und Scheidungskinder sollten sich nicht mehr systematisch in Bezug auf ihr eheliches Commitment oder ihre ehespezifischen Investitionen unterscheiden, was zu einer Reduzierung des Transmissionseffekts führen sollte. Bei der Stress-Hypothese und der Hypothese der differenziellen Sozialisation ist jedoch zu beachten, dass für ein Absinken des Transmissionseffekts die gesellschaftlichen Rahmenbedingungen zum Zeitpunkt der *elterlichen* Scheidung entscheidend sind. Im Jahr 2021 war das Durchschnittsalter von Männern bei ihrer Scheidung 47 Jahre und das von Frauen 43,9 Jahre (Statistisches Bundesamt 2022). Bei Analysen des Transmissionseffekts in den jüngsten Kohorten sollten entsprechend die gesellschaftlichen Rahmenbedingungen in den späten 1970er bis frühen 1980er Jahren maßgeblich sein.¹ Dass bei Kindern dieser Generation bereits die Scheidungsbarrieren so niedrig und die Verbreitung elterlicher Scheidung hoch genug waren, um den Transmissionseffekt entscheidend zu verringern, erscheint bezogen auf den deutschen Kontext zunächst als nicht besonders wahrscheinlich.

Zum demografischen Wandel in Deutschland gehört neben dem Anstieg der Scheidungszahlen bis zum Jahr 2005 auch ein Rückgang der Heiratsneigung. Frühere Studien haben gezeigt, dass Scheidungskinder dazu neigen, früher zu heiraten (Diekmann & Engelhardt 1995; Engelhardt et al. 2002; Glenn & Kramer 1987; Mueller & Pope 1977), aber diese Studien konzentrierten sich auf Kohorten mit einer ausgesprochen hohen Heiratsneigung. Es könnte sein, dass Scheidungskinder in jüngeren Kohorten aufgrund ihrer geringeren normativen Bindung an die Ehe zunehmend al-

¹ Bei der Berechnung des Durchschnittsalters bei der Scheidung werden auch Scheidungen höherer Ordnung einbezogen. Das Alter bei der ersten Scheidung dürfte etwas niedriger ausfallen. Da aber Scheidungen höherer Ordnung deutlich seltener als erste Scheidungen sind, fallen die Auswirkungen auf das Durchschnittsalter gering aus.

ternative Lebensformen der Ehe vorziehen. Dann würden Partnerschaften mit einem erhöhten Trennungsrisiko nicht mehr in Ehen überführt, und das Eingehen einer Ehe würde zunehmend selektiv auf gute Beziehungsqualität. Der Pool der verheirateten Paare verschiebt sich in diesem Fall in Richtung der selektiven Gruppe derjenigen mit den stabilsten Beziehungen (siehe z. B. Raley & Sweeney 2020 für eine ausführliche Darstellung solcher kompositionalen Veränderungen und ihrer Auswirkungen). Falls Scheidungskinder in jüngeren Kohorten zunehmend selektiv auf eine gute Beziehungsqualität heiraten, könnte der Effekt der elterlichen Scheidung auf die Stabilität der Ehe in jüngeren Kohorten abgenommen haben.

Es wurden jedoch auch theoretische Argumente für einen *zunehmenden* Transmissionseffekt vorgebracht. Amato und DeBoer (2001) fanden heraus, dass der Transmissionseffekt bei elterlichen Ehen mit einem geringen Maß an ehelichen Konflikten stärker ist als bei stark konfliktbehafteten elterlichen Partnerschaften. Das elterliche Beispiel, ihre Ehe angesichts relativ geringer Probleme zu beenden, könnte zu einem besonders starken Rückgang des ehelichen Commitments in der Kindgeneration führen, da Scheidungskinder lernen, dass eine Scheidung eine gangbare Alternative bei Absinken der Ehequalität ist. Auch könnte das elterliche Beispiel den Kindern vor Augen führen, dass selbst eine scheinbar glückliche Ehe immer von einer Scheidung bedroht ist, was die Bereitschaft, in die eigene Ehe zu investieren, in besonderem Maße verringern könnte. Ein Trend zu „leichteren“ (d. h. weniger konfliktbehafteten) Scheidungen (DeGraaf & Kalmijn 2006b) könnte so den Transmissionseffekt verstärken.

3 Bisherige Forschung zum zeitlichen Wandel des Transmissionseffekts und methodische Überlegungen

Bisher durchgeführte Untersuchungen zum zeitlichen Wandel des Transmissionseffekts konzentrieren sich auf die USA und kamen zu dem Schluss, dass es *keine* Veränderung gibt (Amato & Cheadle 2005; Li & Wu 2008; Teachman 2002). Wolfinger (1999, 2011) stellte jedoch einen Rückgang des Transmissionseffekts fest und wies darauf hin, dass die Null-Effekte in anderen Studien möglicherweise auf eine stark eingeschränkte Erfassung verschiedener Heiratskohorten zurückzuführen sein könnten.

Für die Niederlande finden sowohl Dronkers (1997) als auch DeGraaf und Kalmijn (2006a) ebenfalls keine Ver-

änderung bei der intergenerationalen Transmission von Scheidungen. DeGraaf und Kalmijn (2006a) untersuchten Eheschließungen von den frühen 1940er bis zu den späten 1990er Jahren; Dronkers (1997) verglich nur zwei Geburtskohorten: Personen, deren Eltern vor oder nach 1922 geboren wurden. Für Spanien berichteten Bernardi und Martinez-Pastor (2011) über eine geringe, statistisch nicht signifikante Verringerung des Transmissionseffekts beim Vergleich von Ehen, die vor oder nach 1981 geschlossen wurden. Gähler und Härkönen (2014) untersuchten den zeitlichen Wandel des Transmissionseffekts anhand von Daten aus schwedischen Bevölkerungsregistern für sechs Geburtskohorten, die zwischen 1950 und 1975 geboren wurden. Ihre Ergebnisse zeigen keinen Trend über die Geburtskohorten hinweg.

Für Deutschland deuten bisher drei Studien auf einen möglicherweise leichten Rückgang der intergenerationalen Transmission von Scheidung hin (Diekmann & Engelhardt 1999; Engelhardt et al. 2002; Wagner et al. 2015). Allerdings haben weder Diekmann und Engelhardt (1999) noch Wagner et al. (2015) einen statistischen Test auf Veränderungen über Kohorten hinweg durchgeführt, und der von Engelhardt et al. (2002) festgestellte Rückgang über Heiratskohorten hinweg war statistisch nicht signifikant. Die Studien von Diekmann und Engelhardt (1999) sowie von Wagner et al. (2015) wurden durch den Vergleich von nur zwei Kohorten eingeschränkt, so dass nur lineare Veränderungen untersucht werden konnten. Darüber hinaus waren beide Studien auf Westdeutschland beschränkt. Engelhardt et al. (2002) verglichen drei Heiratskohorten, wobei die jüngsten Befragten zwischen 1959 und 1961 geboren wurden, als die Scheidungsraten in Deutschland gerade zu steigen begannen. Die bisher für Deutschland berichteten Ergebnisse beruhen auf lediglich zwei Erhebungsprogrammen: Wagner et al. (2015) sowie Engelhardt et al. (2002) nutzten für ihre Analysen mehrere Runden der Deutschen Lebensverlaufsstudie, Diekmann und Engelhardt (1999) verwendeten die erste Welle des DJI-Familienveys, der 1988 in Westdeutschland erhoben wurde.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass frühere Untersuchungen darauf hindeuten, dass sich die intergenerationale Weitergabe von Scheidungen nicht verändert oder nur geringfügig abgenommen hat. Keine bisherige Studie zeigt einen Anstieg des Transmissionseffekts. Allerdings beruhen insbesondere die Studien aus Deutschland auf einer sehr begrenzten Datenlage, die jüngere Kohorten ausschließt und überwiegend auf Westdeutschland beschränkt bleibt. Die Analyse der zeitlichen Entwicklung von Scheidungsrisiken stellt hohe Anforderungen an die Datengrundlage (Gähler & Garriga 2013). Daten, die sich für die Untersuchung von zeitlichen Veränderungen eignen, müssen 1) einen langen historischen Zeitraum abdecken, 2) eine größere Anzahl

verschiedener Kohorten unterscheiden (mehr als zwei, um auch nicht-lineare Veränderungen erfassen zu können) und 3) eine ausreichende Anzahl von Ehen von Scheidungskindern in jeder Kohorte enthalten.

4 Zwischenfazit und Analysestrategie

Das Ziel dieses Beitrags ist es zu untersuchen, ob sich die intergenerationale Transmission über die Zeit verändert hat, oder ob sie sich in jüngeren Kohorten in gleicher Weise zeigt wie in älteren Kohorten.

Wie in den vorangegangenen Abschnitten beschrieben, besteht einerseits die Möglichkeit, dass der Transmissionseffekt über die Zeit angestiegen sein könnte (beispielsweise, weil ein Trend zu konfliktärmeren elterlichen Scheidungen die normative Bindung an die Ehe bei Scheidungskindern zunehmend verringert), andererseits sprechen Argumente für eine Abnahme des Transmissionseffekts in jüngeren Kohorten (insb. die Hypothese der differenziellen Sozialisation sowie eine möglicherweise zunehmende Selektivität der Eheschließung von Scheidungskindern). Daher werden keine gerichteten Hypothesen über die Veränderung des Transmissionseffekts im Zeitverlauf aufgestellt. Diese Studie ist daher in dieser Hinsicht weitgehend *explorativ*.

Zudem ist diese Studie *deskriptiv* angelegt: Ziel ist es zu untersuchen, *ob* sich der Effekt der elterlichen Scheidung auf das Scheidungsrisiko in der Kindgeneration im Kohortenvergleich wandelt, nicht, *wodurch* sich der Transmissionseffekt oder sein zeitlicher Wandel erklären lassen. Diese Restriktion erfolgt primär deswegen, weil bisherige Forschung gezeigt hat, dass vielfältige Prozesse bei der Erklärung des Transmissionseffekts eine Rolle spielen und sich nicht ein einzelner Erklärungsfaktor (wie beispielsweise eine geringere Bereitschaft von Scheidungskindern, mit ihrem Ehepartner gemeinsame Kinder zu bekommen) isolieren lässt. Bei bisher identifizierten Erklärungsfaktoren für den Transmissionseffekt spielen aber eine Reihe von Merkmalen eine Rolle, deren Bedeutsamkeit für ein erhöhtes Scheidungsrisiko selbst einem zeitlichen Wandel unterliegen könnten (z. B. der Einfluss von Religionszugehörigkeit, von Persönlichkeitsmerkmalen, vorehelichem Zusammenleben, ehelicher Arbeitsteilung und gemeinsamen Kinder des Paares).² Zu untersuchen, ob sich der

Transmissionseffekt im Kohortenvergleich durch *unterschiedliche* Prozesse erklären lässt – inklusive einer Analyse von deren relativer Bedeutsamkeit bei der Erklärung von Stabilität und Wandel des Transmissionseffekts – übersteigt jedoch die Möglichkeiten dieses Beitrags. Dementsprechend verzichten die empirischen Analysen weitestgehend auf den Einbezug von Kontrollvariablen und es werden hauptsächlich zeitliche Veränderungen des „Bruttoeffekts“ der elterlichen Scheidung auf das Scheidungsrisiko in der Kindergeneration untersucht. Zur Kontrolle der Robustheit der Ergebnisse wird jedoch überprüft, wie der Einbezug eines Maßes für das Eingehen einer Frühehe (bezogen auf das durchschnittliche Heiratsalter der jeweilige Kohorte) die Ergebnisse beeinflusst, da die Möglichkeit besteht, dass sich Scheidungskinder in jüngeren Kohorten mit einer insgesamt niedrigeren Heiratsneigung mehr Zeit für die Festlegung auf einen Ehepartner lassen und die Eheschließung von Scheidungskindern dadurch zunehmend selektiv auf eine hohe Partnerschaftsqualität erfolgt.

Die Ergebnisse in diesem Beitrag basieren auf einer gemeinsamen Analyse aller großen deutschen Erhebungen, die Ehebiografien und Messungen der elterlichen Scheidung oder Trennung in der Kindheit enthalten. Die Kumulierung und gemeinsame Analyse von Originaldatenquellen wird auch unter dem Begriff der Meta-Analyse (sog. Individual Person Data (IPD) Meta-Analyse) diskutiert (Klein et al. 2013; Lambert et al. 2002; Stewart & Tierney 2002). Diese bietet eine Reihe von Vorteilen gegenüber der klassischen, publikationsbasierten Meta-Analyse (vgl. Riley et al. 2010; Klein et al. 2013), zu denen auch die Möglichkeit vertiefter Analysen gehört, die in den einzelnen Ursprungsstudien aufgrund von Fallzahlproblemen nicht vorgenommen werden können. Die Verbindung der verschiedenen Datenquellen und die damit einhergehenden Erhöhung des Stichprobenumfangs ermöglicht in der vorliegenden Analyse Heterogenitätsanalysen dahingehend, ob sich der Transmissionseffekt zwischen verschiedenen Kohorten unterscheidet, was anhand der verschiedenen Datenquellen jeweils einzeln betrachtet nicht möglich wäre. Und schließlich führt die Erhöhung des Stichprobenumfangs auch dazu, dass die Kohortenanalysen getrennt für Ost- und Westdeutschland durchgeführt werden können. Hierdurch ist es möglich zu untersuchen, ob sich auch der Befund von Engelhardt et

² Frühere Forschungsarbeiten konnten beispielsweise zeigen, dass sich auch die Effekte eines vorehelichen Zusammenlebens und des Bildungsniveaus auf das Scheidungsrisiko über die Zeit verändern (Bernardi & Martinez-Pastor 2011; DeGraaf & Kalmijn 2006a; Hewitt &

De Vaus 2009; Reinhold 2010). Einen sich wandelnden Einfluss von Religionszugehörigkeit auf demografisches Verhalten fand auch Schulz (2022). Eine größere Bereitschaft von Scheidungskindern, vor der Ehe unverheiratet zusammenzuleben, sowie die Transmission des Bildungsniveaus und der Religionszugehörigkeit in der Herkunftsfamilie wurden auch als mögliche Erklärungen des Transmissionseffekts diskutiert (z. B. Diekmann & Engelhardt 1995).

al. (2002), dass der Transmissionseffekt in Ostdeutschland schwächer ausfällt als in Westdeutschland, anhand überwiegend anderer Datenquellen replizieren lässt.

5 Daten

Die vorliegenden Analysen basieren auf mehr als 37.000 Ersten aus sechs großen Umfrageprogrammen, die zwischen 1981 und 2020 durchgeführt wurden. Die Datenaufbereitung in Form einer Harmonisierung und Kumulation bestehender Umfragedaten wurde im Rahmen des DFG-Projekts „Harmonisierung und Synthese paarbiografischer Daten (HaSpaD)“ geleistet.³ Ziel dieses Projektes war es, alle großen deutschen Umfrageprogramme, die paarbiografische Daten enthalten, in zentralen Messungen zu harmonisieren (Weiß et al. 2023). Der Datenaufbereitungs-Code für die Statistik-Software Stata kann für weitere Projekte nachgenutzt werden (Schulz et al. 2021). Einige der in HaSpaD harmonisierten Umfragedaten konnten leider in die gegenwärtigen Analysen nicht einbezogen werden, da sie keine Messung des Erlebens der elterlichen Scheidung in der Kindheit enthalten. Dies betrifft die Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS), den Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE, Teilstichprobe Deutschland) und das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). Eine Auflistung aller in dieser Arbeit einbezogenen Einzelstudien und ihre Datenzitationen befinden sich in Anhang A.1. Die in diese Arbeit einbezogenen Studien sind im Einzelnen:

- die Deutsche Lebensverlaufsstudie (GLHS, bestehend aus fünf Teilstudien: GLHS-West I, GLHS-West III, GLHS-DDR, GLHS-Ost 71, GLHS-West 64/71),⁴
- die Familiensurveys des Deutschen Jugendinstituts (FS, mit vier Teilstudien: FS-West I, FS-Ost I, FS – II, FS – III),
- der Fertility and Family Survey, Teilstichprobe Deutschland (FFS),
- die Mannheimer Scheidungsstudie (MS),
- der Generations and Gender Survey, Teilstichprobe Deutschland (GGS), und

³ DFG-Geschäftszeichen: SCHU 3167/1-1; WE 6049/1-1).

⁴ Die Studien GLHS-DDR, GLHS-Ost 71 and GLHS-West 64/71 hatten teilweise Wiederholungsbefragungen: Die Studie GLHS-Ost Panel war eine Wiederholungsbefragung von GLHS-DDR, die Studie GLHS-Panel 71 war eine Wiederholungsbefragung der Befragten der Geburtskohorte 1971, die ursprünglich in den Studien GLHS-Ost 71, Und GLHS-West 64/71 befragt wurden. Da in der Datenkumulation auch andere Panelstudien mit mehreren Panelwellen enthalten sind (z. B. pairfam), werden diese Folgerhebungen des GLHS nicht als eigene Teilstudien gezählt. Dennoch werden die harmonisierten Daten des GLHS-Ost-Panels und des GLHS-Panels 71 in die Datenkumulation und Analysen einbezogen.

- das Beziehungs- und Familienpanel (pairfam). Von den pairfam-Daten wurde lediglich die Auffrischungsstichprobe (erstmalig befragt in den Jahren 2018/2019) in die Datenanalyse einbezogen.⁵

Die Analysen bleiben auf die Geburtskohorten, die vor der deutschen Wiedervereinigung geboren wurden, beschränkt. Personen, die nach der Wiedervereinigung geboren wurden, haben das durchschnittliche Heiratsalter zum Zeitpunkt der Befragung überwiegend noch nicht erreicht, so dass Analysen zu Scheidungen dieser Kohorte vorwiegend auf Frühehen und damit selektiven Stichproben beruhen.⁶

Zunächst wurden die Ehebiografiedaten aller Befragten der verschiedenen Umfragedaten gepoolt, so dass sich eine Datengrundlage von 41.970 Ehen ergab. Um eine Stichprobe von Ersten zu erhalten, wurden alle Ehen höherer Ordnung entfernt (n = 2.542). Wenn die Befragten keine gültigen Angaben zu ihrem Heiratsdatum machten, wurde stattdessen (soweit vorhanden) das Datum des Beginns des Zusammenlebens für die Berechnung der Ehedauer verwendet, um möglichst viele der verbleibenden Daten für die Analyse zu erhalten (n=469). Es mussten dennoch 252 Ehen von der Analyse ausgeschlossen werden, weil weder der Ehebeginn noch der Beginn des Zusammenlebens bekannt waren. Für weitere 261 Beobachtungen konnte aus anderen Gründen keine Ehedauer berechnet werden (vollständig fehlende Informationen über das Ende der Ehe, Ehen mit negativer Dauer, unklar, ob die Ehe getrennt wurde oder nicht). 35 Ehen, die laut Befragtenangaben vor dem Alter von 14 Jahren geschlossen wurden, wurden ebenfalls von der Analyse ausgeschlossen. Für 1.848 Fälle gab es keine In-

⁵ In pairfam wurden Informationen zur elterlichen Scheidung in Welle 6 (Mitglieder der Hauptstichprobe) und in Welle 11 (erste Befragung der Mitglieder der Auffrischungsstichprobe) erhoben. Daher ist für Befragte der Hauptstichprobe ein Maß für die Erfahrung der elterlichen Scheidung in der Kindheit nur verfügbar, wenn sie mindestens bis Welle 6 im Panel blieben. Die Panel-Sterblichkeit in pairfam steht jedoch mit der Instabilität von Paarbeziehungen in einer systematischen Beziehung (Müller & Castiglioni 2015). Infolgedessen fehlen die Informationen zur elterlichen Scheidung nicht zufällig für die Mitglieder der Hauptstichprobe („missing at random“), sondern sind selektiv bezogen auf die Beziehungsstabilität. Eine Analyse der Auswirkungen der elterlichen Scheidung (gemessen in Welle 6) auf die Ehestabilität würde entsprechend verzerrte Schätzungen ergeben. Dementsprechend bleibt die Analyse der pairfam-Daten auf die Mitglieder der Auffrischungsstichprobe, die bereits bei ihrer ersten Befragung Angaben zur Erfahrung der elterlichen Trennung oder Scheidung in ihrer Kindheit machen konnten, beschränkt.

⁶ Das durchschnittliche Erstheiratsalter von Frauen betrug im Jahr 2018 31,9 Jahre, das von Männern betrug 34,4 Jahre (Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung 2021).

Tab. 1: Kumulierter Datensatz nach Ursprungsstudie und Geburtskohorte

	Geburtskohorte									Gesamt
	< 1939	1939–1945	1946–1949	1950–1954	1955–1959	1960–1964	1965–1969	1970–1979	1980–1989	
GLHS West I	673	676	190	405	0	0	0	0	0	1944
GLHS West III	0	0	0	268	706	370	0	0	0	1344
GLHS DDR	566	558	0	537	139	345	0	0	0	2145
GLHS Ost 71	0	0	0	0	0	0	0	167	0	167
GLHS West 64/71	0	0	0	0	0	1052	0	608	0	1660
FS West-I	664	766	406	481	444	327	60	2	0	3150
FS Ost-I	167	298	123	246	247	219	69	3	0	1372
FS – II	392	1238	569	924	894	877	824	133	0	5851
FS – III	304	581	863	1039	1174	1365	848	591	19	6784
FFS	0	0	0	1033	1499	1518	690	85	0	4825
MS	1183	766	490	698	735	675	339	74	0	4960
GGS	0	0	0	0	295	504	510	586	80	1975
pairfam	0	0	0	0	0	0	0	0	855	855
Gesamt	3949	4883	2641	5631	6133	7252	3340	2249	954	37032
% Scheidungskinder	2,6	3,9	3,4	5,1	5,7	7,8	8,7	8,3	10,5	5,8

formationen über das Geburtsjahr der Befragten oder über die Erfahrung einer elterlichen Scheidung in der Kindheit. Der endgültige Datensatz besteht aus 37.032 Ersten, die zwischen 1930 und 2020 geschlossen wurden.

Ehedauer

Die Ehedauer wird anhand von Zeitpunkt des Ehebeginns und Zeitpunkt des Eheendes in Jahren berechnet. Zur Berechnung der Ehedauer wird zunächst eine trichotome Variable erstellt, die angibt, ob eine Ehe zum Befragungszeitpunkt andauerte, ob die Ehe durch den Tod des Partners oder der Partnerin endete, oder ob die Ehe durch eine Trennung oder Scheidung beendet wurde. Bei Ehen, die zum Befragungszeitpunkt andauerten, wird die Ehedauer anhand des Befragungsdatums und des Zeitpunkts des Ehebeginns berechnet. Verstarb der Ehepartner, wird die Angabe zum Todeszeitpunkt verwendet. Bestand die Ehe zum Befragungszeitpunkt aufgrund einer Trennung oder Scheidung nicht mehr, wird zur Berechnung der Ehedauer zunächst das Scheidungsdatum verwendet. Liegt dieses nicht vor (zum Beispiel, weil die Ehe zum Befragungszeitpunkt getrennt, aber noch nicht geschieden war, weil der Befragte keine Angaben zum Scheidungsdatum gemacht hat, oder weil diese Angabe in einer Ursprungsstudie systematisch nicht erhoben wurde),⁷ wird stattdessen das Jahr, in dem das Zusammenleben endete, verwendet. Liegt

dieses ebenfalls nicht vor, dann wird die Ehedauer anhand des Zeitpunkts der Trennung berechnet. Ehen, die mit dem Tod eines Ehepartners enden, werden in den Ereignisanalysen als zum Zeitpunkt des Todes zensiert behandelt. Ehen, die zum Zeitpunkt der Befragung bestanden, werden ebenfalls als zensiert behandelt. Von den 37.032 Ersten in der Analysegrundlage endeten 8.037 mit einer Scheidung oder Trennung, 1.062 endeten mit dem Tod eines Ehepartners und 27.933 bestanden zum Zeitpunkt der Befragung.

Geburtskohorten

Da bei der Transmission von Scheidung der Zeitpunkt des Erlebens der elterlichen Scheidung analytisch von größerer Bedeutung ist als der Zeitpunkt der späteren Eheschließung, wird der zeitliche Wandel des Transmissionseffekts im Vergleich zwischen Geburtskohorten anstatt der in der Scheidungsforschung üblicheren Eheschließungskohorten untersucht. Der Umfang des gepoolten Datensatzes erlaubt die Unterscheidung von neun Geburtskohorten. Die älteste Kohorte umfasst die vor dem Jahr 1939 Geborenen, die jüngste Kohorte die in den 1980er Jahren Geborenen. Die Kohortenzusammensetzung der verschiedenen Ursprungsdaten ist in Tabelle 1 dargestellt; die Geburtsjahre reichen von 1906 bis 1986.

⁷ Im Family and Fertility Survey (1992) wurde beispielsweise nur nach dem Datum des Auszugs eines Partners und dem jeweiligen Grund

dafür gefragt, wobei Trennung oder Scheidung als separate Antwortmöglichkeiten zur Verfügung standen.

Tab. 2: Stichprobenbeschreibung kumulierter Datensatz und Ursprungsstudien

		Min.	Max.	Mittelwert	SD			Min.	Max.	Mittelwert	SD
Kumulierte Daten, N = 37.032	Scheidung	0	1	0,22	---	MS, N = 4.960	Scheidung	0	1	0,54	---
	Ehedauer (Jahre)	1	66	15,06	10,4		Ehedauer (Jahre)	1	66	16,59	12,6
	Relatives Heiratsalter	-3	8	0,00	1,0		Relatives Heiratsalter	-3	7	-0,04	1,0
	Geburtsjahr	1906	1986	1954,32	12,2		Geburtsjahr	1906	1977	1948,09	13,1
	Alter beim Interview	18	90	40,52	10,5		Alter beim Interview	18	90	47,24	13,1
	Elterliche Scheidung Ostdeutschland	0	1	0,06	---		Elterliche Scheidung Ostdeutschland	0	1	0,07	---
GLHS, N = 7.260	Scheidung	0	1	0,13	---	GGG, N = 1.975	Scheidung	0	1	0,15	---
	Ehedauer (Jahre)	1	48	14,90	10,9		Ehedauer (Jahre)	1	36	13,03	7,6
	Relatives Heiratsalter	-2	8	0,01	0,9		Relatives Heiratsalter	-3	7	0,48	1,3
	Geburtsjahr	1929	1971	1951,29	13,3		Geburtsjahr	1955	1986	1966,83	6,8
	Alter beim Interview	24	67	39,37	10,4		Alter beim Interview	19	53	39,11	6,9
	Elterliche Scheidung Ostdeutschland	0	1	0,05	---		Elterliche Scheidung Ostdeutschland	0	1	0,07	---
FS, N = 17.157	Scheidung	0	1	0,18	---	pairfam, N = 855	Scheidung	0	1	0,12	---
	Ehedauer (Jahre)	1	50	16,77	10,4		Ehedauer (Jahre)	1	23	8,30	4,5
	Relatives Heiratsalter	-3	8	-0,01	1,0		Relatives Heiratsalter	-2	2	0,15	0,9
	Geburtsjahr	1914	1982	1953,17	10,3		Geburtsjahr	1980	1983	1981,95	0,8
	Alter beim Interview	18	76	41,66	9,8		Alter beim Interview	34	39	36,98	1,0
	Elterliche Scheidung Ostdeutschland	0	1	0,04	---		Elterliche Scheidung Ostdeutschland	0	1	0,10	---
FFS, N = 4.825	Scheidung	0	1	0,18	---						
	Ehedauer (Jahre)	1	24	9,66	5,4						
	Relatives Heiratsalter	-3	4	-0,16	0,9						
	Geburtsjahr	1952	1972	1959,33	4,8						
	Alter beim Interview	19	40	32,46	4,8						
	Elterliche Scheidung Ostdeutschland	0	1	0,11	---						

Elterliche Scheidung

Im Idealfall würde der gepoolte Datensatz identische Maße für die elterliche Scheidung in allen Datensätzen enthalten. Die Maße unterscheiden sich jedoch sowohl innerhalb (z. B. Lebensverlaufsstudien oder Familiensurveys) als auch zwischen den verschiedenen Ursprungserhebungen. Tabelle A.2 im Anhang gibt einen Überblick über die Messung der elterlichen Scheidung bzw. der elterlichen Trennung in jeder in die Analysen einbezogenen Studie. Ein wesentlicher Unterschied zwischen den Studien besteht darin, ob die Befragten nach einer elterlichen Trennung oder einer elterlichen Scheidung gefragt wurden. Auch wenn es analytisch einen Unterschied macht, ob eine Messung nur die elterliche Scheidung oder auch die Trennung unverheirateter Eltern erfasst, waren unverheiratete Eltern in den untersuchten Kohorten sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland in der Realität die Ausnahme (Klüsener & Goldstein 2014). Außerdem wurde in einigen Studien eine elterliche Scheidung

oder Trennung nur bis zu einem Alter von 15 oder 16 Jahren erfragt. Diese Studien sind jedoch immer noch in der Lage, den größten Teil der Kindheit und Jugend der Befragten zu erfassen. Schließlich sind noch folgende Besonderheiten zu beachten: Im GGS wurden die Befragten nicht nach einer elterlichen Scheidung oder Trennung in der Kindheit gefragt, wenn beide Eltern zum Zeitpunkt der Befragung verstorben waren. Da es sich hierbei eindeutig um einen altersabhängigen Prozess handelt, werden die Angaben in dieser Variablen für ältere Befragte weniger zuverlässig. Daher werden die Analysen des GGS auf Befragte, die zum Zeitpunkt der ersten Welle der Datenerhebung jünger als 50 Jahre waren, beschränkt. Pairfam ist der einzige Datensatz, in dem sowohl die Trennung der Eltern als auch die Scheidung der Eltern erhoben wurde. Gleichzeitig stammen die Ehen aus der jüngsten Geburtskohorte fast ausschließlich aus pairfam. Um die Messung an ältere Datensätze (und entsprechende Kohorten) anzugleichen, wurde anhand der pairfam-Daten ein Maß für die elterliche Scheidung erstellt.

Frühehe

Zur Erfassung von Frühehen wurde ein Maß für das relative Heiratsalter einer Person konstruiert. Hierzu wurde jeweils getrennt nach den neun Geburtskohorten, nach Geschlecht und nach Region (Ost- oder Westdeutschland) das Heiratsalter z-standardisiert. Das so konstruierte Maß gibt an (in der Maßeinheit Standardabweichung), ob das Heiratsalter einer Befragten (je nach Geburtskohorte, Geschlecht und Region) überdurchschnittlich (positive Werte) oder unterdurchschnittlich (negative Werte) war. Tabelle 2 gibt einen Überblick über die in den Analysen verwendeten Messungen.

6 Statistische Verfahren

In einem ersten Schritt wird anhand der Sterbetafelmethode (Kaplan-Meier-Schätzer) überprüft, ob sich der Befund einer Transmission des Scheidungsrisikos von einer Generation auf die nächste anhand von jedem der einbezogenen Umfrageprogramme reproduzieren lässt. Die Analysen werden jeweils getrennt nach Umfrageprogramm und Landesteil (Ost- oder Westdeutschland) vorgenommen. Anhand des Cox-Tests auf Gleichheit der Überlebensfunktionen wird überprüft, ob sich das Trennungsrisiko zwischen Scheidungskindern und Personen ohne Scheidungserfahrungen in der Herkunftsfamilie signifikant unterscheidet.

Die Analysen der gepoolten Daten ermöglichen einen umfassenden Kohortenvergleich und beruhen auf zeitdiskreten Ereignisdatenanalysen. Diese Methode wird häufig zur Analyse von Partnerschaftsstabilität verwendet und ist flexibel in Bezug auf die Modellierung der funktionalen Form der Eheauflösungsrate (Allison 1982; Willett & Singer 1993). Der zeitdiskreten Ereignisanalyse wird gegenüber der zeitkontinuierlichen Analyse der Vorzug gegeben, da in einigen der Ursprungsstudien Informationen über den Beginn und das Ende der Ehe auf jährlicher Basis erhoben wurden. Zeitdiskrete Modelle eignen sich zur Approximation von zeitkontinuierlichen Modellen, wenn die bedingten Wahrscheinlichkeiten des Ereigniseintritts klein sind (Yamaguchi 1991: 17), was bei Scheidungsanalysen der Fall ist. Zeitdiskrete Ereignisanalysen können mittels einer logistischen Regression auf Basis der einzelnen Ehejahre analysiert werden (Person-Period-File). Hierzu wird eine Dummy-Variable gebildet, die angibt, ob die Ehe im jeweiligen Ehejahr getrennt wurde oder nicht. Die logistische Regression berechnet dann die Wahrscheinlichkeit des Ereigniseintritts „Trennung/Scheidung“ in einem Ehejahr unter Kontrolle der Prozesszeit und weiterer Merkmale. Um einen sichel-

förmigen Verlauf des Trennungsrisikos über die Ehedauer zu modellieren, wird die Trennungswahrscheinlichkeit als eine Funktion der Prozesszeit und des Logarithmus der Prozesszeit modelliert (Diekmann & Mitter 1984). Weitere Prädiktoren sind die Indikatoren der neun Geburtskohorten und das harmonisierte Maß der elterlichen Trennung oder Scheidung. Die Modelle enthalten Interaktionen zwischen Geburtskohorte und der Messung der elterlichen Scheidung. In einem ersten Schritt werden für Ost- und Westdeutschland separate Modelle geschätzt. Um Unterschiede im Transmissionseffekt zwischen Ost- und Westdeutschland beurteilen zu können, wird anschließend auch ein vollständiges Modell für Ost- und Westdeutschland geschätzt.

Ziel der Analyse ist eine Beurteilung, ob sich der Effekt der elterlichen Scheidung auf das Trennungsrisiko zwischen verschiedenen Geburtskohorten unterscheidet. Bei nichtlinearen Regressionsmodellen, wie der logistischen Regression, ist der Vergleich von Regressionskoeffizienten zwischen Gruppen und Modellen komplexer als bei linearen Regressionsmodellen (Berry et al. 2010; Mood 2010). Diese Einschränkungen gelten auch für den Vergleich von Effektgrößen zwischen Gruppen innerhalb desselben Modells, wie es bei der Schätzung von Interaktionseffekten der Fall ist (Mood 2010). Dem Beispiel von Bauer und Kneip (2012, 2014) folgend, werden daher in einem ersten Schritt die vorhergesagten bedingten Wahrscheinlichkeiten einer Trennung im fünften Ehejahr für Personen mit und ohne die Erfahrung einer elterlichen Scheidung in der Kindheit über die verschiedenen Geburtskohorten grafisch verglichen, sowie die entsprechenden durchschnittlichen marginalen Effekte (Average Marginal Effect, im Folgenden AME) der elterlichen Scheidung auf die Trennungswahrscheinlichkeit. Die Darstellung der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten und der AMEs bezieht sich auf das fünfte Ehejahr, da im fünften bis achten Ehejahr das Scheidungsrisiko typischerweise am stärksten ist (vgl. Wagner et al. 2015 für eine Darstellung der Hazard Raten bei Erstehen) und damit eine intuitivere Interpretation der Unterschiede in den Scheidungsrisiken möglich ist.

Ein AME stellt den durchschnittlichen Effekt eines Prädiktors auf die Wahrscheinlichkeit eines Ereigniseintritts dar. Auf die vorliegende Analyse angewandt, gibt der AME der elterlichen Scheidung das erhöhte Scheidungsrisiko für Scheidungskinder in einem bestimmten Ehejahr (in Prozentpunkten) im Vergleich zu Personen an, die keine elterliche Scheidung erlebt haben. Ist dieser signifikant von Null verschieden, liegen signifikante Unterschiede zwischen Scheidungskindern und Personen ohne Scheidungserfahrung in der Herkunftsfamilie in der Trennungswahrscheinlichkeit einer Ehe vor. Ein Anstieg der Scheidungswahrscheinlichkeit um einen AME von beispielsweise 2 Prozentpunkten

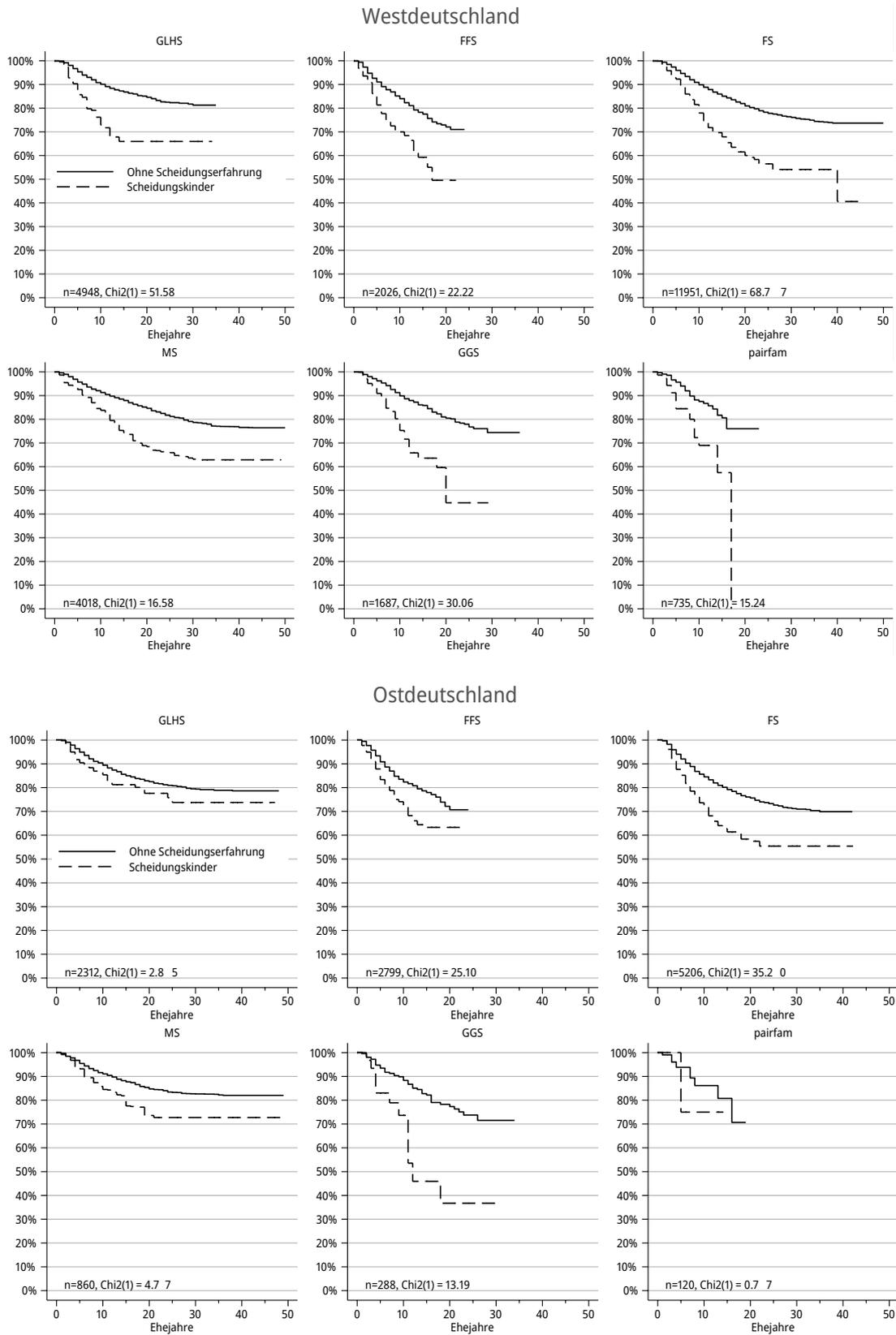


Abb. 1: Anteil bestehender Ehen nach Ehedauer, Herkunftsfamilie und Ursprungsstudie (Kaplan-Meier-Schätzer)
Gewichtete Daten (MS)

führt jedoch zu einem anderen *relativen* Effekt der elterlichen Scheidung bei einem niedrigen gesellschaftlichen Scheidungsniveau als bei einem hohen Scheidungsniveau. Bei einem niedrigen Scheidungsniveau könnten diese 2 Prozentpunkte beispielsweise das Scheidungsrisiko verdoppeln, während bei steigenden Scheidungsraten derselbe AME nur zu einem geringfügigen relativen Anstieg des Scheidungsrisikos führt. Somit könnte eine Änderung der AMEs einfach Änderungen des Basisrisikos für eine Scheidung widerspiegeln, während der relative Effekt konstant bleibt. Anhand der vorhergesagten Trennungswahrscheinlichkeiten im fünften Ehejahr wird daher für jede der Geburtskohorten zusätzlich das relative Trennungsrisiko (RR) für Scheidungskinder im Vergleich zu Personen ohne Scheidungserfahrung in der Herkunftsfamilie anhand der vorhergesagten bedingten Wahrscheinlichkeiten berechnet (Noordzij et al. 2017).

In den multivariaten Analysen kann nicht für Studieneffekte kontrolliert werden, da aufgrund der unterschiedlichen Kohortenzusammensetzung Studien- und Kohorteneffekte miteinander konfundiert wären. Um verlässliche Schätzungen des Scheidungsrisikos zu erhalten, wird eine Designgewichtung auf die Ehen aus der Mannheimer Scheidungsstudie angewendet, da diese Daten aus einer Stichprobe stammen, die disproportional nach dem Familienstand verheiratet oder geschieden geschichtet war (Babka von Gostomski et al. 1997). Alle Regressionsmodelle wurden mit Stata 17 geschätzt.

7 Ergebnisse

Abbildung 1 zeigt die anhand von Sterbetafeln geschätzten Eheverläufe von Scheidungskindern und Personen ohne Scheidungserfahrungen in der Kindheit getrennt für die verschiedenen Ursprungsdatenquellen. Der Befund, dass Scheidungskinder in ihren eigenen Ehen einem statistisch signifikant erhöhten Scheidungsrisiko unterliegen, lässt sich mit jeder der einbezogenen Datenquellen für Westdeutschland (oberer Teil der Grafik) replizieren. Bezogen auf Ostdeutschland (unterer Teil der Grafik) zeigt sich, dass der Unterschied im Scheidungsrisiko zwischen Scheidungskindern und Personen ohne Scheidungserfahrungen in den Daten der deutschen Lebensverlaufsstudie (GLHS) gering ausfällt und nicht statistisch signifikant ist. Dies ist im Einklang mit den früheren Befunden von Engelhardt et al. (2002) anhand der gleichen Datenbasis. Anhand der pairfam-Daten ist ersichtlich, dass die Schätzung für Ostdeutschland auf einer zu geringen Fallzahl beruht, um verlässliche Aussagen zu ermöglichen.

Abbildung 2 zeigt die Ergebnisse der multivariaten Analysen anhand von zeitdiskreten Ereignisdatenanalysen. Dargestellt sind das vorhergesagte Risiko einer Trennung im fünften Ehejahr über die Geburtskohorten hinweg für Scheidungskinder und Personen ohne Scheidungserfahrungen in der Herkunftsfamilie sowie die anhand der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten berechneten relativen Risiken (RR) und die AMEs der elterlichen Scheidung auf das Scheidungsrisiko im fünften Ehejahr.

Für Westdeutschland (oberer Teil der Grafik) zeigt sich, dass, unabhängig von der Kohortenzugehörigkeit, das Risiko sich im fünften Ehejahr zu trennen, für Scheidungskinder bei ca. zwei Prozent liegt. Bei Personen ohne Scheidungserfahrungen in der Kindheit beträgt die Trennungswahrscheinlichkeit nur etwa ein Prozent. Das relative Risiko (RR) einer Trennung im fünften Ehejahr beträgt für Scheidungskinder entsprechend 2,1, der AME liegt bei 1,1 Prozentpunkt und ist signifikant. Sowohl für Scheidungskinder als auch für Personen ohne Scheidungserfahrungen zeigt sich erwartungsgemäß ein Anstieg des Trennungsrisikos über die Kohorten hinweg, der in den beiden jüngsten Geburtskohorten abflacht. In allen Geburtskohorten mit Ausnahme der ältesten (vor 1939 geborene Personen) und der 1950 bis 1954 Geborenen zeigt sich anhand der AMEs ein signifikant höheres Trennungsrisiko für Scheidungskinder. Das relative Risiko liegt zwischen 1,5 und 2,8. Insgesamt ist keine Abnahme des Transmissionseffekts festzustellen. Ein Vergleich der AMEs der elterlichen Scheidung ergibt sogar einen Anstieg ab der Geburtskohorte 1955–1959 verglichen mit den älteren Kohorten. Dieser Anstieg ist jedoch auf das im Kohortenvergleich insgesamt gestiegene Scheidungsrisiko zurückzuführen und führt nicht zu einem erhöhten relativen Scheidungsrisiko für Scheidungskinder. Die Schwankungen im relativen Risiko von Scheidungskindern, selbst geschieden zu werden, erscheinen wenig systematisch. Wenn überhaupt, ist maximal ein leichter Anstieg des Transmissionseffekts ab der Kohorte 1955–1959 verglichen mit den ältesten vier Kohorten festzustellen. Da diese ältesten Geburtskohorten zu einem großen Teil noch vor dem starken Anstieg der Scheidungszahlen beginnend in den 1960er Jahren geheiratet haben, ist es möglich, dass die Vorhersagekraft von Scheidungsprädiktoren in diesen Kohorten aber allein aufgrund der Schwierigkeit, seltene Ereignisse vorherzusagen, supprimiert wird (vgl. Teachman 2002) und der geringere Effekt somit nicht inhaltlich begründet ist.

Für Ostdeutschland liegen die relativen Scheidungsrisiken der Scheidungskinder in den Geburtskohorten bis 1949 zwischen 0,8 und 1,7, wobei die AMEs des Erlebens elterlicher Scheidung auf das Scheidungsrisiko in zwei der drei Geburtskohorten nicht signifikant sind. Für die vier Ge-

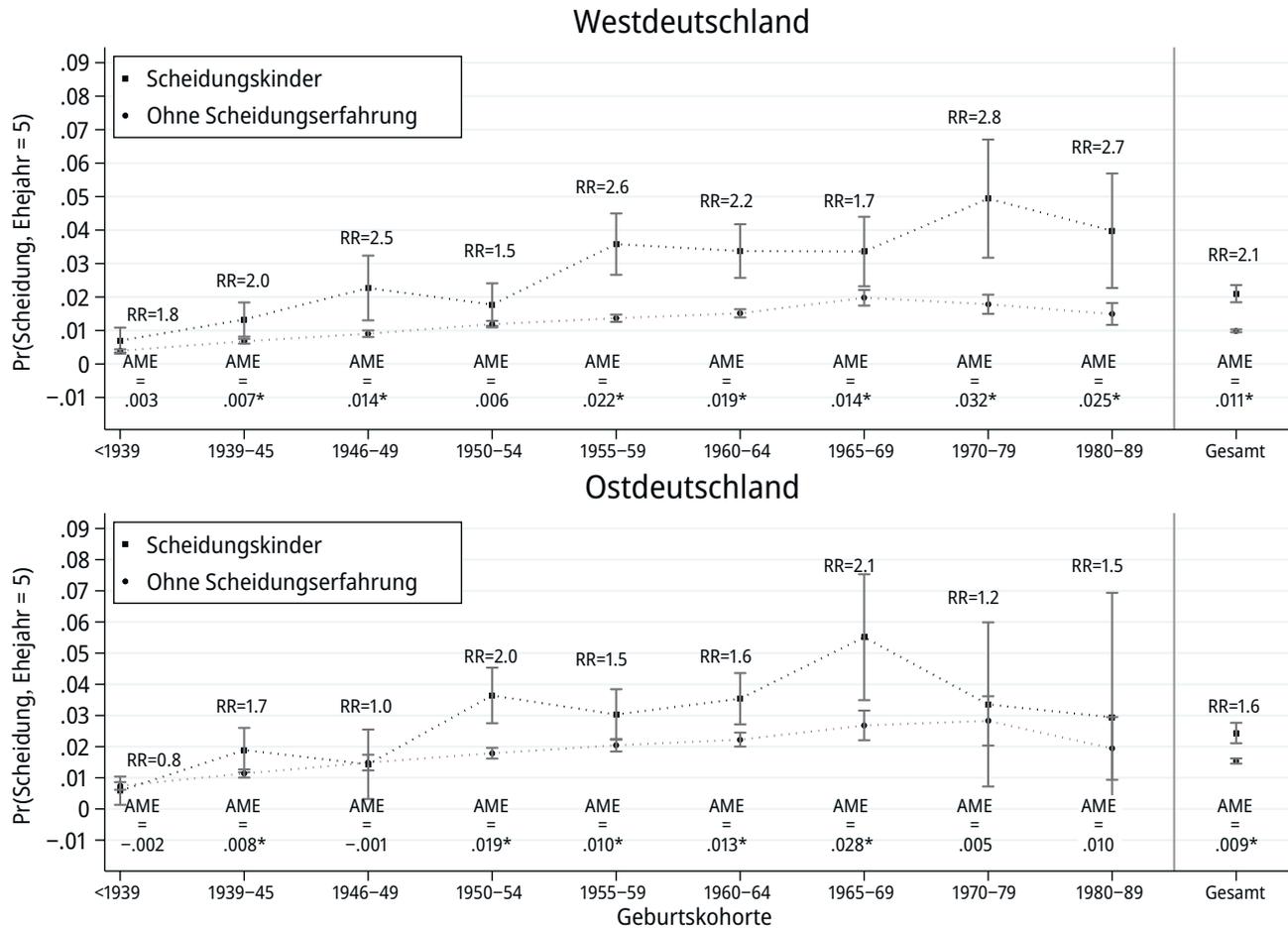


Abb. 2: Vorhergesagte Trennungswahrscheinlichkeit im fünften Ehejahr nach Herkunftsfamilie und Geburtskohorte
 Analyse kumulierter Daten. Gewichtete Daten (MS), Anzahl Ehejahre in Westdeutschland = 373.435, Ereignisse_{gewichtet} = 3.664. Anzahl Ehejahre in Ostdeutschland = 184.142, Ereignisse_{gewichtet} = 2.259. RR = Relative risks. AME = Average marginal effects.

burtskohorten 1950–1969 erhöhte die Erfahrung einer elterlichen Scheidung in der Kindheit das Risiko einer Trennung der Ehe um einen Faktor von etwa 1,5 bis 2,1 und die AMEs zeigen signifikante Unterschiede zwischen Scheidungskindern und Personen ohne Scheidungserfahrungen in der Herkunftsfamilie an. Im Prinzip würden die geschätzten relativen Risiken und die AMEs auf einen leichten Rückgang des Transmissionseffekts in den Geburtskohorten 1970–1979 und 1980–1989 hindeuten. Die sehr breiten Konfidenzintervalle verdeutlichen jedoch die Unsicherheit der Schätzung, die auch darauf beruht, dass die Fallzahlen in diesen Kohorten in Ostdeutschland überaus gering sind. Eine Interpretation dieser Unterschiede erscheint daher nicht gerechtfertigt. Wenn überhaupt, dann deuten die Ergebnisse für Ostdeutschland auf einen leichten Anstieg der Transmission von Scheidung im Laufe der Zeit hin, beginnend in der Kohorte der 1950–54 Geborenen, und auf eine Stabilität der RRs danach.

Um zu prüfen, ob sich der frühere Befund eines niedrigeren Transmissionseffekts in Ostdeutschland (Engelhardt et al. 2002) mit überwiegend anderen Datensätzen replizieren lässt, wird ein gemeinsames Modell für Ost- und Westdeutschland mit einem Interaktionseffekt zwischen elterlicher Scheidung und dem Regionalindikator geschätzt (siehe Tabelle A.3, Gesamtmodell). Der Effekt der elterlichen Scheidung ist in Ostdeutschland geringer. In Ostdeutschland haben Scheidungskinder im Vergleich zu Kindern von nicht-geschiedenen Eltern ein nur um 0,8 Prozentpunkte höheres Scheidungsrisiko im fünften Ehejahr (AME=-.008), während in Westdeutschland der geschätzte AME 0.011 beträgt. Ein paarweiser Vergleich der AMEs der elterlichen Scheidung in Ost- und Westdeutschland zeigt, dass der Unterschied signifikant ist (einseitiger Test, Unterschied in AMES = -.004, Standardfehler = .002, z = -1,92).

Die Modelle werden unter Einbezug eines Maßes für das relative Heiratsalter erneut geschätzt, um zu beur-

teilen, ob die Ergebnisse dadurch beeinflusst werden, dass sich Scheidungskinder in jüngeren Kohorten mehr Zeit für die Festlegung auf einen Ehepartner lassen. Die Ergebnisse dieser Modelle befinden sich in Tabelle A.3. Auch die AMEs und RRs wurden auf Basis dieser Modelle erneut geschätzt (ohne Abbildung). Der Einbezug dieses Maßes bleibt ohne wesentlichen Effekt auf die Ergebnisse. Es ist daher unwahrscheinlich, dass eine zunehmende Selektion in die Ehe einen substanziiell veränderten Transmissionseffekt verdeckt.

8 Diskussion

Das Ziel dieses Beitrags war es, zu untersuchen, ob sich die intergenerationale Transmission von Scheidung in jüngeren Kohorten in gleicher Weise zeigt wie in älteren Kohorten, das heißt, ob sich der Befund einer Scheidungstransmission aus früheren Arbeiten noch mit Daten, die auch jüngere Kohorten abdecken, replizieren lässt. Die Analysen basierten auf einer umfangreichen Datenkumulation aller großen deutschen Umfrageprogramme, die sowohl ehebiografische Daten als auch Maße für die Erfahrung einer elterlichen Scheidung oder Trennung in der Kindheit enthalten. Da es sowohl theoretische Argumente für ein Absinken des Transmissionseffekts über die Zeit als auch für einen Anstieg gibt, war die Studie weitestgehend explorativ angelegt.

Deskriptiv zeigte sich, dass sich der Transmissionseffekt in Ost- und Westdeutschland anhand fast aller Datenquellen replizieren ließ. Ausnahmen bildeten hier lediglich die Daten der Lebensverlaufsstudie in Ostdeutschland (in Einklang mit einer früheren Arbeit, vgl. Engelhardt et al. 2002) und die Daten der Auffrischungsstichprobe des pairfam in Ostdeutschland, wo aber die Fallzahlen zu gering für eine robuste Schätzung waren.

Ein Kohortenvergleich des Transmissionseffekts in Ost- und Westdeutschland anhand der kumulierten Daten ergab, dass sich mit den in die Analysen einbezogenen Geburtskohorten keine Hinweise auf einen Rückgang des Transmissionseffekts finden lassen. Die vorliegenden Ergebnisse entsprechen früheren Untersuchungen zu diesem Thema aus mehreren anderen Ländern (Amato & Cheadle 2005; Bernardi & Martinez-Pastor 2011; DeGraaf & Kalmijn 2006a; Dronkers 1997; Gähler & Härkönen 2014; Li & Wu 2008; Teachman 2002). Stattdessen sprechen die Befunde maximal für einen leichten Anstieg der Scheidungstransmission bei jüngeren Kohorten verglichen mit den ältesten Kohorten der vor 1955 Geborenen (Westdeutschland) beziehungsweise vor 1950 Geborenen (Ostdeutschland), weitestgehend ist jedoch Stabilität festzustellen.

In Bezug auf Ostdeutschland kann der Befund einer geringeren Scheidungstransmission von Engelhardt et al. (2002) mit überwiegend anderen Daten repliziert werden. Mit Ausnahme der Kohorte der 1939 bis 1945 Geborenen, beträgt dieser bei vor 1950 Geborenen sogar annähernd Null. Der Befund steht in Einklang mit den Ergebnissen von Raab (2017), der ebenfalls geringere Effekte der Herkunftsfamilie auf wichtige demographische Übergänge in Ostdeutschland fand.

Mehrere Argumente für einen zeitlichen Wandel des Transmissionseffekts beruhten auf der Häufigkeit und normativen Akzeptanz der elterlichen Scheidung in einer Gesellschaft, und Ergebnisse aus Ländervergleichen legen nahe, dass die Transmission von Scheidung tendenziell geringer ist, wenn die elterliche Scheidung häufig ist (Dronkers & Härkönen 2008; Engelhardt et al. 2002; Wagner & Weiß 2006). Die vorliegenden Ergebnisse stehen jedoch im Widerspruch zu dieser Beziehung zwischen der Häufigkeit der elterlichen Scheidung in einem bestimmten Kontext und der Stärke des Transmissionseffekts. Potenziell zugrundeliegende Mechanismen sollten einerseits der geringere Scheidungsstress bei größerer „Normalität“ elterlicher Scheidung sein, andererseits sollte die relative Verbreitung von (elterlicher) Scheidung dazu führen, dass die Erfahrungen von Scheidungskindern weniger „einzigartig“ (verglichen mit Kindern ohne persönliche Erfahrung von Scheidung in der Herkunftsfamilie) sind. Eine potenzielle Erklärung für die abweichenden Befunde dieser Studie könnte also sein, dass sich die Umstände der elterlichen Scheidung, wie z. B. der mit der elterlichen Scheidung verbundene Stress, für die betrachteten Kohorten noch nicht genug gewandelt haben, um zu einer substanziiellen Änderung des Transmissionseffekts zu führen, auch wenn die jüngeren Geburtskohorten in dieser Studie in einer Zeit steigender Scheidungszahlen aufwuchsen. Die Mediane der Geburtsjahre der beiden jüngsten in dieser Studie untersuchten Kohorten liegen bei 1971 bzw. 1982. In Westdeutschland trat beispielsweise erst 1977 ein reformiertes Scheidungsrecht in Kraft, in dem das Scheidungsverfahren von einem Verschuldensprinzip auf ein Zerrüttungsprinzip umgestellt wurde. Außerdem war das Aufwachsen in nicht-traditionellen Familienformen noch unüblich, so dass das Aufwachsen in einer Familie nach einer Scheidung immer noch eine seltene Erfahrung war. In Übereinstimmung mit diesem Argument berichten Gähler und Garriga (2013), dass es kaum Belege für einen schwächer werdenden Zusammenhang zwischen elterlicher Scheidung und psychischen Problemen für die Geburtskohorten 1934–1949 und 1966–1981 in Schweden gibt. Sollte also der gesellschaftliche Wandel hin zu weniger konfliktbelasteten Scheidungen (DeGraaf & Kalmijn 2006b) tatsächlich zu einer Verminderung des

Transmissionseffekte führen und nicht zu einer Stärkung, wie von Amato und DeBoer (2001) postuliert, dann könnte es sein, dass es schlicht noch etwas mehr Zeit braucht, bis sich dies merklich auf die Paarbeziehungen erwachsener Scheidungskinder auswirkt.

Bislang gibt es keine Hinweise dafür, dass die Transmission von Scheidung sich substantziell reduziert hätte. Dies hat mehrere Implikationen: Erstens sehen wir selbst bei den jüngsten betrachteten Geburtsjahrgängen noch langfristige Folgen der elterlichen Scheidung für die heute erwachsenen Kinder. Jede Ehe wird von den Partnern mit dem Wunsch geschlossen, dass sie (lebenslang) Bestand haben soll. Dass Scheidungskinder (weiterhin) Schwierigkeiten haben, diesen Wunsch Wirklichkeit werden zu lassen, ist daher eine wichtige Botschaft für die Beratung und die soziale Arbeit.

Zudem wurde argumentiert, dass die Scheidungstransmission einer der Faktoren ist, die den Anstieg der Scheidungsraten in vielen Ländern in Form einer Scheidungspirale vorangetrieben hat (Diekmann & Engelhardt 1995; Heaton 2002; Wagner 2020). Da die intergenerationale Übertragung von Scheidungen in Deutschland nicht abnimmt, steht die vorliegende Studie im Einklang mit einem solchen Argument. Solange sich die Auswirkungen von elterlicher Scheidung auf die Fertilitätsraten nicht merklich ändern (Wagner et al. 2015), kann eine abnehmende Scheidungstransmission jedoch nicht als Erklärung für die seit 2005 stagnierenden oder sogar sinkenden Scheidungsraten dienen.

Bestimmte Einschränkungen dieser Studie sollten jedoch beachtet werden. Selbst bei einer Datenkumulation aller geeigneten deutschen Umfragedaten leiden einige der Analysen unter Datenbeschränkungen. Die jüngste Kohorte

der ab 1980 geborenen Personen stützt sich fast ausschließlich auf die Daten der pairfam-Auffrischungsstichprobe, und pairfam fügt nur Fälle aus dieser Kohorte in die Datenkumulation ein. Daher ist es unmöglich, einen studienspezifischen Effekt von einer Veränderung des Transmissionseffekts bezogen auf diese Kohorte zu trennen. Ebenso wurden die jüngsten Kohorten häufiger in einem jungen Lebensalter befragt. Viele Befragte sind zum Befragungszeitpunkt noch keine Ehe eingegangen und die Ehen, die in die Analysen einbezogen wurden, wurden nur über einen vergleichsweise kurzen Zeitraum hinweg beobachtet. Daher ist es möglich, dass Daten aus mehr Studien oder ein längerer Beobachtungszeitraum für die jüngeren Geburtskohorten die Befunde mit einer größeren statistischen Genauigkeit – insbesondere für Ostdeutschland – abgesichert hätten.

Ein „eisernes Gesetz“ der Scheidungsfolgen kann es in den Sozialwissenschaften und der Demografie nicht geben. Die Ursachen und Folgen von Scheidungen müssen zwangsläufig von der kulturellen „Bedeutung“ von Scheidung in einem bestimmten sozialen Kontext abhängen. Dementsprechend können die Ergebnisse dieser Studie nichts darüber aussagen, wie Scheidungskinder heute die Scheidung ihrer Eltern erleben oder wie sich diese Erfahrung in einigen Jahrzehnten auf ihr Trennungs- und Scheidungsrisiko auswirken wird. Auch wenn diese Studie daher *keinen* zeitlichen Wandel des Transmissionseffekts gefunden hat, sollte daher zukünftig in Form wiederholter Replikationsstudien untersucht werden, ob sich der Transmissionseffekt in Gesellschaften, die mit kontinuierlichen sozialen und demografischen Veränderungen konfrontiert sind, bezogen auf jüngere Geburtsjahrgänge wandelt.

Tab. A.1: Übersicht verwendeter Datenquellen

Umfrageprogramm Teilstudie	Erhebungsjahr	Datenzitation
Deutsche Lebensverlaufsstudie (GLHS)		
GLHS West I	1981–1983	Mayer, K.U., 2018b: Lebensverläufe und gesellschaftlicher Wandel: Lebensverläufe und Wohlfahrtsentwicklung (Lebensverlaufsstudie LV-West I). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA2645 Datenfile Version 1.1.0, https://doi.org/10.4232/1.13193 .
GLHS West III	1988–1989	Mayer, K.U., 2018a: Lebensverläufe und gesellschaftlicher Wandel: Berufszugang in der Beschäftigungskrise (Lebensverlaufsstudie LV-West III). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA2648 Datenfile Version 1.1.0, https://doi.org/10.4232/1.13195 .
GLHS DDR	1991–1992	Mayer, K.U., 1995: Lebensverläufe und historischer Wandel in Ostdeutschland (Lebensverlaufsstudie LV-DDR). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA2644 Datenfile Version 1.0.0, https://doi.org/10.4232/1.2644 .
	1996–1997	Mayer, K.U., 2004b: Ostdeutsche Lebensverläufe im Transformationsprozeß (Lebensverlaufsstudie LV-Ost Panel). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA3925 Datenfile Version 1.0.0, https://doi.org/10.4232/1.3925 .
GLHS Ost 71	1996–1997	Mayer, K.U., 2004a: Ostdeutsche Lebensverläufe im Transformationsprozeß (Lebensverlaufsstudie LV-Ost 71). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA3926 Datenfile Version 1.0.0, https://doi.org/10.4232/1.3926 .
GLHS West 64/71	1998–1999	Mayer, K.U. & G. Kleinhenz, 2004: Ausbildungs- und Berufsverläufe der Geburtskohorten 1964 und 1971 in Westdeutschland (Lebensverlaufsstudie LV-West 64/71). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA3927 Datenfile Version 1.0.0, https://doi.org/10.4232/1.3927 .

Tab. A.1: (fortgesetzt)

Umfrageprogramm Teilstudie	Erhebungsjahr	Datenzitation
	2004–2005	Mayer, K.U., 2014: Frühe Karrieren und Familiengründung: Lebensverläufe der Geburtskohorte 1971 in Ost- und Westdeutschland (Lebensverlaufsstudie LV-Panel 71). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5099 Datenfile Version 1.0.0, https://doi.org/10.4232/1.5099 .
Familiensurveys des Deutschen Jugendinstituts (FS)		
FS West-I	1988	Deutsches Jugendinstitut, 1992: Wandel und Entwicklung familialer Lebensformen in Westdeutschland (Familiensurvey). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA2245 Datenfile Version 1.0.0, https://doi.org/10.4232/1.2245 .
FS Ost-I	1990–1991	Deutsches Jugendinstitut, 2018a: Familie und Partnerbeziehungen in Ostdeutschland (Familiensurvey). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA2392 Datenfile Version 1.1.0, https://doi.org/10.4232/1.13196 .
FS – II	1994–1995	Deutsches Jugendinstitut, 2018b: Wandel und Entwicklung familialer Lebensformen – 2. Welle (Familiensurvey). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA2860 Datenfile Version 1.1.0, https://doi.org/10.4232/1.13197 .
FS – III	2000	Deutsches Jugendinstitut, 2018c: Wandel und Entwicklung familialer Lebensformen – 3. Welle (Familiensurvey). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA3920 Datenfile Version 1.1.0, https://doi.org/10.4232/1.13198 .
Fertility and Family Survey, Teilstichprobe Deutschland (FFS)		
FFS	1992	Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, 2002: Deutscher Fertility and Family Survey 1992. In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA3400 Datenfile Version 1.0.0, https://doi.org/10.4232/1.3400 .
Mannheimer Scheidungsstudie (MS)		
MS	1996	Esser, H., C. Babka von Gostomski & J. Hartmann, 2018: Mannheimer Scheidungsstudie 1996. In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA3188 Datenfile Version 2.0.0, https://doi.org/10.4232/1.13056 .
Generations and Gender Survey, Teilstichprobe Deutschland (GGS)		
GGS	Welle 1: 2005; Welle 2: 2008/2009	Generations and Gender Programme, 2019: Generations and Gender Survey (GGS) – Waves 1 & 2. Working Version: GGS Wave 1 Version 4.3; GGS Wave 2 Version 1.3.. In: DANS, Den Haag. https://doi.org/10.17026/dans-xm6-a262 .
Beziehungs- und Familienpanel, Auffrischungsstichprobe (pairfam)		
pairfam	Welle 11: 2018–2019 Welle 12: 2019–2020	Brüderl, J., S. Drobnič, K. Hank, F.J. Neyer, S. Walper, P. Alt, C. Bozoyan, et al., 2021: Beziehungs- und Familienpanel (pairfam). In: GESIS Datenarchiv, Köln. ZA5678 Datenfile Version 12.0.0, https://doi.org/10.4232/pairfam.5678.12.0.0

Tab. A.2: Itemformulierung für elterliche Trennung oder Scheidung in den Ursprungsstudien

Studie	Messung	Itemformulierung
GLHS West I	Elterliche Scheidung (bis 16 Jahre)	“Haben Sie in der Zeit bis Sie 16 Jahre alt wurden irgendwann einmal oder auch mehrmals für mindestens ca. 3 Monate nicht mit Ihrer Mutter zusammengelebt, z. B. wegen des Krieges, wegen eines Heim- oder Internatsaufenthaltes oder wegen Trennung der Eltern?“ Analog wurde die zeitweise Abwesenheit des Vaters erhoben. Wenn mindestens ein Elternteil zeitweise abwesend war, wurde der Grund hierfür in einem offenen Antwortformat erfasst und durch die Primärforschenden inhaltlich codiert. Für die Variablenkonstruktion der Zielvariablen wurde der Code „Eltern waren geschieden“ verwendet.
GLHS West III	Elterliche Trennung (bis 16 Jahre)	“Gab es bis zu Ihrem 16. Lebensjahr Zeiten von mindestens 3 Monaten, in denen Sie nicht mit Ihrem leiblichen Vater zusammengelebt haben, z. B. wegen der Trennung der Eltern, eigener Ausbildung oder dem Beruf des Vaters?“ Falls ja, wurde der Grund hierfür in einem offenen Antwortformat erfasst und später durch die Primärforschenden inhaltlich codiert. Für die Variablenkonstruktion wurde der Code „Trennung, Scheidung der Eltern“ verwendet.
GLHS DDR	Elterliche Scheidung ^a	“Wissen Sie, in welchem Jahr Ihre leiblichen Eltern geheiratet haben?“ Wenn Eltern verheiratet waren: „Ist diese Ehe irgendwann einmal durch eine Scheidung oder eine Trennung aufgelöst worden?“ Antwortmöglichkeiten: „Nein“, „Ja, durch Scheidung“, „Ja, durch Trennung“. Zur Variablenkonstruktion wird der Code „Ja, durch Scheidung“ verwendet, da elterliche Trennung nicht erhoben wurde, falls die Eltern nicht verheiratet waren.
GLHS Ost 71	Elterliche Scheidung	Identisch mit GLHS DDR.

Tab. A.2: (fortgesetzt)

Studie	Messung	Itemformulierung
GLHS West 64/71	Elterliche Scheidung	Identisch mit GLHS DDR.
FS West I	Elterliche Scheidung (bis 15 Jahre)	„Wenn Sie einmal an Ihre Kindheit bis zum 15. Lebensjahr zurückdenken: Sind Sie ganz oder überwiegend bei Ihren Eltern aufgewachsen?“. Falls die ganze Zeit oder zeitweise mit nur einem Elternteil aufgewachsen: „Hatten sich Ihre Eltern scheiden lassen oder waren es andere Gründe, weshalb Sie nicht die ganze Zeit mit beiden Eltern aufgewachsen sind?“ Befragte, die nicht bei ihren Eltern aufgewachsen sind, wurden nicht nach der elterlichen Scheidung gefragt (ausgefiltert).
FS Ost I	Elterliche Scheidung (bis 15 Jahre)	Identisch mit FS West I.
FS II	Elterliche Scheidung (bis 15 Jahre)	Identisch mit FS West I.
FS III	Elterliche Trennung (bis 16 Jahre)	„Wenn Sie einmal an Ihre Kindheit bis zum 16. Lebensjahr zurückdenken: Sind Sie die ganze Zeit bei beiden leiblichen Elternteilen aufgewachsen?“ Falls die ganze Zeit oder zeitweise mit nur einem Elternteil aufgewachsen: „Was waren die Gründe, weshalb Sie nicht die ganze Kindheit mit beiden Eltern aufgewachsen sind?“ Antwortmöglichkeiten waren „Scheidung/Trennung“, „Tod“ und „Andere Gründe“. Befragte, die nicht bei ihren Eltern aufgewachsen sind, wurden nicht nach der elterlichen Scheidung gefragt (ausgefiltert).
FFS	Elterliche Trennung	„Haben Sich Ihre Eltern irgendwann einmal getrennt oder scheiden lassen?“ Antwortmöglichkeiten: „Ja“, „Nein“
MS	Elterliche Scheidung	Falls leibliche Eltern verheiratet waren: „Wurde die Ehe Ihrer leiblichen Eltern geschieden?“ Antwortmöglichkeiten: „Ja“, „Nein“
GG5	Elterliche Trennung	„Haben sich Ihre leiblichen Eltern jemals getrennt?“ Antwortmöglichkeiten: „Ja“, „Nein, sie haben nie zusammen gewohnt“, „nein, sonstiges“
pairfam	Elterliche Scheidung ^b	„Haben sich Ihre Eltern jemals scheiden lassen?“ Antwortmöglichkeiten: „Ja“, „Nein“

^a Wenn nicht anders angegeben, wird die Erfahrung bis zum Alter von 18 Jahren in der Zielvariable „Elterliche Trennung oder Scheidung“ erfasst. Studien, die keine Einschränkungen zum Zeitpunkt des Erlebens der elterlichen Trennung oder Scheidung im Fragetext enthalten, erheben in zusätzlichen Fragen die notwendigen Angaben, anhand derer errechnet werden kann, ob die elterliche Trennung oder Scheidung vor oder nach dem Alter von 18 Jahren erlebt wurde.

^b pairfam ist die einzige Datenquelle, die sowohl eine Messung der elterlichen Trennung als auch der elterlichen Scheidung enthält. Um die Messung an die meisten älteren Datensätze anzugleichen, wird die Messung der elterlichen Scheidung in der Analyse verwendet.

Tab. A.3: Zeitdiskrete Ereignisdatenanalyse ehelicher Instabilität in Abhängigkeit von elterlicher Trennung/Scheidung, Geburtskohorte und Kontrollvariablen

	Westdeutschland		Ostdeutschland		Gesamtmodell			
	Modell 1a	Modell 2a	Modell 1b	Modell 2b				
	Beta	SE	Beta	SE	Beta	SE		
Ehedauer	-0.080***	0.006	-0.080***	0.006	-0.124***	0.008	-0.092***	0.005
log(Ehedauer)	0.875***	0.046	0.869***	0.046	0.849***	0.057	0.845***	0.057
Geburtskohorte								
< 1939	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
1939–1945	0.551***	0.073	0.545***	0.073	0.436***	0.098	0.433***	0.098
1946–1949	0.840***	0.077	0.833***	0.077	0.707***	0.119	0.701***	0.119
1950–1954	1.119***	0.069	1.107***	0.069	0.895***	0.095	0.883***	0.095
1955–1959	1.259***	0.068	1.244***	0.069	1.031***	0.096	1.013***	0.097
1960–1964	1.362***	0.070	1.342***	0.070	1.117***	0.098	1.093***	0.098
1965–1969	1.635***	0.084	1.616***	0.084	1.309***	0.125	1.288***	0.125
1970–1979	1.530***	0.101	1.507***	0.101	1.363***	0.169	1.339***	0.169
1980–1989	1.349***	0.127	1.323***	0.126	0.979***	0.283	0.943***	0.283
Herkunftsfamilie								
Ohne Scheidungserfahrung	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
Scheidungskind	0.580*	0.289	0.578*	0.289	-0.235	0.403	-0.239	0.403
Herkunftsfamilie X Geburtskohorte								
K. Scheidungserfahrung X < 1939	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
Scheidungskind X 1939–1945	0.099	0.353	0.091	0.353	0.750*	0.450	0.744*	0.450

Tab. A.3: (fortgesetzt)

		Westdeutschland				Ostdeutschland				Gesamtmodell	
		Modell 1a		Modell 2a		Modell 1b		Modell 2b			
	Scheidungskind X 1946–1949	0.356	0.368	0.354	0.368	0.198	0.575	0.206	0.575	0.344	0.368
	Scheidungskind X 1950–1954	-0.176	0.346	-0.173	0.346	0.965*	0.426	0.960*	0.426	-0.190	0.346
	Scheidungskind X 1955–1959	0.406	0.322	0.405	0.322	0.639	0.430	0.644	0.430	0.381	0.322
	Scheidungskind X 1960–1964	0.241	0.318	0.242	0.318	0.712*	0.425	0.723*	0.425	0.222	0.318
	Scheidungskind X 1965–1969	-0.037	0.338	-0.035	0.338	0.985*	0.458	0.975*	0.458	-0.051	0.338
	Scheidungskind X 1970–1979	0.471	0.357	0.468	0.357	0.412	0.597	0.441	0.597	0.462	0.357
	Scheidungskind X 1980–1989	0.426	0.385	0.437	0.385	0.660	0.863	0.671	0.862	0.408	0.385
Heiratsalter	Relatives Heiratsalter			-0.052*	0.022			-0.077**	0.027		
Region	Westdeutschland									(Ref.)	
	Ostdeutschland									0.187*	0.100
Region X Her- kunftsfamilie	Westdeutschland X K. Scheidungserfahrung									(Ref.)	
	Ostdeutschland X Scheidungskind									-0.832*	0.496
Region X Geburts- kohorte	Westdeutschland X < 1939									(Ref.)	
	Ostdeutschland X 1939–1945									-0.035	0.123
	Ostdeutschland X 1946–1949									0.003	0.141
	Ostdeutschland X 1950–1954									-0.010	0.117
	Ostdeutschland X 1955–1959									0.053	0.118
	Ostdeutschland X 1960–1964									0.106	0.120
	Ostdeutschland X 1965–1969									0.085	0.149
	Ostdeutschland X 1970–1979									0.273	0.196
	Ostdeutschland X 1980–1989									0.020	0.309
Region X Her- kunftsfamilie X Geburtskohorte	Westdeutschland X K. Scheidungserfahrung X < 1939									(Ref.)	
	Ostdeutschland X Schei- dungskind X 1939–1945									0.676	0.572
	Ostdeutschland X Schei- dungskind X 1946–1949									-0.118	0.683
	Ostdeutschland X Schei- dungskind X 1950–1954									1.184*	0.548
	Ostdeutschland X Schei- dungskind X 1955–1959									0.286	0.537
	Ostdeutschland X Schei- dungskind X 1960–1964									0.526	0.530
	Ostdeutschland X Schei- dungskind X 1965–1969									1.074*	0.569

Tab. A.3: (fortgesetzt)

	Westdeutschland		Ostdeutschland		Gesamtmodell	
	Modell 1a	Modell 2a	Modell 1b	Modell 2b		
Ostdeutschland X Scheidungskind X 1970–1979					–0.020	0.695
Ostdeutschland X Scheidungskind X 1980–1989					0.291	0.945
Konstante	–6.547*** 0.080	–6.527*** 0.080	–5.645*** 0.101	–5.627*** 0.102	–6.266***	0.069
Fallzahl	373435	373435	184142	184142	557577	

Analyse kumulierter Daten. Gewichtete Daten (MS). + $p < .1$, * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Replikationsdatei

Die Stata Do-Files für diesen Artikel befinden sich im Sowi-DataNet | datorium unter dem Titel: Schulz, Sonja. „Die intergenerationale Transmission von Scheidung im zeitlichen Wandel. Eine Meta-Analyse mit gepoolten Originaldaten“. Die DOI der Studie lautet: <https://doi.org/10.7802/2598>

Literatur

- Allison, P.D., 1982: Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. *Sociological Methodology* 13: 61–98.
- Amato, P.R., 1996: Explaining the Intergenerational Transmission of Divorce. *Journal of Marriage and the Family* 58: 628–640.
- Amato, P.R., 2000: The Consequences of Divorce for Adults and Children. *Journal of Marriage and Family* 62: 1269–1287.
- Amato, P.R., 2001: Children of Divorce in the 1990s: An Update of the Amato and Keith (1991) Meta-Analysis. *Journal of Family Psychology* 15: 355.
- Amato, P.R. & J. Cheadle, 2005: The Long Reach of Divorce: Divorce and Child Well-Being across three Generations. *Journal of Marriage and Family* 67: 191–206.
- Amato, P.R. & D.D. DeBoer, 2001: The Transmission of Marital Instability across Generations: Relationship Skills or Commitment to Marriage? *Journal of Marriage and Family* 63: 1038–1051.
- Babka von Gostomski, C., J. Hartmann & J. Kopp, 1998: Soziostrukturelle Bestimmungsgründe der Ehescheidung. Eine empirische Überprüfung einiger Hypothesen der Familienforschung. *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation* 18: 117–133.
- Babka von Gostomski, C., J. Hartmann & M. Thum, 1997: Die Mannheimer Scheidungsstudie: Aspekte der Durchführung der telefonischen Befragung zu Determinanten der Ehescheidung. *ZUMA Nachrichten* 21: 127–152.
- Bauer, G. & T. Kneip, 2012: Fertility from a Couple Perspective: A Test of Competing Decision Rules on Proceptive Behaviour. *European Sociological Review* 29: 535–548.
- Bauer, G. & T. Kneip, 2014: Dyadic Fertility Decisions in a Life Course Perspective. *Advances in Life Course Research* 21: 87–100.
- Becker, G.S., E.M. Landes & R.T. Michael, 1977: An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy* 85: 1141–1187.
- Beckh, K., S. Broning, S. Walper & E.V. Wendt, 2013: Romantic Relationships of Young Adults from Divorced Families. An Observational Study on the Intergenerational Transmission of Divorce. *Zeitschrift für Familienforschung* 25: 309–330.
- Bengtson, V.L., C.E. Copen, N.M. Putney & M. Silverstein, 2009: A Longitudinal Study of the Intergenerational Transmission of Religion. *International Sociology* 24, 325–345.
- Berger, R., 2020: Leipziger Replikationsstudien – LeRep. Universität Leipzig. Abgerufen am 06.09.2022. Internetquelle: <https://home.uni-leipzig.de/lerep/>
- Bernardi, F. & J.-I. Martinez-Pastor, 2011: Divorce Risk Factors and their Variations over Time in Spain. *Demographic Research* 24: 771–800.
- Bernhardt, E., M. Gähler & F. Goldscheider, 2005: Childhood Family Structure and Routes Out of the Parental Home in Sweden. *Acta Sociologica* 48: 99–115.
- Berry, W.D., J.H.R. DeMeritt & J. Esarey, 2010: Testing for Interaction in Binary Logit and Probit Models: Is a Product Term Essential? *American Journal of Political Science* 54: 248–266.
- Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, 2021: Durchschnittliches Heiratsalter nach dem bisherigen Familienstand der Ehepartner in Deutschland (1971–2018). Abgerufen am 04.05.2021. Internetquelle: <https://www.bib.bund.de/Permalink.html?id=10226728>
- Cherlin, A.J., 2004: The Deinstitutionalization of American Marriage. *Journal of Marriage and Family* 66: 848–861.
- D’Onofrio, B.M., E. Turkheimer, R.E. Emery, K.P. Harden, W.S. Slutske, A.C. Heath, P.A.F. Madden, & N.G. Martin, 2007: A Genetically Informed Study of the Intergenerational Transmission of Marital Instability. *Journal of Marriage and Family* 69: 793–809.
- DeGraaf, P.M. & M. Kalmijn, 2006a: Change and Stability in the Social Determinants of Divorce: A Comparison of Marriage Cohorts in the Netherlands. *European Sociological Review* 22: 561–572.
- DeGraaf, P.M. & M. Kalmijn, 2006b: Divorce Motives in a Period of Rising Divorce: Evidence From a Dutch Life-History Survey. *Journal of Family Issues* 27: 483–505.
- Diefenbach, H., 1999: Geschichte wiederholt sich nicht!? Der Zusammenhang von Ehescheidung in der Eltern- und Kindgeneration. S. 91–118 in T. Klein & J. Kopp (Hrsg.), *Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht*. Würzburg: Ergon Verlag.
- Diekmann, A. & H. Engelhardt, 1995: Die soziale Vererbung des Scheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung der Transmissionshypothese mit dem deutschen Familiensurvey. *Zeitschrift für Soziologie* 24: 215–228.

- Diekmann, A. & H. Engelhardt, 1999: The Social Inheritance of Divorce: Effects of Parent's Family Type in Postwar Germany. *American Sociological Review* 64: 783–793.
- Diekmann, A. & P. Mitter, 1984: A Comparison of the “Sickle Function” with Alternative Stochastic Models of Divorce Rates. S. 123–153 in: A. Diekmann & P. Mitter (Hrsg.), *Stochastic Modelling of Social Processes*. Orlando: Academic Press.
- Dronkers, J., 1997: Zoals de Ouden zongen, piepen de Jongen. Intergenerationele Overdracht van de Kans op Scheiding in Nederland. *Mens en Maatschappij* 72: 149–165.
- Dronkers, J. & J. Härkönen, 2008: The Intergenerational Transmission of Divorce in Cross-National Perspective: Results from the Fertility and Family Surveys. *Population Studies* 62: 273–288.
- Engelhardt, H., H. Trappe & J. Dronkers, 2002: Differences in Family Policy and the Intergenerational Transmission of Divorce. A Comparison between the former East and West Germany. *Demographic Research* 6: 295–324.
- Esser, H., 2002: Ehekrisen: Das (Re-)Framing der Ehe und der Anstieg der Scheidungsraten. *Zeitschrift für Soziologie* 31: 472–496.
- Feldhaus, M. & V. Heintz-Martin, 2015: Long-Term Effects of Parental Separation. Impacts of Parental Separation during Childhood on the Timing and the Risk of Cohabitation, Marriage, and Divorce in Adulthood. *Advances in Life Course Research* 26: 22–31.
- Gähler, M. & A. Garriga, 2013: Has the Association Between Parental Divorce and Young Adults' Psychological Problems Changed Over Time? Evidence From Sweden, 1968–2000. *Journal of Family Issues* 34: 784–808.
- Gähler, M. & J. Härkönen, 2014: Intergenerational Transmission of Divorce – the Swedish Trend. *Families and Societies Working Paper Series* 19. <http://www.familiesandsocieties.eu/wp-content/uploads/2015/01/WP19GahlerHarkonen2014.pdf>
- Gähler, M., Y. Hong & E. Bernhardt, 2009: Parental Divorce and Union Disruption Among Young Adults in Sweden. *Journal of Family Issues* 30: 688–713.
- Glenn, N.D. & K.B. Kramer, 1987: The Marriages and Divorces of the Children of Divorce. *Journal of Marriage and the Family* 49: 811–825.
- Grønhoj, A. & J. Thøgersen, 2009: Like Father, like Son? Intergenerational Transmission of Values, Attitudes, and Behaviours in the Environmental Domain. *Journal of Environmental Psychology* 29: 414–421.
- Heaton, T.B., 2002: Factors Contributing to Increasing Marital Stability in the United States. *Journal of Family Issues* 23: 392–409.
- Hewitt, B. & D. De Vaus, 2009: Change in the Association Between Premarital Cohabitation and Separation, Australia 1945–2000. *Journal of Marriage and Family* 71: 353–361.
- Hullen, G., 1998: Scheidungskinder – oder: Die Transmission des Scheidungsrisikos. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 23: 19–38.
- Klein, T., J. Kopp & I. Rapp, 2013: Metaanalyse mit Originaldaten: Ein Vorschlag zur Forschungssynthese in der Soziologie. *Zeitschrift für Soziologie* 42: 222–238.
- Klüsener, S. & J.R. Goldstein, 2014: A Long-Standing Demographic East–West Divide in Germany. *Population, Space and Place* 22: 5–22.
- Lambert, P.C., A.J. Sutton, K.R. Abrams & D.R. Jones, 2002: A Comparison of Summary Patient-Level Covariates in Meta-Regression with Individual Patient Data Meta-Analysis. *Journal of Clinical Epidemiology* 55: 86–94.
- Li, A.J.-C. & L.L. Wu, 2008: No Trend in the Intergenerational Transmission of Divorce. *Demography* 45: 875–883.
- Lindenberg, S., 1996: Die Relevanz theoriereicher Brückenannahmen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 48: 126–140.
- McLanahan, S. & L. Bumpass, 1988: Intergenerational Consequences of Family Disruption. *American Journal of Sociology* 94: 130–152.
- McLanahan, S. & C. Percheski, 2008: Family Structure and the Reproduction of Inequalities. *Annual Review of Sociology* 34: 257–276.
- Mood, C., 2010: Logistic Regression: Why We cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review* 26: 67–82.
- Mueller, C.W. & H. Pope, 1977: Marital Instability: A Study of its Transmission between Generations. *Journal of Marriage and the Family* 39: 83–93.
- Müller, B. & L. Castiglioni, 2015: Stable Relationships, Stable Participation? The Effects of Partnership Dissolution and Changes in Relationship Stability on Attrition in a Relationship and Family Panel. *Survey Research Methods* 9: 205–219.
- Noordzij, M., M. van Diepen, F.C. Caskey & K.J. Jager, 2017: Relative Risk versus Absolute Risk: One cannot Be Interpreted without the Other. *Nephrology Dialysis Transplantation* 32(suppl_2): ii13–ii18.
- Raab, M., 2017: Childhood Family Structure and Early Family Formation in East and West Germany. *Journal of Marriage and Family* 79: 110–130.
- Raley, R.K. & M.M. Sweeney, 2020: Divorce, Repartnering, and Stepfamilies: A Decade in Review. *Journal of Marriage and Family* 82: 81–99.
- Reinhold, S., 2010: Reassessing the Link Between Premarital Cohabitation and Marital Instability. *Demography* 47: 719–733.
- Riley, R.D., P.C. Lambert & G. Abo-Zaid, 2010: Meta-Analysis of Individual Participant Data: Rationale, Conduct, and Reporting. *BMJ* 340: c221.
- Salvatore, J.E., S. Larsson Lönn, J. Sundquist, K. Sundquist & K.S. Kendler, 2018: Genetics, the Rearing Environment, and the Intergenerational Transmission of Divorce: A Swedish National Adoption Study. *Psychological Science* 29: 370–378.
- Schulz, S., 2009: Intergenerationale Scheidungstransmission und Aufwachsen in Stieffamilien: Gibt es den Transmissionseffekt auch bei Stiefkindern? *Zeitschrift für Familienforschung* 21: 5–29.
- Schulz, S., 2022: Different Trends in Marriage and Fertility Behavior for Roman Catholics, German Protestants, and Women without Religious Affiliation in West Germany: An Analysis of Five Birth Cohorts Based on the German General Social Survey. *Socius: Sociological Research for a Dynamic World* 8: 1–3.
- Schulz, S., B. Weiß, S. Sterl, A.-C. Haensch, L. Schmid & A. May, 2021: Harmonisierung und Synthese von paarbiografischen Daten: Ein Modellprojekt zur Verknüpfung von Forschungsdaten aus verschiedenen Infrastrukturen (HaSpaD). *Aufbereitungsfiles zur Erstellung eines Paarbiografiedatensatzes. Version 1.2*. Köln und Mannheim: GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. doi:10.7802/2429
- Sigle-Rushton, W., J. Hobcraft & K. Kiernan, 2005: Parental Divorce and Subsequent Disadvantage: A Cross-Cohort Comparison. *Demography* 42: 427–446.
- Statistisches Bundesamt, 2022: Maßzahlen zu Ehescheidungen 2000 bis 2021. Abgerufen am 02.09.2022. Internetquelle: <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Eheschliessungen-Ehescheidungen-Lebenspartnerschaften/Tabellen/masszahlen-ehescheidungen.html>
- Stewart, L.A. & J.F. Tierney, 2002: To IPD or not to IPD? Advantages and Disadvantages of Systematic Reviews using Individual Patient Data. *Evaluation and The Health Professions* 25: 76–97.

- Teachman, J.D., 2002: Stability across Cohorts in Divorce Risk Factors. *Demography* 39: 331–351.
- Wagner, M., 1997: *Scheidung in Ost- und Westdeutschland*. Frankfurt: Campus.
- Wagner, M., 2020: On Increasing Divorce Risks. S. 37–61 in D. Mortelmans (Hrsg.), *Divorce in Europe: New Insights in Trends, Causes and Consequences of Relation Break-ups*. Cham: Springer International Publishing.
- Wagner, M., L. Schmid & B. Weiß, 2015: Exploring Increasing Divorce Rates in West Germany: Can We Explain the Iron Law of Increasing Marriage Instability? *European Sociological Review* 31: 211–229.
- Wagner, M. & B. Weiß, 2006: On the Variation of Divorce Risks in Europe: Findings from a Meta-Analysis of European Longitudinal Studies. *European Sociological Review* 22: 483–500.
- Weiß, B., S. Schulz, L. Schmid, S. Sterl & A.-C. Haensch, 2023, im Erscheinen: Harmonizing and Synthesizing Partnership Histories from Different German Survey Infrastructures. In: I. Tomescu-Dubrow, C. Wolf, K.M. Slomczynski & J. Craig Jenkins (Hrsg.), *Survey Data Harmonization in the Social Sciences*. Hoboken (New Jersey): John Wiley & Sons.
- Willett, J.B. & J.D. Singer, 1993: Investigating Onset, Cessation, Relapse, and Recovery: Why you Should, and how you Can, Use Discrete-Time Survival Analysis to Examine Event Occurrence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 61: 952–965.
- Wolfinger, N.H., 1999: Trends in the Intergenerational Transmission of Divorce. *Demography* 36: 415–420.
- Wolfinger, N.H., 2005: *Understanding the Divorce Cycle: The Children of Divorce in their Own Marriages*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Wolfinger, N.H., 2011: More Evidence for Trends in the Intergenerational Transmission of Divorce: A Completed Cohort Approach Using Data from the General Social Survey. *Demography* 48: 581–592.
- Yamaguchi, K., 1991: *Event History Analysis*. Newbury Park: Sage Publications, Inc

Autorin

Sonja Schulz

GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften
Abteilung Survey Data Curation
Unter Sachsenhausen 6–8
50667 Köln
sonja.schulz.atwork@posteo.de

Sonja Schulz, geb. 1983 in Bergisch Gladbach. Studium der Soziologie an der Universität Bielefeld. Promotion zur Doktorin der Sozialwissenschaften an der Universität Mannheim 2015. Von 2011–2015 wissenschaftliche Mitarbeiterin an der Universität Mannheim. Von 2015–2023 wissenschaftliche Mitarbeiterin bei GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften in Köln.

Forschungsschwerpunkte: Familienforschung und soziale Ungleichheit, Kriminalität und Risikoverhalten, Handlungstheorie.

Wichtigste Publikationen: Different Trends in Marriage and Fertility Behavior for Roman Catholics, German Protestants, and Women without Religious Affiliation in West Germany: An Analysis of Five Birth Cohorts Based on the German General Social Survey, in: *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*: 1–3 (2022); Revisiting the Role of Self-Control in Situational Action Theory, in: *European Journal of Criminology* 15: 56–76 (2018, mit C. Kroneberg); ‘Don’t Blow Your Cool’: Provocation, Violent Coping, and the Conditioning Effects of Self-Control, in: *Journal of Quantitative Criminology* 32: 561–587 (2016); Individual Differences in the Deterrence Process: Which Individuals Learn (Most) from Their Offending Experiences?, in: *Journal of Quantitative Criminology* 30: 215–236 (2014).