

Familienkonstellation und Bildungserfolg

Welche Rolle spielen ökonomisches, kulturelles und Sozialkapital? ****

Zusammenfassung: Die Familienkonstellation, in der Kinder und Jugendliche aufwachsen, hängt deutlich mit deren Bildungserfolg zusammen. Dieser Zusammenhang ist jedoch zu beträchtlichen Teilen über die Ressourcenausstattung unterschiedlicher Familienkonstellationen vermittelt. Genaue Analysen dieser Zusammenhänge stehen jedoch noch aus, auch deshalb, weil die Familienkonstellation häufig nicht ausreichend differenziert erfasst wird. Dieser Beitrag untersucht anhand von Daten des Nationalen Bildungspanels (NEPS), wie sich Familien mit zwei leiblichen Eltern, Stieffamilien sowie Familien mit allein erziehenden Müttern bzw. Vätern hinsichtlich der Ausstattung mit (sozio-)ökonomischem, kulturellem und Sozialkapital unterscheiden, und welchen Einfluss dies auf die Lese- und Mathematikkompetenzen von Jugendlichen in der 9. Klassenstufe hat. Unsere Analysen zeigen, dass vor allem das kulturelle Kapital und in geringerem Ausmaß das (sozio-)ökonomische und das Sozialkapital für den Bildungserfolg verantwortlich sind. Familien mit zwei leiblichen Eltern verfügen über die meisten, solche mit allein erziehenden Eltern über die geringsten Ressourcen, wobei Unterschiede zwischen allein erziehenden Müttern und Vätern beobachtet werden können. Dennoch können nicht alle Unterschiede im Bildungserfolg zwischen den Kindern in verschiedenen Familienkonstellationen auf Ressourcenunterschiede zurückgeführt werden: Vor allem die Kinder, die mit allein erziehenden Vätern zusammenleben, schneiden auch nach Kontrolle der Ressourcen deutlich schlechter in den Kompetenztests ab.

Schlüsselworte: Familienkonstellation; Sozio-ökonomisches Kapital; Kulturelles Kapital; Sozialkapital; Bildungserfolg; Kompetenzen; Mediationsanalyse

* Wolfgang Ludwig-Mayerhofer, Universität Siegen, Philosophische Fakultät, 57068 Siegen, E-Mail: ludwig-mayerhofer@soziologie.uni-siegen.de.

** Nico Stawarz, Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BiB), Friedrich-Ebert-Allee 4, 65185 Wiesbaden, E-Mail: nico.stawarz@bib.bund.de.

*** Alexandra Wicht, Universität Siegen, Fakultät II: Department für Erziehungswissenschaften und Psychologie, 57068 Siegen, E-Mail: alexandra.wicht@uni-siegen.de.

**** Codes zur Replikation der hier berichteten Analysen sind über <https://doi.org/10.7802/1980> zugänglich.

Family Structure and Children's Educational Outcomes

The Role of Economic, Cultural and Social Capital

Abstract: The family structure in which children and adolescents grow up is related to their educational achievement. However, this relationship is mediated to a significant degree by the resource allocation of different family constellations. A detailed analysis of these relationships is still lacking, partly because the family structure is often not recorded in a sufficiently differentiated manner. Using data from the National Educational Panel Study (NEPS), this article examines how families with two biological parents, stepfamilies, and families with single mothers or fathers differ in terms of endowment with (socio-)economic, cultural, and social capital, and how this affects the reading and math skills of their children in the 9th grade. Our analyses show that mainly cultural capital, and to a lesser extent (socio-)economic and social capital, are responsible for the reading and math skills in the 9th grade. Families with both biological parents have the highest resources, whereas single-parent families command significantly fewer resources, with differences observed between single fathers and single mothers. Nevertheless, not all differences in educational achievement between children in different family structures can be attributed to resource differences: especially children who live together with single fathers perform significantly worse in the competence tests, even after controlling for resources.

Keywords: Family Structure; Socio-economic Capital; Cultural Capital; Social Capital; Educational Outcomes; Competencies; Mediation Analysis

1 Familie(n) und Bildung

Mit der Pluralisierung von Familienformen hat das gesellschaftliche Leitbild der bürgerlichen „Normalfamilie“, bestehend aus zwei Eltern und ihren leiblichen Kindern, seine Verbindlichkeit verloren; einst stigmatisierte Familienformen wie Ein-Elter-Familien werden heute gesellschaftlich weitestgehend anerkannt. Darüber kann allerdings leicht vergessen werden, dass die soziale Lage und die Lebenschancen von Menschen in solchen Familien im Vergleich zu Familien, in denen Kinder mit ihren biologischen Eltern zusammenleben, tendenziell schlechter ausfallen können. Besonders häufig wird auf die deutlich erhöhten Armutsquoten von Familien allein Erziehender hingewiesen (Lebenslagen in Deutschland 2017: 551 ff.), doch auch Stieffamilien haben in Deutschland eher mit finanziellen Schwierigkeiten zu kämpfen (Kreyenfeld/Martin 2011). Ferner werden immer wieder negative Auswirkungen auf die nachwachsende Generation thematisiert. Eine dieser Auswirkungen ist das Abschneiden von Kindern im Bildungssystem: National (Hillmert 2002; Schmitt 2009; Francesconi et al. 2010; Helbig 2012) wie international (statt vieler:

Hampden-Thompson 2009) belegen zahlreiche Untersuchungen, dass Kinder in Stief- oder Ein-Elter-Familien geringere Bildungserfolge aufweisen.

Freilich zeigt sich in den meisten Untersuchungen, dass unter Kontrolle weiterer Merkmale die Unterschiede zwischen Kindern aus verschiedenen Familienkonstellationen deutlich geringer werden und manchmal gänzlich verschwinden. Die mit verschiedenen Familienformen verbundenen Ressourcenunterschiede scheinen also (mindestens zu einem beträchtlichen Teil) für die geringeren Bildungserfolge der Kinder, die nicht mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben, verantwortlich zu sein. Differenziertere Aussagen zur Rolle unterschiedlicher Ressourcen sind jedoch beim aktuellen Forschungsstand trotz zahlreicher Arbeiten nur schwer möglich. Während einige Autor/-innen die Relevanz ökonomischer Ressourcen hervorheben, namentlich des Einkommens (Milne et al. 1986; Ginther/Pollak 2004; Mahler/Winkelmann 2004), betonen viele Untersuchungen den Einfluss der Bildungsabschlüsse und anderer Formen kulturellen Kapitals der Eltern (für Deutschland Bohrhardt 2001; Helbig 2012; zur internationalen Forschung siehe Abschnitt 2). Vor allem soziologische Untersuchungen beziehen außerdem häufig Formen von Sozialkapital mit ein.

Wenngleich international zahlreiche Untersuchungen an die genannte Trias von Kapitalsorten anknüpfen (aus der umfassenden Literatur seien nur als neuere Untersuchungen genannt: Israel et al. 2001; Sandefur et al. 2006; Bronte-Tinkew et al. 2010; von Otter/Stenberg 2015; Behtoui/Nergaard 2016), so fehlen fast immer schlüssige Angaben über die *relative Bedeutung* unterschiedlicher Arten von Ressourcen. Die meisten Arbeiten prüfen nur, *ob* verschiedene Variablen den Bildungserfolg der Kinder beeinflussen und stellen summarisch fest, wie sich unter Berücksichtigung aller Variablen die Unterschiede im Bildungserfolg der Kinder aus verschiedenen Familienkonstellationen verändern. Welche Bedeutung aber einzelnen Ressourcen oder Gruppen von Ressourcen zukommt, ob und wie die Ausstattung unterschiedlicher Familienformen mit diesen Ressourcen sich unterscheidet – solche Fragen werden nur selten gestellt (Ausnahmen bilden etwa Milne et al. 1986 und Downey 1994).

Ein Zuwachs an Wissen wird auch dadurch erschwert, dass die Familienkonstellation in empirischen Studien zum Bildungserfolg der Kinder auf sehr unterschiedliche Weise operationalisiert werden kann. Manche Untersuchungen arbeiten mit Dichotomien und unterscheiden entweder zwischen einer (manchmal nicht einmal genau definierten) Normal- oder Kernfamilie und allen „anderen“ Familien (etwa Bohrhardt 2000; Ermisch et al. 2004; Jungbauer-Gans 2004; Schmitt/Sixt 2014, Behtoui/Neergard 2015) oder zwischen Familien mit zwei Eltern und solchen mit einem Elternteil (Milne et al. 1986; Israel et al. 2001; von Otter/Stenberg 2015). Andere differenzieren zwischen Familien mit zwei leiblichen Eltern, Stieffamilien sowie Ein-Elter-Familien, manchmal unter Hinzufügung einer Kategorie „Andere“ (Chapman 1977; Pong et al. 2003; Hampden-Thompson 2009 und 2013 schlägt

die allein erziehenden Väter der Kategorie „Andere“ zu). Vereinzelt wird zwischen Zwei-Eltern-Familien (wohl unter Einschluss von Stieffamilien) und Familien mit allein erziehenden Eltern unterschiedlichen Geschlechts unterschieden (Mulkey et al. 1992). Hinzu kommen zahlreiche idiosynkratische Operationalisierungen, wie etwa der Kontrast von Zwei-Eltern-Familien mit solchen, bei denen ein oder beide Elternteile verstorben sind (Hillmert 2002) oder Differenzierungen zwischen allein erziehenden Müttern, die nie verheiratet waren und solchen, die vom Vater des Kindes geschieden sind (Teachman et al. 1997) bzw. Aufteilungen hinsichtlich der Altersphase des Kindes, in der die Mutter allein erziehend war (Mahler/Winkelmann 2004).

Für die Beantwortung der Frage nach unterschiedlichen elterlichen Ressourcen sind aber einfache Dichotomien von Familienformen unzureichend. So ist es unwahrscheinlich, dass die ökonomische Situation von Stieffamilien, allein erziehenden Müttern und Vätern identisch ist. Zudem wird gerade mit Blick auf allein erziehende Mütter und Väter intensiv diskutiert, ob und wie sich diese in ihrem (Erziehungs-)Verhalten und ihrer Beziehung zu den Kindern unterscheiden (Biblarz/Stacey 2010; Coles 2015). Wie Biblarz/Raftery (1999) betonen, können unterschiedliche Operationalisierungen Auswirkungen auf die Schlüsse hinsichtlich des Einflusses der Familienstruktur haben. Somit erscheint mindestens eine Differenzierung zwischen Familien mit zwei biologischen Eltern, Stieffamilien, allein erziehenden Müttern und allein erziehenden Vätern erforderlich, um die wichtigsten Kategorien abzudecken.

Die vorliegende Arbeit hat zum Ziel, unter Verwendung der Daten der Startkohorte 3 (SC3) des Nationalen Bildungspanels (NEPS) detaillierte Analysen zu den aufgeworfenen Fragen zu präsentieren. Insbesondere wollen wir untersuchen, welche bildungsrelevanten Ressourcen es sind, hinsichtlich derer sich Stieffamilien, allein erziehende Mütter sowie allein erziehende Väter von Familien mit zwei leiblichen Eltern und möglicherweise auch untereinander unterscheiden. Gerade für Deutschland liegen noch keine Untersuchungen vor, die ausreichend zwischen verschiedenen Familienformen differenzieren und gleichzeitig nicht nur pauschal relevante weitere Merkmale in ihren Analysen kontrollieren, sondern der Frage nachgehen, welche Ressourcen in welchem Ausmaß für Bildungserfolge bedeutsam sind. Um hierüber Aussagen zu ermöglichen, führen wir multivariate Modellierungen durch und untersuchen zusätzlich mit Hilfe von Mediationsmodellen, wie die jeweilige Familienkonstellation vermittelt über unterschiedliche Ressourcen mit dem Bildungserfolg zusammenhängt.

Die von uns verwendeten Daten beziehen sich auf Informationen zu Schülerinnen und Schülern im 12. bis 14. Lebensjahr sowie deren familiären Kontext und eignen sich in besonderer Weise für die Analyse. Im Unterschied zu anderen Datensätzen, etwa dem Mikrozensus oder SOEP, enthält das NEPS objektive Messungen verschiedener Kompetenzen von Schülern und Schülerinnen, von denen wir zwei, jene

in Lesen und Mathematik, als Maß für den Bildungserfolg verwenden. Darüber hinaus wurden umfangreiche familienbezogene Merkmale erfasst, die den Bildungserfolg beeinflussen können. Somit können wir den Zusammenhang zwischen Bildungserfolg und sozio-ökonomischen Ressourcen, elterlichem kulturellem Kapital sowie (intrafamiliärem) Sozialkapital differenziert untersuchen. Zudem ermöglicht die umfangreiche Stichprobe, unterschiedliche Familienkonstellationen genauer zu unterscheiden, als dies in vielen anderen Untersuchungen geschehen ist.

Vorab sei betont, dass unsere Arbeit kausale Zusammenhänge nur (theoretisch begründet) unterstellen, aber nicht eindeutig belegen kann. Ein solcher Beleg könnte mit Panelanalysen erreicht werden, doch liegen Informationen zur Familienkonstellation nicht in der erforderlichen Genauigkeit und Ausführlichkeit vor. Wir können mit unseren Analysen also nur untersuchen, ob die Unterschiede im Bildungserfolg von Kindern in unterschiedlichen Familienkonstellationen auch bei Berücksichtigung weiterer Faktoren bestehen bleiben, und wir können Hinweise geben, welche dieser Faktoren möglicherweise in welchen Familienkonstellationen besonders relevant sind. Ziel ist also, einen genaueren Einblick in die Ausstattung verschiedener Familienkonstellationen mit mutmaßlich bildungsrelevanten Ressourcen zu gewinnen.

2 Forschungsstand, Theorie und Hypothesen

Die folgende Bestandsaufnahme des Forschungsstands und der Theorien zu den Einflüssen auf Bildungserfolge hat zwei Ziele: Erstens wollen wir vor dem Hintergrund aktueller Theorien Einflussfaktoren für den Bildungserfolg von Schülerinnen und Schülern identifizieren und mögliche Mechanismen für die Wirkung dieser Einflüsse benennen. Zweitens werden wir (soweit vorhanden auf empirischen Untersuchungen basierende) Annahmen über Unterschiede verschiedener Familienkonstellationen hinsichtlich dieser Merkmale formulieren; dies dient der theoretischen Vorbereitung der Mediationsanalyse.

2.1 (Sozio-)Ökonomisches Kapital

Finanzielle Ressourcen der Eltern wie Einkommen oder Vermögen oder ihre sozio-ökonomische Stellung als Indikator für Einkommenspotenziale können aus verschiedenen Gründen für die Bildungserfolge von Kindern relevant sein. Die Kosten von Bildung (einschließlich der Opportunitätskosten durch den Wegfall von Arbeitseinkommen) dürften vorrangig bei der Entscheidung über die Dauer von Bildungswegen eine Rolle spielen. Ein Einfluss von Einkommen wird dementsprechend in vielen Untersuchungen zum Übergang auf die weiterführende Schule deutlich (etwa Hackett et al. 2001; Jenkins/Schluter 2002; Schneider 2004). Darüber hinaus finden sich ebenso Argumente für einen Einfluss elterlichen (sozio-)ökonomischen Kapitals auf die Kompetenzen der Kinder. Nach der „Investitions“-Theorie (Mayer 1997: 46 ff.) investieren Eltern in ihre Kinder, um deren

Einkommenspotenziale zu erhöhen (Becker/Tomes 1986). Sie nutzen also eigenes Einkommen, um günstige Bedingungen für das Lernen und die kognitive Entwicklung ihrer Kinder zu schaffen: ausreichend großen Wohnraum (damit die Kinder in Ruhe lernen können), Lernmaterialien oder Aktivitäten, die zusätzliche Lernchancen bieten, wie Unterrichtsangebote oder Kurse jenseits der Schule. Nach der „Good Parent“-Theorie (Mayer 1997: 48 ff.) kann zudem argumentiert werden, dass ein Leben in finanzieller Knappheit zu einem belastenden Familienklima führt, welches sich ungünstig auf die Motivation und das Lernen der Kinder auswirkt.

Wie einleitend bereits erwähnt, ist davon auszugehen, dass sowohl Stieffamilien als auch Familien allein Erziehender im Vergleich zu Familien mit zwei biologischen Eltern über geringere Einkommen verfügen; die Einkommen allein erziehender Mütter liegen noch unter jenen der allein erziehenden Väter (Statistisches Bundesamt/WZB 2016: 53). Somit könnte ein Teil der Unterschiede in den Bildungserfolgen von Kindern aus unterschiedlichen Familienkonstellationen über die sozio-ökonomischen Ressourcen der Eltern vermittelt sein, am stärksten wohl bei den allein erziehenden Müttern.

2.2 Kulturelles Kapital

Die Bildungsressourcen der Eltern dürften unter den hier untersuchten Merkmalen der wichtigste Faktor sein, der die Bildungserfolge der Kinder bestimmt (de Graaf 1988; de Graaf et al. 2000; Jäger 2011). Das kulturelle Kapital der Eltern kann auf unterschiedliche Weise gemessen werden; beispielsweise unterscheidet Bourdieu (1983) zwischen institutionalisiertem (z. B. Bildungsabschlüsse), inkorporiertem (z. B. kulturelle Kompetenzen) und objektiviertem kulturellen Kapital (z. B. Bücher). Zahlreiche Studien zeigen, dass über Bildungsabschlüsse hinaus auch Formen des inkorporierten und des objektivierten kulturellen Kapitals von Bedeutung für den Bildungserfolg der Kinder sind (siehe die eben zitierte Literatur). Zwar gibt es unterschiedliche theoretische Modelle für diese Effekte (Lareau/Weininger 2003; Jungbauer-Gans 2004: 377 ff.), doch lässt sich im Ergebnis vermuten, dass diese Formen kulturellen Kapitals den Kindern helfen, die in der Schule erforderlichen Verhaltensweisen sowie kulturellen und sprachlichen Codes zu erwerben, die auf verschiedene Art und Weise für den Bildungserfolg nützlich sein können.

Begründete Annahmen über die Verteilung von Bildungsressourcen in verschiedenen Familienkonstellationen sind allerdings nicht ganz einfach zu formulieren. Konnten Jonsson/Gähler (1997) mit Blick auf die generell geringere Bildung von Frauen noch vermuten, dass Kinder allein erziehender Mütter benachteiligt seien, so ist die Annahme der niedrigeren Bildung von Frauen infolge der Bildungsexpansion heute nicht mehr plausibel. Dennoch ist es möglich, dass speziell allein erziehende Eltern über geringeres kulturelles Kapital verfügen, und zwar dann, wenn die Entscheidung zum Leben mit Kind, aber ohne Partner/in (entweder von Anfang an oder durch Trennung vom Partner bzw. der Partnerin) mit Blick auf Bildung selek-

tiv ist. Die wenigen empirischen Untersuchungen, die hierzu genauere Angaben machen, deuten darauf hin, dass Familien, in denen nicht beide leibliche Eltern zusammenleben, in Deutschland tatsächlich geringere Bildungsressourcen aufweisen (Statistisches Bundesamt 2018: 22).

Hinsichtlich des objektivierten kulturellen Kapitals zeigt Hampden-Thompson (2009) anhand von PISA-Daten aus dem Jahr 2000, dass allein erziehende Mütter in den meisten Ländern – so auch in Deutschland – nicht nur über geringere formale Bildungsabschlüsse, sondern auch weniger Bücher im Haushalt verfügen als Familien mit zwei leiblichen Eltern (andere Familienkonstellationen wurden nicht ausgewiesen). Es ist allerdings bekannt, dass Frauen mehr (wenn auch teilweise Anderes) lesen als Männer (Stiftung Lesen 2000; 2008: 16, 22), so dass angenommen werden kann, dass in Haushalten allein erziehender Väter möglicherweise noch weniger Bücher vorhanden sind. Wir gehen insgesamt davon aus, dass über die formale Bildung hinaus Haushalte allein Erziehender über weniger kulturelles Kapital verfügen als solche mit zwei Eltern und Kinder allein erziehender Väter dabei am stärksten benachteiligt sind.

Zu Unterschieden im kulturellen Kapital zwischen Familien mit zwei leiblichen Eltern und Stieffamilien gibt es nur sehr wenige Informationen. Die deskriptiven Analysen von Kreyenfeld/Martin (2011) lassen etwas geringere Anteile von Vätern wie Müttern mit „hoher“ Bildung in Stieffamilien erkennen, doch sind die Fallzahlen zu klein für gesicherte Aussagen.

2.3 Intrafamiliäres Sozialkapital

Mit Colemans (1988) Sozialkapitaltheorie lässt sich argumentieren, dass das bei den Eltern vorhandene kulturelle Kapital (bei Coleman: Humankapital) auf die Kinder auch *übertragen* werden muss. Dementsprechend wäre (neben anderen Formen von Sozialkapital) *intrafamiliäres Sozialkapital* zur Weitergabe des kulturellen Kapitals an die Kinder vonnöten. Colemans einflussreicher Aufsatz von 1988 bezieht sich ganz zentral auf die Familienkonstellation, genauer auf Ein-Elter-Familien. Die Kinder in solchen Familien seien im Nachteil, weil die Abwesenheit eines Elternteils eben auch weniger Möglichkeiten impliziere, das Humankapital weiterzugeben (Coleman 1988: S111). Grundlage hierfür scheint die Annahme zu sein, dass ein einzelner Elternteil *ceteris paribus* weniger in der Lage ist (z. B. aufgrund mangelnder Zeit), sich um das Kind oder die Kinder zu kümmern. Ein weiteres Argument (das in der Forschung auch Belege findet), nämlich die Tatsache, dass Kinder umso schlechter abschneiden, je mehr Geschwister sie haben (Jungbauer-Gans 2004; international etwa: Israel et al. 2001, Sandefur et al. 2006), deutet ebenfalls in diese Richtung. Coleman weist allerdings auch darauf hin (ohne hierfür empirische Belege zu präsentieren), dass das bloße Ausmaß an Zeit, die Eltern für ihre Kinder haben, noch kein ausreichender Indikator für Sozialkapital sei, denn für eine Weitergabe gerade immaterieller Ressourcen wie kulturellen Kapitals seien auch gute

Beziehungen zwischen Eltern und den Kindern erforderlich (ebenso Astone/McLanahan 1991).

Offen bleibt damit, wie die Weitergabe kulturellen Kapitals konkret geschieht bzw. was genau für die Übertragung erforderlich ist. Genügt eine gute Beziehung zwischen den Eltern und Kindern (die etwa die Lernmotivation erhöhen kann, Wild/Wild 1997)? Oder bedarf es Anregungen von Seiten der Eltern, etwa in Form (altersentsprechend) anspruchsvoller Gespräche mit den Kindern? Oder sollte die Unterstützung spezifisch auf Schule und schulisches Lernen bezogen sein, etwa durch die Bereitstellung von Lernmaterialien, Hilfe bei konkreten Aufgaben oder Gespräche über Probleme in der Schule? Wie auch immer – Kinder aus Ein-Elter-Familien könnten hier gegenüber solchen aus Familien mit zwei Elternteilen benachteiligt sein, da allein erziehende Eltern möglicherweise weniger Zeit für sie aufbringen können. Aber nicht nur die elterliche Unterstützung könnte von Bedeutung sein, sondern auch die elterliche Kontrolle. Gerade zu Beginn der Pubertät werden für Jugendliche neben der Schule andere Dinge wichtiger, so dass es erforderlich sein kann, das Lernverhalten der Kinder zu überwachen und sie anzuhalten, die Schule und allgemein Bildung ernst zu nehmen. Es wird angenommen, dass zwei Eltern besser in der Lage sind, diese Kontrolle auszuüben (Dornbusch et al. 1985).

Die Forschung zeigt allerdings, dass nicht alle Formen elterlichen Engagements gleichermaßen hilfreich sind. Beispielsweise verdeutlichen mehrere Meta-Analysen, dass elterliche Unterstützung bei den oder Kontrolle der Hausaufgaben im Durchschnitt keine oder allenfalls sehr geringe positive Auswirkungen hat (Patall et al. 2008; Hill/Tyson 2009; Jeynes 2012); einige Studien berichten sogar negative Zusammenhänge (etwa Jungbauer-Gans 2004; Israel et al. 2001). Dabei besteht jedoch das Problem der umgekehrten Kausalität: Unterstützung wird möglicherweise vor allem dann erbracht, wenn ein Kind schlechte Schulleistungen aufweist (Epstein 1988; Hampden-Thompson et al. 2013). Allerdings blieb in einer Analyse auch unter Kontrolle der Schulnoten der negative Einfluss bestehen, so dass es sich möglicherweise um eine Form „gut gemeinter“, aber kontraproduktiver Hilfe“ (Jungbauer-Gans 2004: 390) handelt.

Welche Annahmen über Unterschiede zwischen verschiedenen Familienkonstellationen im intrafamiliären Sozialkapital lassen sich über die einfache Dichotomie Ein- vs. Zwei-Eltern-Familien hinaus machen? Bezüglich der Zahl der Geschwister ist davon auszugehen, dass diese vor allem in Stieffamilien größer ist (Kreyenfeld/Martin 2011: 133). Zur Zahl der Kinder in Familien allein Erziehender ist nur bekannt, dass diese kleiner ist als in Zwei-Eltern-Familien; da hierzu jedoch auch Stieffamilien zählen, sind Annahmen hinsichtlich des Vergleichs mit Familien mit zwei leiblichen Eltern problematisch. Zu den Verhaltenskomponenten von Sozialkapital liegen insbesondere über Ein-Elter-Familien wenige empirische Informationen vor. In theoretischer Hinsicht lässt sich an die Frage anknüpfen, ob das Verhal-

ten von Vätern und Müttern gegenüber den Kindern – sei es aufgrund gesellschaftlicher Normen und Rollenerwartungen, sei es aufgrund anderer Faktoren – grundsätzlich unterschiedlich ist („Gender System“-Perspektive) oder ob es vom jeweiligen Interaktionskontext abhängt, konkret der Familienzusammensetzung, wie sich Väter und Mütter gegenüber ihren Kindern verhalten (Biblarz/Stacey 2010; Coles 2015). Aus letzterer Perspektive sollte sich das Verhalten von Müttern und Vätern tendenziell angleichen, wenn die „Parenting“-Leistungen des jeweils gegengeschlechtlichen Elternteils ausfallen (über die wenigen Studien zu gleichgeschlechtlichen Elternpaaren berichten Biblarz/Stacey 2010: 10 ff.). Wenngleich einige Studien zeigen, dass allein erziehende Väter einige Verhaltensweisen übernehmen, die nicht als „typisch männlich“ gelten (Hawkins et al. 2006: 134), so kommen die beiden zitierten Überblicksartikel insgesamt zu dem Schluss, dass die geschlechtsspezifische Prägung des Verhaltens von Männern und Frauen tendenziell auch in Ein-Elter-Familien bestehen bleibt. Danach sind allein erziehende Mütter ihren Kindern näher, sie beaufsichtigen ihre Kinder mehr und kontrollieren auch in höherem Ausmaß deren Verhalten als allein erziehende Väter. Untersuchungen zum Zusammenhang von Familienkonstellation und Bildungserfolg haben solche Annahmen bislang allerdings nur vereinzelt zu überprüfen versucht (Downey et al. 1994; beschränkt auf afro-amerikanische Familien: Battle/Scott 2002).

Emotionen und Stress: Eine Trennung bzw. Scheidung, aber auch das Leben als allein Erziehende(r), ist für die betroffenen Eltern mit Stress verbunden, der sich auf die Kinder übertragen kann (Butz/Boehnke 1999; McLanahan/Percheski 2008: 267 ff.). Die Berücksichtigung von Stress ist zudem wichtig, um einem möglichen Endogenitätsproblem auf die Spur zu kommen. Piketty (2003) zeigt z. B. anhand französischer Daten, dass die Schulleistungen von Kindern geschiedener Eltern bereits ein Jahr vor der Scheidung schlechter sind, und schließt, dass nicht die Scheidung und das Leben in einer Ein-Elter-Familie ursächlich für die schlechteren Leistungen sind, sondern der elterliche Konflikt und die daraus resultierenden Belastungen. In diesem Sinn sollte Stress ein wichtiger Mediator für die Bildungsleistungen von Kindern sein.

2.4 Hypothesen

Die theoretisch und empirisch begründeten Zusammenhänge familiärer Ressourcen mit dem Bildungserfolg von Kindern sowie die zu erwartenden Unterschiede in den Kompetenzen und den Ressourcen je nach Familienkonstellation lassen sich wie folgt zusammenfassen (Übersicht in Tabelle 1):

Tabelle 1: Übersicht der zu erwartenden Zusammenhänge

		Unterschiede zwischen Familienkonstellationen			
		Zwei leibliche Eltern	Stieffamilien	Allein erzieh. Mütter	Allein erzieh. Väter
Outcome*					
Kompetenzen		Referenz	—	—	—
	Wirkung auf Bildungserfolg				
Ökonomisches Kapital	+	Referenz	(–)	—	–
Kulturelles Kapital					
institutionalisiert	+	Referenz	(–)	–	–
objektiviert	+	Referenz	?	–	—
inkorporiert	+	Referenz	?	–	–
Sozialkapital	+/–	Referenz	?	–	—
Stress	–	Referenz	+	+	+

Anmerkung: * Ohne statistische Kontrolle der Ressourcen

1. Kinder, die nicht mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben, verfügen über geringere Kompetenzen in Lesen und Mathematik als jene, die mit beiden leiblichen Eltern zusammen sind. Es kann vermutet werden, dass Kinder allein erziehender Eltern noch etwas schlechter abschneiden als jene aus Stieffamilien. Hinsichtlich geschlechtsspezifischer Unterschiede zwischen allein erziehenden Eltern lassen sich vor dem Hintergrund des Forschungsstandes und des Standes der Theorie keine eindeutigen Hypothesen formulieren, da einiges dafür spricht, dass Mütter die zu erwartenden Nachteile in ökonomischem Kapital durch andere Ressourcen ausgleichen können.

2. Wir gehen davon aus, dass die oben beschriebenen Variablen zu ökonomischem, Bildungs- und Sozialkapital positive Einflüsse auf die Kompetenzen der Schülerinnen und Schüler haben. Bei den Sozialkapitalvariablen ist jedoch ein Caveat angebracht: Angesichts der wiederholt in der Literatur festgestellten fehlenden oder sogar ungünstigen Auswirkungen, wenn Eltern ihre Kinder bei den Hausaufgaben kontrollieren oder unterstützen, kann nicht ausgeschlossen werden, dass sich bei entsprechenden Merkmalen auch in unseren Daten keine oder sogar negative Effekte einstellen. Für den von den Jugendlichen empfundenen Stress erwarten wir ebenfalls negative Wirkungen auf die Kompetenzen.

3. Hinsichtlich möglicher Unterschiede in der Ressourcenausstattung verschiedener Arten von Familien erwarten wir, dass Stieffamilien zwar über (etwas) geringere (sozio-)ökonomische Ressourcen verfügen als jene mit zwei leiblichen Eltern, aber über mehr Ressourcen als solche mit allein erziehenden Eltern; allein erziehende Mütter dürften hier noch einmal gegenüber allein erziehenden Vätern benachteiligt

sein. Auch beim kulturellen Kapital sollten vor allem allein erziehende Eltern gegenüber Familien mit zwei leiblichen Eltern benachteiligt sein, am stärksten (jedenfalls hinsichtlich inkorporierten oder objektivierten kulturellen Kapitals) wohl die allein erziehenden Väter. Hinsichtlich des Sozialkapitals kann aufgrund theoretischer Überlegungen und einzelner Hinweise in der Forschungsliteratur erwartet werden, dass allein erziehende Mütter über eine höhere Ausstattung verfügen als allein erziehende Väter, möglicherweise auch als Stiefeltern-Familien. Da uns die Unterschiede in der Ausstattung mit den unterschiedlichen Kapitalien nicht für sich, sondern hinsichtlich ihrer Auswirkung auf die Kompetenzen interessieren, prüfen wir sie in Form indirekter Effekte im Rahmen der Mediationsanalyse.

4. Schließlich vermuten wir, dass bei Kontrolle der Ressourcen der Eltern die Unterschiede in den Kompetenzen zwischen Kindern aus unterschiedlichen Familienkonstellationen im Vergleich zur „Brutto“-Betrachtung deutlich geringer werden oder sich möglicherweise gar nicht mehr statistisch nachweisen lassen.

3 Daten, Operationalisierung und Methoden

3.1 Daten

Wir verwenden die Daten der Startkohorte 3 (SC3) des Nationalen Bildungspanels (NEPS; Blossfeld et al. 2011).¹ Das NEPS basiert auf Befragungen, die im Regelfall in jährlichem Abstand durchgeführt werden; hinzu kommen – vor allem während der Schulzeit – regelmäßige Kompetenztests in Domänen, die von Lesen bis hin zu Informations- und Kommunikationstechnologien reichen (allerdings werden nicht alle Domänen in allen Gruppen getestet). Bei Personen, die eine Schule besuchen, werden in der Regel zusätzlich ein Elter sowie Lehrer/-innen bzw. Schulleiter/-innen befragt. Für unsere Analysen eignet sich das NEPS besonders, da es eine detaillierte Differenzierung der Familienkonstellationen bei annehmbarer Fallzahl zulässt. Dies wäre z. B. mit den PISA-Datensätzen nicht möglich, mittels derer Stieffamilien nicht von Familien mit zwei leiblichen Elternteilen unterschieden werden können.

Die Stichprobe der SC3 umfasst in der ersten Welle (erhoben 2010) 6.112 Schülerinnen und Schüler der 5. Jahrgangsstufe; weitere 2.205 kamen zur Aufstockung der Stichprobe im Jahr 2012 hinzu. Zur Stichprobe der Welle 1 gehören auch 587 Schülerinnen und Schüler in Förderschulen, bei denen jedoch keine Kompetenztests durchgeführt wurden. Da die Ergebnisse dieser Tests die zentrale Zielgröße unserer Untersuchungen darstellen, haben wir diese Gruppe von Schülerinnen und

1 Diese Arbeit nutzt Daten des Nationalen Bildungspanels (NEPS): Startkohorte Klasse 5, *doi:10.5157/NEPS:SC3:7.0.1*. Die Daten des NEPS wurden von 2008 bis 2013 als Teil des Rahmenprogramms zur Förderung der empirischen Bildungsforschung erhoben, welches vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) finanziert wurde. Seit 2014 wird NEPS vom Leibniz-Institut für Bildungsverläufe e.V. (LIfBi) an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg in Kooperation mit einem deutschlandweiten Netzwerk weitergeführt.

Schülern aus dem Datensatz entfernt, so dass für unsere Analysen $N = 7.730$ Fälle zur Verfügung stehen.

Wir nutzen das NEPS als Längsschnitterhebung, indem wir den Bildungserfolg der Schülerinnen und Schüler im Jahr 2014/2015 (Welle 5) in Beziehung setzen zu ihrer familiären Situation und anderen Merkmalen, wie sie im Regelfall ein oder zwei Jahre vorher vorlagen, oder die sich, sofern sie im Jahr 2014 erfragt wurden, auf einen zurückliegenden Zeitraum beziehen. Damit ist gesichert, dass die unabhängigen (erklärenden) Variablen den abhängigen Variablen zeitlich vorangehen und umgekehrte Kausalität, also ein Effekt der abhängigen auf die unabhängigen Variablen, zumindest in zeitlicher Hinsicht ausgeschlossen werden kann.

3.2 Operationalisierung

Abhängige Variablen: Bildungserfolg wird in Studien auf verschiedene Art und Weise gemessen: als Schulnoten, als Erreichen eines bestimmten Bildungsabschlusses oder als spezifische kognitive Leistungen (Wissen, Fähigkeiten, Kompetenzen), die mittels standardisierter Tests erfasst werden. Wir wählen hier Kompetenzen in den Domänen Leseverständnis und Mathematik als abhängige Variable, wofür mehrere Gründe sprechen: Erstens entsprechen Kompetenzen am besten dem Verständnis Colemans, der in seinem zitierten einflussreichen Aufsatz (1988: S100) Humankapital explizit als „skills and capabilities“ bzw. „skills and knowledge acquired by an individual“ bezeichnet. Noten erfassen diese nur annähernd, da sie auf Lehrerurteilen beruhen, in die auch andere Eigenschaften der Schülerinnen und Schüler einfließen – bis hin zu deren Attraktivität (Dunkake et al. 2012). Hinzu kommt das mehrgliedrige Schulsystem Deutschlands, das einen Vergleich von Noten über unterschiedliche Schulformen hinweg schwierig macht (während nach Schulformen getrennte Analysen andere Nachteile aufweisen, z. B. deutlich kleinere Fallzahlen). Zweitens haben Kompetenzen über die formale Bildung hinaus bedeutende Einflüsse auf die Arbeitsmarkterträge (Hanushek/Zhang 2006; Wicht et al. 2019).

Soweit Studien differenziert nach Einflüssen auf Fähigkeiten in unterschiedlichen Domänen gesucht haben, zeigen sich gerade im Bereich des Sozialkapitals Unterschiede. Beispielsweise haben nach Hampden-Thompson et al. (2013: 256 f.) Diskussionen zwischen Eltern und Kindern über Bücher oder Filme durchgängig Einflüsse auf die Lesekompetenz, aber nur teilweise auf die Mathematikkompetenz (und die vorhandenen Einflüsse sind deutlich geringer als bei der Lesekompetenz). Da solche und mögliche weitere Unterschiede auch inhaltlich plausibel sind – auch wenn die Tests nicht Schulwissen, sondern alltagsnahe Kompetenzen erfassen, dürften Lesefähigkeiten stärker auf alltäglichen Praktiken in der Familie beruhen als Mathematikkompetenz –, analysieren wir die beiden Kompetenzmaße getrennt voneinander.

Die von uns herangezogenen Kompetenztests wurden in der fünften Erhebungswelle im Jahr 2014 durchgeführt. Zu diesem Zeitpunkt befanden sich die meisten Schülerinnen und Schüler in der 9. Jahrgangsstufe. Der Test der *Lesekompetenz* erfasst, ob die Jugendlichen Informationen in Texten auffinden, Schlussfolgerungen anhand der Texte ziehen und den Inhalt der Texte reflektieren und bewerten können (näheres bei Scharl et al. 2017). *Mathematikkompetenz* umfasst verschiedene kognitive Komponenten (z. B. Modellieren, Argumentieren, Probleme lösen), die auf vier Inhaltsbereiche (Quantität, Raum und Form, Veränderungen und Beziehungen sowie Daten und Zufall) bezogen werden (van den Ham et al. 2018). Für unsere Analysen verwenden wir als abhängige Variablen die Weighted Maximum Likelihood-Schätzer (WLE; Warm 1989) der jeweiligen Kompetenztests (die wichtigsten Kennwerte für diese wie die im folgenden dargestellten Merkmale finden sich in Tabelle A1 im Anhang).

Familienkonstellation: Die Zusammensetzung der Familie (genauer: des Haushalts, in dem die Schülerinnen und Schüler leben) wird in der SC3 durch Befragungen sowohl der Eltern als auch der Kinder erhoben, allerdings in leicht unterschiedlicher Weise. In der Elternbefragung wird *eine* Person befragt, die sich um die täglichen Belange des Kindes kümmert; dabei handelt es sich bis auf vereinzelte Ausnahmen um einen *Eltern- oder Stiefelternteil*, in der großen Mehrzahl der Fälle die Mutter. Die befragte Person wird zudem nach ihrem Familienstand, Partnerschaftsstatus, der Lebensform sowie der Beziehung des (Ehe-)Partners oder der (Ehe-)Partnerin zum Kind gefragt. Allerdings werden letztere Angaben nur erhoben, wenn das Einverständnis des Partners oder der Partnerin hierfür vorliegt, so dass diese Angaben in einem kleineren Teil der Fälle fehlen und die Elternkonstellation folglich nicht genau bestimmt werden kann.

Die Schülerinnen und Schüler hingegen werden gefragt, mit wem sie jeweils zu Hause zusammenleben. Dabei wird differenziert erfragt, ob es sich um die leiblichen (bzw. Pflege- oder Adoptiv-)Eltern, Stiefeltern oder den/die Partner/-in eines vorhandenen Elters handelt. Die Angaben der Schülerinnen und Schüler sind somit weitgehend mit denen des befragten Elters vergleichbar, und es liegen von den Schülerinnen und Schülern aufgrund ihrer höheren Teilnahmequote wesentlich mehr Angaben vor als von den Eltern. Aus den Angaben der Jugendlichen lassen sich auch (wenige) Fälle von Haushalten erschließen, in denen überhaupt kein Elter lebt (sondern z. B. Geschwister oder Großeltern), sowie Konstellationen, die in der Elternbefragung nicht vertreten sind.

Da die Angaben von Eltern und Kindern (wo sie von beiden vorliegen) nicht durchgängig übereinstimmen, sind wir bei der Operationalisierung der Familienkonstellation wie folgt vorgegangen: Zunächst wurde jeweils die Familienkonstellation aus Sicht der Eltern und der Kinder für das Jahr 2013 (Welle 4) getrennt bestimmt; lagen für dieses Jahr keine Angaben vor, wurden die Angaben aus dem Jahr 2012 (Welle 3) herangezogen. Anschließend wurden die Angaben beider Seiten

zusammengefasst, wobei zunächst die Angaben der Schülerinnen und Schüler herangezogen und hier fehlende Angaben durch die Eltern-Angabe ergänzt wurden (die umgekehrte Reihenfolge führte nur zu leicht abweichenden Ergebnissen).

Wir unterscheiden im Folgenden zwischen Familien mit zwei leiblichen Eltern (knapp 73 Prozent), Zwei-Eltern-Familien mit mindestens einem nicht-leiblichen Elternteil im Haushalt – größtenteils handelte es sich dabei um die leibliche Mutter und einen Stiefvater bzw. den Partner der Mutter (10,5 Prozent) –, Ein-Elter-Familien getrennt nach allein erziehenden Müttern (12,6 Prozent) und Vätern (2,6 Prozent) (gelegentlich wurden hier Stiefmütter bzw. -väter genannt) sowie „anderen“ Familien (1,7 Prozent). Die Ergebnisse zu letzteren werden für die multivariaten Modelle zwar präsentiert, jedoch aufgrund der Heterogenität der dahinterstehenden Lebensverhältnisse nicht interpretiert. Insgesamt ist zu konstatieren, dass die Anteile der Stieffamilien und der Familien mit einem allein erziehenden Elter in etwa denen entsprechen, die mit dem Gender and Generation Survey, offenbar bis dato der besten Datenquelle zu Familienformen, ermittelt wurden (Steinbach 2008: 165).

Es sei abschließend darauf hingewiesen, dass wir damit nur die Familienkonstellation beschreiben, wie sie ein bis zwei Jahre vor der Erhebung der abhängigen Variablen bestand, aber nichts darüber sagen können, wie lange die befragten Jugendlichen bereits in dieser Konstellation leben. Die internationale Forschung zeigt jedoch, dass zeitpunktbezogene Operationalisierungen der Familienkonstellation i. d. R. zulässig sind, um Aussagen über den Zusammenhang zwischen Familienkonstellation und Bildungserfolg der Kinder treffen zu können (Teachman et al. 1997; Downey et al. 1998: 890 ff.); Wojtkiewicz (1993) kam nach umfangreichen Analysen zu dem Schluss, dass die Beziehung zwischen Familienstruktur und Bildung einfacher sei, als manche theoretische Modelle annahmen: „any year spent in a nonintact family had a negative effect“ (Wojtkiewicz 1993: 715).

Als wichtige *Kontrollvariable* berücksichtigen wir das Geschlecht der untersuchten Schülerinnen und Schüler, da bekannt ist, dass Mädchen im Regelfall im sprachlichen Bereich bessere, im mathematischen Bereich (jedenfalls im hier untersuchten Alter von ca. 15 Jahren) schlechtere Leistungen erbringen als Jungen (siehe etwa Hohn et al. 2013: 232; Sälzer et al. 2013: 77). Eine weitere Kontrollvariable ist der Migrationshintergrund der Schülerinnen und Schüler, der aus ihren Angaben zu Eltern und Großeltern rekonstruiert wurde. Wir unterscheiden zwischen Migranten der 1. Generation (Befragte, die nicht in Deutschland geboren wurden), der 2. Generation (Befragte, bei denen ein oder beide Eltern im Ausland geboren wurden) und jenen der 3. Generation (Befragte, bei denen die Großeltern im Ausland geboren wurden) (siehe insgesamt Olczyk et al. 2014).²

2 Befragte der 2,75. Generation haben wir zu denen der 3. Generation gezählt, da beide Gruppen sich bzgl. der abhängigen Variablen und anderer Merkmale kaum unterscheiden. Zur 2,75. Generation zählen in Deutschland geborene Personen, die einen im Ausland und einen

Unabhängige bzw. erklärende Variablen: Das *sozio-ökonomische und kulturelle Kapital* der Eltern wurde anhand folgender Angaben, größtenteils aus der Elternbefragung, bestimmt:

(1.) Als Maß für die *sozio-ökonomische Stellung* verwenden wir den International Socio-Economic Index of Occupational Status (ISEI), einen Index des beruflichen Status, der vor allem das Einkommenspotenzial verschiedener Berufe berücksichtigt (Ganzeboom et al. 1992); bei Zwei-Eltern-Familien wurde der höchste Wert herangezogen.

(2.) Außerdem wurde in der Elternbefragung das *monatliche Haushaltsnettoeinkommen* erfragt, welches gemäß der OECD-Skala äquivalenzgewichtet (Faktor 0,5 für weitere Personen über 14 im Haushalt, 0,3 für Kinder bis 14 Jahre) und logarithmiert wurde. Wir verwenden den Mittelwert aller verfügbaren Einkommensangaben bis zum Jahr 2014, da einige Untersuchungen andeuten, dass punktuelle Messungen des Einkommens dessen Wirkung auf die Bildungserfolge der Kinder unterschätzen (Mayer 1997, Blau 1999).

(3.) Die *Bildungsabschlüsse* der Eltern liegen codiert gemäß der International Standard Classification of Education (ISCED-97) vor; bei zwei-Eltern-Familien wurde der höchste Wert verwendet. Die Abschlüsse wurden in vier Kategorien zusammengefasst: Level 0 bis 2 (ohne Abschluss der Sekundarstufe II), 3B und 3C (beruflicher oder anderer nicht weiterführender Abschluss), 3A, 4A und 5B (Abitur, Fachabitur oder Meisterabschluss) sowie Level 5A und 6A (tertiäre Abschlüsse). In den nachfolgenden Analysen verwenden wir diese Variable als quasi-metrische Variable, da die Abstände zwischen den Gruppen hinsichtlich der abhängigen Variablen von einer Stufe zur nächsten sehr ähnlich sind.

(4.) Ferner wird die *Zahl der Bücher* im Haushalt als ein Merkmal berücksichtigt, das sich in vielen Untersuchungen als wichtiges Maß für das Bildungskapital von Familien bewährt hat (wir verwenden die Angaben der Schülerinnen und Schüler). Die Ausprägungen dieser Variablen reichen von 1 (keine oder nur sehr wenige Bücher) bis 6 (mindestens eine Regalwand voller Bücher; der Fragebogen unterstützte hier die Angaben der Befragten durch visuelle Veranschaulichung der Kategorien). Auch diese Variable wurde als quasi-metrische Variable in die Modelle aufgenommen.

(5.) Ein weiterer Indikator für kulturelles Kapital sind *„hochkulturelle“ Aktivitäten* wie der Besuch von Theatern, Museen oder Opern durch die befragte Elternperson. Hier verwenden wir die Items aus den Jahren 2010 (Welle 1) und 2015 (Welle 6), da sie in den anderen Wellen nicht erfragt wurden. Die Fälle, bei denen Messungen aus beiden Wellen vorliegen, machen deutlich, dass es sich um Merkmale handelt, die über die Zeit hinweg recht konstant sind. Die Angaben zur Häufigkeit dieser

in Deutschland geborenen Elternteil haben, wobei die Eltern des in Deutschland geborenen Elternteils ebenfalls in Deutschland geboren wurden.

Aktivitäten (nie, einmal, 2- bis 3-mal, 4- bis 5-mal, mehr als 5-mal pro Jahr) wurden zu einem Gesamtindex zusammengefasst (Cronbachs Alpha 0,69).

Um das *intrafamiliäre Sozialkapital* zu erfassen, verwenden wir neben der Zahl der Geschwister (die von den Eltern erfragt wurde) mehrere Skalen (sämtlich aus der Befragung der Schülerinnen und Schüler), um die Verhaltens- und emotionalen Komponenten von Sozialkapital zu erfassen:

(1.) *Diskussionen mit Eltern* werden über die Häufigkeit gemessen (Skala: nie oder selten, mehrmals im Monat, einmal in der Woche, mehrmals in der Woche, täglich), mit der die Schülerinnen und Schüler mit ihren Eltern über Bücher, Filme oder Fernsehsendungen, politische oder soziale Fragen und über Kunstwerke oder Kunst im Allgemeinen diskutieren (erhoben 2014, Welle 5) (Cronbachs Alpha = 0,64). Auch wenn diese Angaben im Jahr 2014 erfasst wurden, also zum Zeitpunkt der Testung, so verlangt die Frageformulierung eine Einschätzung der Befragten, wie häufig dies „im Allgemeinen“ geschieht und damit über einen gewissen in der Vergangenheit liegenden Zeitraum. Mehrere Untersuchungen (Hampden-Thompson 2013; Stanat 2006) legen nahe, dass gerade Gespräche über bildungsrelevante Themen wichtige Wege der Übertragung elterlichen kulturellen Kapitals auf die Kinder darstellen.³

(2.) Das *Familienklima* (aus 2012, Welle 3) wird anhand von drei Items erfasst, die auf eine gute Beziehung zwischen Eltern und Kindern hindeuten: bei den Eltern „Rat holen“, mit diesen „gut über seine Sorgen reden“ können und sich von ihnen „ernst genommen“ fühlen (5-stufige Skala von „trifft gar nicht zu“ bis „trifft völlig zu“; Cronbachs alpha 0,84).

(3.) *Unterstützung in Bezug auf die Schule* wird durch Angaben (erhoben 2013) gemessen, wie häufig die Eltern ihre Kinder durch den Kauf zusätzlicher Lernmaterialien oder Bücher, bei Vorträgen oder Referaten, durch die Unterhaltung über im Unterricht behandelte Themen und schließlich bei Problemen in der Schule unterstützen (Skala: nie, selten, manchmal, oft; Cronbachs Alpha 0,73).

(4.) Explizit gemessen wurde elterliche *Kontrolle* (bezogen auf die Schule) durch eine aus zwei Items bestehende Skala (erhoben 2012, Welle 3), in denen die Schülerinnen und Schüler angaben, ob ihre Eltern sie „oft [fragen], wie es in der Schule war“ und ob die Eltern „darauf [achten], dass ich mich auf Tests und Arbeiten sehr gut vorbereite“ (5-stufige Skala von 1, trifft gar nicht zu bis 5, trifft völlig zu). Da es

3 Jungbauer-Gans (2004: 387) hat einen auf vergleichbaren Items basierenden Index als Indikator für kulturelles Kapital verwendet (siehe auch Tramonte/Willms 2010, die einen sehr ähnlichen Index als „relational cultural capital“ von „statischem“ kulturellem Kapital – hochkulturelle Aktivitäten und Besitztümer – unterscheiden). Unserer Auffassung nach (ebenso Hampden-Thompson 2013) handelt es sich hierbei jedoch um eine (freilich mit kulturellem Kapital durchsetzte) Form sozialen Kapitals, da hier der Umfang gemessen wird, in dem Eltern mit ihren Kindern kommunizieren.

sich nur um zwei Items handelt, ist Cronbachs Alpha mit 0,62 ziemlich niedrig, aber noch akzeptabel.⁴

Stress: Eine letzte Skala misst den subjektiv empfundenen *Stress* der Schülerinnen und Schüler; sie besteht aus neun Items (erhoben 2013), die verschiedene Aspekte von Stresserleben erfassen (z. B. keine/wenig Menschen kennen, auf die man sich verlassen kann, schlechter Schlaf, häufiges Nachdenken über Probleme, sich erschöpft fühlen; jeweils 5-stufige Skala von „trifft gar nicht zu“ bis „trifft völlig zu“). Mit dieser Skala wird also nicht direkt Sozialkapital gemessen, sondern eine Reaktion auf belastende Situationen, zu denen auch die familiäre Situation gehören kann (wenn auch nicht muss). Cronbachs Alpha für diese Skala beträgt 0,71.

3.3 Statistische Modellierung

Unsere abhängigen Variablen, die Kompetenzmaße, sind metrischer Natur und annähernd normalverteilt mit einem Mittelwert von 0. Zwei Eigenschaften der Daten stehen jedoch der Anwendung einfacher OLS-Regressionsmodelle im Wege: Erstens handelt es sich nicht um eine einfache Zufallsstichprobe, da zunächst Schulen (und u. U. in Schulen dann noch einzelne Klassen) ausgewählt und erst dann die Daten der Schüler innerhalb der Klassen erhoben wurden. Die individuellen Fälle auf Schulebene sind also nicht unabhängig voneinander. Dem tragen wir Rechnung durch die Schätzung von Standardfehlern, die die Clusterung der Fälle berücksichtigen.

Ein zweites Problem sind fehlende Werte. Da Informationen aus unterschiedlichen Erhebungswellen verwendet werden, führt die Nicht-Teilnahme (temporärer Ausfall) von Befragten an einzelnen Erhebungswellen zu Missing Values. Außerdem haben nicht alle Eltern an den Elternbefragungen teilgenommen. Auch wenn in einzelnen Variablen der Anteil fehlender Werte gering sein kann, gibt es in der Summe doch relativ viele Fälle, bei denen zumindest ein oder mehrere Werte fehlen. Eine Analyse unter Ausschluss dieser Fälle würde daher vermutlich zu ineffizienten und inkonsistenten Schätzungen führen. Zur Lösung dieses Problems werden aktuell zwei Verfahren empfohlen, die asymptotisch zu äquivalenten Ergebnissen führen (Allison 2012): Die Full Information Maximum Likelihood-Schätzung (FIML) und die Multiple Imputation der fehlenden Werte (Allison 2002; Enders 2012). Die nachfolgenden Ergebnisse beruhen auf FIML-Schätzungen mit Hilfe von Mplus (Muthén/Muthén 2017). Mplus hat den Vorteil, dass auf relativ einfachem Wege die Berechnung der indirekten Effekte möglich ist und sich deren Standardfehler mittels Bootstrap-Verfahren bestimmen lassen, ein Vorgehen, welches anderen Schätzmethoden im Regelfall überlegen ist (Preacher/Hayes 2008). Wir

⁴ Zusätzliche Analysen unter alternativer Verwendung eines Index für die elterliche Kontrolle von Hausaufgaben führen zu sehr ähnlichen Ergebnissen wie mit dem verwendeten allgemeinen Indikator für elterliche Kontrolle. Da beide Indices jedoch recht hoch miteinander korrelieren ($r = 0,59$), verwenden wir nur eine der beiden Messungen.

haben jeweils 10.000 Bootstraps durchgeführt. 23 Fälle unserer Gesamtstichprobe hatten jedoch fehlende Werte in sämtlichen hier verwendeten Variablen, so dass sich die Modellierung letztlich auf 7.707 Fälle bezieht.

4 Ergebnisse

Wir beginnen mit einem vergleichenden Überblick über die Lese- und Mathematikkompetenzen sowie über die Ressourcenausstattung der Jugendlichen in den verschiedenen Familienkonstellationen. Tabelle 2 zeigt zunächst deutliche Unterschiede in den Kompetenzwerten der Jugendlichen: Leben sie mit zwei leiblichen Eltern, so liegen ihre Werte über dem Durchschnitt von 0,01, in den übrigen Konstellationen liegen sie darunter, am deutlichsten bei den Kindern allein erziehender Väter. Insgesamt sind die Unterschiede durchaus gewichtig. Angesichts von Standardabweichungen der abhängigen Variablen von ca. 1,1 (Lesen) bzw. 1,2 (Mathematik) kann man beispielsweise konstatieren, dass die Kinder allein erziehender Mütter bei der Lesekompetenz um ca. 0,2 und bei der Mathematikkompetenz um mehr als 0,25 Standardabweichungen unter denen der Familien mit zwei leiblichen Eltern liegen. Bei den Kindern allein erziehender Väter sind es sogar beinahe 0,4 bzw. knapp 0,6 Standardabweichungen weniger.

Tabelle 2: Abhängige Variablen und Mediatoren nach Familienkonstellation (arithmetische Mittel bzw. Anteilswerte)

	Zwei leibliche Eltern	Stieffamilie	Allein erziehende Mutter	Allein erziehender Vater
Lesekompetenz	0,09	−0,09	−0,13	−0,33
Mathematikkompetenz	0,13	−0,22	−0,18	−0,55
Berufsprestige (ISEI)/10	5,75	5,35	4,95	4,91
Äquivalenzeinkommen (log.)	7,38	7,29	7,16	7,28
Bildungsabschluss (ISCED)	2,04	1,82	1,67	1,72
Anzahl Bücher	4,12	3,60	3,72	3,47
Hochkulturelle Praktiken	2,11	1,92	1,99	1,79
Zahl der Geschwister	1,48	2,02	1,61	1,67
Diskussionen Eltern-Kind	2,29	2,10	2,21	2,03
Familienklima	4,17	3,93	3,96	3,89
Unterstützung (binär)	0,146	0,113	0,119	0,101
Kontrolle (binär)	0,441	0,315	0,376	0,398
Stress	1,94	2,10	2,08	2,13

Quelle: NEPS, SC3, Version 7.0.1, eigene Berechnungen.

Gleichzeitig ist aber auch die Ressourcenausstattung der Jugendlichen, die mit zwei leiblichen Eltern zusammenleben, besser: Sie verfügen durchgängig über mehr sozio-ökonomisches, kulturelles und auch Sozialkapital als die übrigen Jugendlichen. Sowohl der berufliche Status (ISEI, dividiert durch 10) als auch das (logarith-

mierte) Einkommen liegt hier höher als bei den anderen Familien, in allen Bildungsvariablen haben Familien mit zwei leiblichen Eltern die besten Werte, und auch für das Sozialkapital zeigt sich dieser Trend durchgängig.⁵ Schließlich ist auch der empfundene Stress der Kinder in diesen Familien geringer als in den anderen Familienkonstellationen.

Unterschiede zwischen den anderen drei Familienformen sind vor allem bei den sozio-ökonomischen Variablen und der formalen Bildung deutlich; Stieffamilien weisen hier die relativ besten, allein erziehende Mütter tendenziell (Ausnahme: beruflicher Status) die schlechtesten Werte auf. Beim objektivierten und beim inkorporierten kulturellen Kapital weichen dagegen vor allem die allein erziehenden Väter nach unten ab. Bei den Sozialkapitalvariablen sind die Unterschiede schwächer, doch zeigt sich auch hier, dass (mit Ausnahme der von den Kindern wahrgenommenen Kontrolle) die allein erziehenden Väter die niedrigsten Werte aufweisen, während sich Stiefeltern und allein erziehende Mütter meist nicht in relevanter Weise unterscheiden, mit Ausnahme wiederum der Kontrolle, die bei Kindern in Stieffamilien besonders niedrig ist.

Die in Tabelle 2 ausgewiesenen Unterschiede in den Kompetenzen zwischen den verschiedenen Familienformen lassen sich auch mit komplexen Modellen unter Berücksichtigung von Missing Values absichern. Zusätzliche Modelltests (Satorra/Bentler 2001) verdeutlichen, dass Kinder aus Stiefeltern-Familien und mit allein erziehenden Müttern größtenteils bessere Ergebnisse erzielen als die Kinder allein erziehender Väter; nur bei der Lesekompetenz ist der Unterschied zwischen Kindern allein erziehender Mütter und Väter nicht auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant. Hinsichtlich unserer ersten Hypothese ergibt sich somit, dass Kinder allein erziehender Väter besonders schlechte Kompetenzwerte aufweisen, während solche allein erziehender Mütter und in Stieffamilien sich nicht in relevanter Weise unterscheiden.

Diese Unterschiede können auch nicht auf die in einem weiteren Modellierungsschritt eingeführten Kontrollvariablen zurückgeführt werden (Ergebnisse auf Anfrage vom Erstautor erhältlich). Im Gegenteil, sie werden sogar minimal größer, auch wenn die Änderungen numerisch und statistisch keine relevante Größenordnung erreichen. Dabei entsprechen die Effekte der Kontrollvariablen durchaus bekannten Zusammenhängen: Mädchen schneiden im Bereich Lesen besser, in Mathematik schlechter ab als Jungen; Jugendliche der 1. oder 2. Migrantengeneration erzielen (im Unterschied zu solchen der 3. Generation) schlechtere Ergebnisse

5 In dieser Tabelle und in den später präsentierten Modellen haben wir die Variablen „Unterstützung“ und „Kontrolle“ als Dummy-Variablen aufgenommen, die jeweils die höchste Ausprägung des Merkmals von allen geringeren Ausprägungen unterscheiden. Damit war die sparsamste Modellierung der Zusammenhänge möglich. Zwar schien sich explorativ ein kurvilinearere Zusammenhang anzudeuten, wonach die Kompetenzen auch bei sehr wenig Unterstützung und Kontrolle etwas geringer seien, doch hat sich dies in der multivariaten Modellierung nicht absichern lassen.

als die Jugendlichen ohne Migrationshintergrund. Diese Faktoren ändern aber praktisch nichts an dem Zusammenhang zwischen der Familienkonstellation und den Kompetenzen der Jugendlichen.

Tabelle 3: Einflüsse auf die Kompetenzen in Lesen und Mathematik

	Lesen			Mathematik		
	Koeff.	S.E.	Stand. Koeff.	Koeff.	S.E.	Stand. Koeff.
Familienkonstellation (Ref.: zwei biologische Eltern)						
Stiefelter-Familie	0,013	0,051	0,012	-0,170***	0,050	-0,143
Allein erziehende Mutter	-0,020	0,046	-0,018	-0,085	0,046	-0,071
Allein erziehender Vater	-0,166	0,089	-0,150	-0,412***	0,091	-0,346
Andere	-0,264	0,143	-0,239	-0,409**	0,134	-0,343
Geschlecht weiblich	0,155***	0,032	0,140	-0,322***	0,035	-0,270
Migrationshintergrund (Ref.: keiner)						
1. Generation	-0,122	0,086	-0,110	-0,184*	0,091	-0,154
2. Generation	-0,138*	0,057	-0,125	-0,246***	0,063	-0,206
3. Generation	0,032	0,061	0,029	-0,026	0,058	-0,022
Berufsprestige (ISEI)/10	0,045**	0,015	0,087	0,065***	0,014	0,117
Äquiv.-Einkommen (log.)	0,182***	0,053	0,077	0,056	0,057	0,022
Bildungsabschluss (ISCED)	0,118***	0,031	0,101	0,148***	0,028	0,117
Anzahl Bücher	0,196***	0,013	0,274	0,231***	0,013	0,299
Hochkulturelle Praktiken	0,065*	0,029	0,054	0,103***	0,027	0,079
Zahl der Geschwister	-0,053**	0,016	-0,062	-0,047**	0,015	-0,051
Diskussionen Eltern-Kind	0,097***	0,022	0,071	0,016	0,021	0,011
Familienklima	0,021	0,021	0,017	-0,020	0,023	-0,016
Unterstützung (binär)	-0,318***	0,046	-0,287	-0,282***	0,044	-0,237
Kontrolle (binär)	-0,161***	0,034	-0,146	-0,192***	0,035	-0,161
Stress	-0,017	0,032	-0,009	-0,127***	0,032	-0,064
R ²	0,150			0,199		

Anmerkung: N = 7.707. * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001. Ref.= Referenzkategorie. S.E.= standard error. Die Spalte „Stand. Koeff.“ weist bei metrischen Variablen Koeffizienten aus, bei denen unabhängige wie abhängige Variable standardisiert sind; bei binären Variablen (einschl. Dummy-Variablen) ist nur die abhängige Variable standardisiert.

Quelle: NEPS, SC3, Version 7.0.1, eigene Berechnungen.

Ganz anders ist dies, wenn wir zusätzlich zu den Kontrollvariablen die übrigen unabhängigen Variablen in die Modelle einführen (Tabelle 3) (siehe Hypothese 2). Das kulturelle, aber auch das sozio-ökonomische Kapital haben erhebliche Bedeutung für die Kompetenzen. Von besonderer Relevanz ist das objektivierte Bildungs-

kapital der Familien, gemessen über die Bücher im Haushalt. Zudem weist der formale Bildungsabschluss Zusammenhänge mit beiden Kompetenzmaßen auf, während hochkulturelle Praktiken wie Theaterbesuche eine deutlich geringere Rolle spielen. Schließlich sind ebenso Merkmale aus dem Bereich des Sozialkapitals bedeutsam, allerdings in unterschiedlicher Weise. Regelmäßige Diskussionen zwischen Eltern und Kindern haben einen günstigen Einfluss auf die Lesekompetenz, nicht hingegen auf die Mathematikkompetenz. Eine Erklärung dafür könnte sein, dass anspruchsvolle Gespräche zwischen Eltern und Kindern und ein gutes Familienklima zwar die allgemeinen sprachlichen Leistungen und generell die intellektuelle Leistungsfähigkeit begünstigen dürften, für die Steigerung von Mathematikleistungen dagegen wohl eher spezifische Maßnahmen wie z. B. gezieltes Üben und Vertiefen erforderlich sind.

Gleichermaßen negativ auf Lese- wie auf Mathematikkompetenzen wirkt jedoch ein elterliches Verhalten, das durch viel Unterstützung und Kontrolle in schulischen Belangen gekennzeichnet ist – zumindest mit Blick auf die Kontrolle kein überraschendes Ergebnis. Der Vermutung, dass ein solches elterliches Verhalten eine Reaktion auf frühere schlechte Schulleistungen sei (siehe Abschnitt 2.3), sind wir nachgegangen, indem wir zusätzlich die Noten in Deutsch und Mathematik, die die Jugendlichen zwei Jahre vorher erzielt hatten, als unabhängige Variable in unsere Modelle einbezogen haben. Doch auch wenn mit schlechteren Noten in Deutsch tatsächlich ein größeres Ausmaß an elterlichem Unterstützungsverhalten einherging, ergaben sich insgesamt keine substanziellen Änderungen der Regressionskoeffizienten für die beiden fraglichen Sozialkapitalvariablen. Es ist also plausibler anzunehmen, dass Eltern, die sich zu intensiv in die schulischen Belange ihrer Kinder einmischen, deren selbstständige Entfaltung und damit die Leistungsfähigkeit einschränken.

Der empfundene Stress der Jugendlichen schließlich hängt nach unseren Ergebnissen nur mit der Mathematikkompetenz (negativ) zusammen, nicht jedoch mit der Lesekompetenz. Auch das ist kein überraschender Befund, denn Lesefähigkeit wird in vielen Situationen und auf diversen Wegen erworben, bei denen empfundener Stress nicht unbedingt eine Rolle spielen muss; ja, Kinder, die Stress empfinden, lesen möglicherweise, um sich abzulenken. Tatsächlich zeigen weitere Analysen einen leicht positiven Zusammenhang zwischen der Häufigkeit des Lesens und dem Stressempfinden der Jugendlichen. Der Erwerb von Mathematikkompetenz setzt dagegen konzentriertes und gezieltes Lernen voraus, welches durch Stresserleben offenbar beeinträchtigt wird.

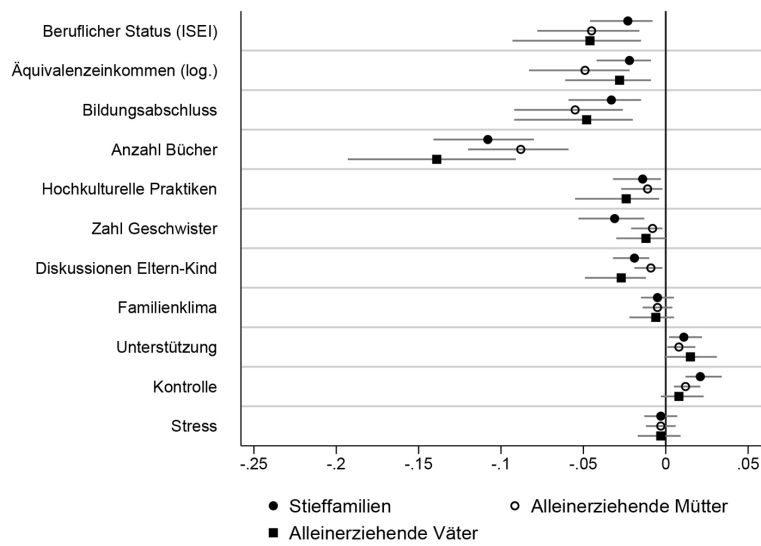
Von zentralem Interesse für unsere Analysen ist jedoch, dass sich durch die Einbeziehung der familiären Ressourcen die Unterschiede zwischen den Kindern, die mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben, und denen in anderen Familienkonstellationen deutlich verringern. Bei der Lesekompetenz sind die Unterschiede statistisch nicht mehr absicherbar und auch substanziell irrelevant. Bei der Mathematikkom-

petenz bleiben dagegen noch signifikant schlechtere Werte für Kinder aus Stiefeltern-Familien oder mit allein erziehenden Vätern; allerdings erreicht nur bei letzteren der Abstand zu den Familien mit zwei leiblichen Eltern eine relevante Größenordnung. Somit bleibt festzuhalten, dass (entsprechend unserer letzten Hypothese) erhebliche Teile der Unterschiede zwischen Kindern in verschiedenen Familienkonstellationen hinsichtlich der erworbenen Kompetenzen auf Unterschiede in der elterlichen Ressourcenausstattung zurückgehen.

Vor dem Hintergrund der bisherigen Befunde wird abschließend anhand *indirekter Effekte* geprüft, welche Ressourcen jeweils in welchem Ausmaß zu dem schlechteren Abschneiden von Kindern aus unterschiedlichen Familienkonstellationen in den Kompetenztests beitragen. Indirekte Effekte liegen dann vor, wenn sich der Effekt einer Variablen x (in unserem Fall der Familienkonstellations) auf das Outcome y (die Kompetenzwerte) bei Kontrolle einer dritten Variablen z (etwa der Bildung der Eltern) verändert und wenn angenommen wird, dass x auf z und z auf y wirkt; der indirekte Effekt kann als Produkt der Regressionskoeffizienten a (Regression von z auf x) und b (Regression von y auf z) konzipiert werden. In unserem Fall ist zu erwarten, dass die indirekten Effekte überwiegend negative Vorzeichen haben. Denn im Vergleich zur Referenzkategorie, den Familien mit zwei biologischen Eltern, haben die übrigen Familien eine geringere Ressourcenausstattung (negatives Vorzeichen von a), die Ressourcen wirken sich aber größtenteils positiv auf die Kompetenzwerte aus (positives Vorzeichen von b) (im Falle von Stress verfügen die Kinder in den übrigen Familien über ein Plus dieser negativ wirkenden „Resource“); solche negativen indirekten Effekte bewirken die Einebnung der Unterschiede zwischen Kindern verschiedener Familienkonstellationen in den Kompetenzwerten. Nur bei den sich negativ auswirkenden Merkmalen „Unterstützung“ und „Kontrolle“ sollten (bei entsprechender Stärke der Einflüsse) die indirekten Effekte positive Vorzeichen aufweisen.⁶

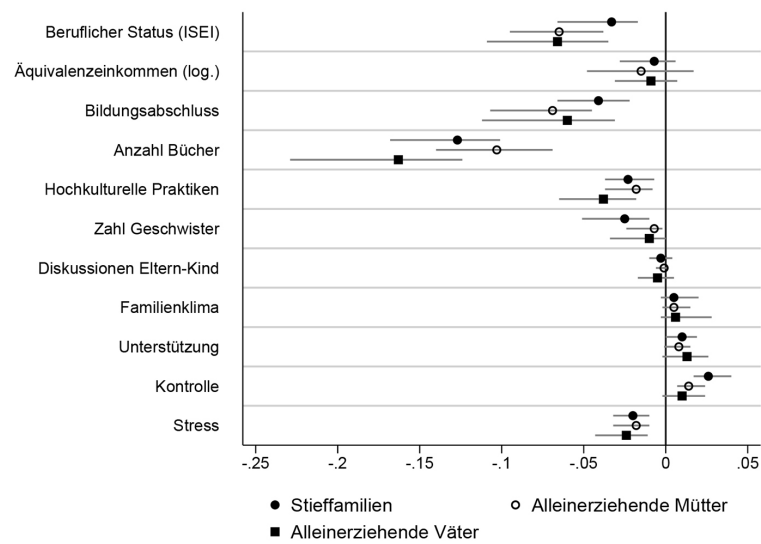
⁶ In der Literatur wird häufig zwischen „Mediation“ (der indirekte Effekt hat das gleiche Vorzeichen wie der direkte Effekt von x auf y) und „Suppression“ (gegenläufiges Vorzeichen des indirekten Effektes) unterschieden. Diese Terminologie ist allerdings verwirrend, da der Begriff „Suppression“ auch in anderen Kontexten verwendet werden kann und bei Annahme eines indirekten Effektes auch im Falle einer Suppression eine Wirkung von x auf y als über z vermittelt unterstellt wird. In jüngerer Zeit wird entsprechend vorgeschlagen, besser zwischen zwei Varianten von Mediation, etwa konsistenter und inkonsistenter (MacKinnon et al. 2000) oder komplementärer und konkurrierender Mediation (Zhao et al. 2010) zu unterscheiden. Wir umgehen diese terminologischen Probleme durch die Benennung des Vorzeichens der indirekten Effekte.

Abbildung 1: Indirekte Effekte der Familienkonstellation auf die Lesekompetenz



Anmerkung: N = 7.707.
Quelle: NEPS, SC3, Version 7.0.1, eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Indirekte Effekte der Familienkonstellation auf die Mathematikkompetenz



Anmerkung: N = 7.707.
Quelle: NEPS, SC3, Version 7.0.1, eigene Berechnungen.

Die indirekten Effekte und deren 95-Prozent-Konfidenzintervalle werden in Abbildung 1 (Lesekompetenz) und Abbildung 2 (Mathematikkompetenz) präsentiert. Zu beachten ist, dass die Effekte sich immer auf Unterschiede im Vergleich zur Referenzkategorie (Familien mit beiden leiblichen Eltern) beziehen. Die Graphiken verdeutlichen, dass primär das kulturelle Kapital mit den Unterschieden zwischen den Kindern unterschiedlicher Familienkonstellationen hinsichtlich der Bildungserfolge zusammenhängt. Dass die Kinder allein erziehender Väter besonders schlechte Kompetenzwerte aufweisen, hat offensichtlich damit zu tun, dass sie in mehreren Bereichen die ungünstigsten Bedingungen für den Kompetenzerwerb aufweisen, insofern sie beispielsweise in einem Elternhaus mit wenigen Büchern und einem geringen Umfang hochkultureller Praktiken leben. Die Konfidenzintervalle zeigen allerdings auch, dass man trotz beträchtlicher Unterschiede in der Höhe der Koeffizienten keine zuverlässigen Schlüsse dahingehend ziehen kann, dass die indirekten Einflüsse sich auch in der Grundgesamtheit zwischen Kindern mit Stiefeltern, solchen mit allein erziehenden Müttern und solchen mit allein erziehenden Vätern unterscheiden. Das gilt ebenso für die Effekte des Sozialkapitals, die allerdings von geringerer Bedeutung und teilweise nicht signifikant von Null verschieden sind. Erwartungsgemäß zeigt sich, dass Kinder von Stiefeltern und allein erziehenden Müttern von dem geringeren Ausmaß an (starker) Kontrolle, dem sie ausgesetzt sind, ‚profitieren‘, da diese Kontrolle sich als kontraproduktiv erwiesen hat.

5 Fazit und Diskussion

Ziel der Arbeit war es, die Bedeutung verschiedener Familienkonstellationen für den Bildungserfolg der Kinder zu untersuchen, gemessen anhand des Abschneidens in den Kompetenztests für Lesen und Mathematik in der 9. Klassenstufe. In unseren Analysen haben wir verschiedene Familienkonstellationen differenziert in den Blick genommen und als eine von sehr wenigen Untersuchungen zwischen allein erziehenden Müttern und Vätern unterschieden. Von zentralem Interesse waren zudem Mediationsanalysen, um mögliche Gründe für die gefundenen Kompetenzunterschiede zu identifizieren.

Unsere Analysen bestätigen einmal mehr den Befund, dass Kinder, die *nicht* (durchgängig) mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben, in ihren Bildungserfolgen beeinträchtigt sind. Dabei wird deutlich, dass Kinder allein erziehender Väter in den Kompetenzmessungen noch schlechter abschneiden als solche, die mit der Mutter zusammenleben. Die Unterschiede lassen sich zwar nur in Mathematik statistisch absichern, gehen jedoch bei der Lesekompetenz in die gleiche Richtung. Dieses Ergebnis ist deshalb bedeutsam, weil sich die Forschung zu allein Erziehenden meistens auf die Mütter konzentriert oder allein erziehende Eltern pauschal mit allein erziehenden Müttern gleichgesetzt werden. Vor allem angesichts des bekannten Befundes, dass Ein-Elter-Familien häufig von Armut betroffen sind, werden dann die fehlenden Ressourcen der allein erziehenden Mütter betont. In Hinblick

auf den Bildungserfolg zeigen unsere Befunde nun, dass dies ebenso für die Kinder allein erziehender Väter gilt. Zwar sind diese tatsächlich hinsichtlich der finanziellen Ressourcen bessergestellt als allein erziehende Mütter und haben eine etwas bessere formale Bildung, sie verfügen aber in beiden Dimensionen nicht über das gleiche Ausmaß an Ressourcen wie Familien mit zwei leiblichen Eltern. Und in anderen Bereichen, nicht zuletzt bei inkorporiertem und objektiviertem kulturellem Kapital, sind sie mit geringeren Ressourcen ausgestattet als alle anderen Familienkonstellationen.

Der Befund, dass Kinder allein erziehender Väter in den untersuchten Kompetenzen schlechter abschneiden als die Kinder allein erziehender Mütter und in Stieffamilien, mag überraschen, ebenso, dass sie bei dem für den Bildungserfolg relevanten Indikator Zahl der Bücher im Haushalt deutlich nach unten abweichen. Um zu prüfen, ob es sich hierbei möglicherweise um eine Besonderheit unserer Daten handelt, haben wir zusätzliche Analysen mit den PISA-Daten für Deutschland aus den Jahren 2009 und 2012 durchgeführt, anhand derer man zwar nicht zwischen leiblichen und Stiefeltern, aber zwischen allein erziehenden Müttern und Vätern unterscheiden kann. Mit beiden Datensätzen ließ sich der Befund schlechterer Lese- und Mathematikleistungen der Kinder allein erziehender Väter im Vergleich zu allein erziehenden Müttern bestätigen, ebenso wie die deutlich schlechtere Ausstattung mit Büchern im Haushalt (Ergebnisse auf Anfrage vom Erstautor erhältlich). Somit sind wir zuversichtlich, dass die NEPS-Daten in dieser Hinsicht keine Idiosynkrasien aufweisen.

Unsere Analysen zeigen ferner, dass die Unterschiede in den Bildungserfolgen am deutlichsten mit der Ausstattung der Familien mit kulturellem Kapital zusammenhängen; (sozio-)ökonomisches Kapital und Sozialkapital spielen dagegen eine geringere Rolle. Auffällig, aber im Lichte der Forschung nicht überraschend, ist die gegenläufige Wirkung von Variablen, mit denen wir intrafamiliäres Sozialkapital gemessen haben: Während Aktivitäten, die allgemein Bildungsprozesse fördern, wie Diskussionen über interessante Inhalte, sich positiv auf die Lesekompetenz der Kinder auswirken, kann direkt auf die Schule bezogene Kommunikation zwischen Eltern und Kindern, gleichgültig, ob sie als Unterstützung (etwa Hilfe bei Referaten oder Gespräche über Schulprobleme) oder eher als Kontrolle gestaltet ist, letztlich sogar kontraproduktiv sein. Möglicherweise gilt dieser Befund aber auch speziell für die untersuchte Altersgruppe, sei es, weil hier von Jugendlichen bessere Leistungen erwartet werden können, wenn sie größere Autonomie haben, sei es, weil die Fähigkeit der Eltern zu spezifischer Unterstützung beschränkt ist (siehe auch die Schlussfolgerungen der Meta-Analysen bei Hill/Tyson 2009: 759 und Wilder 2014: 392).

Mit Blick auf unsere Hypothese zu den Einflüssen der Ressourcenunterschiede zwischen Familien mit Stiefeltern und solchen mit allein erziehenden Müttern bzw. Vätern ergibt sich kein eindeutiges Bild. Einerseits sind die indirekten Effekte meist so ausgefallen, wie wir es vermutet hatten: Die Effekte sind bei den Kindern in

Stieffamilien größtenteils geringer als bei den Kindern allein Erziehender; bei den Kindern allein erziehender Mütter sind vor allem die (allerdings insgesamt relativ schwachen) Effekte der sozio-ökonomischen Ressourcen stärker als bei den anderen Kindern, bei den Kindern allein erziehender Väter vor allem die des inkorporierten und des objektivierten kulturellen Kapitals sowie die des Sozialkapitals. Andererseits ist zu konstatieren, dass die Konfidenzintervalle der indirekten Effekte durchgängig so breit sind, dass man nicht mit zureichender Plausibilität davon ausgehen kann, dass die indirekten Effekte für die Kinder in Stieffamilien oder den beiden Familienformen allein erziehender Eltern sich in der Grundgesamtheit untereinander unterscheiden.

Ein offenes Forschungsdesiderat ist jedoch festzustellen: Warum bleiben gerade für die Kinder allein erziehender Väter auch nach Kontrolle zahlreicher relevanter Merkmale noch signifikante und auch der Größenordnung nach relevante Unterschiede in der Mathematikkompetenz zu Kindern bestehen, die mit beiden leiblichen Eltern zusammenleben? Möglicherweise ist die Trennung von der Mutter für die Kinder eine größere Belastung als die vom Vater. Allerdings haben wir mit dem wahrgenommenen Stress der Kinder versucht, solche Belastungen zu kontrollieren. Vielleicht spielen aber auch unterschiedliche Erziehungsstile und -praktiken eine stärkere Rolle, die hier nicht untersucht werden konnten. Hier ist folglich noch weitere Forschung nötig.

Unsere Untersuchung ist nicht ohne Beschränkungen. Zunächst sei noch einmal daran erinnert, dass die in unseren Analysen unterstellten indirekten Effekte der Familiensituation via der elterlichen Ressourcen nur auf Beobachtungsdaten (im Gegensatz zu experimentellen Daten) beruhen und somit die Ergebnisse nicht (oder allenfalls hypothetisch) kausal interpretiert werden können. Wir können zwar aufgrund der Datenstruktur plausibel vermuten, dass die Familienkonstellation *via* der von uns angenommenen Mediationen wirkt, aber wir können dies nicht mit Sicherheit behaupten, da die unterstellte Struktur von Einflüssen nur eine von vielen ist, die mit den beobachteten Korrelationen kompatibel ist. Allerdings haben wir (im Unterschied etwa zu Analysen auf Grundlage der PISA-Daten) nicht mit reinen Querschnittsdaten gearbeitet, sondern können sicherstellen, dass die Messungen der Prädiktoren sich auf die Zeit vor Messung der abhängigen Variablen beziehen.

Ferner konnten wir aufgrund von Beschränkungen in den Daten keine genaueren Informationen über die Familiengeschichte (u. a. Zeitpunkt der Trennung der Eltern, Bildung einer Stieffamilie) in die Analysen einbeziehen. Zudem wurden mögliche Selektionseffekte nicht ausreichend berücksichtigt, denn es ist nicht auszuschließen, dass es unbeobachtete Merkmale gibt, die beeinflussen, ob Elternpaare sich trennen und welche Eltern gegebenenfalls neue Familien bilden, und die sich gleichzeitig auf die Bildungserfolge der Kinder auswirken. Allerdings finden sich in der familiensoziologischen Forschung Belege dafür, dass derartige Selektionseffekte zwar möglicherweise eine Rolle spielen, aber keinesfalls entscheidend für die Folgen

sind, die für Kinder aus dem Leben in einer Ein-Elter-Familie resultieren (Amato 2005, vor allem S. 85). Vielmehr scheint dafür vor allem die unterschiedliche Ausstattung von Familien mit wichtigen Ressourcen verantwortlich, die wir umfänglich in unseren Modellen untersucht haben. Dennoch bleibt zu wiederholen, dass wir nicht sagen können, ob unterschiedliche Ressourcenausstattungen von Familien Auswirkungen der Familienkonstellation sind oder umgekehrt die Familienkonstellation Ergebnis unterschiedlicher Ressourcen der Eltern ist.

Auf Bedenken könnte die relativ große Zahl von fehlenden Werten in einigen Merkmalen stoßen. Jedoch haben wir verschiedene Modellierungsalternativen geprüft. So haben wir auch 100 Datensätze mit imputierten Werten erzeugt und Schätzungen der Koeffizienten und ihrer Standardfehler auf deren Grundlage durchgeführt; sämtliche Modelle (sowohl auf Basis von FIML als auch mit imputierten Daten) wurden einmal mit und einmal ohne Einschluss der Fälle mit fehlenden Werten in den abhängigen Variablen geschätzt. Substanzielle Unterschiede zu den hier berichteten Analysen gab es jedoch in keinem Fall. Es könnte auch eingesetzt werden, dass angesichts der großen Bedeutung des mehrgliedrigen Schulsystems die besuchte Schulform berücksichtigt werden müsste. Doch die besuchte Schulform ist ihrerseits ein ‚Bildungserfolg‘, der von den familiären Ressourcen abhängt, und würde daher zu einem *overcontrol bias* führen (Elwert/Winship 2014). Es sei aber darauf hingewiesen, dass wir weitere Modelle geschätzt haben, die zusätzlich die besuchte Schulform als erklärende Variable enthielten; doch wenn auch die Regressionskoeffizienten im Vergleich zu denen, die wir hier präsentiert haben, dadurch deutlich geringer wurden, blieben die allermeisten gleichwohl statistisch absicherbar (insbesondere auch der deutliche Abstand der Kinder allein erziehender Väter in der Mathematikkompetenz).

Es sei schließlich darauf hingewiesen, dass wir Zusammenhänge zwischen Familiensituation und Bildungserfolg in eher kurzfristiger Perspektive untersucht haben. Ohne Zweifel handelt es sich aber bei den untersuchten Kompetenzen um zentrale Facetten des Erwerbs von Bildung, die über die Schule hinaus sowohl für das Alltagsleben als auch für den beruflichen Erfolg von Bedeutung sind. Mit dem Vorliegen weiterer Erhebungswellen des NEPS wird es zukünftig möglich sein, auch längerfristig die Folgen unterschiedlicher Familienkonstellationen und familiärer Ressourcen für die Bildungsergebnisse der betroffenen Kinder und Jugendlichen zu untersuchen.

Literaturverzeichnis

- Allison, Paul D. (2002): *Missing Data (Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-136)*. Thousand Oaks, London: Sage.
- Allison, Paul D. (2012): *Handling Missing Data by Maximum Likelihood*. SAS Global Forum 2012, Paper 312-2012.
- Amato, Paul R. (2005): The impact of family formation change on the cognitive, social, and emotional well-being of the next generation. *The Future of Children* 15(2): 75–96.
- Astone, Nan M. & McLanahan, Sara S. (1991): Family structure, parental practices and high school completion. *American Sociological Review* 56(3): 309–320.
- Battle, Juan & Scott, Barbara M. (2000): Mother-only versus father-only households: educational outcomes for African American males. *Journal of African American Men* 5(2): 93–116.
- Becker, Gary S. & Tomes, Nigel (1986): Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics* 4(3): 1–39.
- Behtoui, Alireza & Neergaard, Anders (2016): Social capital and the educational achievement of young people in Sweden. *British Journal of Sociology of Education* 37(7): 947–969.
- Biblarz, Timothy J. & Raftery, Adrian E. (1999): Family structure, educational attainment, and socioeconomic success: rethinking the “pathology of patriarchy”. *American Journal of Sociology* 105(2): 321–365.
- Biblarz, Timothy J. & Stacey, Judith (2010): How does the gender of parents matter? *Journal of Marriage and Family* 72(1): 3–22.
- Blau, David M. (1999): The effect of income on child development. *The Review of Economics and Statistics* 81(2): 261–276.
- Blossfeld, Hans-Peter, Roßbach, Günther & von Maurice, Jutta (Hrsg.) (2011): *Education as a Lifelong Process – The German National Educational Panel Study (NEPS)*. Zeitschrift für Erziehungswissenschaft: Sonderheft 14. Wiesbaden: Springer VS.
- Bohrhardt, Ralf (2000): Familienstruktur und Bildungserfolg. Stimmen die alten Bilder. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 3(2): 189–207.
- Bourdieu, Pierre (1983): Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital, in: Reinhard Kreckel (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten* (Soziale Welt, Sonderband 2). Göttingen: Schwartz. S. 183–198.
- Bronte-Tinkew, Jacinta, Scott, Mindy E. & Lilja, Emily (2010): Single custodial fathers’ involvement and parenting: implications for outcomes in emerging adulthood. *Journal of Marriage and Family* 72(5): 1107–1127.
- Butz, Petra & Boehnke, Klaus (1999): Problemverhalten im Kontext familiärer Veränderung durch Trennung und neue Partnerschaft der Eltern, in: Sabine Walper & Beate Schwarz (Hrsg.), *Was wird aus den Kindern? Chancen und Risiken für die Entwicklung von Kindern aus Trennungs- und Stieffamilien*. Weinheim: Juventa. S. 171–189.
- Chapman, Michael (1977): Father absence, stepfathers, and the cognitive performance of college students. *Child Development* 48(3): 1155–1158.
- Coleman, James S. (1988): Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology* 94(Supplement): S95–S120.
- Coles, Roberta L. (2015): Single-father families: a review of the literature. *Journal of Family Theory & Review* 7(2): 144–166.

- De Graaf, Paul M. (1988): Parents' financial and cultural resources, grades, and transition to secondary school in the Federal Republic of Germany. *European Sociological Review* 4(3): 209–221.
- De Graaf, Nan Dirk, De Graaf, Paul M. & Kraaykamp, Gerbert (2000): Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: a refinement of the cultural capital perspective. *Sociology of Education* 73(2): 92–111.
- Dornbusch, Sanford M., Carlsmith, J. Merrill, Bushwall, Steven J., Ritter, Philip, Leiderman, Herbert, Hastorf, Albert H. & Gross, Ruth T. (1985): Single parents, extended households, and the control of adolescents. *Child Development* 56(2): 326–341.
- Downey, Douglas B. (1994): The school performance of children from single-mother and single-father-families: economic or interpersonal deprivation? *Journal of Family Issues* 15(1): 129–147.
- Downey, Douglas B., Ainsworth-Darnell, James W. & Dufur, Mikaela J. (1998): Sex of parent and children's well-being in single-parent households. *Journal of Marriage and the Family* 60(4): 878–893.
- Dunkake, Imke, Kiechle, Thomas, Klein, Markus & Rosar, Ulrich (2012): Schöne Schüler, schöne Noten? / Good looks, good grades? *Zeitschrift für Soziologie* 41(2): 142–161.
- Elwert, Felix & Winship, Christopher (2014): Endogenous selection bias: the problem of conditioning on a collider variable. *Annual Review of Sociology* 40: 31–53.
- Enders, Craig K. (2010): *Applied Missing Data Analysis*. New York, London: Guilford Press.
- Epstein, Joyce L (1988): *Homework Practices, Achievements, and Behaviors of Elementary School Students. Report No. 26*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University, Center for Research on Elementary and Middle Schools.
- Ermisch, John F., Francesconi, Marco & Pevalin, David J. (2004): Parental partnership and joblessness in childhood and their influence on young people's outcomes. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 167(1): 69–101.
- Francesconi, Marco, Jenkins, Stephen P. & Siedler, Thomas (2010): Childhood family structure and schooling outcomes: evidence for Germany. *Journal of Population Economics* 23(3): 1201–1231.
- Ganzeboom, Harry B. G., De Graaf, Paul M. & Treiman, Donald J. (1992): A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research* 26(1): 11–56.
- Ginther, Donna K. & Pollak, Robert A. (2004): Family structure and children's educational outcomes: blended families, stylized facts, and descriptive regressions. *Demography* 41(4): 671–696.
- Hacket, Anne, Preißler, Josef & Ludwig-Mayerhofer, Wolfgang (2001): Am unteren Ende der Bildungsgesellschaft, in: Eva Barlösius & Wolfgang Ludwig-Mayerhofer (Hrsg.), *Die Armut der Gesellschaft*. Opladen: Leske + Budrich. S. 97–130.
- Hampden-Thompson, Gillian (2009): Are two better than one? A comparative study of achievement gaps and family structure. *Compare* 38(4): 513–529.
- Hampden-Thompson, Gillian (2013): Family policy, family structure, and children's educational achievement. *Social Science Research* 42(3): 804–817.
- Hampden-Thompson, Gillian, Guzman, Lina & Lippman, Laura (2013): A cross-national analysis of parental involvement and student literacy. *International Journal of Comparative Sociology* 54(3): 246–266.

- Hanushek, Eric A. & Zhang, Lei, 2006: *Quality-Consistent Estimates of International Returns to Skill* (NBER Working Paper No. 12664). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Hawkins, Daniel N., Amato, Paul R. & King, Valarie (2006): Parent-adolescent involvement: the relative influence of parent gender and residence. *Journal of Marriage and Family* 68(1): 125–136.
- Helbig, Marcel (2012): Brauchen Jungen männliche Vorbilder, um in der Schule erfolgreich zu sein? Wahrscheinlichkeit des Gymnasialübergangs von Mädchen und Jungen aus vollständigen Familien, aus Familien mit alleinerziehender Mutter oder alleinerziehendem Vater. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 15(3): 597–614.
- Hill, Nancy E. & Tyson, Diana F. (2009): Parental involvement in middle school: a meta-analytic assessment of the strategies that promote achievement. *Developmental Psychology* 45(3): 740–763.
- Hillmert, Steffen (2002): Familiäre Ressourcen und Bildungschancen: Konsequenzen eines frühzeitigen Elternverlustes. *Zeitschrift für Familienforschung* 14(1): 44–69.
- Hohn, Katharina, Schiepe-Tiska, Anja, Sälzer, Christine & Artelt, Cordula (2013): Lesekompetenz in PISA 2012: Veränderungen und Perspektiven, in: Manfred Prenzel, Christine Sälzer, Eckhard Klieme & Olaf Köller (Hrsg.), *PISA 2012. Fortschritte und Herausforderungen in Deutschland*. Münster/New York/München/Berlin: Waxmann. S. 217–244.
- Israel, Glenn D., Beaulieu, Lionel J. & Hartless, Glen (2001): The influence of family and community social capital on educational achievement. *Rural Sociology* 66(1): 43–68.
- Jæger, Mads Meier (2011): Does cultural capital really affect academic achievement? New evidence from combined sibling and panel data. *Sociology of Education* 84(4): 281–298.
- Jenkins, Stephen P. & Schluter, Christian (2002): *The Effect of Family Income During Childhood on Later-Life Attainment: Evidence from Germany* (IZA Discussion Paper No. 604). Bonn: IZA.
- Jeynes, William H. (2012): A meta-analysis of the efficacy of different types of parental involvement programs for urban students. *Urban Education* 47(4): 706–742.
- Jonsson, J. O. & Gähler, M. (1997): Family dissolution, family reconstitution, and children's educational careers: recent evidence for Sweden. *Demography* 34(2): 277–293.
- Jungbauer-Gans, Monika (2004): Einfluss des sozialen und kulturellen Kapitals auf die Lesekompetenz. Ein Vergleich der PISA 2000-Daten aus Deutschland, Frankreich und der Schweiz. *Zeitschrift für Soziologie* 33(5): 375–397.
- Kreyenfeld, Michaela & Martin, Valerie (2011): Economic conditions of stepfamilies from a cross-national perspective. *Zeitschrift für Familienforschung* 23(2): 128–153.
- Lareau, Annette & Weininger, Elliot B. (2003): Cultural capital in educational research: A critical assessment. *Theory and Society* 32(5): 567–606.
- Lebenslagen in Deutschland. Der fünfte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung* (2017). Online-Publikation, https://www.armuts-und-reichtumsbericht.de/SharedDocs/Downloads/Berichte/5-arb-langfassung.pdf?__blob=publicationFile&v=6.
- Mackinnon, David P., Krull, Jennifer L. & Lockwood, Chondra M. (2000): Equivalence of the mediation, confounding and suppression effect. *Prevention science: the official journal of the Society for Prevention Research* 1(4): 173–181.
- Mahler, Philippe & Winkelmann, Rainer (2004): *Single Motherhood and (Un)Equal Educational Opportunities: Evidence for Germany* (IZA Discussion Paper No. 1391). Bonn: IZA.

- Mayer, Susan E. (1997): *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLanahan, Sara & Percheski, Christine (2008): Family structure and the reproduction of inequality. *Annual Review of Sociology* 34: 257–276.
- Milne, Ann M., Myers, David E., Rosenthal, Alvin S. & Ginsburg, Alan (1986): Single parents, working mothers, and the educational achievement of school children. *Sociology of Education* 59(3): 125–139.
- Mulkey, Lynn M., Crain, Robert L. & Alexander, J. C. Harrington (1992): One-parent households and achievement: economic and behavioral explanations of a small effect. *Sociology of Education* 65(1): 48–65.
- Muthén, Linda K. & Muthén, Bengt O. (1998–2017): *Mplus User's Guide. Eighth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Olczyk, Melanie, Will, Gisela & Kristen, Cornelia (2014): *Immigrants in the NEPS: Identifying Generation Status and Group of Origin. NEPS Working Paper No. 41 a*. Bamberg: Leibniz-Institut für Bildungsverläufe.
- Patall, Erica A., Cooper, Harris & Robinson, Jorgianne Civey (2008): Parent involvement in homework: a research synthesis. *Review of Educational Research* 78(4): 1039–1101.
- Piketty, Thomas, 2003: *The Impact of Divorce on School Performance: Evidence from France, 1968–2002 (CEPR Discussion Paper No. 4146)*. London: Centre for Economic Policy Research.
- Pong, Suet-Ling, Dronkers, Jaap & Hampden-Thompson, Gillian (2003): Family policies and children's school achievement in single- versus two-parent families. *Journal of Marriage and Family* 65(3): 681–699.
- Preacher, Kristopher J. & Hayes, Andrew F. (2008): Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavioral Research Methods* 40(3): 879–891.
- Sälzer, Christine, Reiss, Kristina, Schiepe-Tiska, Anja, Prenzel, Manfred & Heinze, Aiso (2013): Zwischen Grundlagenwissen und Anwendungsbezug: Mathematische Kompetenz im internationalen Vergleich, in: Manfred Prenzel, Christine Sälzer, Eckhard Klieme & Olaf Köller (Hrsg.), *PISA 2012. Fortschritte und Herausforderungen in Deutschland*. Münster/New York/München/Berlin: Waxmann. S. 47–97.
- Sandefur, Gary, M. Meier, Ann & Campbell, Mary (2006): Family resources, social capital, and college attendance. *Social Science Research* 35 (2): 525–553.
- Satorra, Albert & Bentler, Peter M. (2001): A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika* 66(4): 507–514.
- Scharl, Anna, Fischer, Luise, Gnambs, Timo & Rohm, Theresa (2017): *NEPS Technical Report for Reading: Scaling Results of Starting Cohort 3 for Grade 9 (NEPS Survey Paper No. 20)*. Bamberg: Leibniz Institute for Educational Trajectories, National Educational Panel Study.
- Schmitt, Monja (2009): Innerfamiliäre Beziehungen und Bildungserfolg. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 12(4): 715–732.
- Schmitt, Monja & Sixt, Michaela (2014): Social relations and academic success in the German educational system. *Journal for Educational Research Online* 6(2): 66–88.
- Schneider, Thorsten (2004): Der Einfluss des Einkommens der Eltern auf die Schulwahl. *Zeitschrift für Soziologie* 33(6): 471–492.

- Stanat, Petra (2006): Disparitäten im schulischen Erfolg: Forschungsstand zur Rolle des Migrationshintergrunds. *Unterrichtswissenschaft* 36(2): 98–124.
- Statistisches Bundesamt (2018): *Alleinerziehende in Deutschland 2017. Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 2. August 2018*. Wiesbaden. Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt (Destatis) & Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB) (Hrsg.), *Datenreport 2016. Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland*. Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung.
- Steinbach, Anja (2008): Stieffamilien in Deutschland. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 33(2): 153–180.
- Stiftung Lesen (2000): *Leseverhalten in Deutschland im neuen Jahrtausend. Ausgewählte Ergebnisse*. Mainz: Stiftung Lesen.
- Stiftung Lesen (2008): *Lesen in Deutschland 2008*. Mainz: Stiftung Lesen.
- Teachman, Jay D., Paasch, Kathleen & Carver, Karen (1997): Social capital and the generation of human capital. *Social Forces* 75(4): 1343–1359.
- Tramonte, Lucia & Willms, J. Douglas (2010): Cultural capital and its effects on education outcomes. *Economics of Education Review* 29(2): 200–213.
- Van Den Ham, Ann-Katrin, Schnittjer, Insa & Gerken, Anna-Lena 2018: *NEPS Technical Report for Mathematics: Scaling Results of Starting Cohort 3 for Grade 9 (NEPS Survey Paper No. 38)*. Bamberg: Leibniz Institute for Educational Trajectories, National Educational Panel Study.
- Von Otter, Cecilia & Stenberg, Sten-Åke (2015): Social capital, human capital and parent–child relation quality: interacting for children's educational achievement? *British Journal of Sociology of Education* 36(7): 996–1016.
- Warm, Thomas A. (1989): Weighted likelihood estimation of ability in item response theory. *Psychometrika* 54(3): 427–450.
- Wicht, Alexandra, Müller, Nora, Haasler, Simone & Nonnenmacher, Alexandra (2019): The interplay between education, skills and job quality. *Social Inclusion* 7 (3): 254–269.
- Wild, Elke & Wild, Klaus-Peter (1997): Familiäre Sozialisation und schulische Lernmotivation. *Zeitschrift für Pädagogik* 43(1): 55–77.
- Wilder, S. (2014): Effects of parental involvement on academic achievement: a meta-synthesis. *Educational Review* 66(3): 377–397.
- Wojtkiewicz, Roger A. (1993): Simplicity and complexity in the effects of parental structure on high school graduation. *Demography* 30(4): 701–717.
- Zhao, Xinshu, Lynch, John G., Jr. & Chen, Qimei (2010): Reconsidering Baron and Kenny: myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research* 37(2): 197–206.

Anhang

Tabelle A1: Deskriptive Kennwerte der verwendeten Variablen

	Anteils-/ Mittelwert	S.D.	Min.	Max.	N (gültige Werte)
Lesekompetenz	0,01	1,11	−3,26	4,83	4 578
Mathematikkompetenz	0,01	1,19	−4,15	5,26	4 888
Familienkonstellation					6 766
Zwei biologische Eltern	0,726				
Stiefeltern-Familie	0,105				
Allein erziehende Mutter	0,126				
Allein erziehender Vater	0,027				
Andere	0,017				
Geschlecht weiblich	0,482				7 682
Migrationshintergrund					7 525
Kein Hintergrund	0,720				
1. Generation	0,049				
2. Generation	0,140				
3. Generation	0,091				
Zahl der Geschwister	1,56	1,24	0	15	4 986
Berufsprestige (ISEI)/10	5,49	2,04	1,17	8,90	5 177
Äquivalenzeinkommen (log.)	7,31	0,45	5,18	9,16	5 218
Bildungsabschluss (ISCED)	1,91	0,90	0	3	5 283
Anzahl Bücher	3,95	1,48	1	6	6 910
Hochkulturelle Praktiken	2,05	0,88	1	5	4 792
Diskussionen Eltern-Kind	2,25	0,77	1	5	5 604
Familienklima	4,10	0,88	1	5	6 653
Unterstützung (binär)	0,140				6 149
Kontrolle (binär)	0,418				6 652
Stress	1,99	0,58	0	4,44	6 217

Quelle: NEPS, SC3, Version 7.0.1, eigene Berechnungen.