

Franziska Nikolov & Hanna Dumont

Das Ganze ist mehr als die Summe seiner Teile: Schulkomposition, Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten

Zusammenfassung

In dem Beitrag wurde an einer Stichprobe von $N = 2913$ Neuntklässlerinnen und Neuntklässlern untersucht, ob die Entwicklung von Schulzufriedenheit und normverletzendem Verhalten im Verlauf eines Schuljahres mit der Zusammensetzung der Schülerschaft der Schule in Zusammenhang steht. Es wurde sowohl die leistungs- und herkunftsbezogene Zusammensetzung als auch die sozio-emotionale Zusammensetzung betrachtet. Die Ergebnisse der latenten Mehrebenenanalysen, in denen jeweils die Schulform und weitere Schülercharakteristika kontrolliert wurden, ergaben einen positiven Kompositionseffekt der leistungsbezogenen Schülerzusammensetzung auf die Schulzufriedenheit. Darüber hinaus zeigte sich, dass die mittlere Schulzufriedenheit der Schule einen positiven Effekt auf die individuelle Schulzufriedenheit hatte. Auch bezüglich des Anteils an Lernenden mit regelmäßig normverletzendem Verhalten an der Schule zeigte sich ein positiver Kompositionseffekt auf das individuelle normverletzende Verhalten. Die vorliegenden Befunde erweitern bisherige Erkenntnisse zu Kompositionseffekten, indem sie aufzeigen, dass auch sozio-emotionale Merkmale von der Zusammensetzung der Lernenden bedingt werden und gleichzeitig als Kompositionsmerkmale fungieren können.

Schlagworte

Kompositionseffekte; Normverletzendes Verhalten; Peer Contagion; Schulzufriedenheit

Dr. Franziska Nikolov (corresponding author), Professional School of Education, Humboldt-Universität zu Berlin, Unter den Linden 6, 10099 Berlin, Deutschland & DIPF | Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation
E-Mail: franziska.nikolov@hu-berlin.de

PD Dr. Hanna Dumont, DIPF | Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation, Warschauer Str. 34–38, 10243 Berlin, Deutschland
E-Mail: dumont@dipf.de

The whole is greater than the sum of its parts: School composition, school satisfaction, and anti-social behavior

Abstract

Based on a sample of $N = 2.913$ ninth graders the study investigated whether the student body composition of schools was associated with the development of students' school satisfaction and students' anti-social behavior over the course of one school year. We examined the school composition with regard to achievement, student background characteristics, school satisfaction, and anti-social behavior. Controlling for school track and student characteristics results from latent multilevel analyses revealed a positive compositional effect of school-average achievement on school satisfaction. We also observed a positive effect of the average school satisfaction on students' individual school satisfaction. Furthermore, the school-average anti-social behavior also positively predicted students' anti-social behavior. The findings of the present study extend existing empirical results on compositional effects by demonstrating that social-emotional characteristics can be affected by school composition and can function as compositional characteristics themselves.

Keywords

Anti-social behavior; Compositional effects; Peer contagion; School satisfaction

1. Einleitung

Ähnlich wie Eltern die Freundinnen und Freunde ihrer Kinder kennen möchten, beschäftigt es sie auch, wer die Mitschülerinnen und Mitschüler ihrer Kinder sind. So werden bei der Schulwahl in der Regel Schulen bevorzugt, die von leistungsstarken Schülerinnen und Schülern sowie möglichst wenigen Kindern aus sozial schwachen Familien und Familien mit Zuwanderungshintergrund besucht werden (Jurczok & Lauterbach, 2014; Klinge, 2016). Auch wenn dieses Schulwahlverhalten einer gesellschaftlich wünschenswerten sozialen Mischung entgegensteht, lassen sich für die Annahmen vieler Eltern, dass sich ihre Kinder an Schulen mit einer positiv selektierten Schülerschaft besser entwickeln, tatsächlich empirische Befunde finden. So wurde im Rahmen der empirischen Forschung zu sogenannten Kompositionseffekten vielfach gezeigt, dass sich Schülerinnen und Schüler, die von einer leistungsstarken und sozial privilegierten Schülerschaft umgeben sind, besser hinsichtlich ihrer Leistungen entwickeln als Lernende, deren Mitschülerinnen und Mitschüler aus sozial benachteiligten Familien stammen und eher schwache Leistungen aufweisen (im Überblick siehe Dumont, Neumann, Maaz & Trautwein, 2013; siehe Metaanalysen von van Ewijk & Sleegers, 2010a, 2010b).

Während es schon eine Reihe empirischer Befunde zu Kompositionseffekten auf die Leistungsentwicklung gibt, existiert bislang vergleichsweise wenig empirisches Wissen über die Auswirkungen einer (un-)günstigen Komposition der Schülerschaft auf die sozio-emotionale Entwicklung von Schülerinnen und Schülern. Allerdings ist davon auszugehen, dass insbesondere die sozio-emotionale Entwicklung stark durch soziale Interaktionsprozesse und damit von den Mitschülerinnen und Mitschülern geprägt wird (Müller & Zurbriggen, 2016). Entsprechend lässt sich annehmen, dass nicht nur die leistungs- und herkunftsbezogene Komposition, sondern auch die Komposition der Schülerschaft hinsichtlich sozio-emotionaler Merkmale von Bedeutung ist und ihrerseits auf die sozio-emotionale Entwicklung wirkt.

Vor dem Hintergrund dieser Annahmen wird in der vorliegenden Studie die empirische Untersuchung von Kompositionseffekten um eine sozio-emotionale Perspektive erweitert. Dazu werden sozio-emotionale Variablen betrachtet, die nicht nur für die schulische Entwicklung jedes einzelnen Lernenden, sondern auch für die spezifische Atmosphäre an einer Schule, dem Schulklima, bedeutsam sind: Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten (siehe Übersicht von Thapa, Cohen, Guffey & Higgins-D'Alessandro, 2013; siehe auch Espelage, Hong, Rao & Low, 2013). Entsprechend werden in der vorliegenden Arbeit Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten zum einen als abhängige Variablen betrachtet, die von der Komposition der Schülerschaft von Schulen bedingt werden können. Zum anderen dienen sie in aggregierter Form als unabhängige Variablen, um zu überprüfen, inwiefern von ihnen selbst Kompositionseffekte ausgehen.

2. Theoretischer Hintergrund

2.1 Zum Einfluss der Schülerzusammensetzung auf die schulische Entwicklung von Schülerinnen und Schülern

Je nachdem, welche Eigenschaften Schülerinnen und Schüler einer Gruppe aufweisen, bilden Lerngruppen im Sinne „das Ganze ist mehr als die Summe seiner Teile“ bestimmte Charakteristika aus, die sie von anderen unterscheiden und von denen eine spezifische Wirkung ausgehen kann. Entsprechend wird von einem Kompositionseffekt gesprochen, wenn ein auf Klassen- oder Schulebene aggregiertes Individualmerkmal zusätzlich zu seinem Effekt auf Individualebene einen Einfluss ausübt (Harker & Tymms, 2004).

Besonders im gegliederten deutschen Bildungssystem spielen solche Kompositionseffekte eine Rolle, da die leistungsbedingte Verteilung von Schülerinnen und Schülern auf verschiedene Schulformen nicht nur im Hinblick auf das Leistungsniveau, sondern auch im Hinblick auf die familiäre Herkunft zu großen Unterschieden in der Schülerschaft führt (Baumert, Maaz, Stanat & Watermann, 2009). So konnte mehrfach gezeigt werden, dass sowohl die leistungsbezoge-

ne, als auch die soziale Komposition einer Schülerschaft, nicht jedoch die zuwanderungsbezogene Komposition einen spezifischen Einfluss auf die Leistungen von Schülerinnen und Schülern haben (im Überblick siehe Dumont et al., 2013; für empirische Studien siehe Gröhlich, Guill, Scharenberg & Bos, 2010; Stanat, Schwippert & Gröhlich, 2010). Berücksichtigt werden muss jedoch, dass Kompositionseffekte in hohem Maß mit Effekten der Schulform – sogenannten Institutionseffekten – konfundiert sind (Baumert, Stanat & Watermann, 2006), da sich Schulformen nicht nur hinsichtlich ihrer Schülerschaft unterscheiden, sondern auch hinsichtlich ihrer Stundentafeln, Lehrpläne oder durch die unterschiedliche Ausbildung der Lehrkräfte. Kompositions- und Institutionseffekte führen nach Baumert et al. (2006) zu sogenannten „differenziellen Lern- und Entwicklungsmilieus“, die Schülerinnen und Schülern unabhängig von ihren individuellen Lernvoraussetzungen unterschiedliche Lern- und Entwicklungschancen bieten.

Bislang wurden Kompositionseffekte vor allem im Hinblick auf die Leistungsentwicklung von Schülerinnen und Schülern untersucht. Über Kompositionseffekte aus sozio-emotionaler Perspektive ist hingegen erst weniger bekannt.

2.1.1 Der Effekt der leistungs- und herkunftsbezogenen Schülerzusammensetzung auf die sozio-emotionale Entwicklung

Welche Bedeutung die leistungs- und herkunftsbezogene Zusammensetzung einer Schülerschaft auf die sozio-emotionale Entwicklung von Schülerinnen und Schülern hat, wurde bislang erst hinsichtlich weniger sozio-emotionaler Merkmale untersucht. Die größte Anzahl von Studien liegt zum Big-Fish-Little-Pond-Effekt (BFLPE) – der negative Effekt des mittleren Leistungsniveaus einer Klasse oder Schule auf das akademische Selbstkonzept von Lernenden – vor (siehe im Überblick Marsh, Seaton et al., 2008). Darüber hinaus wurden in einzelnen Studien negative Effekte der mittleren Schulleistung auf das Selbstvertrauen und die Kontrollerwartung gefunden (Marsh, Trautwein, Lüdtke & Köller, 2008) sowie auf das fachspezifische Interesse (Köller, Baumert & Schnabel, 2000). Für die mittlere Klassenleistung ergaben sich zudem negative Effekte auf die intrinsische Motivation (Rjosk, Richter, Hochweber, Lüdtke & Stanat, 2015) und auf Berufsaspirationen der Lernenden (Zurbriggen, 2016).

Bezüglich der zuwanderungsbedingten Zusammensetzung der Schülerschaft auf sozio-emotionale Merkmale gibt es erste Hinweise darauf, dass ein hoher Anteil an Kindern mit Zuwanderungshintergrund begünstigend auf die intrinsische Motivation (Hornstra et al., 2014; Rjosk et al., 2015), die Selbstwirksamkeit (Hornstra et al., 2014) und die Schulzufriedenheit (Scharenberg, 2016) von Lernenden wirkt. Ein hoher sozioökonomischer Status in der Klasse erwies sich in Einzelstudien sowohl als günstig für die Schulzufriedenheit der Lernenden

(Scharenberg, 2016), als auch als ungünstig für das Interesse am Wissenszuwachs beim Lösen von Aufgaben (Hornstra et al., 2014).

Interessanterweise unterscheiden sich demnach die Effekte der leistungs- und herkunftsbezogenen Komposition auf die sozio-emotionale Entwicklung häufig in ihrer Richtung von Kompositionseffekten auf die Leistungsentwicklung.

2.1.2 Der Effekt der sozio-emotionalen Schülerzusammensetzung auf die sozio-emotionale Entwicklung

Auch die Konzeptualisierung und Untersuchung von sozio-emotionalen Merkmalen als Kompositionsmerkmale ist bislang erst selten erfolgt. In einer der wenigen Studien betrachteten van Landeghem, van Damme, Opdenakker, de Fraine und Onghena (2002) die mittlere Leistungsmotivation in Klassen und Schulen. Sie fanden, dass eine höhere mittlere Leistungsmotivation auf Klassenebene zu einer höheren sozialen Integration und auf Schulebene zu einem höheren Schulentwärtung der Lernenden führte. Des Weiteren berichteten Müller, Hofmann, Fleischli und Studer (2015), dass Lernende mehr schulisches Fehlverhalten entwickelten, wenn sie sich in einer Klasse befanden, in der solches Verhalten im Durchschnitt hoch ausgeprägt war. Eine weitere Studie liefert Hinweise darauf, dass solch ein Kompositionseffekt stärker vom Ausmaß des Fehlverhaltens – hier körperliche Aggressivität – auf Schulebene als vom Ausmaß auf Klassenebene ausgeht (Gommans, Stevens, ter Bogt & Cillessen, 2016). Yudron und Jones (2016) ermittelten, dass sich eine hohe Ausprägung an Fehlverhalten in Klassen – hier externalisierendes Problemverhalten – auch positiv auf die Entwicklung der Sozialkompetenz der Schülerinnen und Schüler auswirken kann.

2.2 Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten als zentrale sozio-emotionale Merkmale im Schulkontext

Bei Betrachtung der schulischen Entwicklung von Lernenden jenseits von Leistung, stellt sich die Frage, welche sozio-emotionalen Merkmale herangezogen werden sollten. In der vorliegenden Studie legen wir den Fokus auf Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten. Beide Merkmale gelten als zentrale Komponenten eines Konzepts, das eng verwandt ist mit dem Konzept von Lern- und Entwicklungsmilieu, jedoch den Fokus auf sozio-emotionale Merkmale legt: dem Schulklima (siehe Übersichten von Cohen, McCabe, Michelli & Pickeral, 2009; Dreesmann et al., 1992; Eder, 2002; Thapa et al., 2013) – definiert als spezifische Atmosphäre einer Schule, die sich aus den vorherrschenden kollektiven Normen, Einstellungen gegenüber der Schule und Gebräuchen des Miteinanders ergibt (Berkowitz et al., 2015; Cohen et al., 2009; De Pedro, Gilreath & Berkowitz, 2016). Die Operationalisierung von Schulklima erfolgt in der Regel als multidimensionales

Konstrukt, wobei Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten in den meisten Studien als zentrale Indikatoren des Schulklimas auf Ebene der Schülerinnen und Schüler herangezogen werden (siehe Übersichten von Cohen et al., 2009; Thapa et al., 2013).

Schulzufriedenheit wird gemäß Hascher (2008, 2012) als positive Einstellung zur eigenen Schule definiert. Damit stellt Schulzufriedenheit eine langfristige Dimension von Wohlbefinden im Gegensatz zu kurzfristigem Wohlbefinden in spezifischen Situationen wie einer einzelnen Unterrichtsstunde dar. Eine positive Entwicklung der Schulzufriedenheit ist insofern förderungswürdig, da sie als Teil der allgemeinen Lebenszufriedenheit von Kindern und Jugendlichen gilt (Danielsen, Samdal, Hetland & Wold, 2009; Rask, Paivi, Marja-Terttu & Pekka, 2002).

Bei normverletzendem Verhalten handelt es sich um dissoziales Verhalten, das altersgemäßen Normen und Erwartungen, die in der sozialen Bezugsgruppe wie z.B. der Schulgemeinschaft gelten, widerspricht (Beelmann & Raabe, 2007). Gemäß Akers *Theory of Social Learning of Crime and Deviance* (2009) wird normverletzendes Verhalten nicht nur von individuellen Schülermerkmalen bedingt, sondern auch von Sozialisationsprozessen in der Peergruppe. Zahlreiche Studien im außerschulischen Bereich (Hanish, Martin, Fabes & Barcelo, 2005; Sijtsema et al., 2009; siehe Übersicht von Dishion & Tipsord, 2011) konnten zeigen, dass sich normverletzendes Verhalten zwischen Mitgliedern eines selbstgewählten Freundeskreises mehr oder weniger unbewusst überträgt – was in der Literatur auch als Peer Contagion-Effekt (Dishion & Tipsord, 2011) bezeichnet wird. Wie in Abschnitt 2.1.2 dargestellt gibt es auch im schulischen Bereich erste Befunde für solche Effekte (Gommans et al., 2016; Müller et al., 2015).

3. Ableitung der Fragestellungen

Ziel der vorliegenden Studie ist, die Analyse von Kompositionseffekten um sozio-emotionale Merkmale zu erweitern. Dies soll am Beispiel von zwei zentralen sozio-emotionalen Merkmalen im schulischen Kontext geschehen, der Schulzufriedenheit und dem normverletzenden Verhalten von Schülerinnen und Schülern. Auch wenn der Komposition auf Klassenebene häufig ein stärkerer Einfluss als jener auf Schulebene zugeschrieben wird (Baumert, Blum & Neubrand, 2004; Dar & Resh, 1986), wird hier die Schülerkomposition auf Schulebene fokussiert. Zum einen gibt es Hinweise darauf, dass die Komposition auf Schulebene für einige sozio-emotionale Merkmale eine entscheidendere Rolle spielt als die entsprechende Komposition in der Klasse (Gommans, et al., 2016). Zum anderen betrachten wir mit Schulzufriedenheit und normverletzendem Verhalten zwei Merkmale, die sich konzeptuell dem Schulklima zuordnen lassen und für deren Entwicklung nicht nur unterrichtsinterne Situationen bedeutsam sein dürften.

Im Einzelnen gehen wir in unserem Beitrag den folgenden zwei Fragestellungen nach:

(1) In welchem Zusammenhang steht die leistungs- und herkunftsbezogene Zusammensetzung der Schülerschaft einer Schule mit der Entwicklung der Schulzufriedenheit und dem normverletzenden Verhalten innerhalb eines Schuljahres? Basierend auf den bisherigen Forschungsbefunden nehmen wir an, dass die Schulzufriedenheit zunimmt und das normverletzende Verhalten abnimmt, je höher das Leistungsniveau und der mittlere sozioökonomische Status einer Schule ist und je weniger Schülerinnen und Schüler mit Migrationshintergrund auf einer Schule sind.

(2) In welchem Zusammenhang steht die sozio-emotionale Zusammensetzung einer Schule – operationalisiert über die mittlere Schulzufriedenheit und den Anteil von Lernenden mit regelmäßig normverletzendem Verhalten – mit der Entwicklung der Schulzufriedenheit und dem normverletzenden Verhalten innerhalb eines Schuljahres? Wir gehen davon aus, dass die Schulzufriedenheit sich umso positiver entwickelt, je höher die Schulzufriedenheit der Schülerinnen und Schüler einer Schule im Mittel ausgeprägt ist. In ähnlicher Weise nehmen wir an, dass das normverletzende Verhalten umso mehr steigt, je mehr Schülerinnen und Schüler einer Schule regelmäßig normverletzendes Verhalten zeigen.

4. Methode

4.1 Stichprobe

Die vorliegende Studie basiert auf Daten von 2913 Schülerinnen und Schülern, die im Rahmen einer längsschnittlich angelegten Multikohortenstudie in der Stadt Berlin (für weiterführende Informationen zur Studie siehe Maaz, Baumert, Neumann, Becker & Dumont, 2013; Neumann, Becker, Baumert, Maaz & Köller, 2017), zu Schuljahresbeginn der neunten und zehnten Jahrgangsstufe (in den Schuljahren 2010/11 sowie 2011/12) befragt wurden. Die Schülerinnen und Schüler stammten aus 116 Schulen, darunter 29 Hauptschulen, 23 Realschulen, 35 Gesamtschulen und 29 Gymnasien. Im Durchschnitt wurden 25 Lernende pro Schule untersucht. Die Stichprobenziehung erfolgte nach einem mehrstufig stratifizierten, randomisierten Clusterdesign, wobei zunächst Schulen innerhalb der verschiedenen Schulformen und in einem weiteren Schritt Neuntklässlerinnen und Neuntklässler innerhalb von Schulen gezogen wurden.

4.2 Instrumente

Schulzufriedenheit. Die Schulzufriedenheit wurde zu beiden Messzeitpunkten über jeweils vier Items gemessen (Beispielitem: „In unserer Schule fühle ich mich wohl.“,

zu beantworten auf einer vierstufigen Likert-Skala von 1 = stimmt überhaupt nicht, 2 = stimmt eher nicht, 3 = stimmt etwas bis 4 = stimmt völlig; in Anlehnung an Bos et al., 2016), die anschließend gemittelt wurden. Die resultierende metrische Skala wies sowohl in der neunten als auch in der zehnten Jahrgangsstufe eine zufriedenstellende interne Konsistenz auf (Cronbachs $\alpha_{9. Jgst.} = .83$, Cronbachs $\alpha_{10. Jgst.} = .86$). Die Intraklassenkorrelation lag bei ICC = .06 (9. Jgst., $p < .001$, Designeffekt: 2.44) und ICC = .07 (10. Jgst., $p < .001$, Designeffekt: 2.68). In den Analysen wurde die Schulzufriedenheit als latente Variable modelliert.

Normverletzendes Verhalten. Für die Erfassung des normverletzenden Verhaltens wurden die Lernenden zu beiden Messzeitpunkten gefragt, ob sie schon einmal Schuleigentum zerstört, eine Remperei begonnen, mit einer Lehrperson gestritten oder wegen einer Störung einen Klassenbucheintrag bekommen haben (jeweils zu beantworten anhand einer Likert-Skala mit den fünf Häufigkeitsabstufungen 1 = noch nie, 2 = schon einmal, 3 = ab und zu [alle paar Wochen], 4 = regelmäßig [ungefähr einmal die Woche] und 5 = häufiger [mehrmals die Woche]). Aufgrund der rechtsschiefen Verteilung der Angaben wurden die vier Items in eine dichotome Variable transformiert, wobei Lernenden der Wert 1 zugewiesen wurde, die bei mindestens einer der vier normverletzenden Verhaltensweisen angaben, sich regelmäßig oder häufiger normverletzend zu verhalten, d.h. deren Wert hier bei mindestens 4 lag. Dies traf auf 15.4% der Schülerinnen und Schüler in der neunten Jahrgangsstufe und 17.1% in der zehnten Jahrgangsstufe zu. Diese kritische Schwelle wurde gewählt, da einzelne normverletzende Verhaltensweisen im Jugendalter durchaus üblich sind und nur bei regelmäßig auftretenden normverletzenden Verhaltensweisen von problematischem Verhalten gesprochen werden kann.¹ Gemäß der ICCs gingen 8% (9. Jgst., $p < .001$, Designeffekt: 2.92) bzw. 9% (10. Jgst., $p < .001$, Designeffekt: 3.16) der Varianz im normverletzenden Verhalten auf Unterschiede zwischen Schulen zurück.

Durchschnittsleistung. Zur Erfassung der Durchschnittsleistung wurde eine latente Variable aus den Ergebnissen standardisierter Leistungstests zur Mathematik-, Deutsch- und Naturwissenschaftskompetenz gebildet. Die Aufgaben der in der neunten Jahrgangsstufe eingesetzten Leistungstests stammten aus der PISA-Studie 2006 (Prenzel et al., 2007, 2008). Als Leistungstestscores dienten Plausible Values (PV; Mislevy, Beaton, Kaplan & Sheehan, 1992; Wu, 2005), die über ein probabilistisches Item-Response-Modell skaliert wurden (Rasch, 1960).

Sozioökonomischer Status der Eltern. Als Indikator für die sozioökonomische Herkunft wurde aus den Angaben der Lernenden zur derzeitigen Berufstätigkeit ihrer Eltern der International Socio-Economic Index gebildet (ISEI; Ganzeboom, de Graaf & Treiman, 1992). Für die Analysen wurde der jeweils höhere sozioökonomische Status der beiden Elternteile herangezogen (HISEI). In der untersuchten Stichprobe wiesen die Familien der Schülerinnen und Schüler im Durchschnitt

1 Auch auf Basis des Anteils von Lernenden mit regelmäßig normverletzendem Verhalten pro Schule, der im Durchschnitt bei 18.6% in der neunten und 20.0% in der zehnten Jahrgangsstufe lag, schien dieser Cut-Off-Wert inhaltlich sinnvoll.

einen mittleren sozioökonomischen Status auf ($M = 45.63$, $SD = 20.97$; bei einem möglichen Wertebereich von 16 bis 90).

Zuwanderungshintergrund. Aus den Angaben der Schülerinnen und Schüler zum Geburtsland ihrer Eltern wurde eine dichotome Variable zur Erfassung des Zuwanderungshintergrunds gebildet, die angibt, ob mindestens ein Elternteil in einem anderen Land als Deutschland geboren wurde. Dies traf auf 52.8% der Lernenden in der untersuchten Stichprobe zu.

Kompositionsmerkmale. Die Durchschnittsleistung, der HISEI, der Zuwanderungshintergrund sowie die beiden sozio-emotionalen Merkmale Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten wurden durch Aggregation auf Schulebene als Kompositionsmerkmale betrachtet. Dazu wurde jeweils die mittlere Ausprägung des Merkmals auf Schulebene berechnet. Ausnahmen bilden die zuwanderungsbezogene Zusammensetzung der Schule und die Zusammensetzung hinsichtlich des normverletzenden Verhaltens, die den prozentualen Anteil an Lernenden mit Zuwanderungshintergrund pro Schule bzw. den prozentualen Anteil an Lernenden, die sich regelmäßig normverletzend verhielten, darstellen. Zwischen den berücksichtigten Kompositionsmerkmalen bestanden mittlere bis hohe Korrelationen (siehe Tabelle 1).

Tabelle 1: Korrelationsmatrix der betrachteten Variablen auf Schulebene

Variablen	(1)	(2)	(3)	(4)
(1) Durchschnittsleistung 9. Jgst.	1			
(2) HISEI	.90***	1		
(3) Zuwanderungshintergrund	-.66***	-.68***	1	
(4) Schulzufriedenheit 9. Jgst.	.57***	.55***	-.34***	1
(5) Normverl. Verh. 9. Jgst.	-.71***	-.63***	.42***	-.52***

Anmerkungen. Jgst. = Jahrgangsstufe. Standardisierte Koeffizienten.
 *** $p < .001$.

Schulform. Es wurden drei Dummy-Variablen generiert, die jeweils indizieren, ob die Lernenden eine Realschule, eine Gesamtschule oder ein Gymnasium besuchten. Die Hauptschule diente dabei als Referenzgruppe.

Geschlecht. Als Kontrollvariable auf Schülerebene wurde das Geschlecht der Lernenden berücksichtigt. Die Angaben der Schülerinnen und Schüler wurden mit 1 für Mädchen (46.1%) und 0 für Jungen kodiert.

4.3 Analysestrategie

Für die Schätzung der Kompositionseffekte auf die individuelle Schulzufriedenheit und das individuelle normverletzende Verhalten wurden Mehrebenenanalysen im Sinne eines latent-manifesten Ansatzes (Marsh et al., 2009) in *Mplus* 7.11 (Muthén & Muthén, 1998–2010) mit Schülerinnen und Schülern auf Ebene 1 und mit Schulen auf Ebene 2 spezifiziert. Als State-of-the-Art-Methode bei Kompositionsanalysen werden sogenannte partiell latente und doppelt latente Modellierungen angesehen (Lüdtke, Marsh, Robitzsch & Trautwein, 2011; Lüdtke et al., 2008; Marsh et al., 2009; Marsh et al., 2012), bei denen entweder nur die Individualmerkmale und/oder die aggregierten Kontextmerkmale latent modelliert werden oder beide. Bei der Analyse von Daten mit geringer ICC und geringer Fallzahl innerhalb der Gruppen, wie in unserem Fall, wird die partiell latente Modellierung empfohlen, d.h. die Korrektur der Messfehler bei manifester Modellierung der Kompositionsmerkmale (*latent-measurement/manifest-aggregation*; Lüdtke et al., 2011).

Für die Schätzung der Kompositionseffekte auf die dichotomisierte Variable des normverletzenden Verhaltens wurden im Gegensatz zu üblichen Konventionen keine logistischen Regressionen verwendet, da hier Koeffizienten über verschiedene geschachtelte Modelle hinweg nicht direkt vergleichbar sind (Best & Wolf, 2012; Karlson et al., 2012; Mood, 2010). Aus diesem Grund wurden lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle geschätzt, deren Koeffizienten als Veränderungen der Wahrscheinlichkeit, dass die abhängige Variable die Ausprägung 1 annimmt, interpretiert werden können (vgl. Woolridge, 2010).

Entsprechend der Definition von Kompositionseffekten nach Harker und Tymms (2004) wurde der Effekt eines auf Schulebene aggregierten Individualmerkmals zu Beginn der neunten Jahrgangsstufe unter Kontrolle des gleichen Merkmals auf Individualebene auf das gleiche Merkmal zu Beginn der zehnten Jahrgangsstufe bzw. auf ein weiteres Individualmerkmal zu Beginn der zehnten Jahrgangsstufe untersucht. Bei Letzterem wurde immer auch der Ausgangswert der abhängigen Variable zu Beginn der neunten Jahrgangsstufe kontrolliert. Dieser Logik folgend wurden für die erste Fragestellung sowohl für Schulzufriedenheit als auch für normverletzendes Verhalten jeweils drei Kompositionsmodelle geschätzt: der Kompositionseffekt der mittleren Schulleistung (Modell 1a in Tabelle 2 und Tabelle 3), des mittleren HISEIs (Modell 2a in Tabelle 2 und Tabelle 3) und des Anteils an Lernenden mit Zuwanderungshintergrund an der Schule (Modell 3a in Tabelle 2 und Tabelle 3).

Für die zweite Fragestellung wurde der Kompositionseffekt der mittleren Schulzufriedenheit auf die individuelle Schulzufriedenheit (Modell 4a in Tabelle 2) sowie der Kompositionseffekt des Anteils an Lernenden an der Schule mit regelmäßig normverletzendem Verhalten auf das individuelle normverletzende Verhalten modelliert (Modell 4a in Tabelle 3). Um zusätzlich für mögliche Effekte der Schulform zu kontrollieren, wurden in den Modellen mit der Kennzeichnung *b* die Schulform-Dummys aufgenommen. Eine noch strengere Prüfung der Kompositionseffekte fand in den Modellen mit der Kennzeichnung *c* statt, in denen zusätzlich zur Schulform die leistungs- und herkunftsbezogenen Kompositionsmerkmale als Kontrollvariablen spezifiziert wurden. In den Tabellen werden standardisierte Kompositionseffekte angegeben, d.h. die Effekte auf Schulformebene wurden in Relation zur totalen Varianz geschätzt, da *Mplus* die Koeffizienten in latenten Modellierungen nur separat für beide Ebenen ausgibt, jedoch nicht für Effekte zwischen den Ebenen (Marsh et al., 2009). Für jeden Kompositionseffekt wurden Effektstärken nach dem Ansatz von Marsh et al. (2009, 2012) wie folgt berechnet:

$$ES = \beta * \frac{2 * \sqrt{\sigma^2_{y|x}}}{\sqrt{\sigma^2_{w_y}}} \quad (1)$$

wobei β den unstandardisierten Regressionskoeffizienten des Kompositionseffekts darstellt, $\sigma^2_{y|x}$ die Residualvarianz und $\sigma^2_{w_y}$ die Within-Varianz der Kriteriumsvariable. Sie sind entlang der Richtwerte nach Cohen (1988) zu interpretieren.

Der Anteil fehlender Werte variierte zwischen 0.0% (Geschlecht) und 38.1% (HISEI). Die fehlenden Werte wurden mittels multipler Imputationen mit dem Ansatz der Multivariate Imputation by Chained Equations (MICE; van Buuren & Oudshoorn, 1999) geschätzt, der im Programm R implementiert ist. Die Schulform wurde dabei als eine der Prädiktorvariablen für die Schätzung fehlender Werte einbezogen. So entstanden fünf imputierte Datensätze, die gemäß der Formel von Rubin (1987) in *Mplus* integriert wurden.

5. Ergebnisse

Die Fitindizes der geschätzten Modelle lagen innerhalb der idealen Wertegrenzen nach Hu und Bentler (1999): Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) < .06, Tucker-Lewis Index (TLI) > .95 und Comparative Fit Index (CFI) > .95. Lediglich in einigen Modellen zum Effekt der leistungs- und herkunftsbezogenen Komposition auf individuelles normverletzendes Verhalten lagen die TLI- und RMSEA-Werte knapp außerhalb dieser Grenzen. Die χ^2 -Tests zeigten signifikante Werte an, was jedoch für hohe Fallzahlen, wie in der vorliegenden Untersuchung aufgrund der Stichprobenabhängigkeit der χ^2 -Statistik, nicht unüblich ist (Hu & Bentler, 1999).

Tabelle 2: Mehrebenenmodelle verschiedener Kompositionseffekte auf die individuelle Schulzufriedenheit in der 10. Jahrgangsstufe

AV: Schulzufriedenheit Jahrgangsstufe 10						
	a		b		c	
	β	(SE)	β	(SE)	β	(SE)
Modell 1: mittlere Schulleistung						
Schulzufriedenheit 9. Jgst. (Ebene 1)	.53***	(.04)	.53***	(.04)	.54***	(.04)
Durchschnittsleistung 9. Jgst. (Ebene 1)	.01	(.03)	.01	(.03)	.01	(.03)
Kompositionseffekt der mittleren Schulleistung 9. Jgst.	.13**	(.04)	.20**	(.08)	.27	(.14)
Effektstärke des Kompositionseffekts	.27**	(.09)	.42**	(.16)	.55	(.29)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	30.6/34.9		30.5/47.1		30.7/48.9	
Modell 2: mittlerer HISEI						
Schulzufriedenheit 9. Jgst. (Ebene 1)	.54***	(.04)	.54***	(.04)	.54***	(.04)
HISEI 9. Jgst. (Ebene 1)	.08**	(.03)	.08**	(.03)	.08**	(.03)
Kompositionseffekt des mittleren HISEI 9. Jgst.	.10**	(.04)	.08	(.06)	.00	(.08)
Effektstärke des Kompositionseffekts	.20**	(.08)	.16	(.11)	.00	(.16)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	30.8/35.1		30.7/44.8		30.7/48.9	
Modell 3: Anteil an Lernenden mit Zuwanderungshintergrund						
Schulzufriedenheit 9. Jgst. (Ebene 1)	.53***	(.04)	.53***	(.04)	.53***	(.04)
Zuwanderungsh. 9. Jgst. (Ebene 1)	.01	(.02)	.01	(.02)	.01	(.02)
Kompositionseffekt des Zuwanderungsh. 9. Jgst.	-.09**	(.03)	-.05	(.03)	.06	(.05)
Effektstärke des Kompositionseffekts	-.18**	(.06)	-.11	(.06)	.12	(.10)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	30.5/12.7		30.4/40.6		30.7/48.9	
Modell 4: mittlere Schulzufriedenheit						
Schulzufriedenheit 9. Jgst. (Ebene 1)	.54***	(.04)	.54***	(.04)	.54***	(.04)
Kompositionseffekt der mittleren Schulzufriedenheit 9. Jgst.	.08**	(.02)	.06*	(.03)	.05*	(.03)
Effektstärke des Kompositionseffekts	.16**	(.05)	.13*	(.05)	.11*	(.05)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	31.5/88.9		31.4/91.6		31.7/91.2	

Anmerkungen. a = unter Kontrolle weiterer Schülermerkmale (Geschlecht, HISEI, Zuwanderungshintergrund, Durchschnittsleistung); b = unter zusätzlicher Kontrolle der Schulform; c = unter zusätzlicher Kontrolle leistungs- und herkunftsbezogener Kompositionsmerkmale. Jgst. = Jahrgangsstufe. Standardisierte Koeffizienten.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

Tabelle 3: Mehrebenenmodelle verschiedener Kompositionseffekte auf das individuelle normverletzende Verhalten in der 10. Jahrgangsstufe

AV: Normverletzendes Verhalten Jahrgangsstufe 10						
	a		b		c	
	β	(SE)	β	(SE)	β	(SE)
Modell 1: mittlere Schulleistung						
Normverletzendes Verh. 9. Jgst. (Ebene 1)	.36***	(.03)	.36***	(.03)	.37***	(.03)
Durchschnittsleistung 9. Jgst. (Ebene 1)	-.07**	(.03)	-.07**	(.03)	-.07**	(.02)
Kompositionseffekt der mittleren Schulleistung 9. Jgst.	-.19***	(.05)	-.04	(.05)	.05	(.07)
Effektstärke des Kompositionseffekts	-.40***	(.11)	-.09	(.10)	.10	(.14)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	17.1/53.8		17.1/61.5		17.5/29.2	
Modell 2: mittlerer HISEI						
Normverletzendes Verh. 9. Jgst. (Ebene 1)	.36***	(.03)	.37***	(.03)	.37***	(.03)
HISEI 9. Jgst. (Ebene 1)	.01	(.03)	.01	(.03)	.01	(.03)
Kompositionseffekt des mittleren HISEI 9. Jgst.	-.07	(.13)	-.04	(.03)	-.01	(.04)
Effektstärke des Kompositionseffekts	-.14	(.27)	-.09	(.06)	-.03	(.08)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	17.6/6.4		17.5/28.2		17.5/29.2	
Modell 3: Anteil an Lernenden mit Zuwanderungshintergrund						
Normverletzendes Verh. 9. Jgst. (Ebene 1)	.37***	(.03)	.36***	(.03)	.36***	(.03)
Zuwanderungsh. 9. Jgst. (Ebene 1)	.02	(.02)	.02	(.02)	.02	(.02)
Kompositionseffekt des Zuwanderungsh. 9. Jgst.	.11***	(.02)	.06	(.04)	-.03	(.05)
Effektstärke des Kompositionseffekts	.23***	(.05)	.12	(.08)	-.05	(.10)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	17.7/18.9		17.6/32.8		17.6/29.5	
Modell 4: Anteil an Lernenden mit normverletzendem Verhalten						
Normverletzendes Verh. 9. Jgst. (Ebene 1)	.37***	(.03)	.37***	(.03)	.37***	(.03)
Kompositionseffekt des normverletzenden Verh. 9. Jgst.	.12***	(.02)	.09**	(.03)	.07*	(.03)
Effektstärke des Kompositionseffekts	.24***	(.03)	.19**	(.06)	.14*	(.06)
Erklärte Varianz (in %) Ebene 1/Ebene 2	17.6/60.4		17.5/51.0		17.6/60.1	

Anmerkungen. a = unter Kontrolle weiterer Schülermerkmale (Geschlecht, HISEI, Zuwanderungshintergrund, Durchschnittsleistung); b = unter zusätzlicher Kontrolle der Schulform; c = unter zusätzlicher Kontrolle leistungs- und herkunftsbezogener Kompositionsmerkmale. Standardisierte Koeffizienten. Jgst. = Jahrgangsstufe.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

5.1 Der Effekt der leistungs- und herkunftsbezogenen Zusammensetzung der Schule auf Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten

Im Rahmen der ersten Fragestellung wurde untersucht, ob die leistungsbezogene, soziale und zuwanderungsbezogene Schülerzusammensetzung einer Schule einen Effekt auf die individuelle Entwicklung der Schulzufriedenheit (Tabelle 2, Modelle 1, 2 und 3) und des normverletzenden Verhaltens (Tabelle 3, Modelle 1, 2 und 3) ausübt.

Wie aus Tabelle 2 hervorgeht, fand sich bezüglich der leistungsbezogenen und sozialen Schülerzusammensetzung ein positiver Kompositionseffekt (Modell 1a: $\beta = .13, p < .01$; Modell 2a: $\beta = .10, p < .01$) und bezüglich der zuwanderungsbezogenen Schülerzusammensetzung ein negativer Kompositionseffekt auf die individuelle Schulzufriedenheit (Modell 3a: $\beta = -.09, p < .01$). Das heißt, bei gleicher Durchschnittsleistung in der neunten Jahrgangsstufe waren Lernende nach einem Schuljahr zufriedener mit der Schule, je leistungsstärker die Schule war, die sie besuchten. Des Weiteren waren die Lernenden nach einem Schuljahr zufriedener mit der Schule, je höher der durchschnittliche HISEI war und je geringer der Anteil an Lernenden mit Zuwanderungshintergrund war.

Während sich der Effekt der mittleren Schulleistung auch unter Kontrolle der Schulform zeigte (Modell 1b: $\beta = .20, p < .01$), waren die Effekte der sozialen und zuwanderungsbezogenen Zusammensetzung bei Kontrolle der Schulform statistisch nicht länger signifikant (Modell 2b), bzw. verfehlten knapp das 5%-Signifikanzniveau (Modell 3b). Unter Kontrolle der beiden herkunftsbezogenen Kompositionsmerkmale verfehlte auch der leistungsbezogene Kompositionseffekt knapp das 5%-Signifikanzniveau.

Für die Entwicklung des individuellen normverletzenden Verhaltens zeigte sich bezüglich der leistungsbezogenen Schülerzusammensetzung ein negativer Kompositionseffekt (Tabelle 3, Modell 1a: $\beta = -.19, p < .001$) und bezüglich der zuwanderungsbezogenen Schülerzusammensetzung ein positiver Kompositionseffekt auf das individuelle normverletzende Verhalten (Modell 3a: $\beta = .11, p < .001$). Bei Kontrolle der Schulform waren diese Effekte jedoch nicht länger signifikant.

5.2 Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten als Kompositionsmerkmale

Im Rahmen der zweiten Fragestellung wurde untersucht, ob Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten als Kompositionsmerkmale einen Effekt auf die Entwicklung des entsprechenden Merkmals auf Individualebene hatten.

Es zeigte sich, dass die durchschnittliche Schulzufriedenheit der Mitschülerinnen und Mitschüler in der neunten Jahrgangsstufe einen positiven Effekt auf die individuelle Schulzufriedenheit in der zehnten Jahrgangsstufe hatte, unabhängig davon, wie hoch die vorherige eigene Schulzufriedenheit war (Tabelle 2, Modell

4a: $\beta = .08, p < .01$). Dieser Effekt blieb auch unter Kontrolle der Schulform und leistungs- und herkunftsbezogener Kompositionsmerkmale statistisch signifikant (Modell 4c: $\beta = .05, p < .05$).

Wie in Modell 4a in Tabelle 3 ersichtlich, hatte der mittlere Anteil an Lernenden an der Schule, die sich regelmäßig normverletzend verhielten, über das eigene vorherige Niveau an normverletzendem Verhalten hinaus einen positiven Effekt auf das individuelle normverletzende Verhalten (Tabelle 3, Modell 4a: $\beta = .12, p < .001$). Auch unter Kontrolle der Schulform sowie leistungs- und herkunftsbezogener Kompositionsmerkmale blieb dieser Effekt statistisch signifikant (Modell 4c: $\beta = .07, p < .05$).

6. Diskussion

Ziel des vorliegenden Beitrags war die Erweiterung der empirischen Erkenntnisse über Kompositionseffekte um sozio-emotionale Variablen am Beispiel von Schulzufriedenheit und normverletzendem Verhalten.

6.1 Leistungs- und herkunftsbezogene Kompositionseffekte auf individuelle Schulzufriedenheit und normverletzendes Verhalten

Bezüglich der ersten Fragestellung zeigte sich, dass Schülerinnen und Schüler nach einem Schuljahr von einer höheren Schulzufriedenheit und weniger normverletzendem Verhalten berichteten, je leistungsstärker ihre Mitschülerinnen und Mitschüler waren und je weniger einen Zuwanderungshintergrund hatten (bei separater Betrachtung der einzelnen Kompositionseffekte). Zudem zeigten sie eine höhere Schulzufriedenheit, je höher der soziale Status der Familien ihrer Mitschülerinnen und Mitschüler war. Bei zusätzlicher Berücksichtigung der Schulform blieb hingegen nur der leistungsbezogene Kompositionseffekt auf die Schulzufriedenheit signifikant. Bei simultaner Betrachtung aller Kompositionseffekte war auch dieser Effekt nicht länger signifikant. Das Verschwinden von Kompositionseffekten bei simultaner Berücksichtigung der Schulform und weiterer Kompositionseffekte lässt auf eine hohe Konfundierung der Variablen schließen.

Unsere Befunde weisen darauf hin, dass der Besuch einer leistungsstärkeren Schule im Vergleich zu einer leistungsschwächeren Schule nicht nur günstiger für die Leistungsentwicklung sein kann – wie in früheren Studien mehrfach gezeigt (Dumont et al., 2013) – sondern auch für die sozio-emotionale Entwicklung wie z.B. die Entwicklung der Schulzufriedenheit. Dass solche erwünschten Folgen einer leistungsstärkeren Mitschülerschaft nicht für alle sozio-emotionalen Merkmale gelten, ist aus den Befunden zum BFLPE im Hinblick auf das akademische Selbstkonzept (Marsh, Seaton et al., 2008) bekannt. Ob eine leistungs-

starke Mitschülerschaft erwünschte oder unerwünschte Folgen für ein bestimmtes sozio-emotionales Merkmal hat, könnte von den jeweils spezifischen zugrundeliegenden Mechanismen wie Vergleichsprozesse zwischen Schülerinnen und Schülern, Normen in der Schülerschaft, Lehrererwartungen und -handeln sowie der normativen Kultur der Elternschaft abhängig sein (Baumert et al., 2006; Scharenberg, 2014).

Analog zu bisherigen Studien zur sozialen Komposition der Klasse auf sozio-emotionale Merkmale (Hornstra et al., 2014; Scharenberg, 2016) zeigte sich in unseren Analysen ein positiver Effekt des mittleren sozioökonomischen Status an der Schule auf die Schulzufriedenheit. Im Hinblick auf den Anteil von Schülerinnen und Schülern mit Zuwanderungshintergrund an der Schule konnten wir jedoch im Gegensatz zu den Analysen auf Klassenebene von Rjosk et al. (2015) und Scharenberg (2016) ungünstige Effekte für dieses Kompositionsmerkmal auf Schulzufriedenheit oder normverletzendes Verhalten finden. Allerdings waren alle herkunftsbezogenen Kompositionseffekte bei Kontrolle der Schulform nicht länger signifikant.

Insgesamt muss festgestellt werden, dass aufgrund der bislang geringen Anzahl von Studien zu Kompositionseffekten auf sozio-emotionale Schülermerkmale viele Fragen bezüglich der Bedeutung der Schülerzusammensetzung für individuelle sozio-emotionale Merkmale offenbleiben müssen, wie z. B. die Fragen zur jeweils adäquaten Analyseebene und zu Wirkmechanismen.

6.2 Peer Contagion-Effekte im Schulkontext bezüglich Schulzufriedenheit und normverletzendem Verhalten

Im Rahmen der zweiten Forschungsfrage, ob auch die mittlere Schulzufriedenheit und der Anteil an Lernenden an einer Schule mit regelmäßig normverletzendem Verhalten als Kompositionseffekte fungieren, ergaben sich positive Effekte des jeweiligen Kompositionsmerkmals auf die individuelle Entwicklung des gleichen Merkmals. Diese Befunde erweitern nicht nur Erkenntnisse zu Kompositionseffekten, sondern auch jene zu sozio-emotionalen Peereinflüssen. Anknüpfend an Studien zu Peer Contagion-Effekten, die bisher fast ausschließlich für den außerschulischen Bereich untersucht wurden, konnten wir damit auch für den schulischen Bereich zeigen, dass sich jugendliche Peers in ihrem Verhalten gegenseitig beeinflussen können. Während es sich bei Peers im außerschulischen Bereich meist um selbstgewählte Freundschaften handelt, können sich Schülerinnen und Schüler nur in eingeschränktem Maß aussuchen, vom wem sie in Unterrichts- und Schulsituationen umgeben sind. Im Einklang mit den Befunden von Müller et al. (2015) zum Peer Contagion-Effekt des mittleren schulischen Fehlverhaltens konnten damit auch in der vorliegenden Studie Erkenntnisse für nicht selbstgewählte Peergruppen generiert werden.

6.3 Limitationen

Für eine adäquate Interpretation der Ergebnisse ist es notwendig, auf Grenzen der Studie hinzuweisen und diese zu diskutieren. Generell stellt sich die Frage, wie interpretiert werden sollte, dass viele Kompositionseffekte in den ergänzenden Analysen unter Kontrolle der Schulform und weiterer Kompositionsmerkmale statistisch nicht mehr signifikant waren. Damit wird eine grundsätzliche Frage berührt: die nach der korrekten Aufnahme von Kontrollvariablen, mit denen man sich der Kausalität nähern möchte (Baumert et al., 2006). Werden zu wenige Kontrollvariablen berücksichtigt, treten möglicherweise Effekte hervor, die nur aufgrund von Drittvariablen existieren. Auf der anderen Seite besteht jedoch auch die Gefahr einer Überkontrolle. Das ist insbesondere dann der Fall, wenn Kontrollvariablen mit der interessierenden Prädiktorvariablen hoch konfundiert sind, wie dies in der vorliegenden Studie zwischen der Komposition der Schülerschaft und der Schulformzugehörigkeit der Fall ist. Um diese Problematik transparent zu machen, wurden bewusst Modelle mit verschiedenen Kontrollvariablen spezifiziert, sodass die Ergebnisse miteinander verglichen werden können. Gleichzeitig muss jedoch betont werden, dass es sich um korrelative Zusammenhänge handelt und keine Aussagen zur Kausalität getroffen werden können. Somit ist auch die Verwendung des Begriffs ‚Effekt‘ im Sinne eines statistischen und nicht eines kausalen Effekts zu verstehen.

Darüber hinaus wäre eine Replikation der Analysen auf Klassenebene wertvoll, da die Klassenebene zumeist als einflussreichere Ebene zur Analyse von Kompositionseffekten angesehen wird als die Schulebene (Baumert et al., 2004; Dar & Resh, 1986). In einem Vergleich zwischen den Analysen auf Klassen- und Schulebene wäre zu prüfen, ob dies ebenfalls für die hier betrachteten Variablen gilt, die sich vorrangig auf die Schulumwelt bezogen. Auch Replikationen der Studie hinsichtlich weiterer sozio-emotionaler Merkmale wären notwendig, um Erkenntnisse über Kompositionseffekte auf sozio-emotionale Merkmale und von sozio-emotionalen Kompositionsmerkmalen aus, systematisch zu erweitern.

Schließlich ist darauf hinzuweisen, dass auf Basis der vorliegenden Befunde keine Aussagen über dahinterliegende Wirkmechanismen wie Peer Contagion-Prozesse getroffen werden können; diese können nur vermutet werden.

6.4 Ausblick

Anknüpfend an die zuvor genannten Limitationen wäre es wünschenswert, wenn sich zukünftige Untersuchungen verstärkt der Frage nach den zugrundeliegenden Wirkmechanismen widmen würden. Dazu könnten Schülerinnen und Schüler beispielsweise direkt nach geteilten Werten in der Klasse oder zu den Interaktionen untereinander befragt werden, die als Vermittler fungieren könnten. Bei Peer Contagion-Effekten ist insbesondere zu berücksichtigen, dass nicht alle Peers einen gleichwertigen Stellenwert für die Übertragung von Merkmalen haben, sondern

vor allem Peers, zu denen ein engerer Bezug besteht, die Ähnlichkeiten aufweisen oder die als individuelles Rollenmodell ausgewählt wurden (Prinstein, 2007). Netzwerkanalysen könnten daher die Bedeutung von Kompositionseffekten und Peer Contagion-Effekten möglicherweise besser darstellen als Analysen, die den Effekt der durchschnittlichen Ausprägung eines Merkmals in der Lerngruppe ermitteln. Wie die vorliegende Studie zeigt, lohnt es sich, die Schülerschaft dabei nicht nur im Hinblick auf das Leistungsniveau und die familiäre Herkunft, sondern auch hinsichtlich verschiedener sozio-emotionaler Merkmale zu untersuchen.

Danksagung

Die Autorinnen bedanken sich beim Team der BERLIN-Studie für die Möglichkeit der Datennutzung. Die BERLIN-Studie ist ein gemeinsames Kooperationsprojekt des DIPF (Prof. Kai Maaz) mit dem Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (MPIB Berlin, Prof. Dr. Jürgen Baumert) und dem Leibniz-Institut für die Pädagogik der Naturwissenschaften und Mathematik (IPN Kiel, Prof. Dr. Olaf Köller). Die Studie wurde u. a. durch die Berliner Senatsverwaltung für Bildung, Jugend und Familie und die Jacobs Stiftung finanziert.

Literatur

- Akers, R. L. (2009). *Social learning and social structure: A general theory of crime and deviance*. New Brunswick: Transaction Publishers.
- Baumert, J., Blum, W. & Neubrand, M. (2004). Drawing the lessons from PISA 2000 – Long-term research implications: Gaining a better understanding of the relationship between system inputs and learning outcomes by assessing instructional and learning processes as mediating factors. In D. Lenzen, J. Baumert, R. Watermann & U. Trautwein (Hrsg.), *PISA und die Konsequenzen für die erziehungswissenschaftliche Forschung* (S. 143–157). Wiesbaden: VS.
- Baumert, J., Maaz, K., Stanat, P. & Watermann, R. (2009). Schulkomposition oder Institution – was zählt? Schulstrukturen und die Entstehung schulformspezifischer Entwicklungsverläufe. *Die deutsche Schule*, 101(1), 33–46.
- Baumert, J., Stanat, P. & Watermann, R. (Hrsg.). (2006). *Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen: Differenzielle Bildungsprozesse und Probleme der Verteilungsgerechtigkeit*. Wiesbaden: VS.
- Beelmann, A. & Raabe, T. (2007). *Dissoziales Verhalten von Kindern und Jugendlichen. Erscheinungsformen, Entwicklung, Prävention und Intervention*. Göttingen: Hogrefe.
- Berkowitz, R., Glickman, H., Benbenishty, R., Ben-Artzi, E., Raz, T., Lipshtat, N. et al. (2015). Compensating, mediating, and moderating effects of school climate on academic achievement gaps in Israel. *Teachers College Record*, 117(7), 1–34.
- Best, H. & Wolf, C. (2012). Modellvergleich und Ergebnisinterpretation in Logit- und Probit-Regressionen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 64, 377–395.
- Bos, W., Pietsch, M., List, M. K., Guill, K., Gröhlich, C., Scharenberg, K. & Wendt, H. (2016). *KESS 4: Skalenhandbuch zur Dokumentation der Erhebungsinstrumente*. Kiel: IPN.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.

- Cohen, J., McCabe, E., Michelli, N. & Pickeral, T. (2009). School climate: Research, policy, practice, and teacher education. *Teachers College Record*, 111(1), 180–213.
- Danielsen, A. G., Samdal, O., Hetland, J. & Wold, B. (2009). School-related social support and students' perceived life satisfaction. *Journal of Educational Research*, 102(4), 303–318.
- Dar, Y. & Resh, N. (1986). Classroom intellectual composition and academic achievement. A study of the effects of ability-based classes. *American Educational Research Journal*, 23(3), 357–374.
- De Pedro, K. T., Gilreath, T. & Berkowitz, R. (2016). A latent class analysis of school climate among middle and high school students in California public schools. *Children and Youth Services Review*, 63, 10–15.
- Dishion, T. J. & Tipsord, J. M. (2011). Peer contagion in child and adolescent social and emotional development. *Annual Review of Psychology*, 62, 189–214.
- Dreesmann, H., Eder, F., Fend, H., Pekrun, R., von Saldern, M. & Wolf, B. (1992). Schulklima. In K. Ingenkamp, R. S. Jäger, H. Petillon & B. Wolf (Hrsg.), *Empirische Pädagogik* (S. 655–682). Weinheim: Deutscher Studien Verlag.
- Dumont, H., Neumann, M., Maaz, K. & Trautwein, U. (2013). Die Zusammensetzung der Schülerschaft als Einflussfaktor für Schulleistungen. Internationale und nationale Befunde. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 60(3), 163–183.
- Eder, F. (2002). Unterrichtsklima und Unterrichtsqualität. *Unterrichtswissenschaft*, 30(3), 213–229.
- Espelage, D. L., Hong, J. S., Rao, M. A. & Low, S. (2013). Associations between peer victimization and academic performance. *Theory Into Practice*, 52(4), 233–240.
- Ganzeboom, H. B. G., de Graaf, P. M. & Treiman, D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21(1), 1–56.
- Gommans, R., Stevens, G. W. J. M., ter Bogt, T. F. M. & Cillessen, A. H. N. (2016). Adolescent substance use, aggressive behaviors, and peer context behavioral norms. *Journal of Cognitive Education and Psychology*, 15(2), 185–205.
- Gröhlich, C., Guill, K., Scharenberg, K. & Bos, W. (2010). Differenzielle Lern- und Entwicklungsmilieus beim Erwerb der Lesekompetenz in den Jahrgangsstufen 7 und 8. In W. Bos & C. Gröhlich (Hrsg.), *KESS 8 – Kompetenzen und Einstellungen von Schülerinnen und Schülern am Ende der Jahrgangsstufe 8* (S. 100–106). Münster: Waxmann.
- Hanish, L. D., Martin, C. L., Fabes, R. A. & Barcelo, H. (2005). Exposure to externalizing peers in early childhood: Homophily and peer contagion processes. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 33(3), 267–281.
- Harker, R. & Tymms, P. (2004). The effects of student composition on school outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, 15(2), 177–199.
- Hascher, T. (2008). Quantitative and qualitative research approaches to assess student well-being. *International Journal of Educational Research*, 47(2), 84–96.
- Hascher, T. (2012). Well-being and learning in school. In N. M. Seel (Hrsg.), *Encyclopedia of the Sciences of Learning* (S. 3453–3456), Heidelberg: Springer VS.
- Hornstra, L., van der Veen, I., Peetsma, T. & Volman, M. (2014). Does classroom composition make a difference: Effects on developments in motivation, sense of classroom belonging, and achievement in upper primary school. *School Effectiveness and School Improvement*, 26(2), 1–28.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Jurczok, A. & Lauterbach, W. (2014). Schulwahl von Eltern. Zur Geografie von Bildungschancen in benachteiligten städtischen Bildungsräumen. In P. A. Berger, C. Keller, A. Klärner & R. Neef (Hrsg.), *Urbane Ungleichheiten. Neue Entwicklungen zwischen Zentrum und Peripherie* (S. 135–155). Wiesbaden: VS.

- Karlsen, K. B., Holm, A. & Breen, R. (2012). Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: A new method. *Sociological Methodology*, 42, 286–313.
- Klinge, D. (2016). *Die elterliche Übergangsentscheidung nach der Grundschule. Werte, Erwartungen und Orientierungen*. Wiesbaden: VS.
- Köller, O., Baumert, J. & Schnabel, K. (2000). Zum Zusammenspiel von schulischem Interesse und Lernen im Fach Mathematik: Längsschnittanalysen in den Sekundarstufen I und II. In U. Schiefele & K. Wild (Hrsg.), *Interesse und Lernmotivation – Untersuchungen zu Entwicklung, Förderung und Wirkung* (S. 163–182). Münster: Waxmann.
- Lüdtke, O., Marsh, H. W., Robitzsch, A. & Trautwein, U. (2011). A 2 x 2 taxonomy of multilevel latent contextual models: Accuracy-bias trade-offs in full and partial error correction models. *Psychological Methods*, 16(4), 444–467.
- Lüdtke, O., Marsh, H. W., Robitzsch, A., Trautwein, U., Asparouhov, T. & Muthén, B. (2008). The multilevel latent covariate model: A new, more reliable approach to group-level effects in contextual studies. *Psychological Methods*, 13(3), 203–229.
- Maaz, K., Baumert, J., Neumann, M., Becker, M. & Dumont, H. (Hrsg.). (2013). *Die Berliner Schulstrukturreform. Bewertung durch die beteiligten Akteure und Konsequenzen des neuen Übergangsverfahrens von der Grundschule in die weiterführenden Schulen*. Münster: Waxmann.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Nagengast, B., Trautwein, U., Morin, A. J. S., Abduljabbar, A. S. & Köller, O. (2012). Classroom climate and contextual effects: conceptual and methodological issues in the evaluation of group-level effects. *Educational Psychologist*, 47(2), 106–124.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U., Asparouhov, T., Muthén, B. & Nagengast, B. (2009). Doubly-latent models of school contextual effects: Integrating multilevel and structural equation approaches to control measurement and sampling error. *Multivariate Behavioral Research*, 44(6), 764–802.
- Marsh, H. W., Seaton, M., Trautwein, U., Lüdtke, O., Hau, K. T., O'Mara, A. J. et al. (2008). The big-fish-little-pond effect stands up to critical scrutiny: Implications for theory, methodology, and future research. *Educational Psychology Review*, 20(3), 319–350.
- Marsh, H. W., Trautwein, U., Lüdtke, O. & Köller, O. (2008). Social comparison and big-fish-little-pond effects on self-concept and other self-belief constructs. Role of generalized and specific others. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 510–524.
- Mislevy, R.J., Beaton, A., Kaplan, B.A. & Sheehan, K. (1992). Estimating population characteristics from sparse matrix samples of item responses. *Journal of Educational Measurement*, 29(2), 133–161.
- Mood, C. (2010). Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67–82.
- Müller, C. M., Hofmann, V., Fleischli, J. & Studer, F. (2015). „Sag' mir, was deine Klassenkameraden tun und ich sage dir, was du tun wirst“? Zum Einfluss der Klassenzusammensetzung auf die Entwicklung von schulischem Problemverhalten. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 18(3), 569–589.
- Müller, C. M. & Zurbriggen, C. L. A. (2016). An overview of classroom composition research on social-emotional outcomes: Introduction to the special issue. *Journal of Cognitive Education and Psychology*, 15(2), 163–184.
- Muthén, B. O. & Muthén, L. K. (1998–2010). *Mplus user's guide*. Los Angeles, CA: Author.
- Neumann, M., Becker, M., Baumert, J., Maaz, K. & Köller, O. (Hrsg.). (2017). *Zweigliedrigkeit im deutschen Schulsystem: Potenziale und Herausforderungen in Berlin*. Münster: Waxmann.

- Prenzel, M., Artelt, C., Baumert, J., Blum, W., Hammann, M., Klieme, E. et al. (Hrsg.). (2007). *PISA 2006. Die Ergebnisse der dritten internationalen Vergleichsstudie* (1. Aufl.). Münster: Waxmann.
- Prenzel, M., Artelt, C., Baumert, J., Blum, W., Hammann, M., Klieme, E. et al. (Hrsg.). (2008). *PISA 2006 in Deutschland. Die Kompetenzen der Jugendlichen im dritten Ländervergleich*. Münster: Waxmann.
- Prinstein, M. J. (2007). Moderators of peer contagion: A longitudinal examination of depression socialization between adolescents and their best friends. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology, 36*(2), 159–170.
- Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Chicago, IL: University of Chicago.
- Rask, K., Paivi, A.-K., Marja-Terttu, T. & Pekka, L. (2002). Relationships among adolescent subjective well-being, health behavior, and school satisfaction. *Journal of School Health, 72*(6), 243–249.
- Rjosk, C., Richter, D., Hochweber, J., Lüdtke, O. & Stanat, P. (2015). Classroom composition and language minority students' motivation in language lessons. *Journal of Educational Psychology, 107*(4), 1171–1185.
- Rubin, D. E. (1987). *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. New York, NY: Wiley.
- Scharenberg, K. (2014). Schule und Schulklasse als soziale Kontexte der Entwicklung im Jugendalter. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 66*(54), 317–348.
- Scharenberg, K. (2016). The interplay of social and ethnic classroom composition, tracking, and gender on students' school satisfaction. *Journal of Cognitive Education and Psychology, 15*(2), 320–346.
- Sijtsema, J. J., Ojanen, T., Veenstra, R., Lindenberg, S., Hawley, P. H. & Little, T. D. (2009). Forms and functions of aggression in adolescent friendship selection and influence: a longitudinal social network analysis. *Social Development, 19*(3), 515–534.
- Stanat, P., Schwippert, K. & Gröhlich, C. (2010). Der Einfluss des Migrantenanteils in Schulklassen auf den Kompetenzerwerb: Längsschnittliche Überprüfung eines umstrittenen Effekts. *Zeitschrift für Pädagogik, 55*, 147–164.
- Thapa, A., Cohen, J., Guffey, S. & Higgins-D'Alessandro, A. (2013). A review of school climate research. *Review of Educational Research, 83*(3), 357–385.
- van Buuren, S. & Oudshoorn, K. (1999). *Flexible multivariate Imputation by MICE*. Leiden: TNO Prevention and Health.
- van Ewijk, R. & Sleegers, P. (2010a). Peer ethnicity and achievement: A meta-analysis into the compositional effect. *School Effectiveness and School Improvement, 21*(3), 237–265.
- van Ewijk, R. & Sleegers, P. (2010b). The effect of peer socioeconomic status on student achievement. A meta-analysis. *Educational Research Review, 5*(2), 134–150.
- van Landeghem, G., van Damme, J., Opdenakker, M.-C., de Fraine, B. & Onghena, P. (2002). The effect of schools and classes on noncognitive outcomes. *School Effectiveness and School Improvement, 13*(4), 429–451.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press.
- Wu, M. (2005). The role of plausible values in large-scale surveys. *Studies in Educational Evaluation, 31*(2–3), 114–128.
- Yudron, M. & Jones, S. M. (2016). Developmental trajectories of children's social competence in early childhood: The role of the externalizing behaviors of their pre-school peers. *Journal of Cognitive Education and Psychology, 15*(2), 268–292.
- Zurbriggen, C. L. A. (2016). *Schulklasseneffekte: Schülerinnen und Schüler zwischen komparativen und normativen Einflüssen*. Wiesbaden: VS.