

Christoph Weber, Christoph Helm & David Kemethofer

## **Bildungsungleichheiten durch Schulschließungen?**

### **Soziale und ethnische Disparitäten im Lesen innerhalb und zwischen Schulklassen**

---

#### **Zusammenfassung**

*Aufgrund der Schulschließungen wurde eine Vergrößerung von Bildungsungleichheiten erwartet. Auf Basis der Daten von 409 Schüler\*innen (25 Klassen) der 2. Schulstufe in Österreich wurde untersucht, ob soziale und ethnische Disparitäten im Lesen während der Schulschließung im Frühjahr 2020 zugenommen haben und welche Rolle dabei die Klassenzusammensetzung spielte. Es zeigt sich, dass soziale und ethnische Disparitäten innerhalb von Klassen nach dem Lockdown größer ausfielen, als es auf Basis von Disparitäten vor dem Lockdown zu erwarten war. Effekte der sozialen und ethnischen Klassenzusammensetzung konnten nicht beobachtet werden.*

*Schlüsselwörter: Covid-19, soziale Disparitäten, ethnische Disparitäten, Schulschließungen, Kompositionseffekte*

#### **Educational Inequalities Through School Closures?**

##### **Social and Ethnic Disparities in Reading Achievement Within and Between Classes**

#### **Abstract**

*The school closures were expected to increase educational inequalities. Using data from 409 Austrian 2nd graders (25 classes), we examined whether social and ethnic disparities in reading increased during the school closure in spring 2020 and whether classroom composition also affected disparities. The results show that social and ethnic disparities within classes were greater after the lockdown than would have been expected due to pre-lockdown disparities. Effects of social and ethnic class composition were not observed.*

*Keywords: Covid-19, social disparities, ethnic disparities, school closures, composition effects*

## 1 Einleitung

Nach den ersten Covid-bedingten Schulschließungen entstanden schnell Befürchtungen, dass diese nicht nur zu einem geringeren Kompetenzzuwachs (Lernverlust) der Lernenden führen, sondern auch eine Verstärkung sozialer und ethnischer Disparitäten bedingen würden, da erwartet wird, dass sich Lernverluste in Abhängigkeit vom familiären Hintergrund unterscheiden. So etwa prognostizierte die Education Endowment Foundation (2020) auf Basis einer Metaanalyse zu Effekten der Sommerferien, dass sich soziale Disparitäten um rund 36 Prozent (Spannweite der Prognose von 11 % bis 75 %) vergrößern werden. Für eine ähnliche Prognose auf Basis eines Literaturreviews zu Effekten von Nicht-Beschulungsphasen (Sommerferien, schlechtwetter- oder absentismusbedingt) sei auf Kuhfeld, Soland, Tarawasa, Johnson, Ruzek und Liu (2020) verwiesen. Die aktuelle Forschungslage bestätigt weitgehend die Befürchtungen. So zeigen – wie unten ausgeführt – insbesondere Studien aus Großbritannien, den USA, den Niederlanden und Belgien, dass die Schulschließungen Bildungsungleichheiten weiter verstärkten.

### 1.1 Vergrößerung von Disparitäten durch die Schulschließungen

In einer britischen Untersuchung von Rose et al. (2021) wurde in Hinblick auf die Leistungen in den Domänen Lesen und Mathematik ein Unterschied von rund sieben Monaten Beschulungszeit zwischen sozioökonomisch benachteiligten und nicht benachteiligten Schüler\*innen der 2. Schulstufe beobachtet. In einer prä-Corona-Vergleichsgruppe lag dieser Unterschied noch bei sechs Monaten und somit deutlich geringer. Ebenfalls in Großbritannien beobachteten Blainey und Hannay (2021) eine Differenz zwischen sozioökonomisch benachteiligten und nicht benachteiligten Schüler\*innen von ebenfalls sieben Monaten für das Fach Mathematik in der 6. Schulstufe, was im Vergleich zu 2019 einer Vergrößerung der Disparitäten um etwa zwei Monate entspricht. Ähnlich fiel der Befund in der US-amerikanischen Studie von Pier, Hough, Christian, Bookman, Wilkenfeld und Miller (2021) aus. Die Autor\*innen liefern Belege für eine Vergrößerung der Bildungsungleichheit in der Primar- und Sekundarstufe I (Klassen 4–8) um ca. zwei Monate beim Lesen und um ca. 0,7 Monate in Mathematik. Auch in der niederländischen Studie von Engzell, Frey und Verhagen (2021) wurden vergleichsweise stärkere Lerneinbußen bei Schüler\*innen, deren Eltern lediglich ein niedriges Bildungsniveau aufweisen, beobachtet. In der genannten Gruppe sind die Lerneinbußen um 60 Prozent höher als bei Schüler\*innen, deren Eltern einen höheren Bildungsabschluss haben. Schließlich weist eine österreichische Studie von Weber, Helm und Kemethofer (im Review) darauf hin, dass sowohl soziale als auch ethnische Disparitäten im Leseverständnis von Schüler\*innen der 2. Schulstufe nach den Schulschließungen größer ausfielen, als es aufgrund bestehender Disparitäten unmittelbar vor dem Lockdown zu erwarten war.

Während diese Studien auf die Vergrößerung von Bildungsungleichheiten zwischen Schüler\*innen mit unterschiedlichem familiären Hintergrund fokussieren, liegen auch Befunde vor, die auf einen Zusammenhang zwischen der Schulkomposition und einer Vergrößerung von Disparitäten während der Schulschließungen hinweisen. So zeigte die belgische Studie von Maldonado und De Witte (2020), dass Schulen mit einem stärker sozioökonomisch benachteiligten Schüler\*innenklientel größere Lernverluste hinnehmen mussten. Auch die britische Studie des Department for Education (2021) zeigte, dass Schulen mit einem hohen Anteil an benachteiligten Schüler\*innen einen höheren Rückstand als andere Schulen haben. Eine weitere britische Studie von Brzyska, Fernandes und Gallacher (2021) berichtete für die Domänen Englisch und Lesen ebenfalls, dass Schulen mit einem höheren Anteil von Kindern mit *Free School Meals* (FSM) – ein oft verwendeter Indikator für soziale Benachteiligung – stärker von Lerneinbußen betroffen waren als Schulen mit einem geringeren FSM-Anteil. Auch die US-amerikanische Studie der Organisation Curriculum Associates (2020) kam zum Schluss, dass Schüler\*innen aus Schulen mit hohem Anteil an Schüler\*innen aus finanziell schwachen Familien von Schulschließungen stärker betroffen waren als Schüler\*innen aus Schulen mit einem niedrigen Anteil an Schüler\*innen aus finanziell schwachen Familien.

## 1.2 Effekte der Schul- und Klassenzusammensetzung

Da die Studien zum Zusammenhang von Schulzusammensetzung und Lernverlusten aggregierte Daten zur Schulkomposition verwendeten und meist individuelle Leistungen und familiären Hintergrund nicht verbanden bzw. verbinden konnten, bleibt unklar, ob die Zusammenhänge zwischen Schulzusammensetzungen und Lernverlusten „nur“ Individualeffekte widerspiegeln, oder ob es sich dabei auch um Effekte der Schulzusammensetzung handelt. Daraus ergibt sich die Frage, ob Lernverluste an Schulen mit einer benachteiligten Schüler\*innenpopulation nur deshalb größer ausfallen, weil die Schulen eben vermehrt von sozioökonomisch benachteiligten Schüler\*innen, die stärker von den Schulschließungen betroffen waren, besucht werden, oder ob Lernverluste an diesen Schulen größer ausfallen als es auf Grund ihrer Schüler\*innenschaft zu erwarten wäre. Im zweiten Fall lägen sogenannte Kompositionseffekte (Dumont, Neumann, Maaz & Trautwein, 2013; Harker & Tymms, 2004) vor. Im Detail würde das bedeuten, dass die Vergrößerung der Disparitäten während der Schulschließungen nicht nur durch individuelle Merkmale der Schüler\*innen (u. a. sozialer und ethnischer Familienhintergrund), sondern auch durch die Zusammensetzung der Schule bzw. Klasse (z. B. durchschnittlicher Sozialstatus oder Anteil nichtdeutschsprachiger Schüler\*innen) bedingt ist. Anders ausgedrückt: Lernende, die eine Schule bzw. Klasse mit hohem durchschnittlichen Sozialstatus besuchen, würden nach dem Lockdown bessere Leistungen erzielen als Lernende mit gleichen Merkmalen (gleicher familiärer Hintergrund und gleiche

Leistungen vor der Schulschließung), die jedoch eine Schule bzw. Klasse mit geringem Sozialstatus besuchen.

In der Forschung zu Kompositionseffekten herrscht weitgehend Konsens, dass sich die sozioökonomische Zusammensetzung von Schulen bzw. Klassen auf die Leistungen auswirkt. Schüler\*innen an günstig zusammengesetzten Schulen bzw. Klassen erzielen bessere Leistungen (Dumont et al., 2013; van Ewijk & Slegers, 2010). In Hinblick auf die Deutschleistungen in der österreichischen Primarstufe berichten etwa Weber, Moosbrugger, Hasengruber, Altrichter und Schrodtr (2019) einen Effekt der sozioökonomischen Klassenzusammensetzung. Bacher und Weber (2018) konnten des Weiteren einen Effekt der sozioökonomischen Schulzusammensetzung zeigen. Für Deutschland berichten u. a. Ditton und Krüsken (2006) Effekte der sozioökonomischen Klassenzusammensetzung auf die Leseleistung in der Primarstufe.

In Hinblick auf die ethnische Komposition liegen – insbesondere auch für den deutschen Sprachraum – weniger konsistente Befunde vor. Stanat, Schwippert und Gröhlich (2010) konnten weder Effekte des Klassenanteils an Schüler\*innen mit Migrationshintergrund noch des Anteils von Schüler\*innen mit nichtdeutscher Familiensprache auf die Lesekompetenz in der 7. Schulstufe zeigen (ähnliche Ergebnisse finden sich auch bei Rjosk, Richter, Hochweber, Lüdtkke, Klieme und Stanat, 2014). Demgegenüber weisen die Ergebnisse von Seuring, Rjosk und Stanat (2021) darauf hin, dass der Klassenanteil an Schüler\*innen mit einer nichtdeutschen Familiensprache einen Effekt auf das Leseverständnis von 15-Jährigen aufweist. Weitere Hinweise auf einen Kompositionseffekt finden sich bei Bacher und Weber (2018), die für die österreichische Primarstufe Effekte des Migrationsanteils an Schulen auf die Leseleistung berichten.

Vor dem Hintergrund etwaiger Effekte der Schul- oder Klassenzusammensetzung während der Schulschließungen stellt sich die Frage, durch welche Mechanismen solche Effekte in einer Phase ohne Präsenzunterricht zustande kommen könnten. Die in der Literatur (u. a. Harker & Tymms, 2004) angeführten Peer-Effekte scheinen als mögliche Erklärung weniger plausibel<sup>1</sup>, da direkte Interaktionen der Schüler\*innen untereinander während der Schulschließungen reduziert waren. Plausibel sind hingegen Unterrichts- und Ressourceneffekte. Denkbar wäre etwa, dass die Qualität des Distanzunterrichts an Schulen/Klassen mit höheren Anteilen benachteiligter Schüler\*innengruppen geringer ausfiel. So weist etwa eine spanische Studie von Bonal und González (2020) darauf hin, dass sozioökonomisch benachteiligte Schüler\*innen sowie Schüler\*innen mit Migrationshintergrund während der Schulschließungen weniger Lerngelegenheiten (u. a. Häufigkeit von Online-Stunden, Häufigkeit der

---

1 Peer-Effekte sind nicht völlig auszuschließen, da Peer-Effekte auch (digitale) Interaktionen zwischen den Schüler\*innen außerhalb des Unterrichts umfassen können (vgl. u. a. Harker & Tymms, 2004), die trotz der Schulschließungen möglich waren.

Rückmeldung auf Aufgabenstellungen, etc.) vorhanden (vgl. u.a. auch Helm & Postlbauer, 2021).

Auch ist denkbar, dass an benachteiligten Schulstandorten vermehrt Lehrkräfte mit weniger Erfahrung und einer geringeren fachlichen Qualifikation arbeiten (Weber et al., 2019), was sich auch in der Qualität des Distanzunterrichts niederschlagen kann. Schließlich wäre auch denkbar, dass Lehrkräfte von Schulen bzw. Klassen mit höheren Anteilen an benachteiligten Schüler\*innen den Distanzunterricht so organisieren, dass das Lernen zuhause so wenig wie möglich an (technischer) Ausstattung, Vorkenntnissen und elterlicher Unterstützung bedarf, um bildungsbenachteiligten Schüler\*innen entgegenzukommen (Pessel, Köpping, Leitner & Steiner, 2021). Gleichzeitig ist dieses Verhalten aber eine Nivellierung „nach unten“ und kann zur Verstärkung von sozialen und ethnischen Disparitäten zwischen Klassen/Schulen beitragen.

### 1.3 Fragestellung des Beitrags

Vor dem oben skizzierten Hintergrund greift der Beitrag das Thema der erwarteten zunehmenden Bildungsungleichheiten während der Schulschließungen auf und geht insbesondere der Frage nach, ob soziale und ethnische Disparitäten in den Leseleistungen von Schüler\*innen der 2. Schulstufe innerhalb von Klassen und/oder auch zwischen Klassen – im Sinne von Kompositionseffekten – zugenommen haben. Der Beitrag schließt an die Befunde von Weber et al. (im Review) an, die darauf hinweisen, dass nach der Schulschließung im Frühjahr 2020 soziale und ethnische Disparitäten im Lesen größer ausfielen, als es aufgrund von bestehenden Disparitäten unmittelbar vor der Schulschließung zu erwarten war und dass über eine Prä-Lockdown-Phase von vergleichbarer Länge des gleichen Schuljahrs keine analogen Effekte feststellbar waren. Konkret soll der Frage nachgegangen werden, ob die Ergebnisse von Weber et al. (im Review) auf Effekte auf Schüler\*innenebene oder auf Effekte der Klassenebene – also Kompositionseffekte – zurückgeführt werden können.

## 2 Methode

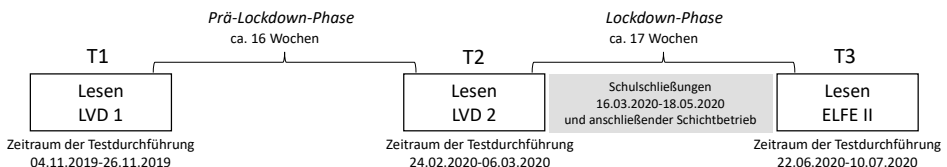
### 2.1 Design und Stichprobe

Der vorliegende Beitrag greift auf Daten aus einer laufenden Studie zum Einsatz des Lernverlaufsdagnostik-(LVD)-Tools *quop* (Souvignier, Förster & Salaschek, 2014) in der Grundschule zurück. Die „Wir Wollen’s Wissen!“-(W3)-Studie (Weber, Kemethofer & Helm, 2020) startete im Schuljahr 2018/19 mit insgesamt 48 Lehrkräften aus 28 oberösterreichischen Schulen, die *quop* in vier darauffolgenden Jahren im Unterricht einsetzen wollten. Für 745 Schüler\*innen (2018 in der 1.

Schulstufe) konnte das schriftliche Einverständnis der Eltern zur Teilnahme an der Studie eingeholt werden. Nach einigen Ausstiegen nach dem ersten Jahr verblieben 35 Klassen mit 579 Zweitklässler\*innen im ersten Corona-Schuljahr 2019/20 im Projekt.

Die Konzeption von *quop* sieht vor, dass Schüler\*innen im Abstand von drei Wochen über das Schuljahr hinweg acht kurze internetbasierte LVD-Tests für Lesen und Mathematik absolvieren. Allerdings wurden die vier letzten LVD-Tests zwischen März 2020 und Ende Juni 2020 aufgrund der Schulschließung, die in Österreich am 16. März 2020 begann und am 18. Mai 2020 endete, kaum genutzt. Der achte Test (während der ersten drei Wochen im Juni 2020) wurde nur in elf Klassen ( $n = 159$  Schüler\*innen) genutzt. Um eine breitere Datenbasis zum Leseverständnis nach den Schulschließungen zu gewährleisten, wurden die Lehrkräfte daher gebeten, zusätzlich einen standardisierten Lesetest (ELFE II; Lenhard, Lenhard & Schneider, 2017) am Ende des Schuljahres (Ende Juni/Anfang Juli 2020) in der Klasse durchzuführen. Fünfundzwanzig Lehrkräfte erklärten sich bereit, den ELFE II in ihrer Klasse durchzuführen. Aufgrund der geltenden Bestimmungen nach dem Lockdown war es schulfremden Personen nicht möglich, in die Schulen zu gehen, wodurch eine Testdurchführung durch das Projektteam nicht möglich war. Daher wurde der Test von den Lehrkräften durchgeführt. Eine Elternbefragung holte familiäre Hintergrundvariablen (einschließlich sozioökonomischer Status (SES), ethnischer Hintergrund) bereits im Schuljahr 2018/19 ein. Für die aktuelle Studie wurden Daten von 25 Klassen herangezogen, die im Schuljahr 2019/20 vor der Schulschließung regelmäßig die LVD-Tests nutzten und am Ende des Schuljahres den ELFE II durchführten ( $n = 409$  Schüler\*innen; 50,1 % weiblich). Das mittlere Alter der Schüler\*innen zu Beginn des Schuljahres betrug 7,7 Jahre ( $SD = 0,56$ ). 14,8 Prozent der Schüler\*innen haben einen Migrationshintergrund, was signifikant unter dem Anteil innerhalb der oberösterreichischen Volksschulpopulation liegt (23%; Ergebnis des Signifikanztests  $\chi^2(1) = 10,937$ ,  $p < .05$ ). In rund einem Drittel (29,7%) der Familien hat zumindest ein Elternteil einen Hochschulabschluss. Die Stichprobe weicht in Hinblick auf die elterliche Bildung nicht von der Elternpopulation der oberösterreichischen Volksschüler\*innen ab ( $\chi^2(3) = 5,262$ ,  $p > .05$ ).

Abb. 1: Erhebungsdesign



Anm.: LVD = Lernverlaufsdiagnostik.

Quelle: eigene Darstellung

Für die aktuelle Studie werden drei Messzeitpunkte verwendet, wodurch sowohl eine Prä-Lockdown- als auch eine Lockdown-Phase in den Blick genommen werden kann (vgl. Abb. 1). Zu T1 und T2 sind LVD-Lesedaten verfügbar. Zu T3 wird auf die Daten des ELFE II zurückgegriffen.

Das Intervall zwischen T1 und T2 umfasst ca. 16 Wochen (inkl. zwei Wochen Weihnachtsferien und eine Woche Semesterferien<sup>2</sup>). Die Schüler\*innen besuchten in diesem Zeitraum an ca. 65 Tagen die Schule mit Regelunterricht. Der Zeitraum zwischen T2 und T3 umfasst etwa 17 Wochen, wobei die Schulen in Österreich vom 16. März 2020 bis zum 18. Mai 2020 (einschließlich eineinhalb Wochen Osterferien) geschlossen waren. Nach der Wiedereröffnung der Schulen wurde zur Reduktion der Schüler\*innenzahlen Schicht- bzw. Wechselunterricht eingeführt. Eine Gruppe von Schüler\*innen lernte zu Hause, während die andere Gruppe Unterricht an den Schulen hatte. Diese Gruppen wurden regelmäßig gewechselt. Insgesamt besuchten die Schüler\*innen zwischen T2 und T3 etwa 25 Tage lang den Präsenzunterricht. Das sind etwa 60 Tage weniger als in einem regulären Schuljahr.

## 2.2 Messungen

### 2.2.1 Sozioökonomischer Status

Zur Erfassung des sozioökonomischen Status (SES) wurde ein Index als Mittelwert von folgenden drei z-standardisierten SES-Indikatoren berechnet: (1) Der berufliche Status der Eltern wurde mit dem *International Socioeconomic Index* (ISEI, Ganzeboom, 2010) erfasst, wobei nur der höchste ISEI-Wert der beiden Elternteile verwendet wurde. (2) Die höchste Bildung der Eltern wurde auf einer 4-stufigen Skala (1 = Pflichtschule, 2 = Berufsbildung, 3 = Matura, 4 = Universität) erfasst. (3) Die Anzahl der Bücher im Haushalt wurde 5-stufig erhoben (1 = 0–10 Bücher, 2 = 11–25 Bücher, 3 = 26–100 Bücher, 4 = 101–200 Bücher, 5 = mehr als 200 Bücher).

### 2.2.2 Ethnischer Hintergrund

Als Indikatoren des ethnischen Hintergrunds wurden der Migrationshintergrund<sup>3</sup> (0 = nein, 1 = ja) und der Sprachgebrauch in der Familie herangezogen (0 = nur Deutsch, 1 = zumindest manchmal eine andere Sprache als Deutsch).

2 Die österreichischen Semesterferien entsprechen den deutschen Winterferien.

3 Ein Migrationshintergrund liegt entsprechend der österreichischen nationalen Bildungsberichterstattung vor, wenn beide Elternteile im Ausland (mit der Ausnahme von Deutschland) geboren wurden (vgl. u. a. Bundesinstitut BIFIE, 2019, S. 28).

### 2.2.3 Leseleistungen

Zu T1 und T2 wurden die internetbasierten *quop*-LVD-Lesetests (Souvignier et al., 2014) eingesetzt, die ein fester Bestandteil der W3-Studie sind. In der zweiten Schulstufe erfassen die Tests die Lesekompetenz in den Bereichen Wortverständnis (20 Items je Test; Unterscheidung von Wörtern und Pseudo-Wörtern), Satzverständnis (13 Items je Test; Identifikation von sinnvollen Sätzen) und Textverständnis (13 Items je Test; Entscheidung, ob ein Satz einen Text sinnvoll weiterführt). Für alle Items wird ein zweistufiges Antwortformat (ja, nein) verwendet. Für jeden Untertest wurde ein Lesequotient (Anzahl der richtigen Antworten geteilt durch die Bearbeitungszeit) gebildet. Für die LVD-Tests wird eine zufriedenstellende Reliabilität (Cronbachs  $\alpha$  zwischen .76 und .89) als auch Validität (Korrelationen mit standardisierten Lesetests zwischen .47 und .66) berichtet (Souvignier et al., 2014, S. 264f.). Auch wurde die longitudinale faktorielle Invarianz der LVD-Tests bestätigt (Förster, Forthmann, Holl, Back & Souvignier, 2021), wodurch gewährleistet ist, dass die wiederkehrenden LVD-Tests Lesen in einer gemeinsamen Metrik erfassen.

Zu T3 wurde zur Erfassung des Leseverständnisses die Papierform des ELFE II eingesetzt, für den ebenfalls umfangreiche Informationen zu Reliabilität (zwischen .87 und .98) und Validität vorliegen (Lenhard et al., 2017). Der ELFE II besteht ebenso wie die LVD-Tests aus drei Untertests zum Wort- (max. 75 Items), Satz- (max. 36 Items) und Textverständnis (max. 26 Items). Jedoch unterscheidet sich sowohl das Aufgaben- als auch das Antwortformat vom LVD-Test. Beim Wortlesen müssen Kinder aus vier Wörtern das zu einem Bild passende Wort wählen. Beim Satzverständnis muss aus fünf Wörtern das passende Wort in einen Satz eingefügt und beim Textverständnis aus vier Alternativen die richtige Antwort auf eine Frage zu einem Text gewählt werden. Die Bearbeitungszeit ist auf drei Minuten für das Wort- und Satzverständnis und auf sieben Minuten für das Textverständnis begrenzt. Für die aktuelle Studie wurde für jeden Messzeitpunkt ein Index als Mittel über die jeweiligen drei Subtests (z-standardisiert,  $M = 0$ ,  $SD = 1$ ) gebildet. Die interne Konsistenz für diese Indizes war gut ( $LVD_{T1}$  McDonalds  $\omega^4 = .817$ ,  $LVD_{T2}$   $\omega = .854$  und  $ELFE II_{T3}$   $\omega = .898$ ).

Anzumerken ist, dass sich die LVD-Tests und der ELFE II zwar in einigen Aspekten unterscheiden (online vs. Papierform, Bearbeitungszeit, Aufgaben- und Antwortformate), inhaltlich jedoch weitgehend äquivalent sind, da die Tests auf das gleiche Konstrukt fokussieren. Mit der Verwendung unterschiedlicher Tests sind dennoch gewisse Probleme verbunden. Auf der einen Seite können keine Aussagen über absolute Änderungen von Disparitäten getroffen werden, da die Tests Leseverständnis nicht auf einer gemeinsamen Skala erfassen. Für die Analysen wurden die Leseindizes ( $LVD_{T1}$ ,  $LVD_{T2}$ ,  $ELFE II_{T3}$ ) z-standardisiert, wodurch die Disparitäten in einer rela-

4 McDonalds  $\omega$  ist analog zu Cronbachs  $\alpha$  zu interpretieren, hat jedoch den Vorteil, dass es nicht auf Annahmen basiert, die in der Praxis häufig verletzt werden (u. a. gleiche Faktorladungen; vgl. u. a. Hayes & Coutts, 2020).



tiven Metrik (vgl. dazu u. a. auch Skopek & Passerata, 2021), d. h. in Relation zur Gesamtstreuung des jeweiligen Messzeitpunkts, abgebildet werden und somit zwischen der Prä-Lockdown- und Lockdown-Phase auf einer relativen Metrik verglichen werden können. Zur Prüfung der relativen Vergleichbarkeit der Tests wurde der Umstand genutzt, dass für 141 Schüler\*innen sowohl der ELFE II als auch der achte LVD-Test, der rund zwei bis drei Wochen vor dem ELFE II durchgeführt wurde, vorliegen. Die Analysen zeigen eine Korrelation von  $r = .792$  ( $p < .001$ ), was auf eine substantielle Übereinstimmung der Tests hinweist.

Auf der anderen Seite ist es möglich, dass die Tests unterschiedlich sensibel in Hinblick auf Effekte des sozioökonomischen oder ethnischen Hintergrunds sind. In diesem Fall würde man erwarten, dass für den ELFE II und die LVD-Tests Unterschiede in den Disparitäten auftreten, auch wenn sie zum gleichen Zeitpunkt erfasst werden. Auch hier wurden Analysen mit dem Subsample durchgeführt, für das sowohl Daten des achten LVD-Tests als auch des ELFE II vorliegen. Im Detail wurde mit Regressionsmodellen untersucht, ob die Merkmale des familiären Hintergrunds einen Einfluss auf die Lesetests haben, wenn zusätzlich der jeweilige andere Lesetest kontrolliert wird. Signifikante Effekte würden bedeuten, dass der familiäre Hintergrund einen Anteil der Varianz des Lesetests erklärt, der nicht bereits durch den jeweils anderen Lesetest und dessen Zusammenhang mit dem familiären Hintergrund erklärt wird. Die Analysen zeigen keine signifikanten Effekte des SES. Jedoch zeigt sich, dass der Migrationshintergrund und die Alltagssprache auch nach Kontrolle des LVD-Tests einen Effekt auf den ELFE II aufweisen ( $\beta_{\text{Sprache}} = -.200$ ,  $p < .01$ ;  $\beta_{\text{Sprache}} = -.221$ ,  $p < .001$ ). Detailanalysen zeigen, dass die Unterschiede in erster Linie bei den Wort- und Satzverständnistests auftreten. Beim Textverständnis fällt der Effekt der Sprache nicht mehr signifikant aus. Der Effekt des Migrationshintergrunds bleibt jedoch bestehen ( $\beta = -.208$ ,  $p < .01$ ). Insgesamt weisen diese Befunde darauf hin, dass der ELFE II (zumindest die Subtests Wort- und Satzlesen) sensibler gegenüber Effekten des ethnischen Hintergrunds ist.

### 2.3 Analysen

Zur Beantwortung der Forschungsfragen wurden Zweiebenenmodelle mit Mplus 8 (Muthén & Muthén, 1998–2017) durchgeführt. Es wurden getrennte Modelle für die Prä-Lockdown- und die Lockdown-Phase berechnet. Auf Individualebene wurden der SES-Index, der Migrationshintergrund bzw. die Alltagssprache, die Leseleistung zum jeweils vorangehenden Messzeitpunkt (T -1) und das Geschlecht als Prädiktoren berücksichtigt. Auf Klassenebene wurden der durchschnittliche SES und der Anteil an Schüler\*innen mit Migrationshintergrund bzw. mit nichtdeutscher Alltagssprache berücksichtigt, wobei aufgrund der geringen Anzahl an Klassen getrennte Modelle für SES und Migrationshintergrund bzw. Alltagssprache spezifiziert wurden. Des Weiteren wurden aufgrund der hohen Korrelation zwischen Alltagssprache und

Migrationshintergrund ( $r = .632$ ,  $p < .001$ ; vgl. Tab. 1 auf der folgenden Seite) auch getrennte Analysen für die beiden Indikatoren des ethnischen Hintergrunds durchgeführt. Für die Analysen wurden alle Variablen z-standardisiert, wodurch die berichteten Koeffizienten zur Gesamtvarianz (d.h. Streuung zwischen Klassen und innerhalb von Klassen) standardisierten Koeffizienten entsprechen. Der Effekt auf Klassenebene entspricht dem Kompositionseffekt, wobei zur Beurteilung der Stärke ein mit Cohens  $d$  vergleichbarer Effektstärkekoeffizient<sup>5</sup> (ES) berechnet wurde (vgl. dazu u.a. Marsh et al., 2012).

Fehlende Werte, deren Anteil zwischen einem Prozent (Geschlecht) und 30 Prozent (Alltagssprache) ausmacht, wurden unter Berücksichtigung der Mehrebenenstruktur mit der Software Blimp 2.2 (Keller & Enders, 2020) auf Basis eines FSC-Ansatzes (*fully conditional specification*) imputiert, wodurch die Daten aller 409 Schüler\*innen in die Analysen einfließen. Um einer Reduktion der statistischen Power entgegenzuwirken, wurden 50 imputierte Datensätze erzeugt (Enders, 2010).

### 3 Ergebnisse

In Tabelle 1 sind die Korrelationen und Intraklassenkorrelationen (ICC) für die verwendeten Variablen dargestellt. Auffallend ist, dass die Korrelationen des familiären Hintergrunds mit Lesen zu T3 ( $r_{SES} = .289$ ,  $p < .01$ ;  $r_{Migra} = -.222$ ,  $p < .01$ ;  $r_{Sprache} = -.358$ ,  $p < .001$ ) stärker ausfallen als zu T1 ( $r_{SES} = .173$ ,  $p < .05$ ;  $r_{Migra} = -.136$ ,  $p > .05$ ;  $r_{Sprache} = -.197$ ,  $p < .01$ ) und T2 ( $r_{SES} = .170$ ,  $p < .05$ ;  $r_{Migra} = -.149$ ,  $p < .05$ ;  $r_{Sprache} = -.134$ ,  $p < .05$ ), jedoch auch schon zu T1 und T2 Disparitäten bestanden. Weiterhin fällt auf, dass die ICC<sup>6</sup> für die Lesetests zu T3 (.360) höher ist als zu T1 (.090) und T2 (.056), was darauf hindeuten kann, dass zu T3 die Unterschiede in der Leseleistung zwischen den Klassen zugenommen haben. Schließlich sind die hohen ICCs für SES (.358), den Migrationshintergrund (.643) und die nichtdeutsche Alltagssprache (.705) zu nennen, die auf substantielle Unterschiede in der Klassenzusammensetzung hinweisen.

---

5 Der Effektstärkekoeffizient quantifiziert den Kompositionseffekt, also den Effekt der Klassenzusammensetzung auf die Leseleistungen. Der Effekt wird in der gleichen Metrik wie Cohens  $d$  angegeben. Entsprechend der gängigen Richtwerte können ES zwischen 0,2 und 0,5 als schwach, ES zwischen 0,5 und 0,8 als mittel und ES über 0,8 als stark bezeichnet werden (Cohen, 1992).

6 Die Intraklassenkorrelation – normiert zwischen 0 und 1 – gibt hier an, wieviel Prozent der Unterschiede (Varianz) einer Messung durch die Zugehörigkeit zu einer Schulklasse erklärt werden. Der Wert von .36 für den Lesetest zu T3 bedeutet also, dass 36 Prozent der Unterschiede im Lesetest durch die Klassenzugehörigkeit erklärt werden können.

Tab. 1: Korrelationen und Intraklassenkorrelationen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	ICC
Lesen_LVD <sub>T1</sub>	(1)	1						.090
Lesen_LVD <sub>T2</sub>	(2)	.625***	1					.056
Lesen_ELFE-II <sub>T3</sub>	(3)	.630***	.563***	1				.360
SES	(4)	.173*	.170*	.289**	1			.358
Migrationshintergrund	(5)	-.136	-.149*	-.222**	-.277	1		.643
Nichtd. Alltagssprache	(6)	-.197**	-.134*	-.358***	-.242	.632***	1	.705
Geschlecht weiblich	(7)	.045	.014	.041	.053	-.077	.027	1

Anm.: \*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ . ICC = Intraklassenkorrelation.

Quelle: eigene Berechnung

In Tabelle 2 auf der folgenden Seite sind die Ergebnisse der Mehrebenenmodelle dargestellt. Da sich sowohl in der Prä- als auch Lockdown-Phase keine Effekte des Migrationshintergrunds (Individual- und Klassenebene) zeigen, werden nur die Ergebnisse für die Alltagssprache dargestellt. Für die Prä-Lockdown-Phase lassen sich weder Effekte des familiären Hintergrunds auf Individualebene noch Effekte der Klassenzusammensetzung zeigen. Demgegenüber finden sich für die Lockdown-Phase auf Individualebene sowohl Effekte des SES ( $b = .118$  bzw.  $b = .133$ ,  $p < .05$ ) als auch der nichtdeutschen Alltagssprache ( $b = -.179$ ,  $p < .001$  bzw.  $b = -.151$ ,  $p < .01$ ). Folglich fallen soziale und ethnische Disparitäten innerhalb von Klassen nach dem Lockdown größer aus, als es aufgrund von bestehenden Disparitäten vor dem Lockdown (siehe dazu auch Korrelationen zwischen Lesen\_LVD<sub>12</sub> und familiärem Hintergrund) zu erwarten war. Die Kompositionseffekte bei den Lockdown-Modellen fallen nicht signifikant aus, wobei jedoch anzumerken ist, dass der Effekt des Anteils an Schüler\*innen mit nichtdeutscher Alltagssprache zumindest marginal signifikant ( $b = -.629$ ,  $p < .10$ ) ist und die Effektstärke ( $ES = -.457$ ) als durchaus substanzvoll zu beurteilen ist.

Tab. 2: Mehrebenenmodelle zu Kompositionseffekten für die Prä-Lockdown- und Lockdown-Phase

	Prä-Lockdown (abhängige Variable = LVD <sub>T<sub>2</sub></sub> )		Lockdown (abhängige Variable = ELFE II <sub>T<sub>3</sub></sub> )	
	Modell 1	Modell 2	Modell 1	Modell 2
	b (SE)	b (SE)	b (SE)	b (SE)
<i>Schüler*innenebene</i>				
Lesen_LVD <sub>T<sub>1</sub></sub> <sup>e</sup>	.617*** (.049)	.618*** (.047)	.448*** (.038)	.447*** (.038)
SES	.092 (.076)	.077 (.057)	.118* (.055)	.133* (.054)
Nichtd. Alltagssprache	.026 (.055)	.081 (.068)	-.179*** (.049)	-.151** (.050)
Geschlecht weiblich	-.024 (.043)	-.025 (.043)	.024 (.035)	.020 (.035)
Residualvarianz	.585 (.068)	.585 (.067)	.408 (.035)	.407 (.035)
R <sup>2</sup>	.408	.400	.423	.416
<i>Klassenebene</i>				
Intercept	-.008 (.049)	.087 (.076)	.041 (.097)	.174 (.147)
Durchschnitt. SES	-.052 <sup>a</sup> (.106)		.157 <sup>c</sup> (.193)	
% nichtd. Alltagssprache		-.370 <sup>b</sup> (.242)		-.629 <sup>d</sup> (.330)
Residualvarianz	.017 (.020)	.011 (.015)	.177 (.103)	.159 (.092)
R <sup>2</sup>	.113	.531	.061	.184

Anm.: \*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05. SE = Standardfehler. b = zur Gesamtvarianz der abhängigen Variable standardisierte Koeffizienten. <sup>a</sup> Effektstärke (ES) = -.066, <sup>b</sup> ES = -.219, <sup>c</sup> ES = .206, <sup>d</sup> ES = -.457. <sup>e</sup> Für die Prä-Lockdown-Phase wurde der LVD<sub>T<sub>1</sub></sub> und für die Lockdown-Phase der LVD<sub>T<sub>2</sub></sub> als Prädiktor verwendet.

Quelle: eigene Berechnungen

Um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass der ELFE II und die LVD-Tests unterschiedlich sensibel gegenüber Effekten der Alltagssprache sind, wurden zusätzliche Analysen durchgeführt. Dabei wurde nur das Textlesen (sowohl für ELFE II als auch LVD) berücksichtigt, für das sich der ELFE II nicht sensibler als der LVD-Test erwiesen hat (vgl. Kap. 2.2.3). Die Analysen bestätigen die bisherigen Befunde. In der Prä-Lockdown-Phase zeigen sich keine signifikanten Effekte. In der Lockdown-Phase sind sowohl der Individualebeneneffekt der Alltagssprache ( $b = -.166$ ,  $p < .05$ ) und des SES ( $b = .240$ ,  $p < .001$ ) signifikant, wobei nun der SES-Effekt stärker ausfällt. Der Kompositionseffekt der Alltagssprache bleibt vergleichbar stark ( $b = -.637$ ,  $p > .05$ ;  $ES = -.399$ ), ist jedoch nicht mehr marginal signifikant.

## 4 Diskussion

Die kontinuierlich zunehmende Forschungslage zu den Auswirkungen der Covid-bedingten Schulschließungen bestätigt weitgehend die Befürchtungen, dass mit den Phasen des Distanzunterrichts eine Vergrößerung von sozialen und ethnischen Disparitäten verbunden war.

Während manche Studien zeigen, dass etwa sozioökonomisch benachteiligte Schüler\*innen einen größeren Lernverlust während der Schulschließungen erfahren haben als ihre bessergestellten Peers (u. a. Pier et al., 2021; Rose et al., 2021; Weber et al., im Review) und andere Studien darauf hinweisen, dass Lernverluste an Schulen mit einem höheren Anteil an benachteiligten Schüler\*innen höher ausfallen (Brzyska et al., 2021; Department for Education, 2021; Maldonado & De Witte, 2020), liegt unserem Wissen nach bis dato keine Studie vor, die versucht hat, das komplexe Zusammenspiel von Individualeffekten und Effekten der Schul- bzw. Klassenkomposition aufzutrennen. Der Beitrag schließt hier an und geht der Frage nach, ob die Leseleistung von Schüler\*innen der 2. Schulstufe nach dem Lockdown mit dem ethnischen und sozioökonomischen Hintergrund der Schüler\*innen und/oder mit der ethnischen und sozioökonomischen Komposition der Klasse zusammenhängt.

Die Analysen zeigen, dass auf Individualebene (d. h. innerhalb von Klassen) sowohl die nichtdeutsche Alltagssprache der Schüler\*innen (nicht aber der Migrationshintergrund) als auch der sozioökonomische Status der Schüler\*innen auch nach Kontrolle von Prä-Lockdown-Disparitäten mit den Leseleistungen nach den Schulschließungen assoziiert waren. Daraus folgt, dass ethnische und soziale Disparitäten nach der Schulschließung größer waren, als es aufgrund der vor dem Lockdown bestehenden Unterschiede zu erwarten war. Über eine Prä-Lockdown-Phase von vergleichbarer Länge ließen sich keine entsprechenden Effekte zeigen (vgl. dazu auch Weber et al., im Review), was den Schluss stärkt, dass diese Vergrößerung von Disparitäten im Zusammenhang mit der Schulschließung zu betrachten ist.

In Hinblick auf die Klassenzusammensetzung können keine statistisch signifikanten Effekte beobachtet werden, weder für die Prä-Lockdown-Phase noch für die Lockdown-Phase. Anzumerken ist jedoch, dass für die ethnische Klassenkomposition (Anteil an Schüler\*innen mit nichtdeutscher Alltagssprache) ein marginal signifikanter Effekt von doch substanzieller Stärke ( $ES = -.457, p < .10$ ) gefunden wurde.

Es ist schließlich anzumerken, dass Hinweise gefunden wurden, wonach der ELFE II sensibler in Hinblick auf Effekte des ethnischen Hintergrunds ist. Zusätzliche Analysen, die diesem Umstand entgegenwirken (Fokus auf Textverständnis) konnten jedoch die Befunde bestätigen. Dennoch ist nicht final geklärt, welchen Einfluss die Verwendung unterschiedlicher Tests auf die Ergebnisse hat. Auch muss erwähnt werden, dass die vorliegende Studie mit 25 Klassen eine geringe Stichprobengröße auf Klassenebene aufweist, wodurch auch die statistische Power zur Identifikation von Kompositionseffekten eingeschränkt ist. Auffallend war auch, dass nach dem Lockdown mehr Varianz im Lesen durch die Klassenzugehörigkeit erklärt werden konnte ( $ICC = .360$ ) als zu den Messzeitpunkten vor dem Lockdown ( $ICC \leq .090$ ). Diese Befunde weisen darauf hin, dass Unterschiede zwischen Klassen zwar zugezogen haben, diese jedoch nicht zwingend mit der Klassenzusammensetzung in Verbindung stehen müssen. Einschränkend muss aber angemerkt werden, dass die

unterschiedlichen Befunde auch in Zusammenhang mit den verschiedenen Tests stehen können. Da der ELFE II von den Lehrkräften im Klassenverband durchgeführt wurde, könnten Abweichungen von der Standardinstruktion (z. B. Gewährung von unterschiedlich langen Bearbeitungszeiten) für Klassenunterschiede verantwortlich sein. Demgegenüber wurden die LVD-Tests ohne Zeitbegrenzung von den Kindern selbständig am Computer durchgeführt.

Insgesamt lassen sich aus den Befunden Implikationen in Hinblick auf mögliche Mechanismen, die für die Vergrößerung von Disparitäten während der Schulschließungen verantwortlich waren, ableiten. Da es sich primär um Individualeffekte, also Effekte innerhalb der Klassen handelt, ist es naheliegend, dass die vermittelnden Mechanismen (Mediatoren) in erster Linie auf individueller bzw. familiärer Ebene zu verorten sind. Gut dokumentierte soziale und ethnische Unterschiede in Aspekten wie der Lernzeit, der Ressourcenausstattung, der elterlichen Involviertheit, der Selbstorganisations- und Selbstlernfähigkeit, den lernförderlichen Freizeitaktivitäten etc. während der Schulschließungen (Dietrich, Patzina & Lerche, 2021; Grätz & Lipps, 2021; Wößmann, Freundl, Grewenig, Lergetporer, Werner & Zierow, 2020, 2021) können hier eine Rolle spielen. Auch ist die spezifische Situation in der Primarstufe, mit einem starken Fokus auf asynchronen Distanzunterricht (Bereitstellung von Aufgaben) und der damit verbundenen Verantwortung der Eltern für die nötige Lernbegleitung der jungen Kinder, in den Blick zu nehmen (vgl. dazu Weber, Helm & Kemethofer, 2021). Anzumerken ist jedoch, dass Weber et al. (im Review) Post-Lockdown-Disparitäten im Lesen nicht durch Aspekte der elterlichen Involviertheit in das Distanzlernen erklären konnten und unseres Wissens keine anderen Studien vorliegen, die explizit Mediatoren von sozialen und ethnischen Unterschieden nach den Schulschließungen untersucht haben. In Hinblick auf die Effekte zwischen Klassen bleibt offen, welche Rolle sie im Rahmen der Zunahme von Disparitäten gespielt haben. Als mögliche vermittelnde Mechanismen sind insbesondere Unterschiede in der Qualität des Distanzunterrichts (Bonal & González, 2020; Frohn, 2020; Helm & Postlbauer, 2021) in Betracht zu ziehen. Insgesamt bedarf es hier jedoch weiterer Forschungsbemühungen. Abschließend muss festgehalten werden, dass durch die zunehmende Befundlage zur Vergrößerung von Disparitäten die Bedeutung von effektiven und zeitnahen kompensatorischen Maßnahmen betont wird.

## Literatur und Internetquellen

- Bacher, J., & Weber, C. (2018). Der hohe Anteil an ZuwanderInnenkindern in den Schulen reduziert die Qualität der Ausbildung. In M. Haller (Hrsg.), *Migration und Integration. Fakten oder Mythen?* (S. 205–220). Wien: Verlag der Österreichischen Akademie der Wissenschaft.
- Blainey, K., & Hannay, T. (2021). *The Impact of School Closures on Autumn 2020 Attainment*. RS Assessment.

- Bonal, X., & González, S. (2020). The Impact of Lockdown on the Learning Gap: Family and School Divisions in Times of Crisis. *International Review of Education*, 1–21. <https://doi.org/10.1007/s11159-020-09860-z>
- Brzyska, B., Fernandes, C., & Gallacher, T. (2021). *Impact of Covid-19 on Attainment: Initial Analysis*. London: GL Assessment.
- Bundesinstitut BIFIE. (2019). *Standardüberprüfung 2018 Mathematik, 4. Schulstufe. Bundesergebnisbericht*. Salzburg: BIFIE. Zugriff am 13.09.2021. Verfügbar unter <https://www.iqs.gv.at/downloads/archiv-des-bifie/bildungsstandardueberpruefungen/ergebnisberichte>.
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Psychological Bulletin*, 112 (1), 155–159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Curriculum Associates. (2020). *Understanding Student Needs. Early Results from Fall Assessments* (Curriculum Associates Research Report No. 2020-49). North Billerica, MA: Author.
- Department for Education. (2021). *Understanding Progress in the 2020/21 Academic Year. Interim Findings*. UK: Department for Education.
- Dietrich, H., Patzina, A., & Lerche, A. (2020). Social Inequality in the Homeschooling Efforts of German High School Students during a School Closing Period. *European Societies*, 1–22. <https://doi.org/10.1080/14616696.2020.1826556>
- Ditton, H., & Krüsen, J. (2006). Sozialer Kontext und schulische Leistungen. Zur Bildungsrelevanz segregierter Armut. *ZSE: Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation*, 26 (2), 135–157.
- Dumont, H., Neumann, M., Maaz, K., & Trautwein, U. (2013). Die Zusammensetzung der Schülerschaft als Einflussfaktor für Schulleistungen. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 60 (3), 163–183. <https://doi.org/10.2378/peu2013.art14d>
- Education Endowment Foundation. (2020). *Impact of School Closures on the Attainment Gap: Rapid Evidence Assessment*. London: Education Endowment Foundation.
- Enders, C. K. (2010). *Applied Missing Data Analysis*. New York: Guilford Publications.
- Engzell, P., Frey, A., & Verhagen, M. D. (2021). Learning Loss due to School Closures During the COVID-19 Pandemic. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 118 (17). <https://doi.org/10.1073/pnas.2022376118>
- Förster, N., Forthmann, B., Holl, D., Back, M., & Souvignier, E. (2021). *Kurzfristiger Einfluss der COVID-19 Pandemie auf die Leseleistungen von Zweitklässlern in Deutschland*. Vortrag im Rahmen der digiGEBF 2021 Corona und Bildung. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.31591.98721>
- Frohn, J. (2020). Bildungsbenachteiligung im Ausnahmezustand. *PraxisForschungLehrer\*innenBildung. Zeitschrift für Schul- und Professionsentwicklung*, 2 (6), 59–83. <https://doi.org/10.4119/pflb-3908>
- Ganzeboom, H. B. G. (2010). *A New International Socio-Economic Index [ISEI] of Occupational Status for the International Standard Classification of Occupation 2008 [ISCO-08]. Constructed with Data from the ISSP 2002–2007*. Annual Conference of International Social Survey Programme, Lisboa. Zugriff am 17.03.2021. Verfügbar unter: [http://www.harryganzeboom.nl/Pdf/2010%20-%20Ganzeboom-ISEI08-ISSP-Lisbon-\(paper\).pdf](http://www.harryganzeboom.nl/Pdf/2010%20-%20Ganzeboom-ISEI08-ISSP-Lisbon-(paper).pdf)
- Grätz, M., & Lipps, O. (2021). Large Loss in Studying Time During the Closure of Schools in Switzerland in 2020. *Research in Social Stratification and Mobility*, 71, 100554. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2020.100554>
- Harker, R., & Tymms, P. (2004). The Effects of Student Composition on School Outcomes. *School Effectiveness and School Improvement*, 15 (2), 177–199. <https://doi.org/10.1076/semi.15.2.177.30432>

- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega rather than Cronbach's Alpha for Estimating Reliability. But.... *Communication Methods and Measures*, 14 (1), 1–24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Helm, C., & Postlbauer, A. (2021). *Schulen im dritten Lockdown*. <https://doi.org/10.35011/jbb.2021-1>
- Keller, B. T., & Enders, C. K. (2020). *Blimp User's Manual (Version 2.2)*. Los Angeles, CA.
- Kuhfeld, M., Soland, J., Tarasawa, B., Johnson, A., Ruzek, E., & Liu, J. (2020). Projecting the Potential Impact of COVID-19 School Closures on Academic Achievement. *Educational Researcher*, 49 (8), 549–565. <https://doi.org/10.3102/0013189X20965918>
- Lenhard, W., Lenhard, A., & Schneider, W. (2017). *ELFE II: A Reading Comprehension Test for Grades 1 to 7*. Göttingen: Hogrefe.
- Maldonado, J., & De Witte, K. (2020). *The Effect of School Closures on Standardised Student Test Outcomes* (FEB Research Report Department of Economics). KU Leuven – Faculty of Economics and Business.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Nagengast, B., Trautwein, U., Morin, A. J. S., Abduljabbar, A. S., et al. (2012). Classroom Climate and Contextual Effects: Conceptual and Methodological Issues in the Evaluation of Group-Level Effects. *Educational Psychologist*, 47 (2), 106–124. <https://doi.org/10.1080/00461520.2012.670488>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus User's Guide. Eighth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pessel, G., Köpping, M., Leitner, A., & Steiner, M. (2021). *Covid-19 und Bildung: Was tun, damit aus der Gesundheits- keine Bildungskrise wird?* Vortrag beim gemeinsamen Kongress der Deutschen Gesellschaft für Soziologie und der Österreichischen Gesellschaft für Soziologie, Digital. Zugriff am 28.08.2021. Verfügbar unter [https://www.conftool.pro/soziologie-kongress-2021/index.php?page=browseSessions&form\\_session=43](https://www.conftool.pro/soziologie-kongress-2021/index.php?page=browseSessions&form_session=43)
- Pier, L., Hough, H. J., Christian, M., Bookman, N., Wilkenfeld, B., & Miller, R. (2021). *COVID-19 and the Educational Equity Crisis. Evidence on Learning Loss from the CORE Data Collaborative*. Policy Analysis for California Education (PACE).
- Rjosk, C., Richter, D., Hochweber, J., Lüdtke, O., Klieme, E., & Stanat, P. (2014). Socio-economic and Language Minority Classroom Composition and Individual Reading Achievement: The Mediating Role of Instructional Quality. *Learning and Instruction*, 32, 63–72. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2014.01.007>
- Rose, S., Twist, L., Lord, P., Rutt, S., Badr, K., Hope, C. et al. (2021). *Impact of School Closures and Subsequent Support Strategies on Attainment and Socio-emotional Well-being in Key Stage 1: Interim Paper 1*. National Foundation for Educational Research (NFER).
- Seuring, J., Rjosk, C., & Stanat, P. (2021). Ethnic Classroom Composition and Minority Language Use among Classmates: Do Peers Matter for Students' Language Achievement? *European Sociological Review*, 36 (6), 920–936. <https://doi.org/10.1093/esr/jcaa022>
- Skopek, J., & Passaretta, G. (2021). Socioeconomic Inequality in Children's Achievement from Infancy to Adolescence: The Case of Germany. *Social Forces*, 100 (1), 86–112.
- Souvignier, E., Förster, N., & Salaschek, M. (2014). quop: Ein Ansatz internetbasierter Lernverlaufsdiagnostik mit Testkonzepten für Lesen und Mathematik. In M. Hasselhorn, W. Schneider & U. Trautwein (Hrsg.), *Lernverlaufsdiagnostik* (S. 239–256). Göttingen: Hogrefe.
- Stanat, P., Schwippert, K., & Gröhlich, C. (2010). Der Einfluss des Migrantenanteils in Schulklassen auf den Kompetenzerwerb. Längsschnittliche Überprüfung eines umstrittenen Effekts. In C. Allemann-Ghionda (Hrsg.), *Migration, Identität, Sprache und Bildungserfolg* (Zeitschrift für Pädagogik, Beiheft 55) (S. 147–164). Weinheim: Beltz.



- Van Ewijk, R., & Slegers, P. (2010). The Effect of Peer Socioeconomic Status on Student Achievement: A Meta-analysis. *Educational Research Review*, 5 (2), 134–150. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2010.02.001>
- Weber, C., Helm, C., & Kemethofer, D. (im Review). Are Social and Ethnic Reading Inequalities Increasing During School Closure? – The Mediating Role of Parental Involvement in Distance Learning. *Frontiers in education*.
- Weber, C., Helm, C., & Kemethofer, D. (2021). Corona-bedingte Schulschließungen in der Primarstufe – Befunde aus Österreich. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 68 (4), 288–292.
- Weber, C., Kemethofer, D., & Helm, C. (2020). Wir Wollen's Wissen! – Wie es um die Kompetenzen unserer Schüler/-innen steht – Diagnostik und Fortschrittsmonitoring als Ausgangslage für Schul- und Unterrichtsentwicklung an Schulen in herausfordernder Lage. *Schulverwaltung Spezial*, 22 (4), 75–76.
- Weber, C., Moosbrugger, R., Hasenhuber, K., Altrichter, H., & Schrodtr, H. (2019). Wer unterrichtet wen? Die Zusammensetzung von Klassen und Schulen und die Zuteilung von Lehrkräften. In S. Breit, F. Eder, K. Krainer, C. Schreiner, A. Seel & C. Spiel (Hrsg.), *Nationaler Bildungsbericht Österreich 2018, Band 2: Fokussierte Analysen und Zukunftsperspektiven für das Bildungswesen* (S. 143–182). Graz: Leykam. <https://doi.org/10.17888/nbb2018-2-4>
- Wößmann, L., Freundl, V., Grewenig, E., Lergetporer, P., Werner, K., & Zierow, L. (2020). Bildung in der Coronakrise: Wie haben die Schulkinder die Zeit der Schulschließungen verbracht, und welche Bildungsmaßnahmen befürworten die Deutschen? *ifo Schnelldienst*, 73 (9), 25–39. Zugriff am 30.08.2021. Verfügbar unter: <https://www.ifo.de/DocDL/sd-2020-09-woessmann-et-al-bildungsbarometer-corona.pdf>.
- Wößmann, L., Freundl, V., Grewenig, E., Lergetporer, P., Werner, K., & Zierow, L. (2021). Bildung erneut im Lockdown: Wie verbrachten Schulkinder die Schulschließungen Anfang 2021? *ifo Schnelldienst*, 74 (5), 36–52. Zugriff am 30.08.2021. Verfügbar unter: <https://www.ifo.de/DocDL/sd-2021-05-woessmann-et-al-corona-schulschliessungen.pdf>.

*Christoph Weber*, Dr., geb. 1978, Leiter der Koordinations- und Servicestelle für Forschung, Pädagogische Hochschule Oberösterreich.

E-Mail: [christoph.weber@ph-ooe.at](mailto:christoph.weber@ph-ooe.at)

Korrespondenzadresse: Pädagogische Hochschule Oberösterreich, Kaplanhofstraße 40, A-4020 Linz.

*Christoph Helm*, Univ.-Prof. Dr., geb. 1983, Leiter der Abteilung für Bildungsforschung, Direktorium Linz School of Education, Johannes Kepler Universität Linz.

E-Mail: [christoph.helm@jku.at](mailto:christoph.helm@jku.at)

Korrespondenzadresse: Johannes Kepler Universität Linz, Altenbergerstraße 69, A-4040 Linz.

*David Kemethofer*, Dr., geb. 1983, Professor am Institut für Fortbildung und Schulentwicklung I, Pädagogische Hochschule Oberösterreich.

E-Mail: [david.kemethofer@ph-ooe.at](mailto:david.kemethofer@ph-ooe.at)

Korrespondenzadresse: Pädagogische Hochschule Oberösterreich, Kaplanhofstraße 40, A-4020 Linz.