

Pastore, Giuliana; Luder, Reto; Kunz, André; Paccaud, Ariane
Lehrperson-Lernenden-Beziehungsqualität. Eine Skala zur Erhebung der Beziehungsqualität aus Schülerinnen- und Schüler-Perspektive
Empirische Sonderpädagogik 16 (2024) 3, S. 223-238



Quellenangabe/ Reference:

Pastore, Giuliana; Luder, Reto; Kunz, André; Paccaud, Ariane:
Lehrperson-Lernenden-Beziehungsqualität. Eine Skala zur Erhebung der Beziehungsqualität aus
Schülerinnen- und Schüler-Perspektive - In: Empirische Sonderpädagogik 16 (2024) 3, S. 223-238 -
URN: urn:nbn:de:0111-pedocs-322289 - DOI: 10.25656/01:32228; 10.2440/003-0030

<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0111-pedocs-322289>

<https://doi.org/10.25656/01:32228>

in Kooperation mit / in cooperation with:

Pabst Science Publishers <https://www.psychologie-aktuell.com/journale/empirische-sonderpaedagogik.html>

Nutzungsbedingungen

Dieses Dokument steht unter folgender Creative Commons-Lizenz:
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.de> - Sie dürfen das Werk bzw. den Inhalt vervielfältigen, verbreiten und öffentlich zugänglich machen sowie Abwandlungen und Bearbeitungen des Werkes bzw. Inhaltes anfertigen, solange Sie den Namen des Autors/Rechteinhabers in der von ihm festgelegten Weise nennen und das Werk bzw. den Inhalt nicht für kommerzielle Zwecke verwenden.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use

This document is published under following Creative Commons-License:
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.en> - You may copy, distribute and render this document accessible, make adaptations of this work or its contents accessible to the public as long as you attribute the work in the manner specified by the author or licensor. You are not allowed to make commercial use of the work, provided that the work or its contents are not used for commercial purposes.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.



Kontakt / Contact:

peDOCS
DIPF | Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation
Informationszentrum (IZ) Bildung
E-Mail: pedocs@dipf.de
Internet: www.pedocs.de

Mitglied der


Leibniz-Gemeinschaft

Lehrperson-Lernenden-Beziehungsqualität. Eine Skala zur Erhebung der Beziehungsqualität aus Schülerinnen- und Schüler-Perspektive

Giuliana Pastore¹, Reto Luder¹, André Kunz¹ & Ariane Paccaud²

¹ Pädagogische Hochschule Zürich

² Pädagogische Hochschule Freiburg

Zusammenfassung

Es gibt empirische Belege dafür, dass die emotional unterstützenden Elemente einer Lehrperson-Lernende-Beziehung (LLB) eine Schlüsselrolle für die positive Entwicklung von Schülerinnen und Schülern spielen, weshalb sie als Qualitätsmerkmalen einer LLB betrachtet werden. Mit diesem Fokus stellt der vorliegende Beitrag ein neues Instrument, zur Erfassung der Beziehungsqualität aus der Sicht von Schülerinnen und Schülern vor. Die Skala BQ baut auf bindungstheoretischen und neurowissenschaftlichen Grundlagen auf. Dabei wird Beziehungsqualität durch zwei Dimensionen definiert: emotionale Resonanz und gemeinsame Intentionalität, die jeweils der emotionalen beziehungsweise kognitiven Empathie entsprechen. Die Skala wurde mit zwei Stichproben auf der Sekundarstufe I in der deutsch- und französischsprachigen Schweiz validiert. Mit einer ersten Stichprobe ($n = 366$) wurde das Instrument mittels explorativer Faktoranalyse im Querschnittsdesign validiert. Im Längsschnittsdesign folgte eine Überprüfung der Messinvarianzen mittels Latent-State Modellen an einer zweiten Stichprobe ($n = 441$). Die Ergebnisse zeigen, dass die Skala BQ ein ökonomisches, valides und hoch reliables Instrument ist.

Schlagwörter: Lehrperson-Lernende-Beziehungsqualität, Psychometrische Skala, Bindung, Joint Attention, Sekundarstufe I

Teacher-Student Relationship-Quality.

The relationship-quality assessment scale from the students' perspective

Summary

There is empirical evidence indicating a key role of the emotionally supportive elements for teacher-student relationship (TSR) in students' positive development, therefore these can be considered as a quality marker of TSR. With this focus, this paper introduces a new instrument, to assess TSR quality from a students' perspective. The RQ-scale is based on attachment theory and foundations of neuroscience. Relationship quality is defined by two dimensions: emotional resonance and shared intentionality, which respectively correspond to emotional and cognitive empathy. The scale was validated with two samples at lower secondary level in German- and French-speaking Switzerland. The instrument was validated with a first sample ($n = 366$) using exploratory factor analysis in a cross-sectional de-

sign. In the longitudinal design, the measurement invariances were tested using latent-state models on a second sample ($n = 441$). The results show that the RQ-scale is an economical, valid and highly reliable instrument.

Keywords: Teacher-Student-Relationship Quality, Psychometric Scale, Attachment, Joint Attention, Lower Secondary School

Die Auffassung, dass die Beziehung zwischen Lehrpersonen und Schülerinnen und Schülern (SuS) einen starken Einfluss auf das Lern- sowie auf das sozial-emotionale Verhalten von Lernenden jeden Alters hat, ist empirisch breit abgestützt (Fabris et al., 2022; Spilt & Koomen, 2022). Gute Lehrperson-Lernende-Beziehungen (LLB) begünstigen eine umfassende positive Entwicklungsspirale, während konfliktreiche LLB bestehende Probleme weiter verschärfen können (Dietrich et al., 2021; Longobardi et al., 2021). Zur Integration von SuS mit sonderpädagogischem Förderbedarf (weiter mit SEN abgekürzt, für special educational needs) ist eine gute, also qualitativ hohe LLB von grosser Bedeutung, weil sie Ausgrenzung und Diskriminierungsmechanismen in der Klassen entgegenwirken und eine positive Einstellung gegenüber der Schule fördern kann (Civitillo et al., 2021; Ewe, 2019). Die Qualität einer LLB wird üblicherweise anhand mehrerer Kriterien definiert und gemessen, die sowohl Beziehungs- als auch Unterrichtskompetenzen miteinbeziehen (Hamre et al., 2013; Holzberger et al., 2019). Diese zwei unterschiedlichen Dimensionen haben jedoch unter spezifischen Bedingungen auch spezifische Wirkungsbereiche, deshalb wäre es wünschenswert, sie klar voneinander abzugrenzen und als separate Konstrukte zu messen (Dietrich et al., 2021). So beinhalten Unterrichtskompetenzen zum Beispiel didaktische und fachdidaktische Unterstützung, individuell angepasste Instruktion sowie Klassenführungsqualitäten. Diese können zwar einen direkten Zusammenhang mit der akademischen Leistung eines Teils der SuS haben, wirken aber weder direkt noch eindeutig auf andere Faktoren,

wie das akademische Selbstkonzept, das Wohlbefinden, das prosoziale Verhalten, eine positive Einstellung gegenüber der Schule und nicht zuletzt die Integration von Lernenden mit SEN (Dietrich et al., 2021; Endedijk et al., 2022). Ein möglicher Grund dafür könnte darin liegen, dass sich Faktoren auf der sozial-emotionalen Ebene allein durch Interventionen auf der kognitiven Ebene nicht effektiv erreichen lassen, während von Interaktionsaspekten auf der emotionalen Ebene gezieltere Resultate für diese psychologische Faktoren zu erwarten sind (Stedman & Andenoro, 2007). In Unterschied zu den Unterrichtskompetenzen liegt der Fokus der Beziehungskompetenzen auf der emotionalen Unterstützung. Dabei werden die empathische Elemente der Beziehung hervorgehoben (Lanfranchi, 2018). Obwohl beide Kompetenzdimensionen generell mit mehr prosozialem Verhalten und Wohlbefinden sowie mit höheren Leistungen einhergehen, konnten mehrere Studien empirisch belegen, dass vor allem beziehungskompetenzbezogene Aspekte eine Schlüsselrolle spielen, weil sie sowohl eine direkte positive Wirkung auf SuS sowie auf Lehrpersonen als auch eine indirekte positive Wirkung auf die Leistung haben (Carmona-Halty et al., 2019; Mainhard et al., 2018). Auch in der schulischen Praxis wird Beziehungsqualität sowohl von Lehrpersonen als auch von SuS intuitiv eher mit emotionalen als mit unterrichtsspezifischen Kompetenzen verbunden. Hierbei werden Merkmale genannt, die einer sicheren Bindung entsprechen, wie Responsivität, Vertrauen, Geduld, Verständnis sowie ehrliches Interesse am und Engagement für Kindswohl (Pastore, 2023; Roza et al., 2022).

Beziehungsqualität aus Sicht von Lernenden mit SEN

Ausgehend von dieser empirischen Basis stellt vorliegender Beitrag ein schlankes Instrument zur Erfassung der LLB aus Schüler:innenperspektive vor. Die Relevanz eines solchen Messinstruments ergibt sich einerseits daraus, dass die bisher bekannten Instrumente (z.B. CLASS; La Paro & Pianta, 2012) sowohl Unterrichts- als auch Beziehungskompetenzen im Konstrukt der Beziehungsqualität miteinbeziehen und daher nicht auf differenzielle Effekte ausgerichtet sind (Domitrovich et al., 2009). Andererseits wird Beziehungsqualität entweder von externen Beobachtern (CLASS) oder von Lehrpersonen (z.B. STRS; Pianta, 2001) erfassen, die nicht zwangsläufig der Sicht von SuS entsprechen (Gregoriadis et al., 2022). Studien, welche die LLB aus der Perspektiven der Kinder und Jugendlichen untersuchen, sind noch spärlich (Kincade et al., 2020). Die bis zu Beginn vorliegender Studie bekannten Instrumente konnten deshalb keine geeignete Grundlage bieten, um die Beziehungsqualität aus Sicht von SuS zu untersuchen. Die Einschätzung von Kindern und Jugendlichen zur Beziehungsqualität mit ihren Lehrpersonen ist aber aus mehreren Gründen eine wichtige und zuverlässige Datenquelle: Zum einen stellen SuS die direkt adressierte «Klientel» dar (Bijlsma, 2022, S. 106). Zum anderen verbringen sie mit ihrer Lehrperson eine beträchtliche Zeit, was ihnen erlaubt, diese einzuschätzen. Nicht zuletzt prägt jede emotionsgeladene Interaktion (positiv oder negativ) mit der Lehrperson ihre gesamte Entwicklung und die weitere schulische Laufbahn grundlegend (Cornelius-White, 2007; Roorda et al., 2011). Für Lernende mit SEN, insbesondere jene mit psychosozialen Beeinträchtigungen, kann die Beziehungsqualität zu ihren Lehrpersonen zu einer entscheidenden Verbesserung ihrer schulischen Erfahrungen führen (Allen et al., 2018; Murray & Pianta, 2007). Die emotionale Unterstützung der Lehrperson

hat in vielerlei Hinsicht eine erwiesene protektive Funktion gegen soziale Ausgrenzung und für das Selbstkonzept (Luo et al., 2021), für die Stress-Regulation und für Coping-Strategien (Cumming et al., 2020; Vandenbroucke et al., 2018), sie kann bei unsicheren Bindungserfahrungen kompensatorisch und korrektiv wirken (Bolz et al., 2019; Julius, 2014) und sie fördert das Explorationsverhalten für die äussere und die innere Welt (bzgl. der eigenen Identität; Spilt & Koomen, 2022). Weil die emotionale Unterstützung der Lehrperson die sozio-emotionale und die kognitive Entwicklung von Lernenden begünstigt, ist diese bei vulnerablen SuS, auch jenen auf der Oberstufe, besonders wichtig (Krauss, 2022; Sabol & Pianta, 2012). Im Umgang mit Kindern und Jugendlichen mit psychosozialen Beeinträchtigungen und noch spezifischer mit externalisierenden Verhaltensproblemen kann aber der Aufbau einer guten Beziehung für Lehrpersonen sehr herausfordernd und belastend sein (Bosman et al., 2019; Dietrich et al., 2021). Auf der Sekundarstufe I können ausserdem die dort typischen strukturellen und systemischen Rahmenbedingungen von Schule und Unterricht die Gestaltung einer guten LLB erschweren (Spilt & Koomen, 2022).

Konzeptualisierung der Beziehungsqualität

Die explizite Erforschung der unterschiedlichen Elemente, welche die emotionale Unterstützung in einer LLB ausmachen, ist selten und uneinheitlich (Jowett et al., 2023; Whitehead et al., 2021). Vorliegender Beitrag schlägt einen theoretischen Zugang auf der Basis eines vertieften Verständnisses der emotionalen Unterstützung und den ihr zugrundeliegenden neurobiologischen Prozessen vor. Ausgehend von der bindungs- und kognitionstheoretischen Forschung wird die Qualität der LLB entlang den Konzepten der emotionalen und kognitiven Empathie konzipiert. Die Unter-

scheidung zwischen diesen zwei Formen von Empathie wird im Rahmen der Mentalisierungstheorie postuliert, die im engen Zusammenhang mit der bindungstheoretischen Forschung steht (Schwenck et al., 2011; Taubner et al., 2010). Unter Mentalisierung wird die Fähigkeit verstanden, das Verhalten einer Person in Bezug auf seine inneren mentalen Zustände wie Gedanken, Gefühle, Wünsche und Absichten korrekt zu interpretieren und darüber nachdenken zu können (Zeegers et al., 2017). Die Fähigkeit zur Mentalisierung wird als Folge einer besonderen Form der menschlichen Informationsverarbeitung betrachtet, die als Joint Attention bezeichnet wird (Mundy, 2009; Mundy & Newell, 2007). Dabei handelt es sich um sozial koordinierte Handlungen zur Erreichung eines gemeinsamen Zieles, in denen Absichten und Emotionen geteilt und laufend aneinander angepasst werden. Durch diese Art von Interaktionen entstehen wichtige sozial-kognitive Lernprozesse, die das Gefühl von Zugehörigkeit und sozialem Zusammenhalt intensivieren (Davidesco, 2020). Auf dieser Mentalisierung-Kompetenz beruht die sensible emotionale Anpassung, oder präziser, die Einstimmung der Lehrperson auf die psychologischen Bedürfnisse von SuS. Die Forschung zu Joint Attention hat gezeigt, dass nicht nur individuelle Merkmale wie Konzentrationsfähigkeit, Engagement und Persönlichkeitseigenschaften die kognitive Aktivität der SuS erklären, sondern dass auch die Beziehung zur Lehrperson das schulische Engagement der SuS beeinflussen kann (Dikker et al., 2017). Die Forschung zu Joint Attention baut eine kohärente und wichtige Ergänzung zur Bindungstheorie auf, weil sie die Auffassung bestärkt, dass sichere Bindungserfahrungen – in denen Joint Attention ständig geübt wird – die emotionale, soziale und kognitive Entwicklung optimal fördern (Davidesco, 2020; Zeegers et al., 2017). Eine ausführlichere Darstellung dieser theoretischen Grundlage ist in Pastore (2023) zu finden.

Ziel der Studie

Ausgehend von diesen Erkenntnissen wurde die Skala BQ entwickelt, die diesem engen Verständnis von Beziehungsqualität entspricht. Übergeordnetes Ziel dabei war es, die spezifische Wirkung der empathischen Aspekte einer LLB auf ökonomische und valide Weise zu untersuchen. Die Studie fokussiert deshalb auf die Frage, wie gut die angehend konzipierte Skala BQ die Beziehungsqualität zwischen Lehrpersonen und Lernenden der Sekundarstufe I zu messen vermag. Die Fragestellungen lauten demnach: (1) Lässt sich die theoretisch angenommene zweidimensionale Struktur der Skala bestätigen? (2) Wie reliabel und valide kann die Skala BQ die emotional und kognitiv empathischen Aspekte einer LLB erheben? (3) Wie invariant verhält sich die Skala im Längsschnittsdesign?

Methodisches Design

Die Skala BQ

Als Basis zur Entwicklung der Skala bot sich der *Fragebogen zur Erfassung der Beziehungskompetenz von Lehrenden für die 4. Klassenstufe* an (FBZK; Leitz, 2015), der auf ähnliche theoretische Grundlage aufbaut. Der FBZK ist mit seine fünf Dimensionen und 57 Items jedoch ein sehr umfassendes Instrument. Die Reduktion des FBZK auf insgesamt zwei Dimensionen und zehn Items erfolgte aufgrund methodologischer und theoretisch-inhaltlicher Überlegungen. Die neu entstandene *Skala BQ* konzeptualisiert Beziehungsqualität anhand der Dimensionen „Emotionale Resonanz“ (ER) und „Gemeinsame Intentionalität“ (GI) mit je fünf Items. Die Einschätzung der Items erfolgt auf einer 5-stufigen Likertskala (von 1 = stimmt gar nicht, zu 5 = stimmt genau). Die Subskala ER entspricht der emotionalen Komponente von Empathie und schliesst somit die Fähigkeit ein, Emotionen nachzuempfinden, eine angemessene Reaktion zu zei-

gen und Unterstützung anzubieten bei der Emotionsverarbeitung (Bsp. Item BQ_10: *“Wenn es mir schlecht geht, kümmert sich meine Klassenlehrperson um mich”*). Diese Dimension bildet die bindungssichere Basis der LLB ab. Die zweite Subskala GI lehnt sich an der Forschung zu Joint Attention an und entspricht der kognitiven Komponente von Empathie (vgl. Tomasello et al., 2005). Diese Dimension umfasst die Fähigkeit, Emotionen und Intentionen richtig zu deuten sowie die Bereitschaft, (kognitiv) zu unterstützen in Rahmen einer vertieften, direkten Interaktion (Joint Attention; Bsp. Item BQ_06: *“Meine Klassenlehrperson hört mir aufmerksam zu, wenn ich etwas sage”*).

Zwei Stichproben im Querschnitts- und Längsschnittsdesign

Die Skala BQ wurde an zwei unterschiedlichen Stichproben auf der Sekundarstufe I in insgesamt 42 Schulen der deutsch- und französischsprachigen Schweiz getestet. Dementsprechend liegen zwei Sprachversionen des Instruments vor (Pastore, 2023). Die Übersetzung ins Französisch aus der deutschen Originalversion erfolgte durch Übersetzungen und Rückübersetzungen in Forscher:innen Team, das aus Muttersprachler:innen aus der französisch- und der deutschsprachigen Schweiz besteht. Beide Stichproben wurden im Rahmen des SNF-Projekts *Integrative Förderung in der Schweiz auf der Sekundarstufe I* (IFCH-Sek I, SNF-Projektnummer: 100019_188899; Pädagogische Hochschule Zürich, 2019) gezogen und beruhen auf der freiwilligen Teilnahme ganzer Schulklassen, zusammen mit ihren Klassenlehrpersonen. Im Querschnittsdesign wurde das Instrument mit einer Stichprobe von $n = 366$ SuS zuerst validiert. Die SuS dieser Stichprobe haben mindestens einmal im Verlauf der Längsschnittstudie einen Klassenlehrpersonenwechsel erlebt. Die Jugendlichen dieser Stichprobe *mit* Lehrpersonenwechsel waren zum Messzeitpunkt (MZP) t1 im Durchschnitt 13.30 Jahre alt ($SD = 0.98$). Davon

war 56.3% ($n = 206$) männlich, 80.1% ($n = 277$) in der deutschsprachigen Schweiz lebend und 67.5 % ($n = 247$) ohne SEN. Die Skala wurde zusätzlich mit einer weiteren Teilstichprobe aus $n = 441$ SuS im Längsschnittsdesign ein zweites Mal validiert. Diese Stichprobe bestand aus SuS, die über alle drei MZP der Studie keinen Lehrpersonen- oder Klassenwechsel hatten, und damit stabile Verhältnisse für eine LLB mit den gleichen Klassenlehrpersonen erlebten. Diese Jugendliche, aus 30 Regelklassen, wurden zwischen 2019 und 2021 einmal jährlich jeweils im Herbst befragt. Davon war 52.4% ($n = 231$) männlich, 92.3% ($n = 407$) lebte in den deutschsprachigen Schweizer Kantonen und 76.2% ($n = 336$) hatte keinen attestierten Förderbedarf. Zum MZP t1 betrug das durchschnittliche Alter 13.12 ($SD = 0.63$).

Datenauswertung

Zur Beantwortung der Frage zur faktoriellen Struktur der Skala BQ (Fragestellung 1) wurde zunächst eine explorative Faktoranalyse mit der Stichprobe *mit* Lehrpersonenwechsel ($n = 366$) berechnet. Dafür wurde der Statistikprogramm SPSS (Version 28) benutzt. Zur Kontrolle der internen Konsistenz der Skala BQ (Fragestellung 2) wurden, ebenfalls mit SPSS, Reliabilitätsanalysen mit Cronbach's Alpha für alle drei MZP berechnet. Dafür wurden die Daten der Stichprobe *ohne* Lehrpersonenwechsel ($n = 441$) benutzt. Durch Latent-State-Modelle (LSM) wurde dann der Frage nachgegangen, ob die zweifaktorielle Struktur der Skala BQ auch im Längsschnittsdesign standhält (Fragestellung 3). M-Plus (Version 8.6; Muthén & Muthén, 1998-2007) diente für die Berechnungen der LSM. Wie die Reliabilitätsanalysen basierten auch die Berechnungen der LSM auf der Stichprobe *ohne* Lehrpersonenwechsel. Im Vorfeld aller Testvalidierungsverfahren wurden die Daten auf ihre Verteilung und auf fehlenden Werten überprüft. Weil diese Analysen insgesamt weni-

ger als 5% Missings und keine spezifischen Muster ergaben, konnten fehlende Werte auf Itemebene durch den Median der jeweiligen Subskala, zu der das Item gehörte, imputiert werden. Aufgrund der linksschiefen Verteilung der Daten kann der Median durch seine zentrale Lage am plausibelsten den fehlenden Wert abbilden. Weiter, infolge der schiefen Verteilung und der hierarchischen Struktur der Daten, wurde ein robuster Schätzer gewählt (MLR; Muthén & Muthén, 1998-2017).

Resultate

Explorative Faktoranalyse

Das Ergebnis der explorativen Faktorenanalyse bestätigt die zweidimensionale Struktur der Skala BQ. Zwei Faktoren mit Eigenwert >1 (vgl. Abb. 1 und Tab. 1) erklären zusammen 61% der Varianz. Die Faktorenladungen bestätigen die beiden theoretisch

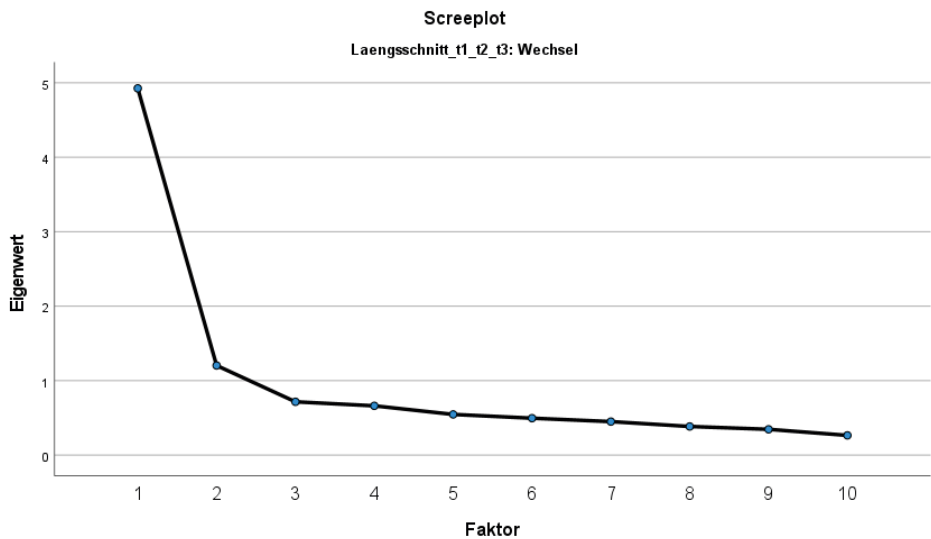
hergeleiteten Dimensionen ER und GI. Die entsprechenden Items laden mit >.702 auf dem Faktor ER bzw. mit >.585 auf dem Faktor GI (vgl. Tab. 2). Nur für ein einziges Item (BQ_09) besteht eine Nebenladung von >.4; allerdings liegt die Hauptladung auf jenem Faktor GI, zu dem das Item theoretisch zugeordnet wird. Dabei erklärt bereits der erste Faktor einen bedeutsamen Anteil der Varianz in den Items, was sich auch in dem deutlich höheren Eigenwert dieses ersten Faktors zeigt. Der zweite Faktor trägt allerdings nochmals erheblich zur Erklärung der Varianz der Items bei.

Reliabilitätsanalyse

Die Überprüfung der internen Konsistenz der Skala BQ wurde in SPSS mit der Stichprobe *ohne* Lehrpersonenwechsel ($n = 441$) mittels Cronbachs Alpha durchgeführt. Die verschiedenen Reliabilitätsanalyse ergaben innerhalb des normierten Wertebereichs zwischen 0 (fehlende Messgenauigkeit) und

Abbildung 1

Screenplot der explorativen Faktorenanalyse zur Skala BQ, für die Stichprobe mit Lehrpersonenwechsel ($n = 366$)



Anmerkung: Gemäß Eigenwert > 1: zwei Komponenten extrahiert.

Tabelle 1
Erklärte Gesamtvarianz gemäß explorativer Faktorenanalyse

Komponente	Anfängliche Eigenwerte			Rotierte Summe der quadrierten Ladungen		
	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	4.926	49.259	49.259	3.569	35.689	35.689
2	1.204	12.037	61.296	2.561	25.607	61.296
3	0.716	7.165	68.460			
4	0.662	6.623	75.083			
5	0.547	5.470	80.554			
6	0.496	4.964	85.518			
7	0.450	4.504	90.023			
8	0.385	3.853	93.875			
9	0.347	3.468	97.344			
10	0.266	2.656	100.000			

Anmerkung: Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation. Stichprobe mit Lehrpersonenwechsel (n = 366)

Tabelle 2
Rotierte Komponentenmatrix der explorativen Faktorenanalyse

Rotierte Komponentenmatrix	Komponente	
	1	2
Subskala Emotionale Resonanz		
BQ_2. Wenn ich meiner Klassenlehrperson auf der Strasse begegne, freuen wir uns beide.	0.702	-
BQ_3. Meine Klassenlehrperson merkt, wenn mir etwas wichtig ist.	0.825	-
BQ_4. Meine Klassenlehrperson interessiert sich dafür, wie es mir geht.	0.786	-
BQ_7. Meine Klassenlehrperson sieht, wenn es mir nicht so gut geht.	0.760	-
BQ_10. Wenn es mir schlecht geht, kümmert sich meine Klassenlehrperson um mich.	0.731	-
Subskala Gemeinsame Intentionalität		
BQ_1. Wenn ich arbeite, ist meine Klassenlehrperson für mich da.	-	0.674
BQ_5. Wenn ich etwas nicht hinkriege, versucht mir meine Klassenlehrperson zu helfen.	-	0.710
BQ_6. Meine Klassenlehrperson hört mir aufmerksam zu, wenn ich etwas sage.	-	0.606
BQ_8. Wenn ich arbeite, kann ich meine Klassenlehrperson immer dazu fragen.	-	0.790
BQ_9. Meine Klassenlehrperson nimmt sich Zeit für mich.	0.486	0.585

Anmerkung: Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse. Rotationsmethode: Varimax mit Kaiser-Normalisierung. Faktorenladungen ab 0.4 werden dargestellt. Stichprobe mit Lehrpersonenwechsel (n = 366)

1 (höchste Messgenauigkeit) für alle drei MZP sehr hohe α -Werte (siehe Tab. 3 für die detaillierte Darstellung der Werte pro MZP; Eid & Schmidt, 2014). Die korrigierten Item-Skala-Korrelationen von knapp .6 und höher in allen MZP (vgl. Tab. 4, 5 und 6) verweisen auf hohe Korrelationen der Items untereinander sowie eine hohe Trennschärfe der Items. Moosbrugger und Kelava zufolge werden Werte im Bereich von .4 bis .7 als «gute Trennschärfe» bezeichnet (2020, S. 155). Gemäß diesen Resultaten schneidet die Gesamtskala BQ auf sehr hohem Niveau noch etwas besser ab als die beiden Subskalen.

Tabelle 3
Reliabilitätswerte der Skala BQ für alle drei Messzeitpunkte im Vergleich

	Anzahl Items	Cronbachs Alpha			α -Werte für standardisierte Items		
	n	t1	t2	t3	t1	t2	t3
Skala BQ	10	0.912	0.927	0.920	0.915	0.929	0.922
Subskala ER	5	0.870	0.892	0.889	0.873	0.892	0.890
Subskala SI	5	0.863	0.876	0.864	0.865	0.877	0.864

Anmerkung: Die Abkürzung BQ steht für die Gesamtskala Beziehungsqualität; ER für die Subskala Emotionale Resonanz; GI für die Subskala Gemeinsame Intentionalität.

Tabelle 4
Trennschärfe der 10 Items der Skala BQ für t1

Item-Skala-Statistiken					
	Skalenmittelwert, wenn Item weggelassen	Skalenvarianz, wenn Item weggelassen	Korrigierte Item-Skala-Korrelation	Quadrierte multiple Korrelation	Cronbachs Alpha, wenn Item weggelassen
BQ_01	38.09	36.473	0.692	0.515	0.903
BQ_02	38.71	34.378	0.635	0.421	0.908
BQ_03	38.54	34.623	0.706	0.527	0.902
BQ_04	38.32	34.875	0.725	0.582	0.901
BQ_05	38.05	36.727	0.683	0.532	0.904
BQ_06	37.90	38.048	0.615	0.413	0.908
BQ_07	38.63	34.076	0.696	0.584	0.903
BQ_08	38.10	37.239	0.599	0.448	0.908
BQ_09	38.35	34.318	0.773	0.636	0.898
BQ_10	38.47	33.430	0.739	0.599	0.900

Tabelle 5*Trennschärfe der 10 Items der Skala BQ für t2*

Item-Skala-Statistiken

	Skalenmittelwert, wenn Item weggelassen	Skalenvarianz, wenn Item weggelassen	Korrigierte Item-Skala- Korrelation	Quadrierte multiple Korrelation	Cronbachs Alpha, wenn Item weggelassen
BQ_01	36.99	45.290	0.718	0.561	0.920
BQ_02	37.52	43.914	0.685	0.486	0.922
BQ_03	37.44	42.985	0.748	0.593	0.919
BQ_04	37.13	42.789	0.810	0.666	0.915
BQ_05	36.86	45.884	0.699	0.555	0.921
BQ_06	36.78	47.190	0.666	0.473	0.923
BQ_07	37.54	42.802	0.713	0.570	0.921
BQ_08	36.87	46.620	0.671	0.488	0.923
BQ_09	37.07	43.891	0.781	0.631	0.917
BQ_10	37.35	42.779	0.752	0.613	0.918

Tabelle 6*Trennschärfe der 10 Items der Skala BQ für t3*

Item-Skala-Statistiken

	Skalenmittelwert, wenn Item weggelassen	Skalenvarianz, wenn Item weggelassen	Korrigierte Item-Skala- Korrelation	Quadrierte multiple Korrelation	Cronbachs Alpha, wenn Item weggelassen
BQ_01	36.47	42.034	0.729	0.603	0.911
BQ_02	37.03	40.110	0.669	0.474	0.914
BQ_03	36.89	40.188	0.719	0.554	0.911
BQ_04	36.73	39.951	0.783	0.636	0.907
BQ_05	36.37	42.919	0.683	0.519	0.913
BQ_06	36.27	44.020	0.604	0.403	0.917
BQ_07	37.19	38.523	0.725	0.615	0.911
BQ_08	36.37	43.538	0.597	0.459	0.917
BQ_09	36.58	40.480	0.774	0.632	0.907
BQ_10	36.95	38.433	0.768	0.637	0.908

Latent-State Modelle (LSM)

Obwohl die EFA die zweidimensionale Struktur der Skala BQ bestätigen konnten, ergaben sich dennoch empirische Argumente auch für eine Einfaktorenlösung, aufgrund der theoretischen Nähe und Gemeinsamkeiten beider Dimensionen von Beziehungsqualität, die sich in der hohen Korrelation der Items zeigten. Aus diesem Grund wurden LSM sowohl mit einem Faktor als auch mit zwei Faktoren überprüft. LSM dienen der zusätzlichen Überprüfung der Messgenauigkeit, der faktoriellen Struktur und der Stabilität der Skala BQ, weil damit konfirmatorische Faktoranalysen für Längsschnittdaten modelliert werden (Geiser, 2010). Diese Berechnungen wurden ebenfalls mithilfe der Stichprobe *ohne* Lehrpersonenwechsel ($n = 441$) durchgeführt. Für jedes Modell wurden schrittweise Restriktionen eingeführt. Die Entscheidung über das empirisch zu bevorzugende Modell basierte auf der Regel, nach welcher das Modell mit der größten Anzahl an Invarianzrestriktionen und zugleich einem akzeptablen Modellfit zu bevorzugen ist (Reinecke, 2014). Im Einfaktorenmodell laden alle zehn Indikatoren (die 10 Items) der Skala BQ auf ein und denselben General-Faktor BQ. Im äquivalenten Zweifaktorenmodell laden nur zwei Indikatoren auf das übergeordnete Faktor BQ. Dafür wurden zuerst die zwei Subskalen ER und GI durch die Gesamtscores der zugehörigen 5 Items gebildet. Die Modellierung der Restriktionen erfolgte gemäss Geisers Empfehlungen (2010) zuerst durch sogenannte indikatorspezifische Effekte, um die Homogenität des Konstrukts über die Zeit zu verifizieren. Indikatorspezifische Effekte sind Methodeneffekte (Moosbrugger & Kelava, 2020), die die spezifische Varianz der Indikatoren mitberücksichtigen (Indikatorspezifizität). Um indikatorspezifische Effekte angemessen zu modellieren, wird vorgeschlagen, einen Referenzindikator auszuwählen, der das zu messende Konstrukt besonders gut repräsentiert (Geiser, 2010). Für das Einfak-

torenmodell war dieser Referenzindikator das Item 9, während für das Zweifaktorenmodell dies die Subskala ER repräsentierte. Dieser Referenzindikator soll im jeweiligen Modell auf dem State-Faktor (die Gesamtskala BQ in allen drei MZP) laden, während der andere Indikator (bspw. Subskala GI) als Residualfaktor bezüglich der State-Faktoren (BQ in t1, t2, t3) definiert wird. Die Varianz der nicht-Referenzindikatoren soll idealerweise kleinere Werte als die des Referenzindikators aufweisen. Die Schätzungen der Baseline-Modellen ohne indikatorspezifische Effekte ergab einen besseren AIC-Wert für das Zweifaktorenmodell (AIC = 3613.76) im Vergleich zum Einfaktorenmodell mit zehn Indikatoren (AIC = 23368.42; vgl. Tab. 7 und Abb. 2 für die weiteren geschätzten Parameter). Als die erste Restriktion mit indikatorspezifischen Effekten in beiden Modellen eingeführt wurde, verbesserte sich der Modellfit des Zweifaktorenmodells deutlich (AIC = 3473.71; $\chi^2 = 24.35$; $df = 5$; $p < .001$; CFI = 0.989; RMSEA = 0.101; SRMR = 0.049) gegenüber dem Modellfit des General-Faktor Modells. Als gleiche Faktorenladungen über alle drei MZP modelliert wurden, um das Instrument auf metrische Invarianz zu überprüfen, konnte das Einfaktorenmodell zu keiner Lösung konvergieren. Aus diesem Grund wurde das Einfaktorenmodell verworfen und das Zweifaktorenmodell mit zusätzlichen Restriktionen erweitert. Im restriktiveren Modell mit metrischer Invarianz über die Zeit fiel der Modellfit des Zweifaktorenmodells, trotz des minimal angestiegenen AIC-Werts, noch günstiger aus als im vorherigen Modell (AIC = 3476.03; $\chi^2 = 20.31$, $df = 7$, $p = < .01$; CFI = 0.992; RMSEA = 0.070; SRMR = 0.079; vgl. Tab. 7 sowie Abb. 2 für die weiteren geschätzten Parameter). Ein noch restriktiveres Modell mit skalarer Messinvarianz, d.h. zusätzlich über Zeit invarianten Intercepts der Indikatoren, konvergierte nicht mehr zu einer Lösung (vgl. Tab. 7). Wir gehen davon aus, dass aufgrund der grösseren Anzahl an den zu schätzenden Parameter relativ zu der zur

Tabelle 7

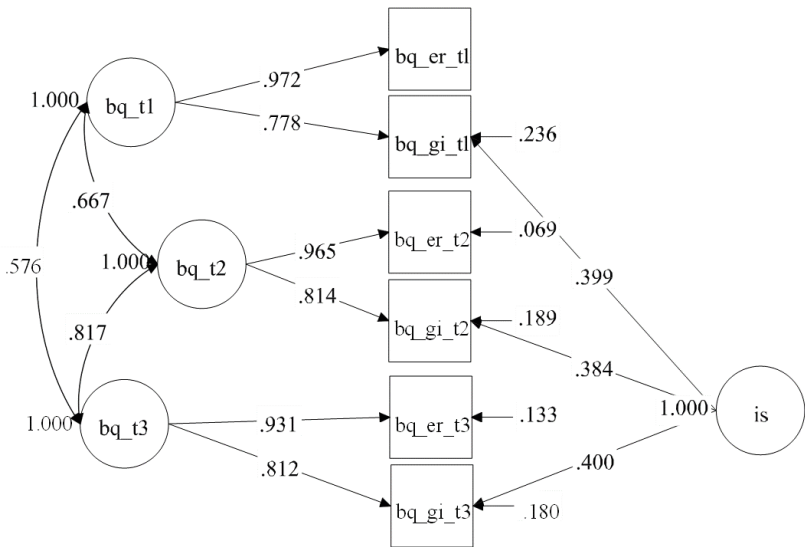
Latent-State-Modelle über drei MZP, Einfaktoren- und Zweifaktorenmodell im Vergleich, für die Teilstichprobe ohne Lehrpersonenwechsel (n=441)

Model	X ²			RMSEA			SRMR	AIC	CFI	TLI
Einfaktoren- mit 10 Indikatoren	Value	df	p	Value	90% CI	p				
1. LS-Baseline	1162.93	402	.000	.070	[0.066, 0.075]	.000	0.054	23368.42	.900	.892
2. LS mit IS	740.56	375	.000	.050	[0.045, 0.056]	0.437	0.040	22910.87	.952	.944
3. LS-metrisch	Nicht konvergiert									
Zweifaktoren- mit 2 Indikatoren										
1. LS-Baseline	199.68	6	..000	.290	[0.257, 0.326]	.000	.034	3613.76	.885	.712
2. LS mit IS	24.35	5	..000	.101	[0.063, 0.142]	.016	.049	3473.71	.989	.966
3. LS-metrisch	20.31	7	..004	.070	[0.036, 0.107]	.148	.079	3476.03	.992	.983
4. LS-skalar	Nicht konvergiert									

Anmerkung: 1. LS-Baseline = Erstes allgemeines Modell; 2. LS mit IS = Zweites Modell mit indikator-spezifischen Effekten; 3. LS-metrisch = drittes Modell mit gleichen Faktorenladungen über die Zeit; 4. LS-skalar = Viertes Modell mit gleichen Intercepts über die Zeit.

Abbildung 2

LS-Zweifaktorenmodell mit metrischer Invarianz



Anmerkung: vgl. Modellfits in Tabelle 7, Modell 3 mit zwei Faktoren; Teilstichprobe ohne Lehrpersonenwechsel (n=441)

Verfügung stehenden Stichprobe sowohl die komplexere Messmodelle der Strukturgleichung als auch die restriktiveren Varianten der berechneten LS-Modelle nicht zu einer Lösung konvergieren konnten.

Diskussion

In der Forschung besteht breiter Konsens, dass eine positive Beziehung zwischen Lehrpersonen und SuS von grosser Bedeutung für ihre Entwicklung sowohl im kognitiven als auch im sozialen und emotionalen Bereich ist (Hagenauer & Raufelder, 2021). Auch kann eine gute Beziehung zwischen Lehrpersonen und Lernenden die schulische Integration von SuS mit SEN unterstützen und protektiv auf die psychische Gesundheit von Lehrpersonen wirken (Bachmann, 2014; Pedditzi et al., 2021). Die Qualität der Lehrperson-Lernende-Beziehung (LLB) wird in der Forschung anhand verschiedener Kriterien operationalisiert, die sowohl emotionalen als auch unterrichtsbezogenen Aspekte im Konstrukt mit einbeziehen. Allerdings ist über die differenzielle Wirkung einzelner dieser Aspekte auf unterschiedliche Gruppen von SuS noch wenig bekannt. Einige Studien weisen auf die einflussreichere Rolle der emotionalen gegenüber den unterrichtsbezogenen Aspekten einer LLB hin, weil sie einen direkten positiven Einfluss sowohl auf SuS als auch auf Lehrpersonen haben. Vor allem für Lernende mit SEN, insbesondere im sozial-emotionalen Bereich, scheinen emotional unterstützende Beziehungen von grosser Bedeutung (Aldrup et al., 2018; Spilt et al., 2012). Die vorliegende Studie knüpft an diese Forschung an und plädiert somit für ein spezifisches Verständnis von Beziehungsqualität, in dem emotional und kognitiv empathische Elemente im Fokus stehen. Es wird ein Befragungsinstrument vorgestellt, dass in der Schweiz auf Deutsch und auf Französisch mit zwei unterschiedlichen Stichproben der Sekundarstufe I sowohl im Querschnitts- als auch im Längsschnittsdesign validiert wurde. Die Ergebnisse zeigen, dass das Messinstrument sowohl inhaltlich als auch formal verlässlich ist. Inhaltlich entsprechen die Items der zweidimensionalen Struktur des Instruments. Ausserdem zeigen die hohe Alphawerte der Skala eine sehr gute Passung zwischen theoretischem

Konstrukt und beobachtbaren Indikatoren. Das bedeutet, dass die Testwerte valide als Mass für die Beziehungsqualität interpretiert werden können. Die Konstruktvalidität der Skala BQ liegt somit vor (Moosbrugger & Kelava, 2020). Weiter zeigt sich unter Annahme gleicher Faktorenladungen über die Zeit, dass die Skala BQ die Einschätzung der Beziehungsqualität bei verschiedenen Subgruppen von SuS äquivalent messen kann. Ausserdem macht die klare und unmissverständliche Formulierung der Items das Instrument für SuS mit unterschiedlichen Bedürfnissen (mit oder ohne SEN) und unter verschiedenen Bedingungen (Klasse und Sprache) leicht einsetzbar. Die Skala BQ hat somit das Potential, sowohl auf Primar- als auch auf Oberstufenniveau mit Berücksichtigung auf unterschiedlichen Leistungspotentiale eingesetzt werden zu können. Zurzeit wird sie in Sonderschulen für Kinder und Jugendliche mit Lernbeeinträchtigungen und kognitiven Beeinträchtigungen getestet. Zusätzlich wurde mit der Skala BQ beabsichtigt, ein schnelles und fundiertes Instrument zu entwickeln. Dies war wichtig, weil die bis dato bekannte Instrumente sehr umfangreich und daher wenig geeignet für breit angelegte Studien mit mehreren Instrumenten sind. Insgesamt hat sich für diesen zwei Stichproben die Skala zur Einschätzung der Beziehungsqualität als ökonomisches, valides und hoch reliables Instrument erwiesen.

Folgende Limitationen sind auch zu beachten. Zunächst basieren beide Stichproben auf einer freiwilligen Teilnahme von einem Teil der SuS aus dem Vorläuferprojekt. Somit kann die Strukturtreue der Daten bezüglich Personen- und Kontextvariablen im Vergleich zur Grundgesamtheit der Schweizer Schulen nicht vorausgesetzt werden. Obschon in der Stichprobe keine systematischen Verzerrungen festgestellt werden konnten, ist damit eine generelle Repräsentativität der Daten nicht gegeben. Aufgrund der relativ zur Anzahl Parameter geringen Stichprobengrösse konnten die LSM mit Zweifaktoren nur auf manifester Ebene be-

rechnet werden. Um die zwei Indikatoren zu bilden, wurden beide Subdimensionen von Beziehungsqualität jeweils durch den Mittelwert aggregiert. Somit konnten im Längsschnittsdesign keine vollständigen Strukturgleichungsmodelle für die Validierung der Zweifaktorenlösung mitberücksichtigt werden. Ein weiterer Punkt, der als Einschränkung verstanden werden kann, ist die relativ geringe Anzahl von Items, welche aus Sicht der Ökonomie des Instruments wünschenswert ist, hinsichtlich der statistischen Modellierung in komplexen Verfahren jedoch Limitationen in Bezug auf die mögliche Varianzaufklärung (Modellpassung) mit sich bringt.

Dennoch lassen sich zuverlässige Aussagen einerseits über die Definition von Beziehungsqualität machen und andererseits aufzeigen, wie dieses Verständnis von Beziehungsqualität in Zukunft unter Beachtung von SuS, insbesondere von jenen mit SEN, schnell und verlässlich gemessen werden kann. Wie empathisch SuS ihre Lehrperson erleben, kann als Grundlage weiterführenden Forschungsfragen genutzt werden, die die differenzielle Wirkung dieser spezifischen Aspekte von Beziehungsqualität auf anderen Variablen zum Ziel haben.

Literatur

- Alldrup, K., Klusmann, U., Lüdtke, O., Göllner, R., & Trautwein, U. (2018). Student misbehavior and teacher well-being: Testing the mediating role of the teacher-student relationship. *Learning and Instruction, 58*, 126–136. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2018.05.006>
- Allen, K., Kern, M. L., Vella-Brodrick, D., Hattie, J., & Waters, L. (2018). What Schools Need to Know About Fostering School Belonging: A Meta-analysis. *Educational Psychology Review, 30*(1), 1–34. <https://doi.org/10.1007/s10648-016-9389-8>
- Bachmann, N. (2014). *Soziale Ressourcen als Gesundheitsschutz: Wirkungsweise und Verbreitung in der Schweizer Bevölkerung und in Europa* (27; Obsan Dossier, p. 109). Schweizerisches Gesundheitsobservatorium. https://www.npg-rsp.ch/fileadmin/npg-rsp/Fachtreffen/Fachtreffer-alter/obsan_dossier_27.pdf
- Bijlsma, H. (2022). *The validity and impact of student perceptions of teaching quality*. <https://doi.org/10.3990/1.9789036554794>
- Bolz, T., Albers, V., & Baumann, M. (2019). Professionelle Beziehungsgestaltung in der Arbeit mit „Systemsprengern“. *unsere jugend, 71*(7+8), Article 7+8. <https://doi.org/10.2378/uj2019.art49d>
- Bosman, R. J., Zee, M., & Koomen, H. M. Y. (2019). Do Teachers Have Different Mental Representations of Relationships With Children in Cases of Hyperactivity Versus Conduct Problems? *School Psychology Review, 48*(4), 333–347. <https://doi.org/10.17105/SPR-2018-0086.V48-4>
- Carmona-Halty, M., Schaufeli, W. B., & Salanova, M. (2019). Good Relationships, Good Performance: The Mediating Role of Psychological Capital – A Three-Wave Study Among Students. *Frontiers in Psychology, 10*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00306>
- Civitillo, S., Göbel, K., Preusche, Z., & Jugert, P. (2021). Disentangling the effects of perceived personal and group ethnic discrimination among secondary school students: The protective role of teacher–student relationship quality and school climate. *New Directions for Child and Adolescent Development, 2021*(177), 77–99. <https://doi.org/10.1002/cad.20415>
- Cornelius-White, J. (2007). Learner-Centered Teacher-Student Relationships Are Effective: A Meta-Analysis. *Review of Educational Research, 77*(1), 113–143. <https://doi.org/10.3102/003465430298563>
- Cumming, M. M., Bettini, E., Pham, A. V., & Park, J. (2020). School-, Classroom-, and Dyadic-Level Experiences: A Literature Review of Their Relationship With Students' Executive Functioning Development. *Review of Educational Research, 90*(1), 47–94. <https://doi.org/10.3102/0034654319891400>
- Davidesco, I. (2020). Brain-to-Brain Synchrony in the STEM Classroom. *CBE—Life Sciences Education, 19*(3), es8. <https://doi.org/10.1187/cbe.19-11-0258>
- Dietrich, L., Zimmermann, D., & Hofman, J. (2021). The importance of teacher-student relationships in classrooms with 'difficult' students: A multi-level moderation analysis of nine Berlin secondary schools. *European Journal of Special*

- Needs Education*, 36(3), 408–423. <https://doi.org/10.1080/08856257.2020.1755931>
- Dikker, S., Wan, L., Davidesco, I., Kaggen, L., Oostrik, M., McClintock, J., Rowland, J., Michalareas, G., Van Bavel, J. J., Ding, M., & Poeppe, D. (2017). Brain-to-Brain Synchrony Tracks Real-World Dynamic Group Interactions in the Classroom. *Current Biology*, 27(9), 1375–1380. <https://doi.org/10.1016/j.cub.2017.04.002>
- Domitrovich, C. E., Gest, S. D., Gill, S., Bierman, K. L., Welsh, J. A., & Jones, D. (2009). Fostering High-Quality Teaching With an Enriched Curriculum and Professional Development Support: The Head Start REDI Program. *American Educational Research Journal*, 46(2), 567–597. <https://doi.org/10.3102/0002831208328089>
- Eid, M., & Schmidt, K. (2014). *Testtheorie und Testkonstruktion*. Hogrefe Verlag GmbH & Company KG.
- Endedijk, H. M., Breeman, L. D., van Lissa, C. J., Hendrickx, M. M. H. G., den Boer, L., & Mainhard, T. (2022). The Teacher's Invisible Hand: A Meta-Analysis of the Relevance of Teacher–Student Relationship Quality for Peer Relationships and the Contribution of Student Behavior. *Review of Educational Research*, 92(3), 370–412. <https://doi.org/10.3102/00346543211051428>
- Ewe, L. P. (2019). ADHD symptoms and the teacher–student relationship: A systematic literature review. *Emotional and Behavioural Difficulties*, 24(2), 136–155. <https://doi.org/10.1080/13632752.2019.1597562>
- Fabris, M. A., Verschueren, K., Roorda, D., & Longobardi, C. (Eds.). (2022). *Student Teacher Relationship Quality Research 2022*. Frontiers Media SA. <https://doi.org/10.3389/978-2-83250-684-4>
- Geiser, C. (2010). *Datenanalyse mit Mplus: Eine anwendungsorientierte Einführung* (1. Auflage). VS Verlag.
- Gregoriadis, A., Vatou, A., Tsigilis, N., & Grammatikopoulos, V. (2022). Examining the Reciprocity in Dyadic Teacher-Child Relationships: One-With-Many Multilevel Design. *Frontiers in Education*, 6. <https://doi.org/10.3389/feduc.2021.811934>
- Hagenauer, G., & Raufelder, D. (Eds.). (2021). *Soziale Eingebundenheit: Sozialbeziehungen im Fokus von Schule und LehrerInnenbildung*. Waxmann. <https://doi.org/10.31244/9783830992660>
- Hamre, B. K., Pianta, R. C., Downer, J. T., DeCoster, J., Mashburn, A. J., Jones, S. M., Brown, J. L., Cappella, E., Atkins, M., Rivers, S. E., Brackett, M. A., & Hamagami, A. (2013). Teaching through Interactions: Testing a Developmental Framework of Teacher Effectiveness in over 4,000 Classrooms. *The Elementary School Journal*, 113(4), 461–487. <https://doi.org/10.1086/669616>
- Holzberger, D., Praetorius, A.-K., Seidel, T., & Kunter, M. (2019). Identifying effective teachers: The relation between teaching profiles and students' development in achievement and enjoyment. *European Journal of Psychology of Education*. <https://doi.org/10.1007/s10212-018-00410-8>
- Jowett, S., Warburton, V. E., Beaumont, L. C., & Felton, L. (2023). Teacher–Student relationship quality as a barometer of teaching and learning effectiveness: Conceptualization and measurement. *British Journal of Educational Psychology*, 93(3), 842–861. <https://doi.org/10.1111/bjep.12600>
- Julius, H. (2014). Bindung, Entwicklung und bindungsgeleitete Interventionen. *Behinderte Menschen*, 6(2014), 3–20.
- Kincade, L., Cook, C., & Goerdt, A. (2020). Meta-analysis and common practice elements of universal approaches to improving student-teacher relationships. *Review of Educational Research*, 90(5), 710–748.
- Krauss, A. (2022). ADHS-Symptome und emotionales Wohlbefinden im Jugendalter und die Rolle ausgewählter Schutzfaktoren. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 0, Article 0. <https://doi.org/10.2378/peu2022.art07d>
- La Paro, K. M., & Pianta, R. C. (2012). *Classroom Assessment Scoring System* [dataset]. <https://doi.org/10.1037/t08945-000>
- Lanfranchi, A. (2018). Beziehungskompetenz. Auswirkungen auf Lernen und Verhalten. *Schweizerische Zeitschrift Für Heilpädagogik*, 24(5–6), 12–18. <https://ojs.szh.ch/zeitschrift/article/view/725>
- Leitz, I. (2015). *Motivation durch Beziehung*. Springer VS.
- Longobardi, C., Settanni, M., Lin, S., & Fabris, M. A. (2021). Student–teacher relationship quality and prosocial behaviour: The mediating role of academic achievement and a positive attitude towards school. *British Journal of Educational Psychology*, 91(2), 547–562. <https://doi.org/10.1111/bjep.12378>

- Luo, Y., Wu, A., & Zhang, H. (2021). Parental Punishment and Adolescents' Loneliness: A Moderated Mediation Model of General Self-Concept and Teacher-Student Relationships. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.693222>
- Mainhard, T., Oudman, S., Hornstra, L., Bosker, R. J., & Goetz, T. (2018). Student emotions in class: The relative importance of teachers and their interpersonal relations with students. *Learning and Instruction*, 53, 109–119. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2017.07.011>
- Moosbrugger, H., & Kelava, A. (Eds.). (2020). *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (3.). Springer. <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/978-3-662-61532-4.pdf>
- Mundy, P. (2009). Lessons learned from autism: An informationprocessing model of joint attention and social cognition. In *Minnesota symposium on child psychology: Meeting the challenge of translational research in child psychology* (pp. 59–113). John Wiley and Sons. <https://doi.org/10.1002/9781119466864.ch3>
- Mundy, P., & Newell, L. (2007). Attention, Joint Attention, and Social Cognition. *Current Directions in Psychological Science*, 16(5), 269–274. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2007.00518.x>
- Murray, C., & Pianta, R. C. (2007). The Importance of Teacher-Student Relationships for Adolescents with High Incidence Disabilities. *Theory Into Practice*, 46(2), 105–112. <https://doi.org/10.1080/00405840701232943>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998). *Mplus User's Guide. Eighth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. https://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer_8.pdf
- Pädagogische Hochschule Zürich. (2019). *Integrative Förderung – IFCH*. Zentrum Inklusion Und Gesundheit in Der Schule. <https://phzh.ch/ifch>
- Pastore, G. (2023). *Beziehungsqualität und Integration. Die Rolle der Lehrperson-Lernende-Beziehung für die Integration von Jugendlichen mit sonderpädagogischen Bedürfnissen in inklusiven Schulen auf der Sekundarstufe I in der Schweiz* [Universität Freiburg]. <https://folia.unifr.ch/global/documents/326267>
- Pedditzi, M. L., Nonnis, M., & Nicotra, E. F. (2021). Teacher Satisfaction in Relationships With Students and Parents and Burnout. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.703130>
- Pianta, R. C. (2001). *STRS: Student-Teacher Relationship Scale: Professional manual*. Psychological Assessment Resources. <https://education.virginia.edu/documents/ehdstrs-professional-manualpdf>
- Reinecke, J. (2014). Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften. In *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften*. De Gruyter Oldenbourg. <https://doi.org/10.1524/9783486854008>
- Roorda, D. L., Koomen, H. M. Y., Spilt, J. L., & Oort, F. J. (2011). The Influence of Affective Teacher-Student Relationships on Students' School Engagement and Achievement: A Meta-Analytic Approach. *Review of Educational Research*, 81(4), 493–529. JSTOR. <https://doi.org/10.3102/0034654311421793>
- Roza, J. M. G., Frenzel, A. C., & Klassen, R. M. (2022). The teacher-class relationship. *Zeitschrift Für Pädagogische Psychologie*, 36(1–2), 115–132. <https://doi.org/10.1024/1010-0652/a000328>
- Sabol, T. J., & Pianta, R. C. (2012). Recent trends in research on teacher-child relationships. *Attachment & Human Development*, 14(3), 213–231. <https://doi.org/10.1080/14616734.2012.672262>
- Schwenck, C., Schmitt, D., Sievers, S., Romanos, M., Warnke, A., & Schneider, W. (2011). Kognitive und emotionale Empathie bei Kindern und Jugendlichen mit ADHS und Störung des Sozialverhaltens. *Zeitschrift Für Kinder- Und Jugendpsychiatrie Und Psychotherapie*, 39(4), 265–276. <https://doi.org/10.1024/1422-4917/a000118>
- Spilt, J. L., & Koomen, H. M. Y. (2022). Three Decades of Research on Individual Teacher-Child Relationships: A Chronological Review of Prominent Attachment-Based Themes. *Frontiers in Education*, 7. <https://doi.org/10.3389/feduc.2022.920985>
- Spilt, J. L., Koomen, H. M. Y., Thijs, J. T., & Leij, A. van der. (2012). Supporting teachers' relationships with disruptive children: The potential of relationship-focused reflection. *Attachment & Human Development*, 14(3), 305–318. <https://doi.org/10.1080/14616734.2012.672286>
- Stedman, N. L. P., & Andenoro, A. C. (2007). Identification of Relationships between Emotional Intelligence Skill & Critical Thinking Disposition in Undergraduate Leadership Students. In *Journal of*

Leadership Education (Vol. 6, Issue 1, p. (19 Seiten)). Association of Leadership Educators. e-mail: Jole@aged.tamu.edu; Web site: <http://leadershipeducators.org/page-1014283>.

Taubner, S., Wiswede, D., Nolte, T., & Roth, G. (2010). Mentalisierung und externalisierende Verhaltensstörungen in der Adoleszenz. *Psychotherapeut*, 55(4), 312–320. <https://doi.org/10.1007/s00278-010-0753-8>

Tomasello, M., Carpenter, M., Call, J., Behne, T., & Moll, H. (2005). Understanding and sharing intentions: The origins of cultural cognition. *Behavioral and Brain Sciences*, 28(5), 675–691. <https://doi.org/10.1017/S0140525X05000129>

Vandenbroucke, L., Spilt, J., Verschueren, K., Piccinin, C., & Baeyens, D. (2018). The Classroom as a Developmental Context for Cognitive Development: A Meta-Analysis on the Importance of Teacher–Student Interactions for Children’s Executive Functions. *Review of Educational Research*, 88(1), 125–164. <https://doi.org/10.3102/0034654317743200>

Whitehead, J., Schonert-Reichl, K. A., Oberle, E., & Boyd, L. (2021). Development and Validation of a Measure to Assess Early Adolescents’ Perceptions of Caring Student-Teacher Relationships. *Frontiers in Education*, 6. <https://doi.org/10.3389/educ.2021.695298>

Zeegers, M. A. J., Colonesi, C., Stams, G.-J. J. M., & Meins, E. (2017). Mind matters: A meta-analysis on parental mentalization and sensitivity as predictors of infant–parent attachment. *Psychological Bulletin*, 143, 1245–1272. <https://doi.org/10.1037/bul0000114>

Autorinnen- und Autorenhinweis

 Giuliana Pastore
<https://orcid.org/0000-0002-7384-5122>

 Reto Luder
<https://orcid.org/0000-0002-8978-2023>

 André Kunz
<https://orcid.org/0000-0003-0929-444X>

 Ariane Paccaud
<https://orcid.org/0009-0003-2043-2062>

Korrespondenzadresse:

Dr. Giuliana Pastore
Pädagogische Hochschule Zürich
Zentrum Inklusion und Gesundheit in der Schule
Lagerstrasse 2, CH-8090 Zürich
giuliana.pastore@phzh.ch

Erstmals eingereicht: 28.11.2023
Überarbeitung eingereicht: 02.04.2024
Angenommen: 06.05.2024

Offene Daten	Keine Open Data aber Daten können angefragt werden: giuliana.pastore@phzh.ch
Offener Code	Mplus Code kann unter giuliana.pastore@phzh.ch angefragt werden
Offene Materialien	Daten sind auf Anfrage im SNF-Projekt IFCH-Sek I verfügbar
Präregistrierung	nein.
Votum Ethikkommission	nein
Finanzielle und weitere sachliche Unterstützung	Die Studie wurde von SNF gefördert unter der Fördernummer: 100019_188899
Autorenschaft	GP hat das Manuskript geschrieben; RL, AK und AP haben das Manuskript gegengelesen; GP und RL haben die Skala entwickelt; GP, RL, AK und AP haben die Studie geplant und die Daten erhoben; GP hat die Daten analysiert.