

Intensity Bias oder Rosy View? Zur Diskrepanz habituell und aktuell berichtetem emotionalen Erleben im Unterricht

Martin Venetz und Carmen Zurbriggen

Ausgangspunkt dieses Beitrags bildet der empirisch mehrfach belegte Befund, wonach retrospektiv gewonnene Selbstberichte von Schülern zu ihrem emotionalen Erleben im Unterricht verzerrt sind. Aus (sonder-)pädagogischer Sicht besonders relevant ist, dass die Diskrepanz zwischen aktuellem und habituellem Erleben von schulbezogenen Überzeugungen wie dem akademischen Selbstkonzept moderiert wird. Zur Untersuchung des Retrospektionseffektes wurden 662 Schüler der 6. Primarstufe mit Hilfe der PANA-Skalen zu ihrem aktuellen und habituellen Befinden im Unterricht befragt. Mit Hilfe der Experience Sampling Method wurden insgesamt 8204 Protokolle zum aktuellen Befinden gesammelt. Zur Erklärung eines etwaigen Diskrepanzeffektes wurde neben dem akademischen Selbstkonzept auch die affektive Einstellung gegenüber der Schule als unabhängige Variable einbezogen. Die Ergebnisse zeigen, dass Schüler ihr emotionales Erleben im Unterricht bei retrospektiver Erfassung positiver wahrnehmen als bei aktueller Erfassung während des Unterrichts. Von den schulbezogenen Überzeugungen ist vorrangig die affektive Einstellung gegenüber der Schule mit der Größe des Diskrepanzeffektes verknüpft. Implikationen zur Erforschung emotionalen Erlebens im Unterricht werden aus einer sonderpädagogischen Perspektive diskutiert.

Schlagwörter: Emotionen – Retrospektionseffekt – Selbstbericht – Unterricht

1 Einleitung

Seit dem Erscheinen des Beitrages „Schüleremotionen und ihre Förderung: Ein blinder Fleck der Unterrichtsforschung“ von Pekrun (1998) sind noch keine 20 Jahre vergangen. Wie aber ein Blick in das 2014 veröffentlichte „International Handbook of Emotions in Education“ (Pekrun & Linnenbrink-Garcia) zeigt, hat sich die Forschungslage zwischenzeitlich stark verändert: Dem Gegenstand „emotionales Erleben von Schülern im Kontext der Schule“ wird heute in der empirisch-pädagogischen Forschung besondere Relevanz beigemessen. Die Fokussierung auf die Emotionen von Schülern in schulischen Kontexten dürfte insbesondere auch auf der Erkenntnis gründen, dass emotionales Erleben eng mit motivationalen und kognitiven Prozessen sowie dem Verhalten verflochten ist und ihm dadurch eine maßgebliche Bedeutung sowohl für den Prozess des Lernens als auch für die gesamte Lern- und Persönlichkeitsentwicklung zukommt (z. B. Dai & Sternberg, 2004). Das emotionale Wohl-Befinden von Schülern stellt außerdem eine wesentliche pädagogische Zielvorstellung dar und nimmt einen zentralen Stellenwert in den Leitgedanken von (inkluisiven) Schulen ein. Mit dem Begriff „Wohlbefinden“ ist

eine weitere Entwicklung angesprochen, die sich in den letzten beiden Jahrzehnten vollzogen hat: die Entdeckung positiver Emotionen (z. B. Furlong, Gilman & Huebner, 2014). Unter „Wohlbefinden“ wird heute nicht mehr allein die Abwesenheit negativer Emotionen verstanden, sondern auch die Anwesenheit positiver Emotionen.

2 Emotionales Erleben im Kontext Schule: Erfassung und Retrospektionseffekte

2.1 Erfassung des emotionalen Erlebens und ihre Problematik

Die direkte Befragung von Schülern ist der am weitesten verbreitete Weg, die subjektive Komponente emotionalen Geschehens – also das emotionale Erleben – zu erfassen (für einen Überblick siehe Pekrun & Bühner, 2014). Bei Fragebogenverfahren können im Wesentlichen zwei Typen von Instrumenten unterschieden werden, die aus verschiedenen Forschungstraditionen heraus entwickelt worden sind (Shuman & Scherer, 2014). Der eine Typ umfasst Instrumente, mit welchen die Häufigkeit oder Intensität diskreter Emotionen abgefragt werden. Ein Beispiel für ein solches Instrument, das im schulischen Bereich eingesetzt wird, ist der Achievement Emotions Questionnaire (AEQ) von Pekrun, Goetz, Frenzel, Barchfeld und Perry (2011). Zum anderen Typ zählen Instrumente, die auf die Erfassung von Grunddimensionen emotionalen Erlebens abzielen. In der Literatur herrscht weitgehend Konsens, dass sich affektive Erlebenszustände – unter diesem Begriff werden neben Emotionen auch Stimmungen gefasst – anhand der beiden Hauptdimensionen Valenz (Bewertung „positiv – negativ“) und Aktivierung („hoch – tief“) beschreiben lassen. Gegenwärtig dominiert das von Watson und Tellegen (1985) vorgeschlagene Circumplex-Modell (s. Abb. 1), bei dem die Achsen des klassischen Modells um 45 Grad gedreht und die beiden resultierenden Dimensionen als Positive Aktivierung und Negative Aktivierung bezeichnet sind (z. B. Yik, Russell & Feldman Barrett, 1999). So basiert beispielsweise die Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) von Watson, Clark und Tellegen (1988) auf diesem Modell.

Eine besondere Herausforderung bei der Erfassung des emotionalen Erlebens stellt die zeitliche Verzögerung zwischen Erleben und dem Berichten des Erlebten dar. Selbstberichte können sich auf das unmittelbare, situative Erleben („Wie glücklich bist du gerade?“) oder einen relativ eng begrenzten, definierten Zeitrahmen („Wie oft hast du dich in den letzten zwei Wochen gelangweilt?“) beziehen; sie können aber auch einen weiteren Zeitraum (Monate, Jahre) umfassen oder ganz generell formuliert sein („Gehst du gerne in die Schule?“). Empirische Forschungsergebnisse zum emotionalen (Wohl-)Befinden von Schülern basieren in der Regel auf Selbst-

berichten zum habituellen Erleben, welche auf Erinnerungen des emotional Erlebten basieren. Das wirft die Frage auf, wie akkurat solche Selbstberichte sind.

Gemäß Robinson und Clore (2002) ist emotionales Erleben immer unmittelbar und eingebettet in einem spezifischen raum-zeitlichen Kontext. Beim Erinnern daran oder beim Berichten darüber handelt es sich demnach um eine aus dem Gedächtnis abgerufene, kognitiv verarbeitete Emotion. So schrieb Kahneman (1999), ein retrospektiver Selbstbericht über das Erleben sei eine „fallible estimate of this constructed evaluation“ (S. 5). Deshalb könne das tatsächliche emotionale Erleben grundsätzlich nur via online-reports – wie beispielsweise der Experience Sampling Method (ESM; Hektner, Schmidt & Csikszentmihalyi, 2007) – erfasst werden.

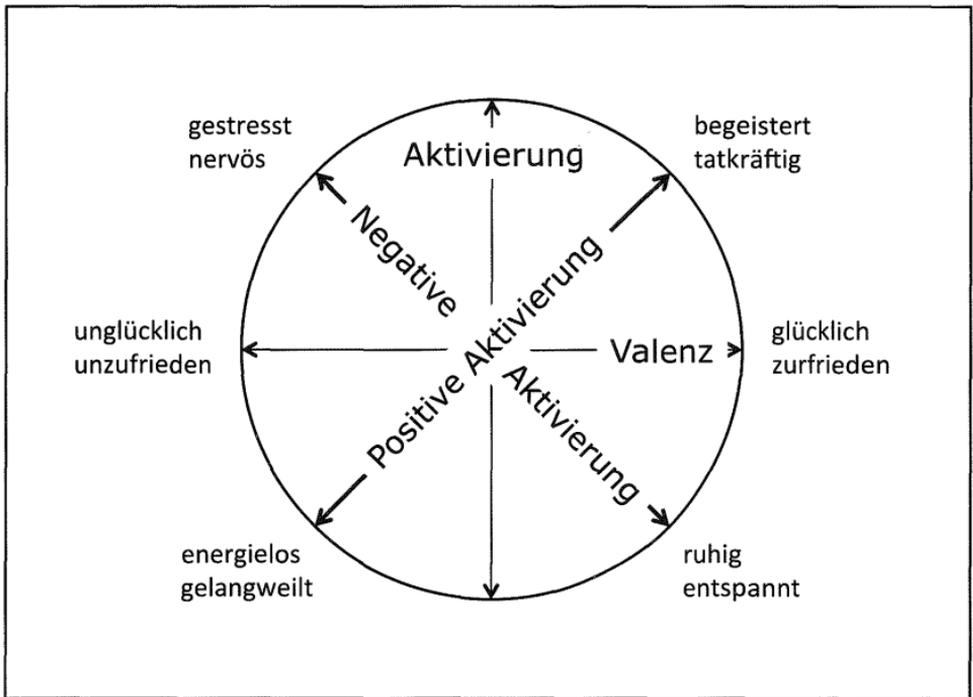


Abbildung 1: Circumplex-Modell affektiver Zustände (Watson & Tellegen, 1985, mit Markieritems der PANAVA-KS von Schallberger, 2005)

2.2 Der Intensity-Bias und Rosy-View-Retrospektionseffekt

In der entsprechenden Forschungsliteratur finden sich denn auch mehrere belegte Retrospektionseffekte (s. dazu z. B. Hufford, 2007). Einer dieser Effekte ist der sogenannte intensity bias (Buehler & McFarland, 2001). Demnach wird emotionales Erleben – und zwar Positives wie Negatives – in der Retrospektive generell überschätzt. So hat im schulischen Kontext eine Studie von Bieg, Goetz und Lipnevich (2014) ergeben, dass summarische Urteile über im Mathematikunterricht erlebte

positive und negative Emotionen ausgeprägter ausfallen, als wenn sie online und wiederholt rapportiert werden. Das akademische Selbstkonzept scheint für diesen Diskrepanzeffekt eine bedeutsame Rolle zu spielen: Verglichen mit dem aktuellen emotionalen Erleben überschätzen Schüler mit einem hohen Selbstkonzept in der Retrospektive das Ausmaß positiver Emotionen, Schüler mit einem tiefen Selbstkonzept hingegen das Ausmaß negativer Emotionen. Als Erklärung für dieses Phänomen führen sie aus, dass bei habituellen Einschätzungen zum emotionalen Erleben vermehrt auf allgemeine Überzeugungen oder Einstellungen zurückgegriffen wird (s. dazu auch Levine, Lench & Safer, 2009).

In einem gewissen Widerspruch zum intensity-bias-Effekt steht der rosy-view-Effekt. Demzufolge wird emotionales Erleben in der Retrospektion generell positiver beurteilt als aktuell erlebt (z. B. Mitchell, Thompson, Peterson & Cronk, 1997). Auf den schulischen Kontext bezogen hieße dies, dass Schüler im Rückblick über mehr positive und weniger negative Emotionen berichten als aktuell erlebt. Allerdings wurde dieser Effekt im schulischen Kontext bislang noch nicht überprüft.

3 Fragestellungen

Anhand der aktuellen Befundlage zu Retrospektionseffekten ergeben sich drei wesentliche Erkenntnisse: Aus dem Gedächtnis abgerufene Beschreibungen zum emotionalen Erleben von Schülern im Unterricht sind (a) mit gewissen Verzerrungen verknüpft. Bislang existieren (b) jedoch noch wenig empirische Studien zu diesem Phänomen. Erste Ergebnisse zeigen, dass der Retrospektionseffekt (c) von schulbezogenen Überzeugungen moderiert wird. Vor diesem Hintergrund sollen in diesem Beitrag folgende Fragen geklärt werden:

- (1) Unterscheidet sich das von Schülern aktuell und habituell berichtete emotionale Erleben im Unterricht? Falls ja, stellt sich die Frage, ob es sich dabei um einen intensity-bias- oder rosy-view-Effekt handelt.
- (2) Welche Bedeutung haben schulbezogene Überzeugungen, namentlich die affektive Einstellung gegenüber der Schule und das akademische Selbstkonzept, auf das Ausmaß des (allfälligen) Diskrepanzeffektes.

4 Methodisches Vorgehen

4.1 Datengrundlage und Durchführung

Zur Klärung der Fragestellungen wird auf einen Teil der Stichprobe zurückgegriffen, die im Rahmen eines Forschungsprojekts zur schulischen Integration von Kindern mit sonderpädagogischem Förderbedarf gewonnen wurde (Venetz, Tarnutzer, Zurbriggen & Sempert, 2012). Die Teilstichprobe umfasst insgesamt 323

Schülerinnen und 339 Schüler (N = 662) aus 34 Regelklassen der fünften (6.5 %) und sechsten Primarschulstufe (93.5 %). Zum Zeitpunkt der Befragung waren die Schüler zwischen zehn und 14 Jahre alt, im Mittel lag es bei 12.20 Jahren (SD = 0.78 Jahre). 123 Schüler (18.5 %) erhielten sonderpädagogische Unterstützung.

Zur Gewinnung von Daten des aktuellen Befindens wurde die Experience Sampling Method (ESM; Hektner et al., 2007) eingesetzt. Die entsprechende Erhebungstechnik besteht darin, die Untersuchungspersonen während einer bestimmten Untersuchungsperiode (z. B. einer Woche) mehrmals täglich mit Hilfe eines Signals aufzufordern, das aktuelle Erleben und die aktuelle Situation möglichst ohne zeitliche Verzögerung in einer standardisierten Weise zu protokollieren. In der vorliegenden Studie haben die Schüler im Verlaufe einer Schulwoche während des Unterrichts auf ein Signal hin (via Pager oder Mobiltelefon der unterrichtenden Lehrperson) ihr momentanes Befinden und Merkmale des aktuellen Unterrichtskontextes mittels standardisierter Kurzfragebögen in Booklet-Form protokolliert. Die 14 pro Klasse zugesendeten Signalzeitpunkte wurden nach dem Zufallsprinzip programmiert. Insgesamt liegen von den 662 Schülern 8204 Protokolle zum aktuellen Befinden vor. Die Schüler haben zwischen sieben und 14 Protokolle ausgefüllt (M = 12.39, SD = 1.61).

Im Anschluss an die ESM-Erhebungswoche wurde den Schülern ein konventioneller Fragebogen vorgelegt, dessen Beantwortung rund 45 Minuten in Anspruch nahm. Dabei haben die Schüler auch Fragen zur habituellen Befindlichkeit im Unterricht beantwortet.

4.2 Instrumente

Zur Erfassung des emotionalen Erlebens wurden im Gegensatz zu Bieg et al. (2014) nicht diskrete Emotionen, sondern Dimensionen affektiver Erlebenszustände abgefragt. Konkret wurden dazu die beiden Skalen „Positive Aktivierung (PA)“ und „Negative Aktivierung (NA)“ der PANAVA-Kurzskalen von Schallberger (2005) verwendet. Die beiden Dimensionen umfassen je vier bipolare Adjektivgegensatzpaare. PA wird mit den Items „energielos – energiegeladen“, „müde – hellwach“, „lustlos – hoch motiviert“ und „gelangweilt – begeistert“ erfasst, NA anhand der Items „entspannt – gestresst“, „friedlich – verärgert“, „ruhig – nervös“ und „sorgenfrei – besorgt“ (s. Abb. 1). Als Antwortformat dienten siebenstufige Likert-Skalen (1 = „sehr“, 4 = „weder noch“, 7 = „sehr“). Zur Erfassung des aktuellen Befindens lautete die Anweisung: „Wie fühltest du dich unmittelbar vor dem Signal?“, diejenige zur Erfassung des habituellen Befindens: „Wie fühlst du dich ganz allgemein im Unterricht?“.

Das akademische Selbstkonzept sowie die affektive Einstellung gegenüber der Schule wurde mit Skalen aus dem Kurzfragebogen zur Erfassung von Dimensionen der Integration (KFDI; Venetz, Zurbriggen & Eckhart, 2014) erhoben. Beide Skalen bestehen aus je vier Items. Als Antwortformat dienten vierstufige Likert-Skalen (1 = „stimmt gar nicht“, 4 = „stimmt genau“). Beispielitems sind „Ich kann auch sehr schwierige Aufgaben lösen“ für das akademische Selbstkonzept und „Ich gehe gerne in die Schule“ für die affektive Einstellung.

4.3 Analysen

In einem ersten Schritt wurden alle acht Items zum aktuellen Befinden für jeden Schüler über alle Messzeitpunkte hinweg aggregiert. Diese individuell ermittelten Itemmittelwerte repräsentieren das „tatsächliche“ Befinden im Unterricht. Anschließend wurden im Rahmen eines Latent-Change- bzw. eines Latent-Difference-Modells (Steyer, Eid & Schwenkmezger, 1997) latente Differenzvariablen zwischen habituell und aktuell berichteter Befindlichkeit berechnet. Wie Abbildung 2 zu entnehmen ist, wurden zum einen indicatorspezifische Effekte so modelliert, dass Korrelationen zwischen denjenigen Fehlervariablen zugelassen wurden, die demselben Indikator zugeordnet sind. Zum anderen erfolgte die Spezifizierung latenter Differenzvariablen durch die Zerlegung habituell erfassten Befindens (z. B. PA_h) in aktuell erfasstes Befinden (PA_a) und Differenzwert (Differenz PA_h-a); d. h.: $PA_h = 1 \cdot PA_a + 1 \cdot (PA_{h-a})$ (z. B. Geiser, 2010). Diese so gewonnenen Differenzwerte verkörpern messfehlerfreie interindividuelle Unterschiede in intraindividuellen Differenzen und können deshalb als wahre Unterschiede zwischen aktuell und habituell berichteter Befindlichkeit interpretiert werden. In einem dritten Schritt wurden die Effekte der beiden latenten Prädiktoren „affektive Einstellung“ und „akademisches Selbstkonzept“ auf diese Differenzvariablen geprüft.

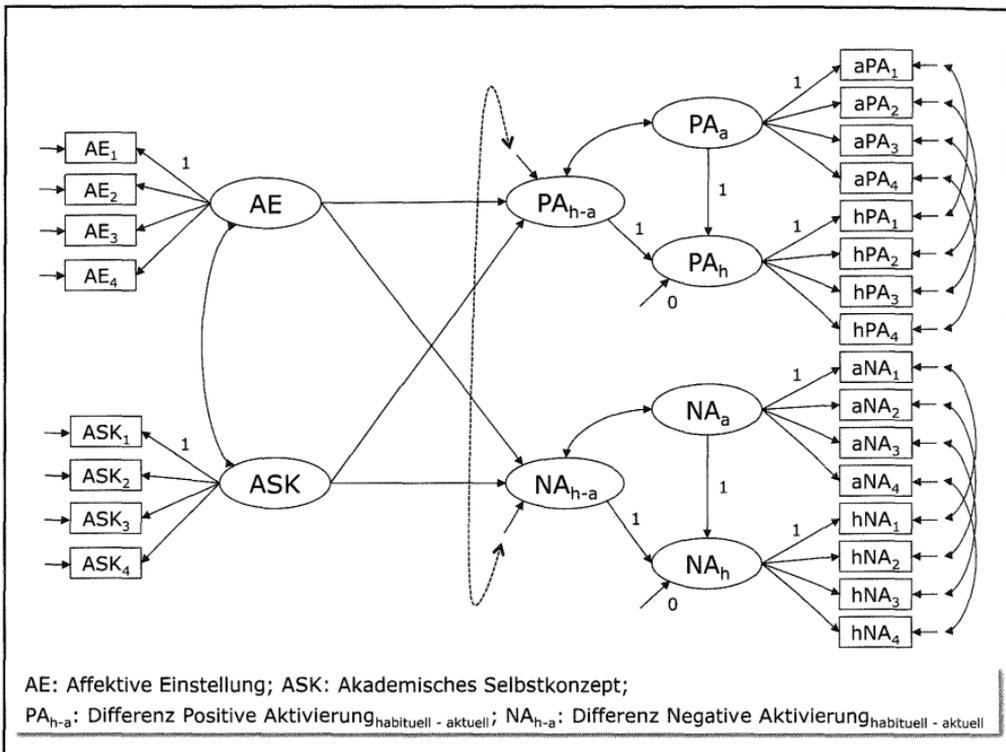


Abbildung 2: Multivariates, latentes Differenzmodell

Alle Berechnungen wurden mit der Software Mplus (Version 7.3; Muthén & Muthén, 1998-2012) durchgeführt. Da die PANA-Items von einer (multivariaten) Normalverteilung abweichen, wurde ein robustes Schätzverfahren (MLR) eingesetzt, fehlende Werte wurden mittels der Funktion Full Information Maximum Likelihood (FIML) geschätzt.

5 Ergebnisse

5.1 Voralysen

Eine inhaltlich zulässige Interpretation latenter Differenzen ist an mehrere Annahmen und Voraussetzungen geknüpft. Diese betreffen die Validität und Reliabilität der untersuchten Konstrukte sowie die Messäquivalenz der beiden angewandten Messmethoden.

In Tabelle 1 sind zentrale Ergebnisse dieser Voralysen festgehalten. Erstens sprechen die konfirmatorischen Faktorenanalysen der PANA-Items klar für die theoretisch postulierte Zwei-Faktorenlösung: Das Modell mit zwei korrelierten Faktoren weist bei beiden Messmethoden einen akzeptablen Modellfit auf (aktuell: χ^2 MLR

(19, N = 662) = 104.31, $p < .001$; CFI = .953, SRMR = .033, RMSEA = .082; habituell: χ^2 MLR (19, N = 662) = 59.06, $p < .001$; CFI = .960, SRMR = .032, RMSEA = .056). Außerdem fällt die Modellgüte im Vergleich zu Ein-Faktorenmodellen signifikant besser aus (aktuell: $\Delta\chi^2 = 124.89$, $df = 1$, $p < .001$; habituell: $\Delta\chi^2 = 39.92$, $df = 1$, $p < .001$). Auch die Modellschätzungen der beiden Prädiktoren belegen eine angemessene Anpassung an die Daten (Einstellung: χ^2 MLR (2, N = 662) = 3.20, $p = .202$; CFI = .999, SRMR = .006, RMSEA = .030; Selbstkonzept: χ^2 MLR (2, N = 662) = 7.80, $p = .020$; CFI = .989, SRMR = .018, RMSEA = .066).

Tabelle 1: Ergebnisse zur Überprüfung der Messmodelle und der Messäquivalenz

Modelle	χ^2 MLR	CFI	SRMR	RMSEA	$\Delta\chi^2$
Faktorenstruktur PANA aktuell					
1 Faktor	315.80***	.839	.072	.149	
2 Faktoren	104.31***	.953	.033	.082	124.89***
Faktorenstruktur PANA habituell					
1 Faktor	112.04***	.908	.049	.083	
2 Faktoren	59.06***	.960	.032	.056	39.92***
affektive Einstellung (AE)	3.20	.999	.006	.030	
akad. Selbstkonzept (ASK)	7.80*	.989	.018	.066	
Messinvarianz					
2-Faktoren-PANA aktuell/habituell	244.86***	.965	.035	.051	
schwache Invarianz	257.54***	.963	.039	.050	12.15
starke Invarianz	278.88***	.960	.040	.051	22.77**
starke Invarianz partiell	264.41***	.963	.041	.050	5.76

Anmerkungen: N = 662. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Eine weitere Voranalyse betrifft die Überprüfung starker Messinvarianz von aktuell und habituell erfasstem Befinden, welche eine Voraussetzung für die Spezifikation latenter Differenzvariablen bildet. Die Ergebnisse zur Messäquivalenz sind weniger eindeutig: Gegen die Annahme starker Messinvarianz spricht der χ^2 -Differenztest. Demzufolge passt das Modell, bei dem die Faktorladungen und Mittelwerte entsprechender Indikatoren gleichgesetzt sind (starke Messinvarianz), signifikant weniger gut zu den Daten ($\Delta\chi^2 = 22.77$, $df = 6$, $p = .001$) als das Modell, bei dem

einzig die Faktorladungen entsprechender Items restringiert sind (schwache Messinvarianz). Allerdings kamen Cheung und Rensvold (2002) aufgrund von Simulationsstudien zum Schluss, dass erst CFI-Differenzen größer .01 als bedeutsam zu interpretieren sind. Für die Annahme starker Messinvarianz spricht somit, dass im vorliegenden Modellvergleich die CFI-Differenz geringer ($\Delta\text{CFI} = .003$) ausfällt als der empfohlene Grenzwert. Vertiefende Analysen zeigen zudem, dass starke Messinvarianz zumindest partiell gegeben ist (zur partiellen Messinvarianz siehe z. B. Byrne & Shavelson & Muthén, 1989): Wird die Restriktion identischer Mittelwerte für die Indikatoren „energielos – voller Energie“ (PA) und „entspannt – gestresst“ (NA) aufgehoben, fällt der Vergleich mit dem Modell schwacher Messinvarianz nicht mehr signifikant aus ($\Delta\chi^2 = 5.76$, $df = 4$, $p = .218$). Insgesamt lassen die Ergebnisse den Schluss zu, dass die zur Bildung latenter Differenzvariablen notwendige Voraussetzung starker Messinvarianz zwar nicht uneingeschränkt, aber dennoch hinreichend gegeben ist.

Tabelle 2: Korrelationen, Verteilungskennwerte und Reliabilitäten der Skalen

	PAh	NAh	PAa	NAa	AE	ASK
PA habituell (PAh)	(.80)					
NA habituell (NAh)	-.60	(.74)				
PA aktuell (PAa)	.73	-.48	(.89)			
NA aktuell (NAa)	-.53	.73	-.65	(.85)		
affektive Einstellung (AE)	.53	-.37	.42	-.30	(.91)	
akad. Selbstkonzept (ASK)	.27	-.23	.18	-.25	.31	(.80)
Mittelwert	4.92	2.57	4.73	2.73	2.98	2.98
Standardabweichung	1.22	1.10	0.96	0.89	0.77	0.61

Anmerkungen: N = 662. Alle Korrelationen sind signifikant ($p < .05$). Die Reliabilitäten (Cronbachs α) der Skalen befinden sich in Klammern auf der Hauptdiagonalen.

Tabelle 2 können weitere Eigenschaften der untersuchten Konstrukte (basierend auf Skalenwerten) entnommen werden. Der obere Teil der Tabelle stellt eine sogenannte Multitrait-Multimethod-Matrix (Eid, Nussbeck & Lischetzke, 2006) dar, mit der die konvergente und diskriminante Validität der Befindensdimensionen abgeschätzt werden kann. Die Monotrait-Heteromethod-Korrelationen indizieren konvergente Validität: Die Korrelation sowohl zwischen habituell und aktuell berichteter Positiver Aktivierung als auch zwischen habituell und aktuell berichteter Negativer Aktivierung ist mit je .73 als hoch zu bewerten. Das Korrelationsmuster spricht insgesamt auch für diskriminante Validität: So sind die Multitrait-Monomethod-

Korrelationen mit Koeffizienten von $-.60$ (habituell) und $-.65$ (aktuell) ähnlich hoch und liegen tiefer als Monotrait-Heteromethod-Korrelationen.

In Tabelle 2 können des Weiteren die Korrelationen zwischen den Prädiktoren und den PANA-Skalen entnommen werden. Die affektive Einstellung ist substanziell (und zwar unabhängig von der gewählten Methode) mit dem Befinden korreliert (PA: $.53$ bzw. $.42$, NA: $-.37$ bzw. $-.30$). Die Korrelationen zwischen akademischem Selbstkonzept und Befinden fallen tiefer, aber ebenfalls hypotesenkonform aus (PA: $.27$ bzw. $.18$, NA: $-.23$ bzw. $-.25$).

Im unteren Teil von Tabelle 2 befinden sich Verteilungskennwerte der Skalen. Der Mittelwert habituell berichteter PA liegt mit 4.92 etwas höher als derjenige aktuell berichteter PA ($M = 4.73$). Umgekehrt verhält es sich bei NA: Retrospektiv berichten Schüler im Mittel über weniger NA ($M = 2.57$) als aktuell ($M = 2.73$). Die Standardabweichungen weisen zudem darauf hin, dass aktuell erfasstes Befinden homogener ausfällt denn habituell erfasstes.

5.2 Überprüfung des Retrospektionseffekts und dessen Prädiktoren

Die Mittelwerte der PANA-Skalen lassen einen möglichen Methodeneffekt vermuten. Nach der Prüfung der Voraussetzungen soll dies nun mit einem Latent-Difference-Modell direkt überprüft werden (siehe Abb. 3). Das Modell weist einen zufriedenstellenden Fit auf $\chi^2_{MLR}(102, N = 662) = 278.88$, $p < .001$; CFI = $.960$, SRMR = $.040$, RMSEA = $.051$). Als Hauptbefund kann festgehalten werden, dass die Differenzen zwischen habituell und aktuell berichteter PA und NA signifikant von Null verschieden sind (s. auch Tab. 3, „Intercept“): Basierend auf standardisierten Werten beträgt die Mittelwertsdifferenz zwischen habitueller und aktueller PA $.286$, diejenige für NA $-.290$ (beide $p < .001$). Somit fällt habituell berichtetes Befinden im Unterricht im Mittel positiver (mehr PA, weniger NA) aus als aktuell berichtetes. Außerdem sind die PA- und NA-Diskrepanzvariablen mit $r = -.77$ korreliert.

Tabelle 3: Bedeutung schulbezogener Merkmale für den Diskrepanz-Effekt

	Differenz habituell – aktuell					
	Positive Aktivierung			Negative Aktivierung		
	B	SE	β	B	SE	β
Intercept	0.178***	.031	.286***	-0.173***	.033	-.290***
affektive Einstellung	0.206***	.039	.331***	-0.184***	.041	-.308***
akademisches Selbstkonzept	0.080*	.040	.129*	0.025	.042	.042
R ²			.158***			.087*

Anmerkungen: N = 662. * p < .05, ** p < .01, *** p < .001. Fit-Indizes: χ^2_{MLR} (243, N = 662) = 528.10, p < .001; CFI = .960, SRMR = .048, RMSEA = .042.

Die zentralen Befunde zur zweiten Fragestellung, nämlich welche Effekte die zwei einbezogenen Prädiktoren auf die Diskrepanz zwischen habituell und aktuell berichteter PA und NA haben, sind in Tabelle 3 festgehalten. Die beiden Merkmale vermögen gesamthaft rund 16 % der PA-Diskrepanzen und 9 % der NA-Diskrepanzen zu erklären. Sowohl die affektive Einstellung gegenüber der Schule als auch das akademische Selbstkonzept tragen mit standardisierten Regressionsgewichten von .331 bzw. .129 signifikant zur Prädiktion der PA-Diskrepanz bei: Je positiver ein Schüler eingestellt ist und je positiver sein akademisches Selbstkonzept, desto höher fällt die habituell berichtete PA im Vergleich zur aktuell berichteten aus. Oder anders formuliert: Beide Merkmale verstärken den in PA beobachteten Diskrepanzeffekt, wobei das Gewicht der affektiven Einstellung deutlich ausgeprägter ist.

Mit Blick auf die Negative Aktivierung kann gesagt werden, dass einzig die affektive Einstellung mit einem Regressionsgewicht von -.308 einen signifikanten Beitrag zur Varianzaufklärung der NA-Diskrepanz leistet. Inhaltlich ist der Effekt so zu verstehen, dass Schüler mit einer positiven Einstellung habituell über weniger Negative Aktivierung im Unterricht berichten als aktuell.

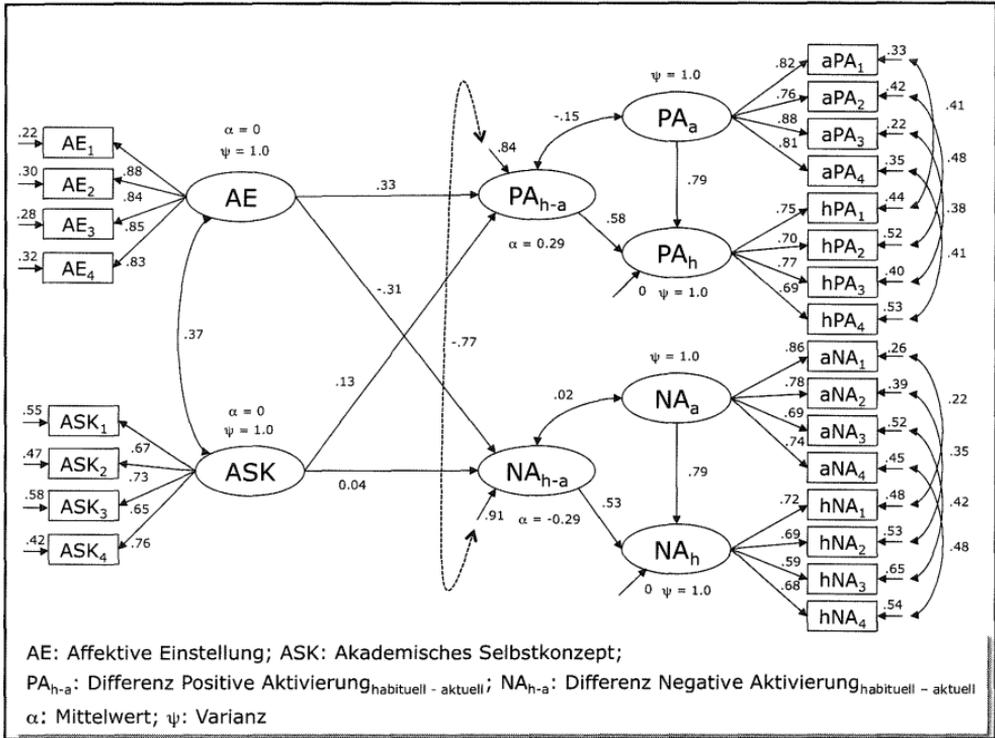


Abbildung 3: Latentes Differenzmodell mit standardisierten Koeffizienten

6 Diskussion

Die Ergebnisse der vorliegenden Studie verweisen auf einen rosy-view-Retrospektionseffekt: Im Allgemeinen nehmen die Schüler ihr emotionales Erleben im Unterricht bei retrospektiver Erfassung positiver wahr als bei aktueller Erfassung während des Unterrichts. So berichten sie in der Retrospektive über mehr positive und weniger negative Aktivierung. Damit widersprechen die vorliegenden Ergebnisse zumindest teilweise denjenigen von Bieg et al. (2014), die für einen intensity-bias-Retrospektionseffekt sprechen, wonach Schüler in der Retrospektive sowohl über mehr positive als auch über mehr negative Emotionen berichten. Die Inkonsistenz der Ergebnisse betrifft demnach allein negativ gefärbtes emotionales Erleben: Bei der retrospektiven Erfassung geben die Schüler in der vorliegenden Untersuchung weniger negative Emotionen an, während sie in der Studie von Bieg et al. (2014) mehr negative Emotionen dokumentieren. Ein Grund für die widersprüchlichen Befunde könnte die jeweils gewählte Operationalisierung des Konstrukts „emotionales Erleben“ sein. Die Frage nach Emotionen im Unterricht mag von Schülern

durchaus anders beantwortet werden als die Frage nach dem Befinden im Unterricht (für eine weiterführende Diskussion siehe Levine et al., 2009).

Des Weiteren zeigen die Ergebnisse, dass die Größe des rosy-view-Retrospektionseffektes von schulbezogenen Überzeugungen mitbestimmt wird: Eine positive affektive Einstellung gegenüber der Schule und bedingt auch das akademische Selbstkonzept verstärken den rosy-view-Effekt. Dieser Befund steht in einer gewissen Übereinstimmung mit dem accessibility model von Robinson und Clore (2002). Gemäß diesem Modell wird bei Selbstberichten zum allgemeinen emotionalen Erleben in erster Linie auf identitätsbezogene Überzeugungen zurückgegriffen. In der vorliegenden Studie erweist sich von den beiden entsprechenden Merkmalen die affektive Einstellung gegenüber der Schule als der gewichtigere Prädiktor; das akademische Selbstkonzept hingegen hat einzig einen Effekt auf die Diskrepanz zwischen habituell und aktuell berichteter positiver Aktivierung.

Welche Bedeutung haben die Befunde nun für die Erforschung des emotionalen Erlebens von Schülern? Sollte in zukünftigen Studien auf eine retrospektive Erfassung des emotionalen Erlebens im Unterricht verzichtet werden, da sie das tatsächliche emotionale Erleben verzerrt wiedergeben? Grundsätzlich ist diese Frage zu verneinen. Wie die Analysen zur Konstruktvalidität zeigen, kann schließlich mit beiden Erfassungsmethoden jeweils annähernd dasselbe Konstrukt gemessen werden. Der wesentliche Unterschied besteht darin, dass das tatsächliche Erleben im Unterricht in der Retrospektive unter anderem durch schulbezogene Überzeugungen überformt wird. Erwähnenswert ist in diesem Zusammenhang eine Studie von Wirtz, Kruger, Scollon und Diener (2003), in der – allerdings nicht im schulischen Bereich – gezeigt wurde, dass einzig retrospektiv erfasstes, nicht aber online rapportiertes oder antizipiertes emotionales Erleben einen spezifischen Beitrag dazu liefert, etwas Erlebtes in Zukunft erneut erleben zu wollen. Die Autorengruppe interpretiert den Befund dahingehend, retrospektiv erfasstes emotionales Erleben eigne sich besser zur Vorhersage zukünftiger Handlungen als aktuell erfasstes. Letztlich ist bei der Wahl der Erfassungsmethode demnach ausschlaggebend, welcher Aspekt des emotionalen Erlebens primär von Interesse ist. Nichtsdestotrotz sollten sich Forschende über die Methodenabhängigkeit der Antworten emotionalen Erlebens von Schülern im Unterricht bewusst sein und Ergebnisse mit der gebotenen Vorsicht interpretieren.

Aus sonder- oder inklusionspädagogischer Sicht entbehren die Ergebnisse nicht einer gewissen Brisanz. Anbetracht dessen, dass Schüler mit (moderatem) sonderpädagogischem Förderbedarf im Allgemeinen über ein tieferes akademisches Selbstkonzept verfügen als ihre Mitschüler sowie sozial und emotional weniger gut in die Schulklassen integriert sind (z. B. Ruijs & Peetsma, 2009), dürften Vergleiche zum emotionalen Erleben zwischen Schülern mit und ohne besonderem Förderbe-

darf aufgrund des Retrospektionseffektes noch stärker zuungunsten Ersterer ausfallen. Pointiert formuliert: Schüler, die generell wenig positive Gefühle für die Schule hegen und an ihren schulischen Fähigkeiten zweifeln, schneiden bei retrospektiv erfassten Selbstberichten allein schon deshalb weniger gut ab als ihre Mitschüler, weil sie akkuratere Beschreibungen ihres tatsächlichen Erlebens im Unterricht abgeben. Abschließend sei erwähnt, dass das Sich-Vergegenwärtigen des aktuellen emotionalen Erlebenszustandes durchaus auch generelle Überzeugungen zu hinterfragen vermag. So bemerkte etwa eine Schülerin zum Abschluss der Untersuchungswoche auf die Frage, wie sie die Untersuchung mit dem Piepser (ESM) erlebt habe: „Man sieht oft die Sachen im Negativen, aber wenn man sich Gedanken darüber macht wie hier [mit der ESM], merkt man, es gibt auch gute Dinge“.

Literatur

- Bieg, M., Goetz, T. & Lipnevich, A. A. (2014). What students think they feel differs from what they really feel – Academic self-concept moderates the discrepancy between students' trait and state emotional self-reports. *PLoS ONE* 9 (3), 1-9.
- Buehler, R. & McFarland, C. (2001). Intensity bias in affective forecasting: The role of temporal focus. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27, 1480-1493.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456-466.
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9 (2), 233-255.
- Dai, D. Y. & Sternberg, R. J. (2004). Motivation, emotion, and cognition: Integrative perspectives on intellectual functioning and development. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Eid, M., Nussbeck, F. W. & Lischetzke, T. (2006). Multitrait-Multimethod-Analyse. In F. Petermann, & M. Eid (Hrsg.), *Handbuch der Psychologischen Diagnostik* (S. 332-345). Göttingen: Hogrefe.
- Furlong, M. J., Gilman, R. & Huebner, E. S. (Eds.). (2014). *Handbook of positive psychology in schools* (7th ed.). New York, NY: Routledge.
- Geiser, C. (2010). *Datenanalyse mit Mplus. Eine anwendungsorientierte Einführung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hektner, J. M., Schmidt, J. A. & Csikszentmihalyi, M. (2007). *Experience sampling method. Measuring the quality of life*. Thousand Oaks: Sage.
- Hufford, M. R. (2007). Special methodological challenges and opportunities in ecological momentary assessment. In A. A. Stone, S. Shiffman, A. A. Atienza, & L. Nebeling (Eds.), *The science of real-time data capture. Self-reports in health research* (pp. 54-75). New York, NY: Oxford University Press.
- Kahneman, D. (1999). Objective happiness. In D. Kahneman, E. Diener & N. Schwarz (Eds.), *Well-being. The foundations of hedonic psychology* (pp. 3-25). New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Levine, L. J., Lench, H. C. & Safer, M. A. (2009). Functions of remembering and misremembering emotion. *Applied Cognitive Psychology*, 23, 1059-1075.
- Mitchell, T. R., Thompson, L., Peterson, E. & Cronk, R. (1997). Temporal adjustments in the evaluation of events. The „rosy view“. *Journal of Experimental Social Psychology*, 33, 421-448.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus user's guide* (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pekrun, R. (1998). Schüleremotionen und ihre Förderung: Ein blinder Fleck der Unterrichtsforschung. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 44, 230-248.

- Pekrun, R. & Bühner, M. (2014). Self-report measures of academic emotions. In R. Pekrun & L. Linnenbrink-Garcia (Eds.), *International handbook of emotions in education* (pp. 561-579). New York: Routledge.
- Pekrun, R., Goetz, T., Frenzel, A. C., Barchfeld, P. & Perry, R. P. (2011). Measuring emotions in students' learning and performance: The achievement emotions questionnaire (AEQ). *Contemporary Educational Psychology*, 36, 36-48.
- Pekrun, R., & Linnenbrink-Garcia, L. (Eds.). (2014). *International handbook of emotions in education*. New York, NY: Routledge.
- Robinson, M. D. & Clore, G. L. (2002). Belief and feeling: Evidence for an accessibility model of emotional self-report. *Psychological Bulletin*, 128 (6), 934-960.
- Ruijs, N. M., & Peetsma, T. T. D. (2009). Effects of inclusion on students with and without special educational needs reviewed. *Educational Research Review*, 4, 67-79.
- Schallberger, U. (2005). *Kurzskala zur Erfassung der Positiven Aktivierung, Negativen Aktivierung und Valenz in Experience Sampling Studien (PANAVA-KS)*. Zürich: Psychologisches Institut der Universität.
- Shuman, V. & Scherer, K. R. (2014). Concepts and structures of emotions. In R. Pekrun & Linnenbrink-Garcia, L. (Eds.), *International handbook of emotions in education* (pp. 13-35). New York: Routledge.
- Steyer, R., Eid, M. & Schwenkmezger, P. (1997). Modeling true intraindividual change: True change as a latent variable. *Methods of Psychological Research Online*, 2 (1), 21-33.
- Venetz, M., Tarnutzer, R., Zurbriggen, C. & Sempert, W. (2012). *Emotionales Erleben im Unterricht und schulbezogene Selbstbilder. Vergleichende Analysen von Lernenden in integrativen und separativen Schulformen*. Bern: SZH/CSPS.
- Venetz, M., Zurbriggen, C. & Eckhart, M. (2014). Entwicklung und erste Validierung einer Kurzversion des „Fragebogens zur Erfassung von Dimensionen der Integration von Schülern (FDI 4-6)“ von Haeblerlin, Moser, Bless & Klaghofer. *Empirische Sonderpädagogik*, 6 (2), 99-113.
- Watson, D., Clark, L. A. & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.
- Watson, D. & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235.
- Wirtz, D., Kruger, J., Scollon, C. N. & Diener, E. (2003). What to do on spring break? The role of predicted, on-line, and remembered experience in future choice. *Psychological Science*, 14 (5), 520-524.
- Yik, M. S. M., Russell, J. A. & Feldman Barrett, L. (1999). Structure of self-reported current affect: Integration and beyond. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77 (3), 600-619.

Intensity Bias or Rosy View? On the discrepancy between self-reported habitual and current emotional experiences in classroom

The starting point for this paper is the empirical evidence of bias in students' retrospective self-reports on their emotional experience. From an educational perspective, it is of particular interest that discrepancies between current and habitual experience have been found to be moderated by the academic self-concept. To investigate the retrospection effect, the current and habitual emotional experience of 662 grade 6 students was surveyed by means of the PANA-scales. Students' momentary experience in class was collected using the experience sampling method – with a total of 8204 records. In addition to academic self-concept, affective attitudes towards school were included as independent variables to explain possible discrepancy effects. The findings indicate primarily, that students evaluate their affective experience more positive in retrospective than in situ. Concerning school-related beliefs, in particular the affective attitude towards school was associated with the magnitude of the discrepancy effect. Implications of the findings with regard to research of affective experience in the classroom are discussed from the perspective of special education.

Keywords: Emotions – retrospection effect – self-report – classroom

Autoren

Prof. Dr. Martin Venetz, Interkantonale Hochschule für Heilpädagogik Zürich,
Dr. Carmen Zurbrigger, Universität Fribourg (Schweiz), Departement für
Sonderpädagogik.

Korrespondenz an: martin.venetz@hfh.ch