

Thomas Götz und Anne C. Frenzel

Über- und Unterforderungslangeweile im Mathematikunterricht

Zusammenfassung: Die vorliegende Studie konzentriert sich auf fachspezifische Über- und Unterforderungslangeweile sowie deren Zusammenhänge mit dem akademischen Selbstkonzept der Begabung, der Leistung und dem Geschlecht. Theoretisch anzunehmende Beziehungen zwischen diesen Konstrukten werden anhand eines Mediationsmodells dargestellt. Zur Erfassung von Über- und Unterforderungslangeweile wurden attributionsbasierte Skalen generiert. Die Untersuchung wurde im Kontext von Mathematik an einer Stichprobe von 500 Schülerinnen und Schülern der Sekundarstufe I durchgeführt (53 % weiblich). Die neu generierten Skalen weisen eine hohe strukturelle und diskriminante Validität auf. Lineare Strukturgleichungsmodellierungen zeigen entsprechend den Modellannahmen, dass der Zusammenhang zwischen Leistung und Langeweile ebenso wie der Zusammenhang zwischen Geschlecht und Langeweile durch das akademische Selbstkonzept der Begabung mediiert wird. Theoretische und praktische Implikationen werden aufgezeigt.

Schlagwörter: Geschlecht – Langeweile – Mathematik – Selbstkonzept

Boredom due to excessive and insufficient academic demands in the context of mathematics instruction

Summary: The present study focuses on subject-specific boredom due to excessive and insufficient academic demands and its relationship to academic self-concept, achievement, and gender. Theoretical assumptions concerning the relations between these constructs are based on a mediational model. Attribution-based measures were constructed to assess boredom due to both excessive and insufficient academic demands in the classroom. Data were assessed in the context of mathematics and obtained from a sample of 500 students (53 % female) from grades 7 to 10. The newly developed scales showed high structural and discriminant validity. The proposed mediating mechanisms were confirmed using linear structural equation modeling such that academic self-concept was found to mediate the relationships between achievement, gender, and the two types of boredom. Methodological implications for future research and implications for educational practice are discussed.

Key words: boredom – gender – mathematics – self-concept

„Wenn ich etwas kann, was andere nicht können, und der Lehrer es ihnen zehnmal erklärt, dann langweile ich mich.“

(VP 4, 9. Jahrgangsstufe, Hauptschule; Gith, 2004).

„Wenn der Lehrer mit einem Thema beginnt und ich es nicht verstehe, dann langweile ich mich.“

(VP 103, 9. Jahrgangsstufe, Realschule; Gith, 2004).

Langeweile kann als eine noch weitgehend unerforschte Emotion bezeichnet werden. In dem einzigen Review zum Langeweileerleben (Smith, 1981) wird festgestellt, dass zwischen 1926 und 1981 lediglich 40 Artikel zu diesem Thema

publiziert wurden, d. h. durchschnittlich weniger als einer pro Jahr. Im schulischen Kontext wurde Langeweile kaum untersucht, obwohl bereits ältere theoretische und empirische Arbeiten häufig auf deren Relevanz im Hinblick auf psychosoziale und physiologische Probleme wie Drop-out, Absentismus, deviantes Verhalten, Delinquenz, Abusus psychotroper Substanzen, Spielsucht, Übergewicht und schwache Leistungen hinweisen (siehe Harris, 2000; Vodanovich & Kass, 1990). Langeweile in der Schule ist zudem unter dem Aspekt ineffektiver Nutzung von Humanressourcen, der Minderung subjektiven Wohlbefindens (Diener, 2000) und ihrer demoralisierenden Effekte auf Lehrkräfte (Larsen & Richards, 1991) ein untersuchungsrelevantes Konstrukt. Darüber hinaus bemerkt Healy (1984), dass qualitativ schlechter Unterricht individuelle Langeweiledispositionen verstärken bzw. produzieren kann. Neben diesen negativen Gesichtspunkten thematisieren Autoren vereinzelt auch positive Aspekte von Langeweilephasen, welche beispielsweise Introspektion, Selbstreflexion und Inkubationsphasen im Hinblick auf kreatives Handeln initiieren können (z. B. Harris, 2000; Rule, 1998; Vodanovich, 2003a).

Die wenigen Studien zum Thema Langeweile in der Schule lassen auf deren häufiges Auftreten und eine mit ihr einhergehende inadäquate Ausschöpfung kognitiver und metakognitiver Ressourcen schließen (Pekrun, Götz, Daniels, Stupnisky & Perry, in press). So fanden beispielsweise Larsen und Richards (1991) unter Verwendung der Experience Sampling Method (ESM, Csikszentmihalyi & Larson, 1987), dass sich Schüler (5. bis 9. Jahrgangsstufe, N = 392) durchschnittlich 32 % der Unterrichtszeit langweilen. Bei einer qualitativen Studie von Harris (2000) an 170 College Studenten wurde schulischer Unterricht als die häufigste Langeweileursache genannt (35 % der Nennungen), gefolgt von „nichts zu tun haben“ (34 %), „nicht herausgefordert sein“ (21 %), „Monotonie“ (21 %) und einigen weiteren Kategorien, bis hin zum Wetter, das 3 % der Probanden als zentrale Ursache ihrer Langeweile nannten. Im Rahmen einer zur vorliegenden Untersuchung durchgeführten qualitativen Pilotstudie an 50 Gymnasiasten der Jahrgangsstufe 9 (50 % weiblich) wurden von den Schülern am häufigsten folgende, mit Langeweile einhergehende Phänomene genannt: „Abschalten“ (36 %), „Müdigkeit/Trägheit“ (34 %), „nicht wissen, was man machen soll“ (28 %), „Beschäftigungsdrang“ (22 %) „Abschweifen der Gedanken“ (16 %) und „Aggression“ (12 %; Götz & Frenzel, 2006).

Insgesamt ist es erstaunlich, dass schulische Langeweile trotz ihres häufigen Auftretens und den zahlreichen potenziell mit ihr einhergehenden negativen Aspekten selten untersucht wurde. Die vorliegende Studie konzentriert sich auf zwei zentrale Langeweileformen, nämlich auf Über- und Unterforderungslangeweile. Zu ihrer Erfassung wurden zwei attributionsbasierte Skalen generiert und es wur-

de deren strukturelle und diskriminante Validität überprüft. Zudem wurden Beziehungen zwischen diesen Skalen mit dem akademischen Selbstkonzept der Belegung, der Leistung und dem Geschlecht anhand von Strukturgleichungsmodellierungen untersucht.

1. Definition von Langeweile

Die wohl intensivste theoretische Auseinandersetzung mit dem Thema Langeweile findet sich in philosophischen Schriften, insbesondere in den Werken von Seneca, Pascal, Kant, Nietzsche, Schopenhauer, Kierkegaard, Russel und Heidegger (Decher, 2000). Philosophische Langeweiledefinitionen sind sehr heterogen und reichen von Nietzsches häufig zitierte Metapher einer „Windstille der Seele“ bis hin zu Heideggers existentialphilosophischer Beschreibung von Langeweile als die „Hingezwungenheit an die ursprüngliche Ermöglichung des Daseins als eines solchen“ (von Herrmann, 1983, S. 216).

Im psychologischen Kontext wurde das Thema Langeweile relativ häufig in psychoanalytisch orientierten Arbeiten aufgegriffen (Kreuzer-Haustein, 2001). Ein diesbezüglich „klassischer“, in der aktuellen psychoanalytischen Literatur zum Thema Langeweile noch immer sehr häufig zitierter Artikel stammt von Otto Fenichel aus dem Jahr 1934 (siehe auch eine englischsprachige Version dieses Artikels, Fenichel, 1951). Neben explizit triebpsychologischen Herangehensweisen (z. B. Langeweile als „ein Zustand von Triebspannung bei verdrängten Zielen“, Fenichel, 1934, S. 271) beschreibt Fenichel dort Langeweile als „unlustvolles Erleben der Impulslosigkeit“ (Fenichel, 1934, S. 270). Den Grundtenor psychoanalytischer Langeweilebetrachtungen im Sinne eines Zustands von Leere mit gleichzeitigem Einhergehen innerer Spannungszustände greift Greenson (1953, S. 17) mit folgendem Wortspiel sehr anschaulich auf: „The bored person is full of emptiness“.

In der neueren Literatur wird Langeweile häufig als unangenehm, mit niedrigem Arousal einhergehender Zustand definiert, z. B. bei Mikulas und Vodanovich (1993, S. 3): „Boredom is a state of relatively low arousal and dissatisfaction, which is attributed to an inadequately stimulating situation“. Zudem wird in Definitionen oft das subjektiv langsame Verstreichen der Zeit im Sinne der Wortbedeutung von „Lange-Weile“ (siehe Kreuzer-Haustein, 2001), sowie das Einhergehen von Langeweile mit Interesselosigkeit erwähnt. In einigen Definitionen, wie z. B. bei Sundberg und Bisno (1983, S. 2) sind auch Antezedenzen des Langeweileerlebens integriert:

„One can say boredom is an internal state described as unpleasant, wearisome, tedious, empty, and lacking in interest or connection with the environment; it occurs most commonly in situations of monotony, repetition, or absence of stimulation or variety of stimulation; it also is marked by a sense that time is passing slowly“.

Hill und Perkins (1985) definieren Langeweile auf der Basis eines Komponentenmodells (kognitive, affektive und physiologische Komponenten; siehe auch Pekrun et al., in press). In Circumplex-Modellen (vgl. Russel, 1980; Watson & Tellegen, 1985) findet sich das Adjektiv „gelangweilt“ unter der Rubrik „niedrige [im Sinne geringen Arousal] negative Affektivität“. Die auf der gegenüberliegenden Seite des Modells befindliche „gegensätzliche“ Rubrik „hohe positive Affektivität“ beinhaltet die Adjektive „begeistert“, „euphorisch“ und „übermütig“. Trotz definitorischer Heterogenität scheint die Beschreibung von Langeweile als subjektiv unangenehm perzipierten Zustand, bei dem die Zeit langsam zu vergehen scheint, ein Minimalkonsens zu sein (vgl. Götz & Frenzel, 2006).

2. Erfassung von Langeweile in der Schule

Entsprechend der Heterogenität in den Definitionen wurde das Konstrukt „Langeweile“ in der Schule methodisch sehr unterschiedlich erfasst. Mehrere qualitative Interviewstudien erhoben phänomenologische Aspekte von Langeweile und deren Auftretenshäufigkeiten (z. B. Farrell, Peguero, Lindsey & White, 1988; Götz & Frenzel, 2006; Kanevsky & Keighley, 2003). Die Mehrzahl der Studien zur Erfassung von Langeweile ist jedoch quantitativer Natur. Robinson (1975) ließ z. B. Schüler aus 17 Unterrichtsfächern diejenigen Fächer auswählen, die sie als langweilig empfinden und bezeichnete die relative Häufigkeit der so selektierten Fächer als „Bore Score“. Im Rahmen des Einsatzes der Experience Sampling Method (ESM, Csikszentmihalyi & Larson, 1987) erfassten Larson und Richards (1991) das Ausmaß an Langeweile anhand eines 7-stufigen semantischen Differenzials mit den Polen „bored“ und „excited“. Meist wurden Intensität bzw. Häufigkeit von Langeweileerleben lediglich anhand eines einzigen Items erfasst (z. B. Geiwitz, 1966; Perkins & Hill, 1985; für eine detaillierte Darstellung siehe Vodanovich, 2003b). Inhaltlich divergieren diese Ein-Item-Erfassungen jedoch zum Teil beträchtlich. So operationalisierte beispielsweise Gjesme (1977, S. 126) schulische Langeweile anhand des Items „I am rather tired of being at school“ und Shaw, Caldwell und Kleiber (1996) versuchten das selbe Konstrukt mit dem metaphorischen Item „Time often lies heavy on my hands“ zu erfassen. Im deutschsprachigen Raum wurde eine auf einem Vier-Komponenten-Modell basierende (affektive, kognitive, motivationale und physiologische Komponente, siehe Götz, Zirngibl, Pekrun & Hall, 2003; Scherer, 1984), unterrichtsbezogene und mathematikspezifische Selbstberichtsskala im Rahmen des „Projekts zur Analyse der Leistungsentwicklung in Mathematik“ (PALMA, Pekrun et al., 2006, 2007) entwickelt. Die 6 Items dieser Skala und ihre Korrelationen mit Sozialumweltmerkmalen, Unterrichtsvariablen und Schülermerkmalen sind bei Götz (2004) zu finden (Beispielitems: „Vor Langeweile kann ich mich im Matheunterricht kaum wach halten“, „Vor Langeweile schalte ich im Matheunterricht ab“). Es gibt auch

eine englischsprachige Version dieser mathematikspezifischen Langeweileskala (AEQ-M; Pekrun, Götz & Frenzel, 2005) sowie eine fachunspezifische Version (sowohl in deutscher, als auch in englischer Sprache; Pekrun, Götz & Perry, 2005).

Jenseits des schulischen Kontexts wurden international lediglich sieben Skalen zur Erfassung von Langeweile publiziert (Vodanovich, 2003b), die nur teilweise für die Erfassung schulischer Langeweile adaptiert werden können. Es handelt sich hierbei um eine Skala zur Erfassung von „Neigung zur Langeweile“ (Boredom Proneness Scale, BPS, Farmer & Sundberg, 1986), zwei Skalen zur Erfassung berufsbezogener Langeweile (Job Boredom Scales, Grubb, 1975; Lee, 1986), zwei Skalen zur Erfassung von Freizeitlangeweile (Iso-Ahola & Weissinger, 1990: leisure boredom; Ragheb & Merydith, 2001: freetime boredom), eine Skala zur Erfassung sexueller Langeweile (Sexual Boredom Scale, SBS, Watt & Ewing, 1996) und eine Skala zur Erfassung der „Anfälligkeit für Langeweile“ (Boredom Susceptibility Scale, BSS, eine Subskala der „Sensation Seeking Scale“ von Zuckerman, 1979). Schulische Langeweile könnte durch inhalts- und altersmodifizierte Versionen der Boredom Proneness Scale und der Boredom Susceptibility Scale erfasst werden. Trotz relativer Ähnlichkeit der den beiden Skalen zugrunde liegenden Langeweiledefinitionen („Neigung zu“ und „Anfälligkeit für“ Langeweile) korrelieren sie jedoch nur sehr schwach miteinander (z. B. Farmer & Sundberg, 1986; Kass & Vodanovich, 1990; Watt & Ewing, 1996), was auf eine starke inhaltliche Divergenz der Items beider Skalen hinweist.

Insgesamt ist bemerkenswert, wie heterogen schulische aber auch außerschulische Langeweile erfasst wird. Erstaunlich ist zudem im Hinblick auf die häufige Betonung der Relevanz schulischer Langeweile, dass neben der PALMA-Skala (siehe oben) international kein einziges Instrument zur deren differenzierten Erfassung entwickelt wurde. Vielleicht haben sich bisher zu viele Studien an Robinson's (1975, S. 151) Statement zur Operationalisierung des Langeweileerlebens orientiert: „We have a means of diagnosing boredom. We can simply ask pupils whether or not they are bored“.

3. Attributionsbasierte Erfassung von Über- und Unterforderungslangeweile in der Schule

Anhand der bisher publizierten Langeweileskalen werden Intensität und Häufigkeit von Langeweile bzw. „Anfälligkeit“ für diese erfasst. Jenseits dieser Aspekte ist es jedoch im schulischen Instruktions- und Interaktionsgeschehen wichtig, Ursachen von Langeweile zu eruieren. Dies wäre methodisch durch einen simultanen Einsatz von Skalen zur Erfassung von Häufigkeit bzw. Intensität des Langeweileerlebens und Skalen zu potenziell relevanten Langeweileantezedenzien, wie z. B. Schulstrukturen, Unterrichtsmerkmale, sowie Aspekte der Lehrer-

und Schülerpersönlichkeit möglich (siehe Götz, 2004; Pekrun, Götz, Titz & Perry, 2002 und Titz, 2001 zu diesem Vorgehen). Neben dieser Herangehensweise ist es jedoch auch von Relevanz, Langeweileursachen unabhängig von der Intensität bzw. Häufigkeit des Langeweileerlebens zu erfassen. Das heißt, es ist im Hinblick auf eine Optimierung schulischen Instruktions- und Interaktionsgeschehens sinnvoll, die von Schülern perzipierten Langeweileantezedenzen unabhängig davon zu erkennen, wie häufig bzw. intensiv sie Langeweile erleben. Methodisch geschieht dies bei der vorliegenden Studie durch eine attributionsbasierte Erfassung von Langeweile in der Form, dass Schüler nach Langeweileursachen *im Falle* des Auftretens von Langeweile gefragt werden („Wenn ich mich im Mathematikunterricht langweile, dann liegt es daran, dass ...“). Die Häufigkeit und Intensität des Erlebens wird bei dieser Art der Erfassung somit auspartialisiert. Ein solches Vorgehen wurde bereits bei Götz und Frenzel (2005) gewählt – auch Lohrmann (2008) bezieht sich auf Götz und Frenzel (2005) und erfasste zum Teil Langeweile attributionsbasiert bei Grundschulkindern. Die vorliegende Studie konzentriert sich auf Über- und Unterforderungslangeweile, da sowohl Über- als auch Unterforderung im Unterricht zwei in theoretischen Erläuterungen häufig thematisierte Langeweileantezedenzen darstellen (z. B. Conrad, 1999; Larsen & Richards, 1991; Smith, 1981; vgl. Zitate am Anfang des Artikels).

4. Über- und Unterforderungslangeweile, akademisches Selbstkonzept, Geschlecht und Leistung

Die der vorliegenden Studie zugrunde liegenden theoretischen Annahmen zum Zusammenhang von Über- und Unterforderungslangeweile, dem akademischen Selbstkonzept der Begabung, dem Geschlecht und der Leistung sind in Abbildung 1 dargestellt. Langeweileperzeption in Folge von Über- und Unterforderung kann als eine direkte Konsequenz subjektiver Fähigkeitsselbstschätzungen, d. h. der Ausprägung des akademischen Selbstkonzepts der Begabung betrachtet werden. Zudem ist anzunehmen, dass zeitstabile Langeweileattributionen kumulativ Wirkungen auf das akademische Selbstkonzept der Begabung zeigen (siehe Rückkopplungsschleifen in Abbildung 1). Bezüglich des Zusammenhangs von Leistung und Selbstkonzept konnten Längsschnittstudien bestätigen, dass Noten primär Antezedenzen der Ausprägung fachspezifischer Selbstkonzepte sind und Selbstkonzepte wiederum Wirkungen auf die entsprechenden Fachleistungen zeigen (z. B. Guay, Marsh & Boivin, 2003; Marsh & Yeung, 1998; siehe auch Möller & Köller, 2004).

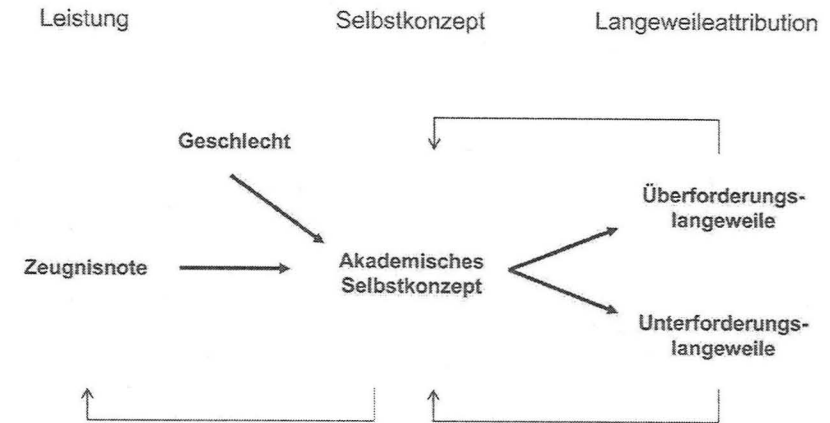


Abbildung 1: Modell zum Zusammenhang von Langeweile, Selbstkonzept, Leistung und Geschlecht

Was den Zusammenhang von Leistung und Langeweile anbelangt, so geht das in Abbildung 1 dargestellte Modell von einer durch das akademische Selbstkonzept der Begabung mediierten Wirkung der Leistungsrückmeldungen (Noten) auf das Ausmaß subjektiv perzipierter Über- und Unterforderungslangeweile aus (vgl. Götz, Frenzel, Hall & Pekrun, 2008). Ebenso wird von keiner direkten, sondern ebenfalls durch das Selbstkonzept der Begabung mediierten Wirkung des Geschlechts auf Über- und Unterforderungslangeweile ausgegangen (zu Geschlechterunterschieden bezüglich der Ausprägung des akademischen Selbstkonzepts der Begabung siehe z. B. Götz et al., 2008; Pajares & Miller, 1994; Ramos, 1996).

5. Fragestellungen und Hypothesen

Die vorliegende Studie soll der Beantwortung folgender Fragen dienen: (1) Sind die attributionsbasierten Skalen zur Erfassung von Über- und Unterforderungslangeweile strukturell und diskriminant valide? Die diskriminante Validität soll hierbei in Hinblick auf die Abgrenzung der beiden Konstrukte zum inhaltsnahen Selbstkonzept der Begabung überprüft werden. (2) Wird der Zusammenhang zwischen Leistung und den beiden Langeweileformen sowie zwischen Geschlecht und den beiden Langeweileformen durch das akademische Selbstkonzept der Begabung mediiert? Entsprechend unseren theoretischen Annahmen (siehe Abbildung 1) werden mediierte Zusammenhänge erwartet.

6. Methode

6.1 Stichprobe

Die Daten der vorliegenden Untersuchung wurden durch geschulte Testleiter an einem insgesamt 500 Schüler umfassenden Convenience-Sample der Sekundarstufe I erhoben (53 % weiblich). In die Analysen gehen Daten von 123 Hauptschülern (46 % weiblich), 238 Realschülern (54 % weiblich) und 139 Gymnasiasten (55 % weiblich) aus insgesamt 20 Schulklassen ein. Die Datenerhebung fand anhand vollstandardisierter Schülerfragebögen an ausschließlich koedukativen Schulen statt. Das Durchschnittsalter der Probanden lag bei 13,55 Jahren ($SD = 1.79$). Es zeigte sich kein signifikanter Altersunterschied zwischen männlichen und weiblichen Versuchspersonen ($F(1, 499) = .024, p = .88$). Die Teilnahme an der Untersuchung war freiwillig und fand nur im Falle einer Einwilligung der Erziehungsberechtigten statt.

6.2 Skalen der Untersuchung

Alle Variablen der Untersuchung wurden anhand von Schüler selbstberichten erhoben. Beispielitems und Skalenreliabilitäten (Cronbach's α) sind in Tabelle 1 aufgeführt. Zur Quantifizierung von Über- und Unterforderungslangeweile sowie dem akademischen Selbstkonzept der Begabung wurde als Antwortformat jeweils eine 5-stufige Likert-Skala mit den Antwortalternativen (1) *stimmt gar nicht*, (2) *stimmt kaum*, (3) *stimmt etwas*, (4) *stimmt weitgehend* und (5) *stimmt genau* verwendet. Jeweils zwei Items wurden zur Erfassung von Über- und Unterforderungslangeweile im Mathematikunterricht in die Studie integriert. Die Items wurden auf der Grundlage der Ergebnisse qualitativer Pilotstudien zu Antezedenzen von Unterrichtslangeweile generiert (Birken, 2004; Gith, 2004; Götz, Frenzel & Haag, 2006). Sie erfassen das Ausmaß an Über- und Unterforderungsattribution im Falle von Langeweilerleben im Mathematikunterricht und zeigen ausreichende Reliabilitäten ($\alpha = .79/.71$). Da sich die vorliegende Studie auf den Zusammenhang von Langeweile und Selbstkonzept konzentriert und internale Attributionen diesbezüglich als zentral zu bezeichnen sind, wurden externale Langeweileattributionen, wie z. B. Überforderungslangeweile in Folge eines unstrukturierten, chaotischen Unterrichts nicht thematisiert (zu internaler vs. externaler Attribution vgl. Weiner, 1985).

Tabelle 1: Beispielitems, Itemzahlen und Reliabilitäten der Untersuchungsskalen

Skala	Beispielitem	i	α
	Wenn ich mich im Matheunterricht langeweile, liegt es daran, dass ...		
Überforderungslangeweile	der Mathestoff zu schwierig für mich ist;	2	.79
Unterforderungslangeweile	der Mathestoff so einfach ist;	2	.71
Akademisches Selbstkonzept	Mathe ist eines meiner besten Fächer.	3	.87

i: Itemzahl, α : Reliabilität (Cronbachs α)

Zur Erfassung des *mathematischen Selbstkonzepts der Begabung* ($\alpha = .87$) wurde eine deutsche Kurzfassung des Self Description Questionnaires (SDQ) von Marsh (1990) herangezogen (die Items der deutschen Kurzfassung finden sich bei Kunter et al., 2002). Bei den *Mathematiknoten* handelt es sich um selbstberichtete Zwischenzeugnisnoten (nicht invertierte Werte, d. h. von 1 „sehr gut“ bis 6 „ungenügend“), welche die Schüler im Erhebungsschuljahr, d. h. ca. vier Monate vor der Datenerhebung erhielten. Auch das *Geschlecht* wurde anhand von Schülerangaben erhoben und folgendermaßen kodiert: (1) *männlich*, (2) *weiblich*. Die Interkorrelationen aller Untersuchungsskalen sind im Anhang A dargestellt.

6.3 Datenanalysen

Die strukturelle Validität der Skalen zur Erfassung von Über- und Unterforderungslangeweile wird anhand konfirmatorischer Analysen überprüft (lineare Strukturgleichungsmodellierungen, LISREL 8.80, Jöreskog & Sörbom, 2007; siehe Abbildung 2). Da die Langeweile-Items fähigkeitsbezogene Attributionen im Falle des Erlebens von Langeweile erfassen, zeigen sie partielle inhaltliche Äquivalenz zu den Items der Skala „akademisches Selbstkonzept“ (siehe Tabelle 1, Beispielitems). Zur Prüfung der diskriminanten Validität der beiden Langeweileskalen im Hinblick auf deren Abgrenzung vom akademischen Selbstkonzept der Begabung werden vier Modelle anhand linearer Strukturgleichungsmodellierungen kompetitiv gegeneinander getestet. Anhand von t -Tests werden alle Untersuchungsskalen auf geschlechterbedingte Mittelwertsunterschiede untersucht. Die Annahme eines durch das akademische Selbstkonzept der Begabung mediierten Zusammenhangs von Noten bzw. Geschlecht und Langeweilerleben (Über- und Unterforderungslangeweile) wird anhand linearer Strukturgleichungsmodellierungen überprüft. Hierzu werden ein reines Mediationsmodell (siehe Abbildung 3) und ein alle direkten und indirekten Pfade zulassendes Modell („gesättigtes“ Modell) kompetitiv gegeneinander getestet.

7. Ergebnisse und Diskussion

Das Muster ausgewählter Fit-Indizes deutet auf eine sehr gute Passung des in Abbildung 2 dargestellten Strukturmodells mit den empirischen Daten und damit auf eine hohe strukturelle Validität der Items zur Erfassung von Über- und Unterforderungslangeweile hin: $\chi^2 = .0025$; $df = 1$; $GFI = 1.00$; $CFI = 1.00$; $RMSEA < .001$ (Interkorrelationen der Items: siehe Anhang B). Ein Alternativmodell, bei welchem alle vier Items als manifeste Indikatoren eines einzelnen latenten Faktors definiert werden, zeigt hingegen eine sehr schlechte Anpassung ($\chi^2 = 125.50$; $df = 2$; $\chi^2/df = 62.75$; $GFI = .88$; $CFI = .70$; $RMSEA = .371$). Die Ergebnisse der konfirmatorischen Analysen und die relativ schwache disattenuierte Korrelation zwischen den beiden Langeweileskalen ($r_d = -.35$, bivariate Pearson-Korrelation: $r = -.27$) verdeutlichen, dass es sich bei Über- und Unterforderungslangeweile nicht lediglich um das Maximum bzw. Minimum eines unipolaren Konstrukts „Ausmaß an Überforderungslangeweile“ handelt und beide Langeweileformen simultan schwach bzw. stark ausgeprägt sein können.

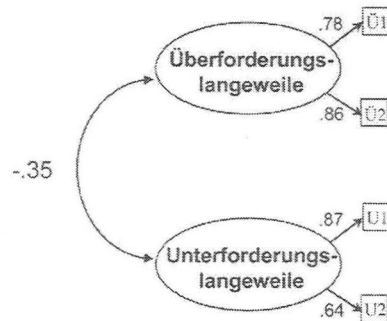


Abbildung 2: Modell zur Testung der strukturellen Validität der Langeweileskalens (dargestellt sind standardisierte Koeffizienten. $N = 500$)

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse zur diskriminanten Validität der Langeweileskalens im Hinblick auf deren Abgrenzung vom akademischen Selbstkonzept der Begabung dargestellt. Bei den Modellen 1 bis 3 werden jeweils zusätzlich zu den drei Selbstkonzeptitems die Items der Langeweileskalens als manifeste Variablen eines gemeinsamen latenten Faktors definiert (Ein-Faktorenmodelle). Bei Modell 1 (M1) sind dies die Items der Skala Überforderungslangeweile, bei M2 die Items der Skala Unterforderungslangeweile und bei M3 die Items beider Langeweileskalens. Durch M4 wurde ein Drei-Faktorenmodell konfirmatorisch getestet, in welchem die Items zum akademischen Selbstkonzept und zur Über- und Unter-

forderungslangeweile jeweils als Indikatoren separater manifester Variablen definiert wurden. Interkorrelationen aller in die Modelle integrierter Variablen finden sich im Anhang B. Die im Gegensatz zu den Ein-Faktorenmodellen (M1-M3) gute Datenanpassung des Dreifaktorenmodells (M4, siehe Tabelle 2) impliziert hohe diskriminante Validität der Items zu Über- und Unterforderungslangeweile; d. h. inhaltlich grenzen sich die Langeweileitems deutlich von jenen zur Erfassung des akademischen Selbstkonzepts der Begabung ab.

Tabelle 2: Testung der diskriminanten Validität der Langeweileskalens – Fit Indizes

	χ^2	df	χ^2/df	GFI	CFI	RMSEA
Einfaktorenmodelle						
M1: Items SK, ÜL auf einen Faktor	118.60	5	23.72	.90	.90	.225
M2: Items SK, UL auf einen Faktor	111.27	5	22.25	.91	.89	.218
M3: Items SK, ÜL, UL auf einen Faktor	235.68	14	18.83	.87	.84	.188
Dreifaktorenmodell						
M4: Items SK, UL, ÜL auf eigenen Faktor	25.62	11	2.33	.98	.99	.054

M: Modell. SK: Selbstkonzept der Begabung, ÜL: Überforderungslangeweile, UL: Unterforderungslangeweile. $N = 500$

In Tabelle 3 sind Mittelwerte und Standardabweichungen aller Untersuchungskalens und der Mathematiknote getrennt nach Geschlecht dargestellt. Der etwas bessere Notendurchschnitt der Jungen unterscheidet sich nicht signifikant von der Mathematiknote der Mädchen ($t = 0.94$, $p = .11$). Auf (sehr) geringe Geschlechtsunterschiede in den mathematischen Leistungen zu Gunsten der Jungen weisen auch Metaanalysen (Hyde, Fennema & Lamon, 1990; Leahey & Guo, 2001), die Ergebnisse der TIMS-Studie (Hosenfeld, Köller & Baumert, 1999) und der PISA 2000-Erhebungen hin (Stanat & Kunter, 2001; eine ausführliche Diskussion zu Geschlechtsdifferenzen in den mathematischen Leistungen findet sich bei Köller & Klieme, 2000).

Tabelle 3: Geschlechterunterschiede in den Untersuchungsskalen

Skalen und Leistung	männlich		weiblich		t
	M	SD	M	SD	
Überforderungslangeweile	4.12	1.92	4.76	2.19	-3.42**
Unterforderungslangeweile	4.83	2.17	4.22	1.91	3.35**
Akademisches Selbstkonzept	10.06	3.30	8.15	3.24	6.47**
Mathematiknote	2.97	1.01	3.11	0.94	-1.61

* $p < .05$. ** $p < .01$. $N = 235$ männlich, $N = 265$ weiblich.

Mädchen zeigen deutlich mehr Überforderungslangeweile ($t = -3.42, p = .001$), weniger Unterforderungslangeweile ($t = 3.35, p = .001$) und ein niedrigeres mathematisches Selbstkonzept der Begabung ($t = 3.24, p < .001$) als Jungen. Derartige Geschlechterdifferenzen beim mathematischen Selbstkonzept der Begabung fanden sich auch bei zahlreichen anderen Studien (z. B. bei der deutschen PISA 2000-Erhebung, Stanat & Kunter, 2003 und der BIJU-Studie, Baumert et al., 1996; siehe auch Götz et al., 2008; Trautwein, 2003; zu internationalen Ergebnissen siehe Marsh & Yeung, 1998).

Zur Testung der Mediationsannahmen wurden ein Mediationsmodell und ein gesättigtes Modell kompetitiv gegeneinander getestet. Die Interkorrelationen aller in die Modelle integrierten manifesten Variablen sind im Anhang B dargestellt. Zunächst ist das Muster an Zusammenhängen im Mediationsmodell als theoriekonform zu bezeichnen (siehe Abbildung 3). Geschlecht und Mathematiknote korrelieren nicht signifikant ($r = .07; p = .11$); gute Mathematiknoten gehen mit einem hohen mathematischen Selbstkonzept einher und Mädchen zeigen trotz gleicher Mathematiknoten eine niedrigere Selbstkonzeptausprägung. Ein stark ausgeprägtes akademisches Selbstkonzept geht zudem mit geringer Überforderungs- und hoher Unterforderungslangeweile einher. Zur kompetitiven Testung wurde ein gesättigtes Modell generiert. Bei diesem sind zusätzlich zu den Pfaden des Mediationsmodells direkte Pfade von der Note und vom Geschlecht zu den beiden Langeweileskalen integriert.

Das Mediationsmodell zeigt durch die Integration zusätzlicher Restriktionen (Nullfixierung der direkten Pfade) einen schlechteren empirischen Fit (höherer χ^2 -Wert). Diese Restriktionen führen jedoch zu keiner signifikanten Verschlechterung der Modellanpassung im Sinne des χ^2 -Vergleichstests ($p = .99$; siehe Tabelle 4; $\Delta\chi^2 = .18$; $\Delta df = 4$) und das Muster ausgewählter Fit-Indizes deutet sogar auf eine bessere Passung des Mediationsmodells hin (siehe χ^2/df , RMSEA in Tabelle 4).

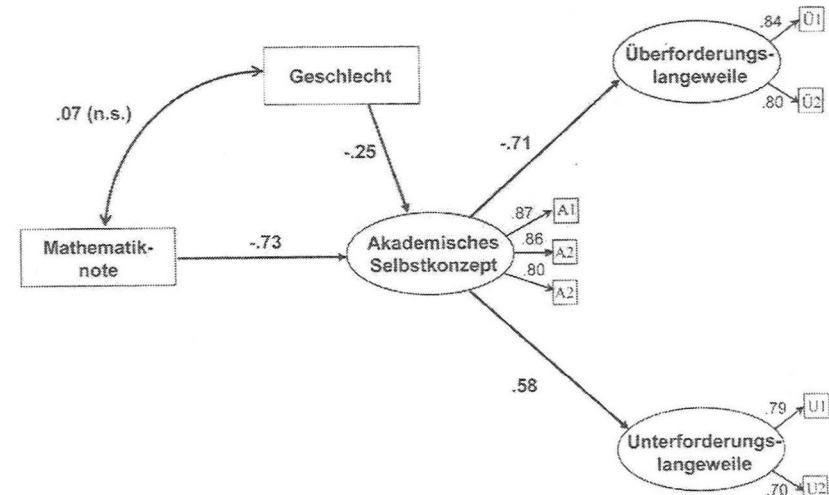


Abbildung 3: Strukturgleichungsmodell zur Testung der Mediationsannahmen
Dargestellt sind standardisierte Koeffizienten. Kodierung des Geschlechts: 1 männlich, 2 weiblich. Noten: von 1 (sehr gut) bis 6 (ungenügend). $N = 500$.

Tabelle 4: Testung der Mediationsannahme – Fit Indizes

	χ^2	df	χ^2/df	GFI	CFI	RMSEA
Mediationsmodell	47.70	24	1.99	.98	.99	.047
Gesättigtes Modell	47.52	20	2.88	.98	.99	.055

$N = 500$

Zudem erreicht keiner der vier beim gesättigten Modell zusätzlich integrierten Pfade das Signifikanzniveau von $p = .05$ (siehe Tabelle 5, standardisierte Werte, $|\text{Pfadkoeffizienten}| = [.00 \text{ bis } .02]$). Insgesamt kann somit die Mediationsannahme anhand der Ergebnisse der kompetitiven Testung bestätigt werden.

Tabelle 5: Pfadkoeffizienten des gesättigten Modells

	Pfadkoeffizient zu		
	Überforderungs- langeweile	Unterforderungs- langeweile	Akademisches Selbstkonzept
Akad. Selbstkonzept	-.72***	.58***	
Note	.00	.00	-.73***
Geschlecht	-.02	-.01	-.25***

Dargestellt sind standardisierte Pfadkoeffizienten. *** $p < .01$. $N = 500$

8. Schlussfolgerungen

Die in der vorliegenden Studie verwendeten attributionsbasierten Skalen zur Erfassung von Über- und Unterforderungslangeweile zeigen hohe strukturelle Validität und grenzen sich empirisch deutlich vom akademischen Selbstkonzept der Begabung ab. Die Mediationsannahmen konnten bestätigt werden: Bei Berücksichtigung des akademischen Selbstkonzepts der Begabung als Mediatorvariable zeigen sich keine signifikanten direkten Effekte der Leistung und des Geschlechts auf Über- und Unterforderungslangeweile.

Aus den Untersuchungsergebnissen lassen sich einige methodische und praktische Implikationen ableiten. Die differenziellen Bezüge von Über- und Unterforderungslangeweile zum akademischen Selbstkonzept, zum Geschlecht und zur Leistung verdeutlichen die Sinnhaftigkeit einer Generierung attributionsbasierter Langeweileskalenskalen. Weitere Studien könnten theoretisch antizipierbare Bezüge dieser beiden Skalen zu anderen psychosozialen Konstrukten (z. B. Motivation, Kontrollkognitionen, selbstregulatorische Kompetenzen, Coping-Strategien) und zu Charakteristika von Lernumwelten untersuchen (z. B. Unterrichtsvariablen, Parental Involvement, Peer-Variablen, Schulstrukturen; zur Bildung von Hochbegabtenklassen und Unter- bzw. Überforderungslangeweile siehe Preckel, Goetz & Frenzel, in press). Zudem wären Zusammenhänge zwischen fachspezifischer Über- bzw. Unterforderungslangeweile mit Leistungen und Selbstkonzepten in anderen Fächern von Interesse (z. B. Überforderungslangeweile in Mathematik und Leistung/Selbstkonzept in Deutsch). Auf der Basis qualitativer Studien und theoretischer Modelle zu Antezedenzen des Langeweileerlebens ist die Generierung weiterer attributionsbasierter Langeweile-Kurzskalen denkbar. Mögliche Skalen wären beispielsweise generalisierte bzw. habituelle Langeweile, d. h. Langeweileerleben im Unterricht aufgrund permanenter, situationsübergreifender Langeweile oder „Zwangslangeweile“ in Anlehnung an Fenichels (1934, S. 279) Ursachenbeschreibung von Langeweile: „Sie tritt ein, wenn man nicht tun darf, was

man will, oder wenn man etwas tun muß, was man nicht will“. Längsschnittliche Untersuchungen könnten die im Modell angenommenen reziproken Beziehungen prüfen (siehe Abbildung 1; vgl. die Analysen zu reziproken Beziehungen bezüglich des Zusammenhangs von Selbstkonzept und Leistung von Guay, Marsh & Boivin, 2003 und Marsh & Yeung, 1998).

Wissen über schüler- bzw. klassenspezifische Ausprägungen von Über- und Unterforderungslangeweile kann für Lehrkräfte hilfreich im Hinblick auf die Optimierung schüler- bzw. klassenadaptiven Unterrichtsgeschehens sein. Diesbezüglich notwendige diagnostische Kompetenzen können beispielsweise gesteigert werden, indem mit Lehrkräften langeweilebezogene Analysen zur Diskrepanz von Schüler selbstberichten und entsprechenden Lehrerperzeptionen durchgeführt werden. Hohe diagnostische Kompetenzen bezüglich des Erkennens von Über- und Unterforderungslangeweile können eine Basis für schüler- und klassenspezifische Interventionsmaßnahmen bilden (z. B. Förderung im Rahmen von Intensivierungsstunden und Förderunterricht). Zur Generierung subjektorientierter Interventionsmaßnahmen (vgl. Götz, Frenzel & Pekrun, 2007) ist es für Lehrkräfte wichtig zu wissen, dass Mädchen im Vergleich zu Jungen im Fach Mathematik trotz gleicher Leistung mehr Über- und weniger Unterforderungslangeweile berichten und die Ursachen hierfür in einer geringeren Ausprägung des akademischen Selbstkonzepts von Mädchen liegen. Adäquates pädagogisches Handeln könnte darin bestehen, das akademische Selbstkonzept der Mädchen im Fach Mathematik durch Reattributionstrainings (vgl. Perry, 1997; Perry & Hall, 2009; Schober, 2002) oder attributionsfokussierendes Instruktions- und Interaktionsgeschehen derart zu modifizieren, dass diese bei Erfolg verstärkt auf Fähigkeiten attribuieren (zu emotionsungünstigen Attributionsmustern bei Mädchen im Kontext von Mathematik vgl. Stipek & Gralinsky, 1991). Auf Individual- und Gruppendiagnostik basierende Interventionsmaßnahmen könnten das Langeweileerleben von Schülern reduzieren und dadurch einen Beitrag zur Steigerung subjektiven Wohlbefindens in der Schule und zur effektiven Ausschöpfung schülerimmanenter Ressourcen leisten – oder mit anderen Worten: erfrischende Turbulenzen in ihrer „Windstille der Seele“ erzeugen.

Literatur

- Baumert, J., Roeder, P. M., Gruchn, S., Heyn, S., Köller, O., Rimmel, R., Schnabel, K. & Seipp, B. (1996). Bildungsverläufe und psychosoziale Entwicklung im Jugendalter (BIJU). In K.-P. Treumann, G. Neubauer, R. Moeller & J. Abel (Hrsg.), Methoden und Anwendungen empirischer pädagogischer Forschung (S. 170-180). Münster: Waxmann.

- Birken, D. (2004). Phänomenologie, Antezedenzen und Coping von Langeweile in der Schule – eine explorative Studie. Schriftliche Hausarbeit als Teil der 1. Staatsexamensprüfung Psychologie mit schulpyschologischem Schwerpunkt. Department Psychologie, Ludwig-Maximilians-Universität München.
- Conrad, P. (1999). It's boring: Notes on the meanings of boredom in everyday life. In B. Glassner & R. Hertz (Eds.), *Qualitative sociology as everyday life*, (pp. 123-133). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Csikszentmihalyi, M. & Larson, R. (1987). Validity and reliability of the experience-sampling method. *Journal of Nervous and Mental Diseases*, 9, 526-536.
- Decher, F. (2000). Besuch vom Mittagsdämon. Philosophie der Langeweile. Lüneburg: zu Klampen Verlag.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being. *American Psychologist*, 55, 34-43.
- Farmer, R. & Sundberg, N. D. (1986). Boredom proneness: The development and correlates of a new scale. *Journal of Personality Assessment*, 50, 4-17.
- Farrell, E., Peguero, G., Lindsey, R. & White, R. (1988). Giving voice to high school students: Pressure and boredom, ya know what I'm sayin'? *American Educational Research Journal*, 25, 489-502.
- Fenichel, O. (1934). Zur Psychologie der Langeweile. *Imago*, 20, 270-281.
- Fenichel, O. (1951). On the psychology of boredom. In D. Rapaport (Ed.), *Organization and pathology of thought* (pp. 349-361). New York: Columbia University Press.
- Geiwitz, P. J. (1966). Structure of boredom. *Journal of Personality and Social Psychology*, 3, 592-600.
- Gith, M. (2004). Langeweile in der Schule – eine qualitative Studie zu Antezedenzen und Coping-Strategien. Unveröffentlichte Magisterarbeit. Institut für Pädagogik, Ludwig-Maximilians-Universität München.
- Gjesme, T. (1977). General satisfaction and boredom at school as a function of the pupils' personality characteristics. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 21, 113-146.
- Goetz, T., Zirngibl, A., Pekrun, R. & Hall, N. C. (2003). Emotions, learning and achievement from an educational-psychological perspective. In P. Mayring & C. von Rhoeneck (Eds.), *Learning emotions: The influence of affective factors on classroom learning* (pp. 9-28). Frankfurt am Main: Peter Lang.
- Götz, T. (2004). Emotionales Erleben und selbstreguliertes Lernen bei Schülern im Fach Mathematik. München: Utz.
- Götz, T. & Frenzel, A. C. (2005). Über- und Unterforderungslangeweile im Mathematikunterricht. München: Ludwig-Maximilians-Universität.

- Götz, T. & Frenzel, A. C. (2006). Phänomenologie schulischer Langeweile. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, 38, 149-153.
- Götz, T., Frenzel, A. C. & Haag, L. (2006). Ursachen von Langeweile im Unterricht. *Empirische Pädagogik*, 20, 113-134.
- Goetz, T., Frenzel, C. A., Hall, N. C. & Pekrun, R. (2008). Antecedents of academic emotions: Testing the internal/external frame of reference model for academic enjoyment. *Contemporary Educational Psychology*, 33, 9-33.
- Götz, T., Frenzel, A. & Pekrun, R. (2007). Regulation von Langeweile im Unterricht Was Schülerinnen und Schüler bei der „Windstille der Seele“ (nicht) tun. *Unterrichtswissenschaft*, 35, 312-333.
- Greenson, R. (1953). On boredom. *Journal of the American Psychoanalytical Association*, 1, 7-21.
- Grubb, E. A. (1975). Assembly line boredom and individual differences in recreation participation. *Journal of Leisure Research*, 7, 256-269.
- Guay, F., Marsh, H. & Boivin, M. (2003). Academic self-concept and academic achievement: Developmental perspectives on their causal ordering. *Journal of Educational Psychology*, 95, 124-136.
- Harris, M.-B. (2000). Correlates and characteristics of boredom proneness and boredom. *Journal of Applied Social Psychology*, 30, 576-598.
- Healy, S. D. (1984). *Boredom, Self, and Culture*. Cranbury, N. J.: Associated University Press.
- Herrmann, F.-W. von (1983, Hrsg.). *Die Grundbegriffe der Metaphysik. Welt – Endlichkeit – Einsamkeit*. Freiburger Vorlesung Wintersemester 1929/1930. In Martin Heidegger, Gesamtausgabe, Bd. 29/30. Frankfurt: Main.
- Hill, A. B. & Perkins, R. E. (1985). Towards a model of boredom. *British Journal of Psychology*, 76, 235-240.
- Hosenfeld, I., Köller, O. & Baumert, J. (1999). Why sex differences in mathematics achievement disappear in German secondary schools: A reanalysis of the German TIMSS-data. *Studies in Educational Evaluation*, 25, 143-161.
- Hyde, J. S., Fennema, E. & Lamon, S. J. (1990). Gender differences in mathematics performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 107, 139-155.
- Iso-Ahola, S. E. & Weissinger, E. (1990). Perceptions of boredom in leisure: Conceptualization reliability, and validity of the Leisure Boredom Scale. *Journal of Leisure Research*, 22, 1-17.
- Jöreskog, K. & Sörbom, D. (2007). LISREL 8.80. Chicago, IL: Scientific Software International.

- Kanevsky, L. & Keighley, T. (2003). On gifted students in school. To produce or not to produce? Understanding boredom and the honor in underachievement. *Roeper Review*, 26, 20-28.
- Kass, S. J. & Vodanovich, S. J. (1990). Boredom proneness: Its relationship to type A behaviour pattern and sensation seeking. *Psychology: A Journal of Human Behavior*, 27, 7-16.
- Köller, O. & Klieme, E. (2000). Geschlechtsdifferenzen in den mathematisch-naturwissenschaftlichen Leistungen. In J. Baumert, W. Bos & R. H. Lehmann (Hrsg.), *TIMSS/III – Dritte Internationale Mathematik- und Naturwissenschaftsstudie: Mathematische und naturwissenschaftliche Bildung am Ende der Schullaufbahn: Bd. 2 Mathematische und physikalische Kompetenzen am Ende der gymnasialen Oberstufe* (S. 373-404). Opladen: Leske + Budrich.
- Kreuzer-Haustein, U. (2001). Zur Psychodynamik der Langeweile. *Forum der Psychoanalyse*, 17, 99-117.
- Kunter, M., Schümer, G., Artelt, C., Baumert, J., Klieme, E., Neubrand, M., Prenzel, M., Schiefele, U., Scheider, W., Stanat, P., Tillmann, K.-J. & Weiß, M. (2002). *PISA 2000: Dokumentation der Erhebungsinstrumente*. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- Larson, R. W. & Richards, M. H. (1991). Boredom in the middle school years: Blaming schools versus blaming students. *American Journal of Education*, 99, 418-443.
- Leahey, E. & Guo, G. (2001). Gender differences in mathematical trajectories. *Social Forces*, 80, 713-732.
- Lee, T. W. (1986). Toward the development and validation of a measure of job boredom. *Manhattan College Journal of Business*, 15, 22-28.
- Lohrmann, K. (2008). *Langeweile im Unterricht*. Münster: Waxmann.
- Marsh, H. W. & Yeung, A. S. (1998). Longitudinal structural equation models of academic self-concept and achievement: Gender differences in the development of math and English constructs. *American Educational Research Journal*, 35, 705-738.
- Marsh, H. W. (1990). The structure of academic self-concept: The Marsh/Shavelson model. *Journal of Educational Psychology*, 82, 623-636.
- Mikulas, W. L. & Vodanovich, S. J. (1993). The essence of boredom. *Psychological Record*, 43, 3-12.
- Möller, J. & Köller, O. (2004). Die Genese akademischer Selbstkonzepte: Effekte dimensionaler und sozialer Vergleiche. *Psychologische Rundschau*, 55, 19-27.
- Pajares, F. & Miller, M. D. (1994). Role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem solving: A path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 86, 193-203.

- Pekrun, R., Goetz, T., Daniels, L. M., Stupnisky, R. H. & Perry, R. P. (in press). Boredom in achievement settings: Exploring appraisal antecedents and performance outcomes of a neglected emotion. *Journal of Educational Psychology*.
- Pekrun, R., Goetz, T. & Frenzel, A. C. (2005). *Achievement Emotions Questionnaire – Mathematics (AEQ-M) – User's manual*. University of Munich: Department of Psychology.
- Pekrun, R., Goetz, T. & Perry, R. P. (2005). *Achievement Emotions Questionnaire (AEQ) – User's manual*. University of Munich: Department of Psychology.
- Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W. & Perry, R. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of qualitative and quantitative research. *Educational Psychologist*, 37, 91-105.
- Pekrun, R., vom Hofe, R., Blum, W., Frenzel, A. C., Goetz, T. & Wartha, S. (2007). Development of mathematical competencies in adolescence: The PALMA longitudinal study. In M. Prenzel (Ed.), *Studies on the educational quality of schools. The final report of the DFG Priority Programme*, S. 17-37. Münster: Waxmann.
- Pekrun, R., vom Hofe, R., Blum, W., Götz, T., Wartha, S., Frenzel, A. & Jullien, S. (2006). Projekt zur Analyse der Leistungsentwicklung in Mathematik (PALMA). *Entwicklungsverläufe, Schülervoraussetzungen und Kontextbedingungen von Mathematikleistungen in der Sekundarstufe I*. In M. Prenzel & L. Allolio-Näcke, (Hrsg.), *Untersuchungen zur Bildungsqualität von Schule. Abschlussbericht des DFG-Schwerpunktprogramms* (S. 21-53). Münster: Waxmann.
- Perkins, R. E. & Hill, A. B. (1985). Cognitive and affective aspects of boredom. *British Journal of Psychology*, 76, 221-234.
- Perry, R. P. (1997). Perceived control in college students: Implications for instruction in higher education. In R. P. Perry & J. C. Smart (Eds), *Effective teaching in higher education* (pp. 11-60). New York: Agathon.
- Perry, R. P. & Hall, N. C. (2009). Attributional retraining. In E. M. Anderman & L. H. Anderman (Eds.), *Psychology of classroom learning: An encyclopedia*. Farmington Hills, MI: Thomson Gale.
- Preckel, F., Goetz, T. & Frenzel, A. C. (in press). Ability grouping of gifted students: Effects on academic self-concept and boredom. *British Journal of Educational Psychology*.
- Ragheb, M. G. & Merydith, S. P. (2001). Development and validation of a unidimensional scale measuring free time boredom. *Leisure Studies*, 20, 41-59.
- Ramos, I. (1996). The role of attribution and significant others in gender differences in mathematics. *Initiatives*, 58, 21-27.

- Robinson, W. P. (1975). Boredom at school. *British Journal of Educational Psychology*, 45, 141-152
- Rule, W. (1998). Unsqueezeing the soul: Expanding choices by reframing and re-directing boredom. *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 28, 327-336.
- Russel, J. A. (1980). A circumplex model of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, 1161-1178.
- Scherer, K. R. (1984). On the nature and function of emotion: a component process approach. In K. R. Scherer & P. Ekman, *Approaches to emotion* (pp. 293-317). Hillsdale: Lawrence Erlbaum.
- Schober, B. (2002). *Entwicklung und Evaluation des Münchner Motivationstrainings (MMT)*. Regensburg: Roderer.
- Shaw, S. M., Caldwell, L. L. & Kleiber, D. A. (1996). Boredom, stress and social control in the daily activities of adolescents. *Journal of Leisure Research*, 28, 274-292
- Smith, R. P. (1981). Boredom: A review. *Human Factors*, 23, 329-340.
- Stanat, P. & Kunter, M. (2001). Geschlechterunterschiede in Basiskompetenzen. In J. Baumert, E. Klieme, M. Neubrand, M. Prenzel, U. Schiefele, W. Schneider, P. Stanat, K.-J. Tillmann & M. Weiß (Hrsg.), *PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich* (S. 249-269). Opladen: Leske und Budrich.
- Stanat, P. & Kunter, M. (2003). Kompetenzerwerb, Bildungsbeteiligung und Schullaufbahn von Mädchen und Jungen im Ländervergleich. In J. Baumert, C. Artelt, E. Klieme, M. Neubrand, M. Prenzel, U. Schiefele, W. Schneider, K.-J. Tillmann & M. Weiß (Hrsg.), *PISA 2000 – Ein differenzierter Blick auf die Länder der Bundesrepublik Deutschland* (S. 211-242). Opladen: Leske und Budrich.
- Stipek, D. J. & Gralinsky, J. H. (1991). Gender differences in children's achievement-related beliefs and emotional responses to success and failure in mathematics. *Journal of Educational Psychology*, 83, 361-371.
- Sundberg, N. D. & Bisno, H. (1983). Boredom and life transition – adolescence and old age. Paper presented at the meeting of the Western Psychological Association, San Francisco, CA.
- Titz, W. (2001). *Emotionen von Studierenden in Lernsituationen. Explorative Analysen und Entwicklung von Selbstberichtskaalen*. Münster: Waxmann.
- Trautwein, U. (2003). *Schule und Selbstwert*. Münster: Waxmann.
- Vodanovich, S. J. & Kass, S. J. (1990) A factor analytic study of the Boredom Proneness Scale. *Journal of Personality Assessment*, 55, 115-123.

- Vodanovich, S. J. (2003a). On the possible benefits of boredom: A neglected area in personality research. *Psychology and Education: An Interdisciplinary Journal*, 40, 28-33.
- Vodanovich, S. J. (2003b). Psychometric measures of boredom: A review of the literature. *The Journal of Psychology*, 137, 569-595.
- Watson, D. & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235.
- Watt, J. D. & Ewing, J. E. (1996). Toward the development and validation of a measure of sexual boredom. *Journal of Sex Research*, 33, 57-66.
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92, 548-573.
- Zuckerman, M. (1979). *Sensation seeking: Beyond the optimal level of arousal*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Anschrift der Autoren:

- Prof. Dr. Thomas Götz, Erziehungswissenschaft / Empirische Bildungsforschung, Universität Konstanz / Pädagogische Hochschule Thurgau (Schweiz), Universitätsstraße 10, 78457 Konstanz, E-Mail: thomas.goetz@uni-konstanz.de
- Prof. Dr. Anne C. Frenzel, Philosophisch-Sozialwissenschaftliche Fakultät, Abteilung Psychologie, Universitätsstr. 10, 86135 Augsburg, E-Mail: anne.frenzel@phil.uni-augsburg.de

Anhang A

Interkorrelationen der Untersuchungsskalen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) Überforderungslangeweile					
(2) Unterforderungslangeweile	-.27	--			
(3) Akademisches Selbstkonzept	-.60	.46	--		
(4) Mathematiknote	.48	-.37	-.69	--	
(5) Geschlecht	.15	-.15	-.28	.07	--

$p < .05$ für $|r| \geq .09$; $p < .01$ für $|r| \geq .11$; $p < .001$ für $|r| \geq .15$. $N = 500$

Anhang B

Standardabweichungen und Interkorrelation der manifesten Variablen des Strukturgleichungsmodells

Variablen		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	SD	Korrelationskoeffizient (Pearson)							
(1) Ü1	1.13	--							
(2) Ü2	1.17	.65	--						
(3) U1	1.17	-.24	-.27	--					
(4) U2	1.16	-.18	-.19	.55	--				
(5) A1	1.10	-.52	-.49	.42	.37	--			
(6) A2	1.44	-.52	-.47	.37	.29	.73	--		
(7) A3	1.24	-.46	-.46	.39	.35	.66	.73	--	
(8) Note	.097	.42	.45	-.34	-.31	-.67	-.62	-.55	--
(9) Geschlecht	.50	.12	.15	-.16	-.11	-.22	-.27	-.27	.07

A1-A3: Akademisches Selbstkonzept; Ü1, Ü2: Überforderungslangeweile; U1, U2: Unterforderungslangeweile. $p < .05$ für $|r| \geq .09$; $p < .01$ für $|r| \geq .11$; $p < .001$ für $|r| \geq .15$. $N = 500$