

University of Louisville

ThinkIR: The University of Louisville's Institutional Repository

Faculty Scholarship

10-2008

Evaluation eines deutschsprachigen Instrumentes zur Erfassung positiver und negativer automatischer Gedanken bei Kindern und Jugendlichen (Evaluation of a German-language tool for measuring positive and negative automatic thoughts in children and adolescents).

Silke Huffziger

Zentralinstitut für Seelische Gesundheit, Mannheim

Thomas D. Meyer

Newcastle University

Simone Seemann

Universität Tübingen

Andrea B. Horn

Albert Ludwigs Universität Freiburg

Gunter Groen

Follow this and additional works at: <https://ir.library.louisville.edu/faculty>
Klinik für Kinder- und Jugendpsychiatrie und Psychotherapie, Rotenburg



Part of the [Cognitive Psychology Commons](#), and the [Counseling Psychology Commons](#)

See next page for additional authors

Original Publication Information

Huffziger, Silke, Thomas D. Meyer, Simone Seemann, Andrea B. Horn, Gunter Groen and Patrick Pössel. "Evaluation eines deutschsprachigen Instrumentes zur Erfassung positiver und negativer automatischer Gedanken bei Kindern und Jugendlichen [Evaluation of a German-language tool for measuring positive and negative automatic thoughts in children and adolescents]." 2008. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie* 37: 255-262.

This Article is brought to you for free and open access by ThinkIR: The University of Louisville's Institutional Repository. It has been accepted for inclusion in Faculty Scholarship by an authorized administrator of ThinkIR: The University of Louisville's Institutional Repository. For more information, please contact thinkir@louisville.edu.

Authors

Silke Huffziger, Thomas D. Meyer, Simone Seemann, Andrea B. Horn, Gunter Groen, and Patrick Pössel

Kolummentitel: Automatische Gedanken bei Kindern und Jugendlichen

**Evaluation eines deutschsprachigen Instrumentes zur Erfassung
positiver und negativer automatischer Gedanken bei Kindern und
Jugendlichen**

Silke Huffziger, Zentralinstitut für Seelische Gesundheit, Mannheim

Thomas D. Meyer, Newcastle University

Simone Seemann, Universität Tübingen

Andrea B. Horn, Universität Freiburg/Université de Fribourg

Gunter Groen, Klinik für Kinder- und Jugendpsychiatrie und Psychotherapie,
Rotenburg

Patrick Pössel, University of Louisville

Korrespondenzadresse:

Patrick Pössel

Educational & Counseling Psychology

University of Louisville

Louisville, KY 40292

USA

Email: patrick.possel@louisville.edu

Zusammenfassung

Theoretischer Hintergrund: Negative automatische Gedanken stellen nach Beck eine wichtige Ursache für depressive Störungen dar.

Fragestellung: Überprüfung der psychometrischen Gütekriterien des deutschen „Fragebogens für negative und positive automatische Gedanken“ (FAG) bei Kindern und Jugendlichen.

Methode: Der Fragebogen wurde an einer unselektierten Stichprobe aus der Allgemeinbevölkerung ($n=952$) zwischen 11 und 16 Jahren untersucht. Die Stichprobe wurde in die beiden Gruppen ≤ 13 Jahre und >13 Jahre aufgeteilt.

Ergebnisse: In der Gruppe ≤ 13 Jahre wurden die Skalen „negative Selbstaussagen“ und „positive Selbstaussagen“, in der Gruppe >13 Jahre die Skalen „negative Selbstaussagen“, „Selbstvertrauen“ und „Wohlbefinden“ faktorenanalytisch extrahiert. Die internen Konsistenzen der FAG-Skalen lagen zwischen .75 und .89. Alle Skalen wiesen signifikante Zusammenhänge mit Depressivität auf und differenzierten zwischen höher und niedriger depressiven Teilnehmern.

Schlussfolgerung: Insgesamt bestätigen die Ergebnisse die Reliabilität und Validität des FAG bei Kindern und Jugendlichen.

Schlüsselwörter: automatische Gedanken, Kinder und Jugendliche, FAG, ATQ, psychometrische Gütekriterien, kognitive Differenzierung

Abstract

Background: Beck postulates negative automatic thoughts as risk factors for depression.

Objective: The presented study examines psychometric properties of the adapted German version of the Automatic Thoughts Questionnaire-Revised (“Fragebogen für negative und positive automatische Gedanken“, FAG) in children and adolescents.

Method: The study investigated an unselected community sample between 11 and 16 years ($n=952$), which was divided into the two groups ≤ 13 years and >13 years.

Results: Factor analyses revealed the scales “negative self-statements” and “positive self-statements” in the group ≤ 13 years and the scales “negative self-statements”, “self-confidence”, and “well-being” in the group >13 years. Internal consistencies ranked between .75 and .89. All scales were significantly associated with depression and differentiated between more and less depressed participants.

Conclusion: The FAG is a reliable and valid instrument to measure negative and positive automatic thoughts in children and adolescents.

Keywords: automatic thoughts, children and adolescents, FAG, ATQ, psychometric properties, cognitive differentiation

Theorie

Das kognitive Modell von Beck (Beck et al., 1996) stellt eine etablierte, empirisch gut überprüfte Theorie zur Ätiologie und Therapie von depressiven Störungen dar. In diesem Modell gelten negative automatische Gedanken als direkte Ursachen depressiver Symptome. Negative automatische Gedanken treten spontan und unbewusst auf und erscheinen meist plausibel. Sie sind ein wichtiger Ansatzpunkt der kognitiven Verhaltenstherapie der Depression, die unter anderem auf eine bewusste Wahrnehmung und Hinterfragung von negativen automatischen Gedanken abzielt. Neben negativen automatischen Gedanken leisten auch positive automatische Gedanken einen wichtigen Beitrag zum Verständnis der kognitiven Mechanismen bei Depression und zur Diskriminierung zwischen Depression und Angst, wobei empirische Befunde zur Differenzierungsfähigkeit positiver automatischer Gedanken jedoch uneindeutig sind (z.B. Pössel et al., 2005; Safren et al., 2000).

Negative und positive automatische Gedanken stellen nicht nur bei Erwachsenen, sondern auch bei Kindern und Jugendlichen wichtige kognitive Konstrukte depressiver Störungen dar. In jüngeren Populationen werden Korrelationen zwischen negativen automatischen Gedanken und depressiven Symptomen im hohen Bereich, zwischen positiven automatischen Gedanken und Depression im mittleren Bereich berichtet (z.B. Garber et al., 1993).

Die Erhebung automatischer Gedanken ist sowohl in der Forschung als auch in der psychotherapeutischen Praxis (z.B. zur Verlaufskontrolle) wichtig. Zur Erfassung selbstbeurteilter automatischer Gedanken existieren im englischen Sprachraum der „Automatic Thoughts Questionnaire“ (ATQ; Hollon & Kendall, 1980) mit 30 Items zu negativen automatischen Gedanken, der „Automatic Thoughts Questionnaire-

Positive“ (ATQ-P; Ingram & Wisnicki, 1988) mit 30 Items zu positiven automatischen Gedanken, und der „Automatic Thoughts Questionnaire-Revised“ (ATQ-R; Kendall et al., 1989). Der ATQ-R misst sowohl negative (anhand 30 Items) als auch positive automatische Gedanken (anhand zehn Items). Im deutschen Sprachraum existiert der „Fragebogen negativer und positiver Automatischer Gedanken“ (FAG; Pössel et al., 2005), der eine übersetzte und verkürzte Version des englischen ATQ-R darstellt. Der FAG enthält zwölf negative Items zur Erfassung negativer automatischer Gedanken und neun positive Items, die positive automatische Gedanken abbilden. Die Items werden in die faktorenanalytisch gewonnenen Subskalen „negative Selbstaussagen“ (z.B. „Niemand versteht mich!“), „Wohlbefinden“ (fünf Items, z.B. „Ich fühle mich gut!“) und „Selbstvertrauen“ (vier Items, z.B. „Ich kann alles erreichen.“) unterteilt. Die Auswahl der insgesamt 21 FAG Items aus den 40 ATQ-R-Items erfolgte aufgrund psychometrischer Analysen, wobei als Kriterien eine befriedigende Trennschärfe und eine eindeutige Zuordnung der Items zu den Subskalen herangezogen wurden.

Den englischen Versionen des ATQ und dem deutschen FAG wurden bei Erwachsenen gute psychometrische Gütekriterien und eine befriedigende Validität bescheinigt (Hollon & Kendall, 1980; Pössel et al., 2005). Zudem wurden der englische ATQ und der englische ATQ-P auch bei Kindern und Jugendlichen eingesetzt und evaluiert (Garber et al., 1993; Jolly & Wiesner, 1996; Kazdin, 1990). Kazdin (1990) weist darauf hin, dass Instruktion und Items des ATQ von Schulkindern verstanden werden können. In seiner durchschnittlich elfjährigen Stichprobe berichtet er eine hohe interne Konsistenz und mittlere Korrelationen mit Depressivität (konvergente Validität).

Eine psychometrische Evaluation des FAG an einer jüngeren deutschen Stichprobe fehlt bisher und ist daher das Ziel der vorliegenden Arbeit. Hierzu wurde eine unselektierte Stichprobe von Schülerinnen und Schülern aus der Allgemeinbevölkerung zwischen elf und 16 Jahren untersucht. Die Stichprobe wurde in die beiden Gruppen Kinder und Jugendliche bis einschließlich 13 Jahre und Jugendliche älter als 13 Jahre eingeteilt.

Der Einteilung der Stichprobe in zwei Altersgruppen liegt die Annahme zugrunde, dass es entwicklungsbezogene Unterschiede im Erleben der depressionsrelevanten kognitiven Komponenten gibt (Garber et al., 1993; Kaslow et al., 2000). So gehen Garber et al. (1993) davon aus, dass die Faktorstruktur von Instrumenten, die negative Kognitionen messen, bei jüngeren Populationen einfacher ist als bei älteren Populationen, weil die entsprechenden Konstrukte entsprechend des allgemeinen kognitiven Entwicklungsstands noch undifferenzierter aufgefasst werden. Kaslow et al. (2000) sehen das Alter zwischen elf und 14 Jahren als eine wichtige Übergangsphase für kognitive Prozesse in Bezug auf die Entwicklung von Depressionen. In der vorliegenden Arbeit soll durch Teilung der Stichprobe in zwei Altersgruppen überprüft werden, ob eine kognitive Ausdifferenzierung in den automatischen Gedanken beobachtet werden kann. Zur Gruppeneinteilung wählten wir eine Altersgrenze von 13 Jahren, die mit dem Erreichen der Pubertät und damit assoziierten höheren Depressions-Prävalenzraten (Angold et al., 1998) in Zusammenhang steht.

Im Folgenden werden die Ergebnisse der psychometrischen Analyse des FAG bei Kindern und Jugendlichen dargestellt. Aufgrund von Faktorenanalysen werden zunächst Aussagen über die Struktur des FAG gemacht, wobei eine altersabhängige Ausdifferenzierung angenommen wird. Für die jüngeren Teilnehmer (≤ 13 Jahre)

erwarten wir eine zweidimensionale Struktur (negative und positive automatische Gedanken), für die älteren Teilnehmer (>13 Jahre) hingegen eine dreidimensionale Struktur, die wie bei den Erwachsenen aus den Subskalen „negative Selbstaussagen“, „Wohlbefinden“ und „Selbstvertrauen“ bestehen sollte. Hinsichtlich der Validität erwarten wir signifikant positive Korrelationen zwischen negativen automatischen Gedanken und Depressivität bzw. Angst, sowie signifikant negative Korrelationen zwischen positiven automatischen Gedanken und Depressivität (konvergente Validität). Keine signifikanten Assoziationen erwarten wir zwischen allen FAG-Skalen und manischen Symptomen, genauso wie zwischen den positiven FAG-Skalen und Angst (diskriminante Validität). Außerdem sollten die FAG-Skalen zwischen niedriger und höher depressiven Teilnehmern differenzieren.

Methode

Stichproben

Die Teilnehmer der Studie bildeten 952 unselektierte Schülerinnen und Schüler der 7. und 8. Klasse, die fünf verschiedene Schulen (13 Klassen) in Bremen sowie zwölf verschiedene Schulen (33 Klassen) in Tübingen und Umland besuchten. Die Schüler waren folgendermaßen auf die verschiedenen Schultypen verteilt: 73% Realschüler, 26% Gymnasiasten und 1% Hauptschüler. Diese unselektierte Stichprobe wurde unterteilt in eine Gruppe ≤ 13 Jahre ($n=555$; Alter: $M=12.66$, $SD=0.48$, Range 11-13; Geschlecht: 268 männlich und 276 weiblich, 11 unbekannt) und in eine Gruppe >13 Jahre ($n=397$; Alter: $M=14.17$, $SD=0.43$, Range 14-16; Geschlecht: 222 männlich und 153 weiblich, 22 unbekannt). Die Schüler gehörten Klassen an, die sich auf Anfrage dazu bereit erklärt hatten, an einer wissenschaftlichen Studie teilzunehmen.

Durchführung

Die Schüler wurden im Klassenverband in der Schule untersucht. Sie nahmen an einem Programm zur Förderung von Kompetenzen im Umgang mit Belastungen teil. In diesem Zusammenhang erfolgte die Datenerhebung für die Evaluation des FAG. In die vorliegenden Analysen gingen jedoch nur Daten ein, die vor Beginn des Förderprogramms erhoben wurden. Die Fragebogenerhebung wurde von trainierten Studenten im Klassenverband durchgeführt. Lehrer waren während der Erhebungen nicht anwesend.

Untersuchungsinstrumente

FAG: Der FAG (Pössel et al., 2005) erfasst negative und positive automatische Gedanken. Personen schätzen auf einer fünfstufigen Skala (1-überhaupt nicht, 2-manchmal, 3-zum Teil, 4-oft, 5-die ganze Zeit) ein, wie häufig ihnen entsprechende Gedanken in der letzten Woche durch den Kopf gingen. Bei Erwachsenen extrahierten Pössel et al. (2005) die drei Skalen „negative Selbstaussagen“ (zwölf Items), „Wohlbefinden“ (fünf Items) und „Selbstvertrauen“ (vier Items). Weiterhin zeigten Pössel et al. (2005), dass in einer Erwachsenenstichprobe aus der Allgemeinbevölkerung und in einer klinischen Stichprobe aus verschiedenen stationären, teilstationären und ambulanten psychiatrisch und psychologischen Einrichtungen die drei FAG-Skalen interne Konsistenzen (Cronbach's α) zwischen .67 und .94 aufwiesen. Die FAG-Skala „negative Selbstaussagen“ korrelierte in beiden Stichproben signifikant mit Depressivität ($r=.67-.75$), manischen Symptomen ($r=.29-.57$) und Angst ($r=.50-.66$). In der klinischen Stichprobe erwiesen sich beide positive Skalen als depressionsspezifisch und waren weder mit Angst noch Manie signifikant assoziiert. In der Allgemeinbevölkerung konnten für die Skala „Selbstvertrauen“ keine Zusammenhänge mit den untersuchten Außenkriterien

identifiziert werden, die Skala „Wohlbefinden“ war sowohl mit Depressivität ($r=-.41$) als auch mit Angst ($r=-.21$) signifikant assoziiert.

Selbstbeurteilungsbogen für Angststörungen (SBB-ANG) und *Selbstbeurteilungsbogen für depressive Störungen (SBB-DES)*; Döpfner & Lehmkuhl, 2000): Der SBB-DES und der SBB-ANG orientieren sich an den Diagnosekriterien von ICD-10 (Dilling et al., 2000) und DSM-IV (Saß et al., 1996). Auf einer vierstufigen Skala schätzen die Jugendlichen ein, wie zutreffend die Item-Beschreibungen für sie sind (Schweregrad). Der SBB-ANG enthält 31 Items, die den vier Symptomgruppen Trennungsangst, Generalisierte Angst, Soziale Angst und Spezifische Phobie zugeteilt werden. Der SBB-DES enthält 29 Items aus den vier Symptomgruppen Depressive Symptome, Somatisches Syndrom und Dysthymia nach ICD-10 und Dysthyme Störung nach DSM-IV. Es werden Kennwerte für die Gesamtskalen Angststörungen und Depressive Symptome berechnet. In der vorliegenden Arbeit wurden die Werte „Gesamtskala Angststörungen Schweregrad“ und „Depressive Symptome Schweregrad“ verwendet. Die internen Konsistenzen in der vorliegenden Stichprobe lagen bei .89 beziehungsweise .85 (Cronbach's α).

Allgemeine Depressionsskala (ADS); Hautzinger & Bailer, 1993): Die ADS erfasst gegenwärtige depressive Symptome und besteht aus 20 Items. Eine erweiterte Fassung (*ADMS*; Meyer & Hautzinger, 2001) enthält zusätzlich neun Items zur Erfassung hypomaner und manischer Symptome. Personen schätzen die Häufigkeit von depressiven beziehungsweise manischen Symptomen in der letzten Woche anhand einer vierstufigen Skala ein. Die internen Konsistenzen (Cronbach's α) bei Kindern und Jugendlichen zwischen 13 und 17 Jahren betragen für die Depressionsskala .85 und für die Manieskala .64. Beide Skalen korrelieren zu $r=.17$ (Meyer & Hautzinger, 2001).

Datenanalyse

Zunächst sollten explorative Faktorenanalysen (Hauptkomponentenanalysen mit anschließender Varimax-Rotation) – getrennt für die Gruppen ≤ 13 und > 13 Jahre – Aufschluss über die faktorielle Struktur des FAG liefern. Die Ergebnisse der Faktorenanalysen wurden zudem für die Itemanalyse herangezogen. In Anlehnung an Safren et al. (2000) sollte die jeweils höchste Faktorenladung einen Wert von $> .40$ erreichen und Differenzen zwischen der höchsten Faktorenladung eines Items auf einem Faktor und der nächst höheren Faktorenladung dieses Items auf einem anderen Faktor $> .10$ betragen. Anschließend wurden im Rahmen der Itemanalyse Popularität und Trennschärfe des FAG in den beiden Gruppen ≤ 13 und > 13 Jahre berechnet. Konventionsgemäß sollte die Popularität zwischen $.10$ und $.90$ liegen und die Trennschärfe $> .30$ betragen (z.B. Lienert & Raatz, 1998). Außerdem wurden interne Konsistenzen (Cronbach's α) und die Kriteriumsvalidität bestimmt. Die Bestimmung der Kriteriumsvalidität erfolgte anhand Produkt-Moment-Korrelationen zwischen den FAG-Skalen und verschiedenen intervallskalierten Außenkriterien (validierte Selbst- und Fremdbeurteilungsinstrumente). Schließlich sollten t-Tests für unabhängige Stichproben Aufschluss darüber geben, ob der FAG bei Kindern und Jugendlichen zwischen hoch und niedrig Depressiven differenziert (FAG-Skalen als abhängige Variablen). Hierzu wurden die beiden Gruppen ≤ 13 Jahre und > 13 Jahre getrennt voneinander anhand eines Mediansplits (ADS) in hoch und niedrig Depressive unterteilt.

Die Auswertung der Daten erfolgte mit dem Programmpaket „SPSS 14 for Windows“.

Ergebnisse

Itemanalyse

Faktorenanalyse. Die Faktorenanalyse in der Gruppe ≤ 13 Jahre ergab zwei Faktoren mit einem Eigenwert $\lambda > 1$ (Kaiser-Guttman-Kriterium), die insgesamt 45.69% der Varianz aufklärten. Die Faktoren wurden als „negative Selbstaussagen“ (Varianzaufklärung 24.43%, 12 Items) und „positive Selbstaussagen“ (Varianzaufklärung 21.26%, 9 Items) bezeichnet, da sie jeweils alle negativen beziehungsweise alle positiven Items umfassten. In der Gruppe > 13 Jahre konnten die drei Faktoren „negative Selbstaussagen“ (12 Items), „Selbstvertrauen“ und „Wohlbefinden“ mit einem Eigenwert $\lambda > 1$ extrahiert werden, die jeweils 25.60%, 13.47% und 12.65% der Varianz aufklärten (insgesamt 51.72%). Abweichend von der Evaluation bei den Erwachsenen (Pössel et al., 2005) zeigte Item 21 „Ich bin glücklicher als die meisten Menschen“ eine höhere Ladung auf dem Faktor „Selbstvertrauen“ (.55) als auf dem Faktor „Wohlbefinden“ (.41). Dennoch wurde das Item für die weiteren Analysen dem Faktor „Wohlbefinden“ zugeordnet, der somit wie bei den Erwachsenen fünf Items umfasste und der Faktor „Selbstvertrauen“ vier Items. Durch diese Itemzuordnung konnte die Vergleichbarkeit mit der Erwachsenenversion gesichert werden, was bei zukünftigen Anwendungen des FAG eine für Erwachsene und Kinder/ Jugendliche einheitliche Auswertung ermöglicht. Die Daten der Faktorenanalysen und die Zuordnung der Items zu den Faktoren sind in Tabelle 1 dargestellt.

Zur Auswertung der Faktorenanalysen im Rahmen der Itemanalyse wurde auf Vorschläge von Safren et al. (2000) zurückgegriffen (siehe Datenanalyse). Alle Items außer Item 2 bei den ≤ 13 Jährigen, das eine Ladung von .29 ($< .40$) auf dem ersten Faktor aufwies, erfüllten die erwünschten Kriterien. Da Item 2 bei den ≤ 13 Jährigen dennoch eindeutig dem ersten Faktor zugewiesen werden konnte, wurde es

beibehalten, somit sind Kinder-, Jugendlichen- und Erwachsenenversionen (siehe Pössel et al., 2005) des FAG identisch.

Popularität. Fast alle Itemmittelwerte lagen konventionsgemäß zwischen 1.50 und 4.50, was aufgrund des 5-stufigen Antwortformats des FAG einer Popularität zwischen .10 und .90 entspricht. Nur Item 19 in der Gruppe ≤ 13 Jahre wies einen Mittelwert von $P=1.48$ auf, was aufgrund der geringen Abweichung jedoch als unbedeutend eingestuft wird.

Part-whole korrigierte Trennschärfe. In der Gruppe ≤ 13 Jahre konnten part-whole korrigierte Trennschärfen zwischen .22 (Item 2) und .67 (Items 13 und 15) ermittelt werden, in der Gruppe >13 Jahre Werte zwischen .36 (Item 2) und .71 (Item 19). Die Werte können konventionsgemäß als akzeptabel bezeichnet werden. Nur Item 2 bei den ≤ 13 Jährigen wies einen Wert unter .30 auf.

Reliabilität

Interne Konsistenz. In der Gruppe ≤ 13 Jahre lagen die internen Konsistenzen (Cronbach's α) für beide Skalen bei jeweils .87. In der Gruppe >13 Jahre konnten Werte von .89 für die Skala „negative Selbstaussagen“, .75 für die Skala „Selbstvertrauen“ und .82 für die Skala „Wohlbefinden“ ermittelt werden.

Validität

Kriteriumsvalidität. Die Korrelationen der FAG-Skalen mit den verschiedenen Außenkriterien sind in Tabelle 2 dargestellt. In der Gruppe ≤ 13 Jahre zeigte die Skala „negative Selbstaussagen“ signifikant positive Korrelationen mit dem SBB-DES, der Depressionsskala der ADS, der Manieskala der ADS und dem SBB-ANG. Die Skala „positive Selbstaussagen“ korrelierte signifikant negativ mit der Depressionsskala der ADS. Außerdem konnte eine signifikante, aber nur geringe positive Korrelation mit der Manieskala der ADS ermittelt werden. Mit dem SBB-

DES und dem SBB-ANG zeigte die Skala „positive Selbstaussagen“ keine signifikanten Korrelationen.

In der Gruppe >13 Jahre korrelierte die Skala „negative Selbstaussagen“ genau wie in der Gruppe ≤ 13 Jahre signifikant positiv mit allen Außenkriterien. Die Skala „Selbstvertrauen“ wies eine signifikant negative Korrelationen mit der Depressionsskala der ADS sowie eine geringe signifikant negative Korrelationen mit dem SBB-DES und eine geringe signifikant positive Korrelationen mit der Manieskala der ADS auf. Mit dem SBB-ANG zeigte die Skala keine signifikante Korrelation. Die Skala „Wohlbefinden“ war signifikant negativ assoziiert mit dem SBB-DES, der Depressionsskala der ADS und dem SBB-ANG. Die Korrelation dieser Skala mit der Manieskala der ADS blieb gering und war nicht signifikant.

Differenzierungsfähigkeit des FAG. Zur Ermittlung der Differenzierungsfähigkeit der FAG-Skalen zwischen höher und niedriger Depressiven wurde in den beiden Gruppen ≤ 13 Jahre und >13 Jahre anhand der Depressionsskala der ADS ein Mediansplit durchgeführt. Sowohl in der Gruppe ≤ 13 Jahre (Median ADS=14) als auch in der Gruppe >13 Jahre (Median ADS=13) zeigten t-Tests erwartungsgemäß signifikante Unterschiede zwischen den niedriger und den höher depressiven Teilnehmern auf allen FAG-Skalen (Tabelle 3). Höher depressive Teilnehmer erreichten höhere Werte auf der Skala „negative Selbstaussagen“ und geringere Werte auf den Skalen „positive Selbstaussagen“, „Selbstvertrauen“ und „Wohlbefinden“ als niedriger depressive Teilnehmer.

Diskussion

Die Überprüfung der psychometrischen Gütekriterien des deutschsprachigen „Fragebogens negativer und positiver automatischer Gedanken“ (FAG) bestätigt, dass der Fragebogen in seiner 21-Item-Form, wie er für Erwachsene evaluiert wurde

(Pössel et al., 2005), auch in jüngeren Populationen eingesetzt werden kann. Bei Kindern ≤ 13 Jahren zeigte sich eine zweifaktorielle Struktur mit den beiden Skalen „negative Selbstaussagen“ und „positive Selbstaussagen“. Bei Jugendlichen > 13 Jahren konnten die Skalen „negative Selbstaussagen“, „Selbstvertrauen“ und „Wohlbefinden“ extrahiert werden, was der bei den Erwachsenen gefundenen dreifaktoriellen Struktur entspricht. Trennschärfen und interne Konsistenzen (Cronbach's α) des FAG bei Kindern und Jugendlichen sind weitgehend als gut zu bezeichnen und vergleichbar mit den Werten der deutschen Erwachsenenstichprobe (Pössel et al., 2005). Lediglich drei Items wiesen geringfügige Abweichungen von den zur Itemselektion herangezogenen Kriterien auf. Da diese Abweichungen jedoch sehr gering waren und sich eine einheitliche Fragebogenform für verschiedene Altersgruppen als ökonomisch erweist, wurden entsprechende Items beibehalten.

Die Überprüfung der Validität lieferte insgesamt befriedigende bis gute Ergebnisse, besonders hinsichtlich der konvergenten Validität und der Differenzierungsfähigkeit der FAG-Skalen. Die Skala „negative Selbstaussagen“ zeigte in beiden Altersgruppen bedeutsame positive Zusammenhänge mit fast allen Außenkriterien und erwies sich somit nicht als störungsspezifisch. Die positiven Skalen lieferten ein differenzierteres Bild in Bezug auf ihre Zusammenhänge mit den untersuchten Außenkriterien. Die Skala „Wohlbefinden“ scheint bei den > 13 Jährigen zur Differenzierung zwischen uni- und bipolaren affektiven Störungen geeignet zu sein.. Die Skala „Selbstvertrauen“ konnte in dieser Gruppe nicht zwischen uni- und bipolaren affektiven Störungen differenzieren, jedoch zwischen Depression und Angst. Damit können entsprechende Befunde in einer klinischen Erwachsenenpopulation zur Abgrenzung von Depressivität und Angst mit Hilfe dieser Skala (siehe Pössel et al., 2005) bestätigt werden.

Die Skala „positive Selbstaussagen“ in der Gruppe ≤ 13 Jahre zeigte erwartungsgemäß einen bedeutsamen negativen Zusammenhang mit Depressivität erfasst durch die ADS. Der Zusammenhang mit der Depressionsskala des SBB lag entgegen den Erwartungen jedoch im unbedeutsamen Bereich. Hierzu ist anzumerken, dass die Korrelationen der FAG-Skalen mit dem SBB-DES in allen untersuchten Stichproben geringer ausfielen als mit der ADS Depressionsskala, so dass das Ausbleiben bedeutsamer Korrelationen zwischen den SBB-Skalen und der FAG-Skala „positive Selbstaussagen“ zum Teil durch eine andere inhaltliche Ausrichtung der SBB-Skalen verursacht sein könnte. Da derzeit erst begrenzt Daten zu den SBB-Skalen vorliegen ist diese Vermutung nicht eindeutig belegbar und kann erst durch weitere psychometrische Untersuchungen näher aufgeklärt werden.

In der vorliegenden Arbeit wurde die unselektierte Stichprobe aufgrund ihres Alters in zwei Gruppen eingeteilt (≤ 13 Jahre und > 13 Jahre), um die Hypothese zu untersuchen, ob in der älteren Gruppe eine differenziertere Struktur der automatischen Gedanken beobachtet werden kann als in der jüngeren Gruppe. In dieser Hinsicht zeigte sich in der jüngeren Gruppe eine zweifaktorielle, in der älteren Gruppe eine dreifaktorielle Struktur in den mit dem FAG erfassten negativen und positiven automatischen Gedanken. Diese kognitive Ausdifferenzierung in den automatischen Gedanken stellt unter entwicklungspsychologischen Gesichtspunkten ein interessantes Ergebnis dar und könnte gespiegelt sein in den häufig dokumentierten höheren Depressionsprävalenzen bei Jugendlichen als bei Kindern (z.B. Kessler & Walters, 1998). Unsere Befunde passen zu den Ergebnissen und Überlegungen von Garber et al. (1993) und Joiner et al. (1996), die ebenfalls auf differenziertere kognitive Strukturen mit zunehmendem Alter hinweisen, wobei diese Arbeiten sich nicht auf automatische Gedanken beschränken. Die von uns

aufgestellte Hypothese, dass der altersassoziierten Faktorenstruktur des FAG auch inhaltliche Bedeutung im Hinblick auf die kognitive Differenziertheit zukommen könnte, bedarf unbedingt weiterer empirischer Überprüfung an Gruppen mit breiterem Altersrange und unter Einbeziehung von Variablen wie Geschlecht, kognitivem Entwicklungsstand und weiteren individuellen Einflussfaktoren. Entwicklungspsychopathologische Schlussfolgerungen sollten aufgrund unserer Arbeit nicht gezogen werden, da nur im Querschnitt erhobene Daten vorliegen und somit kausale Zusammenhänge zwischen automatischen Gedanken und psychopathologischen Symptomen nicht untersucht werden konnten.

Obwohl unsere Arbeit erste Hinweise für kognitive Veränderungen ab 13 Jahren liefert, kann nicht davon ausgegangen werden, dass diese Altersgrenze starr ist. Für die Wahl des Cut-offs von 13 Jahren sprachen pragmatische Gründe (ähnliche Gruppengrößen) und insbesondere das Erreichen der Pubertät, der hinsichtlich der Entwicklungspsychopathologie depressiver Störungen eine besondere Bedeutung zukommt (siehe Angold et al., 1998). Weitere Arbeiten an Stichproben mit breiterem Altersranges als in der vorliegenden Arbeit sollten die von uns gefundenen Hinweise auf eine altersabhängige kognitive Ausdifferenzierung jedoch unbedingt überprüfen.

Eine wichtige Frage ist, inwieweit der FAG, der als Instrument für Erwachsene evaluiert wurde, unverändert für Kinder und Jugendliche übernommen werden kann. Es sollte berücksichtigt werden, dass es Kindern möglicherweise schwerer fällt, zwischen den untereinander ähnlichen Items zu differenzieren. Im englischen Sprachraum gehen verschiedene Autoren (Glass & Arnkoff, 1997; Kazdin, 1990) jedoch davon aus, dass ATQ und ATQ-P ohne inhaltliche Überarbeitung bei Kindern angewendet werden können, was empirisch bestätigt wurde (Jolly & Wiesner, 1996; Kazdin, 1990). Insgesamt zeichnet sich der FAG durch eine gut verständliche

Instruktion und durch überwiegend sprachlich einfache, klare und kurze Itemformulierungen aus, die von Elfjährigen mit durchschnittlicher Lesefähigkeit verstanden werden können (Kazdin, 1990). Wir gehen daher davon aus, dass der FAG bei Kindern und Jugendlichen ohne sprachliche Überarbeitung einsetzbar ist. Die in dieser Arbeit berichteten psychometrischen Kennwerte (z.B. Trennschärfe, Validität) unterstützen diese Annahme.

Als weitere kritische Punkte an der vorliegenden Arbeit sind anzumerken, dass nur Selbstbeurteilungen zum Einsatz kamen und dass keine klinische Stichprobe in die Untersuchung eingeschlossen wurde. Außerdem können aufgrund der Stichprobenzusammensetzung die vorliegenden Ergebnisse nicht auf Hauptschüler übertragen werden, da diese nur 1% der untersuchten Schüler ausmachten. Zukünftige Studien sollten diese Punkte unbedingt berücksichtigen, indem sie Fremdbeurteilungen durch Eltern, Lehrer und klinische Beurteiler sowie weitere Stichproben (insbesondere Hauptschüler) einbeziehen.

Aufgrund der vorliegenden Ergebnisse lässt sich schlussfolgern, dass der FAG bei Kindern und Jugendlichen aus der Allgemeinbevölkerung als reliables und valides Maß einsetzbar ist und differenzielle Zusammenhänge zu verschiedenen Psychopathologien aufweist. Die Anwendung des FAG ist darüber hinaus zeitökonomisch und nicht nur im Forschungskontext sondern auch in der klinischen Praxis möglich. Beispielsweise ist sein Einsatz zur therapeutischen Verlaufskontrolle denkbar, da gezeigt werden konnte, dass automatische Gedanken den Behandlungserfolg bei depressiven Jugendlichen medieren (Kaufman et al., 2005).

Literatur

Angold, A., Costello, E.J. & Worthman, C.M. (1998). Puberty and depression: the roles of age, pubertal status and pubertal timing. *Psychological Medicine*, 28, 51-61.

Beck, A.T., Rush, A.J., Shaw, B.F. & Emery, G. (1996). *Kognitive Therapie der Depression* (5. Aufl.). Weinheim: Psychologie Verlags Union.

Dilling, H., Mombour, W. & Schmidt, M.H. (2000). *Internationale Klassifikation psychischer Störungen: ICD-10, Kapitel V (F)* (4. erg. Aufl.). Göttingen, Toronto, Seattle: Huber.

Döpfner, M. & Lehmkuhl, G. (2000). *DISYPS-KJ – Diagnostik System für psychische Störungen im Kindes- und Jugendalter nach ICD-10 und DSM-IV*. Bern, Göttingen, Toronto, Seattle: Huber.

Garber, J., Weiss, B. & Shanley, N. (1993). Cognitions, Depressive Symptoms, and Development in Adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 47-57.

Glass, C.R. & Arnkoff, D.B. (1997). Questionnaire Methods of Cognitive Self-Statement Assessment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65, 977-927.

Hautzinger, M. & Bailer, M. (1993). *Allgemeine Depressionsskala*. Göttingen: Beltz.

Hollon, S.D. & Kendall, P.C. (1980). Cognitive Self-Statements in Depression: Development of an Automatic Thoughts Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 4, 383-395.

Jolly, J.B. & Wiesner, D.C. (1996). Psychometric Properties of the Automatic Thoughts Questionnaire-Positive with Inpatient Adolescents. *Cognitive Therapy and Research*, 20, 481-498.

- Ingram, R.E. & Wisnicki, K.S. (1988). Assessment of Positive Automatic Cognition. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*, 898-902.
- Joiner, T.E. & Rudd, M.D. (1996). Toward a Categorization of Depression-Related Psychological Constructs. *Cognitive Therapy and Research, 20*, 51-68.
- Kaslow, N.J., Adamson, L.B. & Collins, M.H. (2000). A Developmental Psychopathology Perspective on the Cognitive Components of Child and Adolescent Depression. In A.J Sameroff, M. Lewis & S.M. Miller. *Handbook of Developmental Psychopathology* (2nd ed.). New York: Kluwer.
- Kaufman, N.K., Rohde, P. & Seeley, J.R. (2005). Potential mediators of cognitive-behavioral therapy for adolescents with comorbid major depression and conduct disorder. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 73*, 38-46.
- Kazdin, A.E. (1990). Evaluation of the Automatic Thoughts Questionnaire: Negative Cognitive Processes and Depression among Children. *Psychological Assessment, 2*, 73-79.
- Kendall, P.C, Howard, B.L. & Hays, R.C. (1989). Self-Referent Speech and Psychopathology: The Balance of Positive and Negative Thinking. *Cognitive Therapy and Research, 13*, 583-598.
- Kessler, R. C. & Walters, E. E. (1998). Epidemiology of DSM-III-R major depression and minor depression among adolescents and young adults in the National Comorbidity Survey. *Depression and Anxiety, 7*, 3-14.
- Lienert, G.A. & Raatz, U. (1998). *Testaufbau und Testanalyse* (6. Aufl.). Weinheim: Beltz.
- Meyer, T.D. & Hautzinger, M. (2001). Allgemeine Depressions-Skala (ADS) – Normierung an Minderjährigen und Erweiterung zur Erfassung manischer Symptome (ADMS). *Diagnostica, 47*, 208-215.

Pössel, P., Seemann, S. & Hautzinger, M. (2005). Evaluation eines deutschsprachigen Instrumentes zur Erfassung positiver und negativer automatischer Gedanken. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 34, 27-34.

Safren, S.A., Heimberg, R.G., Lerner, J., Henin, A., Warman, M. & Kendall, P.C. (2000). Differentiating Anxious and Depressive Self-Statements: Combined Factor Structure of the Anxious Self-Statements Questionnaire and the Automatic Thoughts Questionnaire-Revised. *Cognitive Therapy and Research*, 24, 327-344.

Saß, H., Wittchen, H.U. & Zaudig, M. (1996). *Diagnostisches und Statistisches Manual Psychischer Störungen: DSM-IV*. Göttingen: Hogrefe.

Tabelle 1: Rotierte Komponentenmatrix der FAG-Items in den beiden Gruppen ≤ 13 und > 13

Jahre

	≤ 13 Jahre ($n=555$)		> 13 Jahre ($n=397$)		
	NA	PA	NA	SV	WB
1. Ich bin stolz auf mich selbst.	-0.004	.605	-0.065	.527	.297
2. Warum gewinne ich nie?	.287	.071	.448	.071	-.029
3. Niemand versteht mich!	.633	-.073	.549	.071	-.154
4. Ich fühle mich gut!	-.287	.639	-.218	.312	.689
5. Ich glaube, es geht nicht weiter.	.622	-.115	.661	-.057	-.148
6. Ich wünschte, ich wäre ein besserer Mensch.	.590	-.091	.657	.019	-.038
7. Ganz egal was passiert, ich weiß ich werde es bewältigen.	.052	.686	-.063	.801	.070
8. Ich kann alles erreichen.	-.017	.727	-.038	.741	.305
9. Ich halte es nicht mehr aus.	.720	-.129	.688	-.033	-.260
10. Was ist falsch an mir?	.691	-.130	.720	-.176	-.112
11. Ich fühle mich wohl.	-.270	.697	-.240	.321	.710
12. Ich bringe nichts auf die Reihe.	.668	-.131	.703	-.133	-.004
13. Ich vertraue mir, ich kann alles tun, was ich mir vornehme.	-.033	.769	-.068	.761	.155
14. Was ist los mit mir.	.686	-.091	.703	-.063	.004
15. Ich bin sehr glücklich.	-.353	.702	-.172	.358	.722
16. Mein Leben ist ein einziges Chaos.	.682	-.096	.644	-.124	-.127
17. Das ist super!	-.148	.692	-.055	.124	.770
18. Ich werde es nie schaffen!	.559	-.133	.679	-.192	-.111
19. Ich fühle mich so hilflos.	.676	-.113	.763	-.087	-.148
20. Irgendwas muss sich ändern!	.676	-.096	.641	-.056	-.051
21. Ich bin glücklicher als die meisten anderen Menschen.	-.054	.707	-.052	.554	.414
Eigenwert λ	5.13	4.46	5.38	2.83	2.66

Anmerkungen: Die Faktorenladungen, nach denen die Items den Faktoren zugeordnet

werden, sind fett markiert. NA = „Negative Selbstaussagen“, PA = „Positive

Selbstaussagen“, SV = „Selbstvertrauen“, WB = „Wohlbefinden“.

Tabelle 2: Korrelationsmatrix der FAG-Skalen mit dem SBB (≤ 13 Jahre: $n=117^1$; >13 Jahre: $n=184^1$) und der ADS (≤ 13 Jahre: $n=140^1$; >13 Jahre: $n=422^1$)

	SBB-DES	SBB-ANG	ADS-D	ADS-M
≤ 13 Jahre				
Negative Selbstaussagen	.34**	.36**	.73**	.30**
Positive Selbstaussagen	-.16	-.09	-.53**	.21*
>13 Jahre				
Negative Selbstaussagen	.59**	.50**	.67**	.35**
Selbstvertrauen	-.18*	-.04	-.29**	.19**
Wohlbefinden	-.29**	-.25**	-.46**	.05

Anmerkungen: * $p < .05$, ** $p < .01$. SBB-DES = Selbstbeurteilungsbogen für depressive

Störungen, SBB-ANG = Selbstbeurteilungsbogen für Angststörungen, ADS-D =

Allgemeine Depressionsskala - Depressionsskala, ADS-M = Allgemeine

Depressionsskala - Manieskala. ¹ Für die Berechnung der Korrelationskoeffizienten

wurden Subgruppen der Stichprobe herangezogen, da eine Subgruppe der

Teilnehmer nur den SBB und eine andere Subgruppe nur die ADS ausfüllte.

Tabelle 3: Deskriptive Werte auf den FAG-Skalen nach Mediansplit an der Depressionsskala der ADS (ADS-D) und Ergebnisse der t-Tests

Gruppe		<i>n</i> ¹	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i> -Wert	<i>df</i>	<i>p</i> -Wert
<i>≤13 Jahre</i>							
Negative	Niedrig Depressive	68	18.50	5.48	-7.95	107.36	.000
Selbstaussagen	Hoch Depressive	65	28.54	8.66			
Positive	Niedrig Depressive	63	27.14	6.25	4.88	126	.000
Selbstaussagen	Hoch Depressive	65	21.46	6.90			
<i>>13 Jahre</i>							
Negative	Niedrig Depressive	190	20.05	5.90	-10.2	278.32	.000
Selbstaussagen	Hoch Depressive	173	28.76	9.72			
Selbstvertrauen	Niedrig Depressive	195	11.63	3.75	5.71	371	.000
	Hoch Depressive	178	9.50	3.43			
Wohlbefinden	Niedrig Depressive	194	16.34	3.89	8.29	368	.000
	Hoch Depressive	176	12.84	4.23			

Anmerkungen: ADS-D = Allgemeine Depressionsskala - Depressionsskala. ¹ Für die Berechnungen wurde eine Subgruppe der Stichprobe herangezogen, da nicht alle Teilnehmer die ADS ausfüllten.