

Diagnostik von Selbstekel im Rahmen der Depression

Anne Schienle · Rottraut Ille · Markus Sommer · Martin Arendasy

Institut für Psychologie, Karl-Franzens-Universität Graz, Österreich

Schlüsselwörter

Selbstekel · Fragebogen · Personenbezogener Ekel · Verhaltensbezogener Ekel · Depression

Zusammenfassung

Hintergrund: Selbstekel beschreibt die Abscheu, die gegen spezifische Aspekte der eigenen Person gerichtet ist und könnte deshalb eine wichtige Rolle für depressive Störungen spielen. Ziel einer ersten Studie war die Entwicklung eines Messinstruments, das sowohl in psychisch gesunden als auch klinischen Populationen eingesetzt werden kann. **Methodik:** Eine erste Version des Fragebogens zur Erfassung des Selbstekels (FESE) wurde von 895 Probanden im Alter zwischen 15 und 71 Jahren bearbeitet. **Ergebnisse:** Die Hauptachsenanalyse mit schiefwinkliger Rotation ergab für die Daten der ersten Teilstichprobe ($n = 302$) 2 inhaltlich relevante Faktoren: «personenbezogener Ekel» (9 Items, Abwertung des eigenen äußeren Erscheinungsbildes und der Persönlichkeit) und «verhaltensbezogener Ekel» (5 Items, Abwertung des eigenen Verhaltens). Diese Lösung konnte durch eine konfirmatorische Faktoranalyse über die zweite Teilstichprobe ($n = 593$) bestätigt werden. In einer zweiten Studie erzielten depressive Patienten in stationärer Therapie höhere FESE-Werte als gesunde Kontrollprobanden. **Schlussfolgerungen:** Der FESE ist ein reliabler, valider und ökonomischer Fragebogen zur Erfassung des Selbstekels, dessen klinische Relevanz für Patienten mit einer Depression aufgezeigt werden konnte. Die Untersuchung weiterer klinischer Störungen mittels dieses Instruments erscheint vielversprechend.

Keywords

Self-disgust · Questionnaire · Person-related disgust · Behavior-related disgust · Depression

Summary

Diagnosis of Self-Disgust in the Context of Depression

Background: Self-disgust is the revulsion that is directed against specific aspects of one's own self. It may play an important role for depression. In a first study we aimed at developing a self-disgust questionnaire that can be used in clinical as well as non-clinical samples. **Methods:** A preliminary questionnaire for the assessment of self-disgust (QASD) was answered by 895 participants aged between 15 and 71 years. **Results:** The principle axis factoring analysis with oblique rotation on the data of the first subsample ($n = 302$) had revealed 2 relevant dimensions: 'person-related disgust' (9 items, devaluation of one's own physical appearance and personality) and 'behavior-related disgust' (5 items, devaluation of one's own behavior). This solution was approved by a confirmatory factor analysis with the second subsample ($n = 593$). In a second study, depressed inpatients scored significantly higher on the QASD than healthy controls. **Conclusions:** The FESE is a reliable, valid, and economic questionnaire for the assessment of self-disgust, and its clinical relevance was proved for patients with depression. The investigation of other clinical disorders by means of this instrument appears promising.

Einleitung

Ekel ist eine Basisemotion, die ihrem Ursprung nach den Organismus vor Infektion schützen soll und deshalb krank-

heitsvermeidendes Verhalten motiviert [z.B. Oaten et al., 2009]. Typische Auslöser von Ekel sind in diesem Sinne verdorbene Nahrungsmittel, mangelhafte Hygiene sowie Kontakt mit kranken und toten Organismen [Rozin et al., 2000].

Ekel als ein protektiver Mechanismus im Sinne eines ‚behavioralen Immunsystems‘ motiviert deren Vermeidung bzw. Zurückweisung [Curtis et al., 2011].

Neben der ursprünglichen Funktion der Ekelemotion als Schutzmechanismus des Körpers hat sich im Laufe der Entwicklung eine zusätzliche soziokulturelle Komponente herausgebildet, die dem Schutz der Seele dienen soll [Rozin et al., 2000]. Demnach kann sozial inakzeptables bzw. unmoralisches Verhalten ekelrelevant werden. Diese Form des Ekels dient der Vermeidung und Abgrenzung von Personen, die soziale Normen verletzen, und greift damit regulierend in das Zusammenleben von Menschen ein [Tybur et al., 2009]. Der soziomoralische Ekel ist eng mit den beiden aus dieser Primäremotion abgeleiteten Gefühlen Schuld und Scham assoziiert, die aus der Bewertung persönlicher Mängel (Scham) bzw. eigenen Fehlverhaltens (Schuld) resultieren [Cohen et al., 2011].

Die erwähnten Auslöser von Ekel sind ohne Ausnahme in der äußeren Umwelt zu finden. Allerdings kann Ekel nicht nur nach außen gerichtet sein, sondern auch gegen die eigene Person. Diese Art der Ekelreaktion wird als Selbstekel bezeichnet [Power und Dalgleish, 1997]. Overton et al. [2008] schlagen basierend auf ihren faktorenanalytischen Befunden vor, dass es sich bei Selbstekel um ein zweidimensionales Konstrukt handelt, wobei personaler Ekel, der vor allem auf das äußere Erscheinungsbild gerichtet ist, und behavioraler Ekel mit einer abwertenden Sicht des eigenen Verhaltens voneinander abgegrenzt werden können. Somit weist Selbstekel inhaltliche Überschneidungen mit dem Konzept des soziomoralischen Ekels auf [Rozin et al., 2000], ist jedoch nicht nach außen, sondern nach innen gerichtet. Interessanterweise wurde Selbstekel bisher kaum erforscht, obwohl dieser für die Psychopathologie eine bedeutende Rolle spielen könnte [Phillips et al., 1998].

Im Gegensatz dazu gibt es umfangreiche Untersuchungen zum ‚externalen Ekel‘, und eine Vielzahl von Daten impliziert eine erhöhte Ekelempfindlichkeit (habituelle Neigung einer Person, Ekel zu erleben) bei verschiedenen psychischen Störungen. Dazu zählen spezifische Phobien des Tier- und Bluttypus [Schienle et al., 2008; Leutgeb et al., 2012], Zwangsstörungen [Muris et al., 2000; Schienle et al., 2005], Schizophrenien [Ille et al., 2010; Schienle et al., 2003] und Borderline-Persönlichkeitsstörungen [Rüsch et al., 2010; Schienle et al., 2003, 2013]. Befunde zu weiteren psychischen Störungen wie z.B. der Depression sind inkonsistent [Muris et al., 2000; Power und Tarsia, 2007; Schienle et al., 2003]. Zwar gibt es im Rahmen von Depressionen dysfunktionale Ekelreaktionen, diese sind jedoch vor allem gegen die eigene Person gerichtet. Dies wurde bereits in der ersten Version des Beck-Depressions-Inventars [BDI; Beck et al., 1961] berücksichtigt, das ein Selbsthass-Item enthält, wobei eine der Abstufungen «I am disgusted with myself» lautet. Die ekelrelevante Antwortoption wurde jedoch aus den neueren Versionen dieses Fragebogens entfernt.

Weitere Hinweise auf eine erhöhte Ausprägung von Selbstekel bei Personen mit Depressionsneigung erbrachte eine Studie von Overton et al. [2008]. Anhand einer Stichpro-

be von 111 College-Studenten entwickelten die Autoren eine Selbstekelskala. Deren Summenscore korrelierte positiv mit den Werten eines Depressionsfragebogens. Darüber hinaus stellte Selbstekel einen Mediator zwischen dysfunktionalen Kognitionen bezüglich des eigenen Selbstwerts und depressiven Tendenzen dar. Letzterer Befund konnte von Simpson et al. [2010] repliziert und erweitert werden, wobei ebenfalls eine Stichprobe von Studenten untersucht wurde. Schließlich konnten Powel et al. [2013] im Rahmen einer Längsschnittstudie mit einer Laufzeit von einem Jahr zeigen, dass die individuelle Neigung zu Selbstekel das Auftreten depressiver Symptome vorhersagen konnte. Kritisch muss zu den aufgeführten Befunden angemerkt werden, dass in keiner der genannten Arbeiten gesicherte Depressionsdiagnosen vorlagen.

Die vorliegende Studie hatte das Ziel, einen reliablen und validen Fragebogen zur Erfassung des Selbstekels (FESE) zu entwickeln, der sowohl in psychisch gesunden als auch klinischen Populationen eingesetzt werden kann. Darüber hinaus sollte die Bedeutung des Selbstekels in einer Patientengruppe mit diagnostizierter Major Depression untersucht werden.

Methodik

Studie 1

Stichprobe

Die Stichprobe für die Fragebogenentwicklung bestand aus 201 (22,5%) männlichen und 694 (77,5%) weiblichen Teilnehmern im Alter zwischen 15 und 71 Jahren (Mittelwert (M) = 22; Standardabweichung (SD) = 8). Die Ausbildungsjahre variierten zwischen 8 und 20 Jahren (M = 12; SD = 2). Von den teilnehmenden Personen berichteten 811 (90,6%) keine psychischen Probleme. Die übrigen Teilnehmer waren Patienten einer psychiatrischen Klinik (Universitätsklinik für Psychiatrie, Graz, Österreich) mit verschiedenen Diagnosen wie Borderline-Persönlichkeitsstörung, Major Depression, Zwangsstörung und Schizophrenie. Die Gesamtstichprobe wurde zufallsmäßig in 2 Teilstichproben unterteilt. Die erste Teilstichprobe bestand aus 67 (22,2%) männlichen und 235 (77,8%) weiblichen Teilnehmern, während sich die zweite Teilstichprobe aus 134 (22,6%) männlichen und 459 (77,4%) weiblichen Teilnehmern zusammensetzte. Die erste Stichprobe wurde herangezogen, um zunächst explorativ und anschließend konfirmatorisch nach einer passenden Faktorenstruktur zu suchen. Die zweite Stichprobe diente der Validierung und Kreuzvalidierung der anhand der ersten Stichprobe ermittelten Faktorenlösung. Sie wurde bewusst größer angelegt, um eine höhere Sensitivität für mögliche Fehlspezifikationen des Faktorenmodells zu erzielen. Die beiden Teilstichproben unterschieden sich bezüglich der Geschlechterverteilung ($\chi^2(1) = 0,019$, $p = 0,889$; Kontingenzkoeffizient (CC) = 0,005), des Alters ($Z = -1,143$; $p = 0,253$) und des psychopathologischen Status ($\chi^2(5) = 4,589$, $p = 0,468$; $CC = 0,071$) nicht voneinander.

Fragebögen

Zusätzlich zu einer ersten Version des FESE wurden folgende Selbst-erfassungsskalen vorgegeben: (a) Der Fragebogen zur Erfassung von Ekelempfindlichkeit [FEE; Schienle et al., 2002] beschreibt 32 Situationen, die auf einer 5-stufigen Likert-Skala bezüglich des erlebten Ekels bewertet werden (0 = «nicht eklig»; 4 = «sehr eklig»). Der FEE hat 5 Subskalen: Tod, Verdrornes, orale Abwehr, mangelnde Hygiene und Körperausscheidungen (Cronbachs $\alpha = 0,90$). (b) Die Skala zur Erfassung von Ekelsensitivität [SEE; Schienle et al., 2010] besteht aus 7 Items

Tab. 1. Standardisierte Faktorladungen der revidierten 4-Faktoren-Lösung

Nr.	Item-Inhalt	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	Faktor 4
1	Die meisten Leute mögen mich nicht besonders.	0,437			
2	Ich mache Dinge, die ich widerlich finde.		0,763		
3	Ich fühle mich gedemütigt.		0,884		
4	Ich genieße es, ich selbst zu sein.			0,892	
5	Ich finde mich abstoßend.	0,773			
6	Ich verachte mich dafür, wie ich mich benehme.	0,747			
7	Ich fühle mich schuldig.		0,915		
8	Ich schäme mich für mich selbst.	0,858			
9	Ich schätze mich als Person.			0,852	
10	Einige meiner Verhaltensweisen stoßen andere ab.		0,606		
11	Ich bereue mein Verhalten.		0,834		
12	Es stört mich, mich selbst zu betrachten.	0,636			
13	Mein Verhalten zieht andere an.			0,522	
14	Ich achte darauf, mich gut zu benehmen.				0,632
15	Ich hasse einige meiner Persönlichkeitseigenschaften.	0,592			
16	Ich finde mich attraktiv.			0,701	
17	Ich verachte mich selbst.	0,789			
18	Ich kann mich selbst nicht ausstehen.	0,793			
19	Andere schätzen mein Benehmen.				0,962
20	Ich finde es unangenehm, meine Problemzonen zu berühren.	0,485			

Faktor 1: personenbezogener Selbstekel; Faktor 2: verhaltensbezogener Selbstekel; Faktor 3 + 4: positive Füll-Items.

(5-stufig), die sich auf die Bewertung eigener Ekelgefühle beziehen (z.B. «Es ist mir peinlich, wenn jemand bemerkt, dass ich mich ekle»). Cronbachs α beträgt 0,85. (c) Das BDI [deutsche Version: Hautzinger et al., 1994] besteht aus 21 Items (Cronbachs $\alpha = 0,88$), die auf 4-stufigen Skalen zu bewerten sind. Ein Summenwert von ≥ 18 weist auf klinische Relevanz hin. (d) Die Rosenberg-Selbstwertkala [deutsche Version: Ferring und Filipp, 1996] erfasst das globale Selbstwertgefühl und besteht aus einer Guttman-Skala mit 10 Items, die anhand 4-stufiger Antworten («stimmt völlig» bis «stimmt gar nicht») bewertet werden (z.B. «Alles in allem bin ich mit mir selbst zufrieden»). Cronbachs α liegt bei 0,88.

Fragebogenkonstruktion

Zunächst war der ins Deutsche übertragene und von einem Muttersprachler rückübersetzte Fragebogen zum Selbstekel von Overton et al. [2008] an eine Stichprobe von Studenten ($n = 123$) vergeben worden. Hier zeigten sich jedoch fast durchgängig unzureichende Trennschärfen der Items, sodass insgesamt 26 neue Items durch die Autoren formuliert wurden. Eine erste Überprüfung dieser Vorversion des FESE erfolgte mittels der ersten Teilstichprobe. Aufgrund der vorgenommenen Revision des Fragebogens wurde hierzu eine explorative Faktorenanalyse durchgeführt. Da die Daten nicht normalverteilt waren, aber ansonsten die Voraussetzungen für eine explorative Faktorenanalyse erfüllten (Bartlett-Test: $\chi^2(325) = 5\,510,846$, $p < 0,001$; Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium: 0,892; Measure of Sampling Adequacy (MSA) der Items $< 0,080$), wurde eine Hauptachsenanalyse berechnet. Das Eigenwertkriterium, der Scree-Plot-Verlauf und die Parallelanalyse nach Horn sprachen übereinstimmend für eine 4-Faktoren-Lösung. Zur besseren Interpretation der Faktoren wurden die 4 extrahierten Faktoren schiefwinklig rotiert (Oblim: $\Delta = 0$). Das oben beschriebene Vorgehen bei der Extraktion und Bestimmung der Faktorenanzahl sowie das Vorgehen bei der Wahl des Rotationsalgorithmus entsprechen den aktuellen Best-Practice-Empfehlungen zur Durchführung einer explorativen Faktorenanalyse [vgl. Fabrigar et al., 1999; Gorsuch, 1983; Osborne und Castello, 2005] und tragen zudem dem Umstand Rechnung, dass Overton et al. [2008] in den von ihnen extrahierten Faktoren separierbare Facetten des übergeordneten Konstrukts Selbstekel sahen. Eine Inspektion der Mustermatrix zeigte, dass 6 Items essenzielle Doppelladungen aufwiesen. Diese Items wurden daher in

einem nächsten Schritt aus dem Fragebogen ausgeschlossen. Mit den verbliebenen 20 Items wurde erneut eine Hauptachsenanalyse mit anschließender schiefwinkliger Rotation durchgeführt. Dieses Vorgehen entsprach hier exakt dem oben bereits beschriebenen Vorgehen zur Extraktion und Bestimmung der Faktorenanzahl sowie zur Rotation der so extrahierten Faktoren. Daraus resultierte ebenfalls eine 4-Faktoren-Lösung, die zusammen 58,57% der Varianz aufklärte. Die Mustermatrix dieser 4-Faktoren-Lösung kann Tabelle 1 entnommen werden.

Der erste Faktor war durch 9 Items markiert, die Ekel aufgrund der eigenen Persönlichkeit oder äußeren Erscheinung thematisierten, während der zweite Faktor durch 5 Items definiert wurde, die Ekel vor den eigenen Verhaltensweisen ausdrückten. Die beiden Faktoren erwiesen sich als moderat korreliert ($r = 0,246$). Der dritte und vierte Faktor erfasste Selbstliebe bzw. Normbewusstheit, die als Methodenfaktoren aufgrund positiver Item-Formulierungen interpretiert wurden.

Die Passung des explorativ ermittelten Faktorenmodells auf die beiden Teildatensätze wurde in einem nächsten Schritt mithilfe einer konfirmatorischen Faktorenanalyse überprüft. Hierbei wurde in einem ersten Auswerteschritt in beiden Stichproben getrennt ein 4-Faktoren-Modell mit einer Einfachstruktur spezifiziert. Dies bedeutet, dass alle Items jeweils nur auf einem der 4 Faktoren laden. Zudem wurde angenommen, dass die Fehlervarianzen der Items unkorreliert sind. Zur Modellidentifikation wurde jeweils ein Marker-Item pro Faktor auf 1 fixiert. Da die Daten nicht normalverteilt waren, wurde der robuste Maximum-Likelihood-Schätzalgorithmus [MLR; Muthén und Muthén, 2006] zur Schätzung der Modellparameter herangezogen. Alle Berechnungen wurden mit dem Softwarepaket MPlus durchgeführt. Die Passung des Modells in beiden Teilstichproben wurde in Übereinstimmung anhand folgender Cut-off-Werte für die globalen Fit-Statistiken überprüft: nicht signifikanter χ^2 -Test, Comparative Fit Index (CFI) $\geq 0,95$ und Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) $\leq 0,06$ [vgl. Hu und Bentler, 1999; Jackson et al., 2009; Marsh et al., 2004]. Das oben beschriebene Faktorenmodell zeigte eine gute Passung auf die Daten der ersten ($\chi^2(164) = 329,804$; $p < 0,001$; CFI = 0,952; RMSEA = 0,058) wie auch zweiten ($\chi^2(164) = 471,828$; $p < 0,001$; CFI = 0,952; RMSEA = 0,056) Teilstichprobe. Zudem erwiesen sich in beiden Teilstichproben alle Modellparameter als statistisch signifikant.

Abb. 1. Fragebogen zur Erfassung des Selbst-ekels (FESE).

		trifft überhaupt nicht zu	trifft etwas zu	teils – teils	trifft ziemlich zu	trifft völlig zu
		0	1	2	3	4
1.	Die meisten Leute mögen mich nicht besonders.					
2.	Ich mache Dinge, die ich widerlich finde.					
3.	Ich fühle mich gedemütigt.					
4.	Ich finde mich abstoßend.					
5.	Ich verachte mich dafür, wie ich mich benehme.					
6.	Ich fühle mich schuldig.					
7.	Ich schäme mich für mich selbst.					
8.	Einige meiner Verhaltensweisen stoßen andere ab.					
9.	Ich bereue mein Verhalten.					
10.	Es stört mich, mich selbst zu betrachten.					
11.	Ich hasse einige meiner Persönlichkeitseigenschaften.					
12.	Ich verachte mich selbst.					
13.	Ich kann mich selbst nicht ausstehen.					
14.	Ich empfinde es als unangenehm, meine Problemzonen zu berühren.					

Die Generalisierbarkeit der Faktorenlösung über die beiden Teilstichproben hinweg wurde mithilfe von konfirmatorischen Mehrgruppen-Faktorenanalysen untersucht [vgl. Cheung und Rensvold, 2002; Meredith, 1993; Matsumoto und Van de Vijver, 2011]. Hierbei zeigte sich, dass die Faktorenanzahl und die Ladungsmuster in beiden Teilstichproben invariant waren (konfigurale Invarianz: $\chi^2(328) = 980,392$; $p < 0,001$; CFI = 0,936; RSMEA = 0,037). Zudem erwiesen sich auch die Faktorladungen selbst (metrische Invarianz: $\chi^2(344) = 1\,003,271$; $p < 0,001$; CFI = 0,937; RSMEA = 0,037; $\Delta\chi^2(16) = 22,879$; $p = 0,117$) sowie die Intercept-Terme ($\chi^2(364) = 1\,019,568$; $p < 0,001$; CFI = 0,938; RSMEA = 0,035; $\Delta\chi^2(20) = 16,297$; $p = 0,698$; $\Delta\text{CFI} = 0,001$) als invariant in den beiden Teilstichproben. Dies bedeutet, dass von einer gelungenen Kreuzvalidierung und Generalisierbarkeit der Faktorenlösung über die beiden Teilstichproben hinweg ausgegangen werden kann.

In der Gesamtstichprobe wurden folgende Skalenmittelwerte erzielt: «personenbezogener Ekel»: $M = 0,584$ ($SD = 0,634$) und «verhaltensbezogener Ekel»: $M = 1,035$ ($SD = 1,072$). Männer gaben einen stärker ausgeprägten verhaltensbezogenen Ekel als Frauen an ($M_{\text{Männer}} = 1,242$; $SD = 1,207$; $M_{\text{Frauen}} = 0,975$; $SD = 1,023$; $t(893) = 3,1$; $p = 0,002$), während Frauen tendenziell höheren personenbezogenen Ekel aufwiesen ($M_{\text{Männer}} = 0,509$; $SD = 0,589$; $M_{\text{Frauen}} = 0,605$; $SD = 0,645$; $t(893) = 1,9$; $p = 0,057$).

Für die Validierung waren zusätzliche Inventare zur Erfassung der Ekel-empfindlichkeit, Ekelsensitivität, Depression und des Selbstwerts in der Konstruktionsstichprobe ($n = 895$) vorgegeben worden. Es ergaben sich positive Korrelationen zwischen der FESE-Subskala «personenbezogener Ekel» und Depression (BDI, $r = 0,691$; $p < 0,001$) sowie Ekelsensitivität (SEE, $r = 0,314$; $p < 0,001$), nicht jedoch mit Ekel-empfindlichkeit (FEE, $r = -0,001$). «Verhaltensbezogener Ekel» korrelierte positiv mit dem BDI ($r = 0,147$; $p < 0,001$) und dem FEE ($r = 0,793$; $p < 0,001$). Der Zusammenhang mit der SEE war

vernachlässigbar ($r = -0,015$). Außerdem korrelierten beide FESE-Subskalen negativ mit der Rosenberg-Selbstwertskala («personenbezogener Ekel»: $r = -0,322$, $p < 0,001$; «verhaltensbezogener Ekel»: $r = -0,327$, $p < 0,001$).

Studie 2

Stichprobe

Für die klinische Überprüfung des FESE wurden 37 Patienten mit der Diagnose Major Depression (25 Frauen, 12 Männer) im Durchschnittsalter von 25 Jahren ($SD = 9,8$) und $M = 10,5$ ($SD = 2,4$) Ausbildungsjahren untersucht, die eine stationäre Therapie in der Universitätsklinik für Psychiatrie in Graz (Österreich) durchliefen. Für 6 Frauen war dies der erste stationäre Aufenthalt, für 3 der zweite, und 5 Frauen waren bereits mehr als 2 Mal in stationärer Behandlung gewesen, wobei der erste Aufenthalt im Mittel 19,92 Monate ($SD = 33,20$), also mehr als 1,5 Jahre zurücklag. Alle Patienten nahmen zum Zeitpunkt der Testung, bei der computerisierte Versionen der Fragebögen auszufüllen waren, Antidepressiva ein. 5 Personen nahmen zusätzlich Antipsychotika, 2 Personen Benzodiazepine, 3 Personen Antipsychotika und Benzodiazepine und eine Person ein Antiepileptikum ein. Von einer Testperson gibt es dazu keine Angaben. Die Depressionsgruppe wurde mit einer gesunden Kontrollgruppe parallelisiert nach Alter ($M = 24,9$ Jahre; $SD = 9,6$), Geschlecht (25 Frauen, 12 Männer) und Bildungsstatus ($M = 11$ Ausbildungsjahre; $SD = 9,6$) verglichen. Für die Studie, die den ethischen Standards der Deklaration von Helsinki folgt, liegt ein positives Votum der Medizinischen Universität Graz vor. Von jedem Teilnehmer wurde eine schriftliche Einverständniserklärung eingeholt.

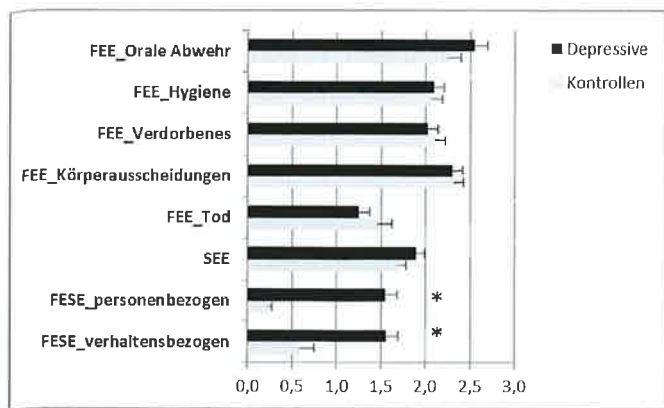


Abb. 2. Ekelreaktivität (M, SE) von depressiven und gesunden Personen. FEE = Fragebogen zur Erfassung der Ekelempfindlichkeit; SEE = Skala zur Erfassung der Ekelsensitivität; FESE = Fragebogen zur Erfassung des Selbstekels; * = signifikante Gruppenunterschiede.

Ergebnisse

Der FESE (Abb. 1) wurde zusammen mit weiteren Fragebögen zur Erfassung von Ekel (SEE, FEE) vorgegeben, um dann Varianzanalysen (bzw. t-Tests) mit den Faktoren Gruppe (Depressive, Kontrolle) und Geschlecht (Männer, Frauen) durchzuführen.

Für den FESE ergab sich ein signifikanter Gruppeneffekt ($F(1,70) = 50,4; p < 0,001$), nicht aber für Geschlecht oder die Interaktion Gruppe $\times$ Geschlecht (Abb. 2). Depressive Patienten wiesen sowohl einen stärker ausgeprägten personenbezogenen ($M_{\text{Depressive}} = 1,55; SD = 0,78; M_{\text{Kontrollen}} = 0,23; SD = 0,22; t(72) = 9,9; p < 0,001$) als auch verhaltensbezogenen Selbstekel ($M_{\text{Depressive}} = 1,56; SD = 0,80; M_{\text{Kontrollen}} = 0,60; SD = 0,95; t(72) = 4,8; p < 0,001$) auf.

Bezüglich des externalen Ekels unterschieden sich beide Gruppen nicht ($F(1,70) = 0,2, p = 0,89$), was alle Subskalen des FEE betraf (alle $p > 0,14$). Ausschließlich der Geschlechtereffekt wurde signifikant ($F(1,70) = 22,8; p < 0,001$) mit durchgängig höheren FEE-Werten der Frauen. Ein marginal signifikanter Gruppeneffekt wurde für die Ekelsensitivität gefunden ($M_{\text{Depressive}} = 1,9; SD = 0,53; M_{\text{Kontrollen}} = 1,69; SD = 0,50; t(72) = 1,72; p = 0,089$).

Diskussion

Vorrangiges Ziel dieser Untersuchung war die Entwicklung eines deutschsprachigen reliablen und validen Fragebogens zur Erfassung des Selbstekels (FESE). Der FESE besteht aus 14 Items, die auf 5-stufigen Skalen zu bewerten sind («0» trifft überhaupt nicht zu, «4» trifft völlig zu). Die berechnete Hauptachsenanalyse und nachfolgende konfirmatorische Faktorenanalyse hatten 4 Faktoren ergeben. 2 der Faktoren stellen Methodenfaktoren dar, die inhaltlich nicht zentral für das Konstrukt Selbstekel sind. Die zugehörigen positiv formu-

lierten Items könnten jedoch als Füll-Items in der endgültigen Version des Fragebogens belassen werden, um Irritationen bei den Probanden aufgrund der durchgehend negativen Item-Formulierung* vorzubeugen. Die erste Subskala des FESE mit der Bezeichnung «personenbezogener Selbstekel» (9 Items) beschreibt die Abwertung der eigenen Person. Typische Items betreffen die Herabsetzung des eigenen äußeren Erscheinungsbildes (z.B. «Ich empfinde es als unangenehm, meine Problemzonen zu berühren») und bestimmter persönlicher Merkmale (z.B. «Ich hasse einige meiner Persönlichkeitseigenschaften»). Der zweite FESE-Faktor besteht aus 5 Items, die sich auf die Abwertung des eigenen Verhaltens beziehen (z.B. «Ich mache Dinge, die ich widerlich finde») und kann daher als «verhaltensbezogener Selbstekel» interpretiert werden. Die 2 Faktoren korrelierten mäßig hoch miteinander. Daraus lässt sich schließen, dass die beiden Merkmalsdimensionen des Selbstekels teilweise voneinander unabhängig sind und daher auch unterschiedlich mit anderen Persönlichkeitsmerkmalen und mit spezifischen Psychopathologien assoziiert sein können.

Dies wurde mittels Korrelationsanalysen untersucht, die ergaben, dass die Dimension «personenbezogener Selbstekel» des FESE positiv mit Ekelsensitivität assoziiert war, nicht aber mit Ekelempfindlichkeit. Folglich ist Ekel, der gegen die eigene Person gerichtet ist, hauptsächlich mit Problemen bei der Regulation von Ekelgefühlen (Ekelsensitivität) verbunden. Dieser Befund könnte in Zusammenhang mit der Entwicklung von Therapiemethoden zur Reduktion erhöhten Selbstekels wichtig sein. Trainingsmethoden, die einen effizienteren Umgang mit den eigenen Ekelreaktionen ermöglichen, könnten auch einen positiven Effekt in Hinblick auf Selbstverachtung haben. Diese Hypothese sollte empirisch überprüft werden.

Im Gegensatz dazu beobachteten wir eine hohe positive Korrelation zwischen der Dimension «verhaltensbezogener Selbstekel» und Ekelempfindlichkeit, während diese Facette des Selbstekels unabhängig von Ekelsensitivität war. Dies wirft die Frage auf, ob verhaltensbezogener Ekel eine Form von Selbstekel ist, die durch andere Personen initiiert und infolgedessen eng mit dem nach außen gerichteten Konzept der Ekelempfindlichkeit assoziiert ist. In diesem Sinne könnte verhaltensbezogener Ekel als seine Form internalisierten Ekels verstanden werden, der durch andere Personen angestoßen wird.

Darüber hinaus zeigte sich eine positive Beziehung zwischen Selbstekel und depressiven Tendenzen in der Konstruktionsstichprobe mit überwiegend psychisch gesunden Personen. Dieser Befund stimmt mit früheren Untersuchungen überein [Overton et al., 2008; Simpson et al., 2010], die aufzeigen, dass Selbstekel einen wesentlichen Aspekt bei Depressionsneigungen darstellt. Da Selbstekel eng mit von Ekel abgeleiteten Gefühlen, insbesondere Scham und Schuld, assoziiert ist, die bei depressiven Patienten häufig zu beobachten sind (und als Schlüsselsymptom der Major Depression gelten), erscheint eine Beziehung zwischen Selbstekel und Depression nur logisch. In

früheren Untersuchungen hatte sich gezeigt, dass Selbstekel einen Mediator zwischen dysfunktionalen Kognitionen im Sinne einer Selbstabwertung und der für Depression typischen Symptomatik darstellt [Whelton und Greenberg, 2005].

Die nur mäßig hohen negativen Korrelationen zwischen den beiden Subskalen des FESE und den Werten auf der globalen Selbstwertskala von Rosenberg machen jedoch deutlich, dass Selbstekel nicht einfach durch niedrigen Selbstwert zu erklären ist, sondern eine spezifische Facette einer dysfunktionalen Relation zum eigenen Erscheinungsbild und Verhalten darstellt.

Die klinische Relevanz des Konstrukts wurde durch die zweite Studie an depressiven Patienten untermauert. Sowohl betroffene Männer wie auch Frauen waren durch erhöhte FESE-Werte gekennzeichnet. Dieser Befund verweist darauf, sich im Rahmen der Depressionsdiagnostik nicht nur auf negative Emotionen wie Niedergeschlagenheit und Angst zu konzentrieren, sondern weitere Facetten emotionaler Dysfunktionen, nämlich den Selbstekel zu berücksichtigen.

Als kritisch muss die kleine Stichprobe an relativ jungen depressiven Patienten angemerkt werden, und dass fast alle von ihnen mit Antidepressiva und/oder Antipsychotika therapiert wurden. Dies könnte zu einer Veränderung der untersuchten Variablen geführt haben. Allerdings ist im Falle der therapeutischen Wirkung der Medikation eine Verringerung des Unterschiedes zu gesunden Kontrollpersonen zu erwarten, sodass die Ausprägung von Selbstekel und externalem Ekel bei depressiven Personen möglicherweise unterschätzt wurde. Schließlich weisen 2 Items des FESE, die Schuldgefühle und Selbsthass betreffen, Überschneidungen im Wortlaut mit dem BDI auf. Dies sollte bei einer zukünftigen Optimierung des Fragebogens verändert werden.

Disclosure Statement

Die Autoren erklären hiermit, dass keinerlei Interessenskonflikte in Bezug auf dieses Manuskript bestehen.

Literatur

- Beck AT, Ward CH, Mendelson M, Mock J, Erbaugh J: An inventory for measuring depression. *Arch Gen Psychiatry* 1961;4:561–571.
- Cheung GW, Rensvold RB: Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling* 2002;9:233–255.
- Cohen TR, Wolf ST, Panter AT, Insko CA: Introducing the GASP scale: a new measure of guilt and shame proneness. *J Pers Soc Psychol* 2011;100:947–966.
- Curtis V, de Barra M, Aunger R: Disgust as an adaptive system for disease avoidance behavior. *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci* 2011;366:389–401.
- Fabrigar LR, Wegener DT, MacCallum RC, Strahan EJ: Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychol Methods* 1999;4:272–299.
- Ferring D, Filipp S-H: Messung des Selbstwertgefühls: Befunde zur Reliabilität, Validität und Stabilität der Rosenberg-Skala. *Diagnostica* 1996;42:284–292.
- Gorsuch RL: *Factor Analysis*, ed 2. Hillsdale, Erlbaum, 1983.
- Hautzinger M, Bailer M, Worall H, Keller F: *Beck-Depressions-Inventar (BDI) Bearbeitung der deutschen Ausgabe*, Testhandbuch. Bern, Huber, 1994.
- Hu LT, Bentler PM: Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 1999;6:1–55.
- Ille R, Schöny D, Kapfhammer H-P, Schienle A: Elevated disgust sensitivity in schizophrenia. *J Clin Psychol* 2010;66:1090–1100.
- Jackson DL, Gillaspie Jr JA, Pure-Stephenson R: Reporting practices in confirmatory factor analysis: an overview and some recommendations. *Psychol Methods* 2009;14:6–23.
- Leutgeb V, Köchel A, Schienle A: Exposure therapy leads to enhanced late frontal positivity in 8- to 13-year-old spider phobic girls. *Biol Psychol* 2012;90:97–104.
- Marsh HW, Hau KT, Wen Z: In search of golden rules: comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling* 2004;11:320–341.
- Matsumoto D, Van de Vijver FJR: *Cross-Cultural Research Methods in Psychology*. New York, Cambridge University Press, 2011.
- Meredith W: Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika* 1993;58:525–543.
- Muris P, Merckelbach H, Nederkoorn S, Rassin E, Candel I, Horserlenberg R: Disgust and psychopathological symptoms in a nonclinical sample. *Pers Individ Differ* 2000;29:1163–1167.
- Muthén LK, Muthén BO: *Mplus User's Guide*. Los Angeles, Muthén and Muthén, 2006.
- Oaten M, Stevenson RJ, Case TI: Disgust as the disease-avoidance mechanism. *Psychol Bull* 2009;135:303–321.
- Osborne JW, Castello AB: Best practice in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Pract Assess Res Eval* 2005;10:1–9.
- Overton PG, Markland FE, Taggart HS, Bagshaw GL, Simpson J: Self-disgust mediates the link between dysfunctional cognitions and depressive symptomatology. *Emotion* 2008;8:379–385.
- Phillips ML, Senior C, Fahy T, David AS: Disgust – the forgotten emotion of psychiatry. *Br J Psychiatry* 1998;172:373–375.
- Powell PA, Simpson J, Overton PG: When disgust leads to dysphoria: a three-wave longitudinal study assessing the temporal relationship between self-disgust and depressive symptoms. *Cogn Emot* 2013;27:900–913.
- Power M, Dalgleish T: *Cognition and Emotion: From Order to Disorder*. Hove, Psychology Press, 1997.
- Power M, Tarsia M: Basic and complex emotions in depression and anxiety. *Clin Psychol Psychot* 2007;14:19–31.
- Rozin P, Haidt J, McCauley CR: Disgust; in Lewis M, Haviland-Jones JM (eds): *Handbook of Emotions*, ed 2. New York, Guilford Press, 2000, pp 637–653.
- Rüsch N, Schulz D, Valerius G, Steil R, Bohus M, Schmahl C: Disgust and implicit self-concept in women with borderline personality disorder and posttraumatic stress disorder. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci* 2010;261:369–376.
- Schienle A, Walter B, Vaitl D: Ein Fragebogen zur Erfassung der Ekelempfindlichkeit (FEE). *Z Klin Psychol Psych* 2002;31:110–120.
- Schienle A, Schäfer A, Stark R, Walter B, Franz M, Vaitl D: Disgust sensitivity in psychiatric disorders: a questionnaire study. *J Nerv Ment Dis* 2003;191:831–834.
- Schienle A, Walter B, Schaefer A, Stark R, Vaitl D: Neural responses of OCD patients towards disorder-relevant, generally disgust-inducing and fear-inducing pictures. *Int J Psychophysiol* 2005;57:69–77.
- Schienle A, Schäfer A, Naumann E: Event-related brain potentials of spider phobics to disorder-relevant, generally disgust- and fear-inducing pictures. *J Psychophysiol* 2008;22:5–13.
- Schienle A, Dietmaier G, Ille R, Leutgeb V: Eine Skala zur Erfassung der Ekelsensitivität (SEE). *Z Klin Psychol Psych* 2010;39:80–86.
- Schienle A, Haas-Krammer A, Schögl H, Kapfhammer HP, Ille R: Altered state and trait disgust in borderline personality disorder. *J Nerv Ment Dis* 2013;201:105–108.
- Simpson J, Hillman R, Crawford T, Overton PG: Self-esteem and self-disgust both mediate the relationship between dysfunctional cognitions and depressive symptoms. *Motiv Emot* 2010;34:399–406.
- Tybur JM, Lieberman D, Griskevicius V: Microbes, mating, and morality: individual differences in three functional domains of disgust. *J Pers Soc Psychol* 2009;97:103–122.
- Whelton WJ, Greenberg LS: Emotion in self-criticism. *Pers Individ Differ* 2005;59:339–345.