

# Psychometrische Eigenschaften der deutschsprachigen Version des Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire

Luise Pruessner<sup>1</sup>, Daniel V. Holt<sup>1</sup>, Ruben Götz<sup>2</sup>, Natalia Sevchenko<sup>3</sup>, Stefan G. Hofmann<sup>4</sup> und Matthias Backenstrass<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Psychologisches Institut, Ruprecht-Karls-Universität Heidelberg

<sup>2</sup>Institut für Klinische Psychologie, Zentrum für Seelische Gesundheit, Klinikum Stuttgart

<sup>3</sup>Fachbereich Psychologie, Eberhard Karls Universität Tübingen

<sup>4</sup>Department of Psychological and Brain Sciences, Boston University

**Zusammenfassung:** Prozessen der Emotionsregulation wird in den letzten Jahren im Rahmen psychologischer Forschung große Bedeutung beigemessen. Während im Kontext dieser Forschung mehrere Fragebogen zur Erhebung von intrapersonellen Emotionsregulationsprozessen entwickelt und validiert wurden, gibt es nur wenige Messinstrumente zur Erfassung von Emotionsregulation in interpersonellen Kontexten. In der vorliegenden Studie wurde deshalb eine deutschsprachige Version des Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ) von Hofmann, Carpenter und Curtiss (2016) entwickelt und in 2 Stichproben mit  $N = 206$  und  $N = 729$  Probanden im Hinblick auf ihre psychometrischen Eigenschaften untersucht. Faktorenanalytisch konnte die dimensionale Struktur des englischsprachigen IERQ mit 4 Faktoren bestätigt werden. Cronbachs  $\alpha$ -Werte lagen für die 4 ermittelten Skalen zwischen .81 und .91, für die Retest-Reliabilitäten ergaben sich Werte zwischen .72 und .74. Hinsichtlich der Validität zeigten sich sehr ähnliche Zusammenhänge zu Maßen der intrapersonellen Emotionsregulation, wie sie mit der Originalversion ermittelt wurden. In Bezug zu anderen Konstrukten wie z. B. Depressivität wichen die hier erhobenen Korrelationen von der englischsprachigen Version ab. Weitere Analysen zur konvergenten und diskriminanten Validität bestätigten jedoch die Güte des Instrumentes, sodass bei der deutschen Version des IERQ von einem reliablen und validen Instrument zur Erfassung Interpersoneller Emotionsregulation auszugehen ist.

**Schlüsselwörter:** Emotionen, Emotionsregulation, Interpersonell, IERQ, Reliabilität, Validität

## Psychometric Properties of the German Version of the Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire

**Abstract:** Emotion regulation processes have gained increasing importance in psychological science. While a number of questionnaires have been developed to measure intrapersonal emotion regulation, there is a scarcity of measures assessing interpersonal emotion regulation. Therefore, we developed a German version of the Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ) by Hofmann, Carpenter, and Curtiss (2016) and examined the psychometric properties based on two samples including  $N = 206$  and  $N = 729$  participants. The factor analytic structure confirmed the four factors of the original IERQ. Cronbach's  $\alpha$  values for the four subscales ranged between .81 and .91, and the test-retest reliability ranged between .72 and .74. Regarding validity, the relationship with intrapersonal emotion regulation measures showed results that were comparable to the original version. Compared with other constructs, such as depression, correlations differed from the English version. However, additional analyses provided support for the convergent and discriminant validity of the instrument. Therefore, we conclude that the German version of the IERQ is also a reliable and valid instrument to assess interpersonal emotion regulation.

**Keywords:** emotions, emotion regulation, interpersonal, IERQ, reliability, validity

Die wissenschaftliche Erforschung von Prozessen der Emotionsregulation hat in den letzten beiden Jahrzehnten in verschiedenen Teildisziplinen der Psychologie erhebliche Bedeutung gewonnen. Nach Gross (2001) lässt sich Emotionsregulation als bewusste und nichtbewusste Stra-

tegien definieren, die der Reduzierung, der Aufrechterhaltung oder der Steigerung einer oder mehrerer Komponenten einer emotionalen Reaktion dienen. Vor dem Hintergrund seines Modells (Gross, 2002; für eine Erweiterung siehe Gross, 2015) wurden in den letzten Jah-

ren vor allem intrapersonelle Aspekte der Emotionsregulation untersucht (im Überblick Hofmann, 2016). Hierzu wurden mehrere Erhebungsinstrumente entwickelt, von denen die Mehrzahl auch in deutscher Sprache vorliegt, z. B. der *Emotion Regulation Questionnaire* (ERQ; Gross & John, 2003; dt. Version Abler & Kessler, 2009), die *Difficulties in Emotion Regulation Scale* (DERS; Gratz & Roemer, 2004; dt. Version Ehring, Fischer, Schnülle, Bösterling & Tuschen-Caffier, 2008) oder der *Affective Style Questionnaire* (ASQ; Hofmann & Kashdan, 2010; dt. Version Graser et al., 2012). Weitere Instrumente, wie z. B. der *Emotionale-Kompetenz-Fragebogen* (EKF; Rindermann, 2009), messen Aspekte der Emotionsregulation im Kontext breiterer Konstrukte wie der emotionalen Kompetenz. Unter Verwendung dieser und anderer Instrumente konnten Emotionsregulationsstrategien identifiziert werden, die in unterschiedlichem Maße mit dem Erhalt seelischer Gesundheit oder der Entstehung und Aufrechterhaltung psychischer Störungen assoziiert sind (z. B. Aldao, Gee, De Los Reyes & Seager, 2016; Barnow, Aldinger, Ulrich & Stopsack, 2013; Backenstrass, Pfeiffer & Marin, 2012; Hofmann, Sawyer, Fang & Asnaani, 2012).

Im Gegensatz zur *intrapersonellen* Emotionsregulation ist bisher der *interpersonellen* Emotionsregulation (IER) trotz ihrer immensen theoretischen Bedeutung in der Entwicklungspsychologie (Holodynski, Hermann & Kromm, 2013) wenig Beachtung geschenkt worden. Niven (2017) sieht IER schwerpunktmäßig als einen Regulationsprozess, der absichtsvoll und bewusst initiiert wird, und eine emotionale Veränderung einer anderen Person zum Ziel hat. In dem von Zaki und Williams (2013) vorgestellten Rahmenmodell wird extrinsische von intrinsischer IER unterschieden und dabei die Zielperson des Regulationsprozesses systematisch berücksichtigt. Extrinsische IER liegt demnach vor, wenn eine Person in einer interpersonellen Situation die Emotionen einer anderen Person zu regulieren versucht. Dagegen wird von intrinsischer IER gesprochen, wenn eine Person eine interpersonelle Situation aufsucht, um die eigenen Emotionen zu regulieren. Unabhängig vom Ziel unterscheiden Zaki und Williams (2013) weiter, ob es sich um einen reaktions-abhängigen (*response-dependent*) oder reaktions-unabhängigen (*response-independent*) Regulationsprozess handelt, um zu verdeutlichen, dass nicht jede IER notwendigerweise eine Reaktion des jeweiligen Gegenübers benötigt. So kann sich beispielsweise eine Person A dann besser fühlen, wenn sie einer Person B gegenüber, ihre negativen Gefühle äußert und Person B mit unterstützendem Verhalten reagiert (reaktions-abhängiger Regulationsprozess). Eine andere Person C dagegen kann sich besser fühlen, wenn sie im Beisein einer Person D ihre Gefühle benennt, ohne dass Person D in irgendeiner bestimmten Weise reagiert (reaktions-unabhängiger Regulationsprozess). Wie Hofmann,

Carpenter und Curtiss (2016) herausarbeiten, zeigt das so definierte Konstrukt der IER Ähnlichkeit mit dem Konzept der sozialen Unterstützung, da soziale Unterstützung das Bereitstellen von Ressourcen im interpersonellen Kontext erfasst. Da sich IER aber auf die Regulation von Emotionen beschränkt, stellt es das enger definierte Konstrukt dar (Hofmann, 2014).

Im Gegensatz zu der Vielzahl von Instrumenten zur Erfassung von intrapersonellen Emotionsregulationsstrategien wurden erst in den letzten Jahren vermehrt Erhebungsinstrumente zur Erfassung von IER systematisch entwickelt und empirisch geprüft (z. B. Dixon-Gordon, Haliczner, Conkey & Whalen, 2018; Williams, Morelli, Ong & Zaki, 2018). Die bisher am häufigsten eingesetzte Skala *Emotion Regulation of Others and Self* (EROS; Niven, Totterdell, Stride & Holman, 2011) berücksichtigt die Unterscheidung zwischen extrinsischen und intrinsischen Regulationszielen. Eine weitere Unterscheidung betrifft die Frage, ob Strategien eingesetzt werden, um einen positiven Affekt zu steigern oder um einen Affekt ins Negative zu verschlechtern. Vor diesem Hintergrund wurden die Items der EROS-Skala so formuliert, dass sich vier Dimensionen ergaben (intrinsic affect-improving, extrinsic affect-improving, intrinsic affect worsening, extrinsic affect-worsening).

Hofmann et al. (2016) stellen die Konzeption der EROS-Skala, insbesondere die Dimensionen zur Erfassung der Verschlechterung emotionaler Zustände, aus theoretischer und empirischer Perspektive in Frage. Unter der Annahme, dass ein Instrument, das Strategien zur Regulation *eigener* Emotionen im interpersonellen Kontext erfasst (im o. g. Rahmenmodell intrinsische Regulation), für die psychologische Forschung von großer Bedeutung sein könnte, entwickelten Hofmann et al. (2016) den *Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire* (IERQ). Der IERQ besteht aus 20 Items, die jeweils gleichverteilt zu den Dimensionen Enhancing Positive Affect, Perspective Taking, Soothing und Social Modeling zusammengefasst werden (zum Entwicklungsprozess und testtheoretischen Kennwerten des IERQ siehe weiter unten). Im Gegensatz zur EROS-Skala sollen – neben der Steigerung positiven Affekts – mit dem IERQ lediglich interpersonelle Regulationsprozesse erfasst werden, welche die Besserung emotionaler negativer Zustände zum Ziel haben. Eine explizite Differenzierung zwischen reaktions-abhängigen und reaktions-unabhängigen Regulationsprozessen entsprechend dem o. g. Rahmenmodell von Zaki und Williams (2013) ist mit dem IERQ nicht vorgesehen. Vor dem Hintergrund der Kritik von Hofmann et al. (2016) an der Konzeption und empirischen Fundierung der EROS-Skala und der Tatsache, dass in deutscher Sprache bisher kein Instrument zur Erhebung der IER vorliegt, verfolgen wir in der vorliegenden Studie das Ziel, den IERQ in die deutsche

Sprache zu übersetzen und ihn auf seine psychometrischen Eigenschaften hin zu überprüfen. Mit der Vorlage einer psychometrisch fundierten, deutschsprachigen Version ließe sich z.B. im klinisch-psychologischen Kontext untersuchen, ob und in welchem Ausmaß eine Reduktion von IER zur Entstehung und Aufrechterhaltung psychischer Störungen beiträgt (wie postuliert von Hofmann, 2014). Im gesundheitspsychologischen Kontext könnte der IERQ zudem beispielsweise zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen höheren Ausprägungen in der IER und einer funktionaleren Stressverarbeitung eingesetzt werden (ein Beispiel dafür im Laborkontext geben Levy-Gigi & Shamay-Tsoory, 2017).

Wir gehen davon aus, dass sich durch die Übersetzung des IERQ keine Veränderungen in der faktoriellen Struktur und somit vier Subskalen ergeben. Bezüglich der Reliabilität gehen wir davon aus, nahe an der Originalversion liegende Cronbachs- $\alpha$ -Werte für die vier Subskalen als Maß der internen Konsistenzen zu ermitteln. Retest-Reliabilitäten wurden von Hofmann et al. (2016) nicht berichtet. Da wir von einer gewissen zeitlichen Stabilität interpersoneller Emotionsregulationsstrategien ausgehen, vermuten wir, dass sich als zufriedenstellend bis gut zu bewertende Retest-Reliabilitätskoeffizienten ergeben. Hinsichtlich konvergenter und diskriminanter Validität gehen wir davon aus, dass sich die ermittelten Korrelationsmuster, die sich in der Originaluntersuchung ergaben, weitestgehend in der vorliegenden Untersuchung ebenfalls zeigen werden. Vor dem Hintergrund, dass sowohl intra- als auch interpersonelle Emotionsregulationsstrategien das Ziel haben, die Intensität und / oder Qualität emotionalen Erlebens zu verändern, vermuten wir, dass sich positive Zusammenhänge zwischen Strategien der IER und Maßen intrapersoneller ER wie z.B. Neubewertung (Gross & John, 2003) oder Anpassen (Hofmann & Kashdan, 2010) ergeben. Wir gehen jedoch aufgrund der konzeptuellen Unterschiede der untersuchten Emotionsregulationsstrategien von höchstens moderaten Korrelationen aus. Zudem vermuten wir angesichts der Ergebnisse von Hofmann et al. (2016) positive Zusammenhänge zwischen den IERQ-Skalen und den Probandenwerten bezüglich *Schwierigkeiten in der Emotionsregulation* (DERS; Gratz & Roemer, 2004) sowie dem Ausmaß an Depressivität. Hofmann et al. (2016) vermuten, dass Personen mit stärkeren Schwierigkeiten in der intrapersonellen Regulation von Emotionen möglicherweise eine höhere Tendenz aufweisen, sich für den Umgang damit an andere zu wenden. Um die Befunde, die mit der Originalversion ermittelt wurden, mit weiteren Validitätsnachweisen zu ergänzen, werden wir zudem untersuchen, inwieweit die IERQ-Skalen mit positivem und negativem Affekt als Konstrukte des emotionalen Erlebens zusammenhängen. Wir gehen dabei davon aus, dass das Ausmaß der Anwendung inter-

personeller Emotionsregulationsstrategien zur Steigerung positiven Affekts positiv mit habituellem Erleben positiven Affekts korreliert. Die häufige Anwendung von Strategien zur Reduktion negativer Emotionen – so vermuten wir weiter – könnte unter sonst vergleichbaren Umständen mit dem Erleben von vermindertem negativem Affekt einhergehen. Ein weiteres relevantes Konstrukt im Kontext der Erforschung von Emotionsregulation stellen die generalisierten Erwartungen über die Regulation negativer Stimmungen dar (*generalized expectancies for negative mood regulation* [NMR]; Catanzaro & Mearns, 1990; Backenstrass, Pfeiffer, Schwarz, Catanzaro & Mearns, 2008). Backenstrass et al. (2010) konnten zeigen, dass Personen, die größere NMR angaben, vermehrt intrapersonelle Emotionsregulationsstrategien wie Neubewertung zeigten. Vor diesem Hintergrund des Zusammenhangs von NMR und spezifischen intrapersonellen Emotionsregulationsstrategien vermuten wir statistisch bedeutsame Korrelationen zwischen den IERQ-Skalen und der Ausprägung der Probandenwerte auf der NMR-Skala. Im Sinne diskriminanter Validität erwarten wir schließlich keine relevanten Zusammenhänge zwischen IERQ-Skalen und Skalen zur Erfassung emotionaler Ambivalenz. Unter dem Konzept der emotionalen Ambivalenz werden Kognitionen zusammengefasst, die eine Person im Kontext von positiven und negativen Emotionen haben kann, wenn es um deren Ausdruck in interpersonellen Situationen geht (King & Emmons, 1990). Mit dem IERQ sollte somit ein anderes Konstrukt gemessen werden, auch wenn beide psychologischen Phänomene (IER und emotionale Ambivalenz, wie sie weiter unten operationalisiert wird) sowohl im Kontext emotionalen Erlebens als auch in interpersonellen Situationen verankert sind.

## Methoden

### Konstruktion des IERQ

Hofmann und Kollegen (2016) entwickelten den IERQ anhand der zentralen Frage „How do people utilize others to regulate their own emotions?“ (S. 343) und fokussierten damit auf die Regulation eigener Emotionen im interpersonellen Kontext, nicht auf die Beeinflussung der Gefühle anderer. In einem mehrstufigen Entwicklungsprozess mit zunächst qualitativen, dann quantitativen Analysen (u.a. explorativer und konfirmatorischer Faktorenanalyse) unter Mitwirkung von über 1700 Probandinnen und Probanden erstellten sie einen in der finalen Version aus 20 Items bestehenden Fragebogen, den IERQ. Für diesen ergab sich eine Vier-Faktorenlösung mit jeweils fünf Items pro Faktor. Die vier Faktoren wurden wie folgt

bezeichnet (mit Cronbachs- $\alpha$ -Werten in Klammern): Enhancing Positive Affect ( $\alpha = .87$ ), Perspective Taking ( $\alpha = .85$ ), Soothing ( $\alpha = .89$ ) und Social Modeling ( $\alpha = .91$ ).

Zur Untersuchung der konvergenten und diskriminanten Validität wählten sie eine Reihe von Selbstbeurteilungsinstrumenten zur Erhebung folgender Konstrukte aus: intrapersonelle Emotionsregulation, Depressivität, Trait- und soziale Angst, Coping-Stile, Emotionale Intelligenz und Bindungsstile. Zudem setzten sie die EROS Skala ein. Die Ergebnisse sprachen insgesamt für eine gute Validität des neu entwickelten Fragebogens. Insbesondere zeigte sich, dass sich die Skala *Enhancing Positive Affect* bezüglich ihres Korrelationsmusters von den drei anderen Skalen zur Regulation negativer Emotionen unterschied. Hofmann et al. (2016) berechneten deshalb keinen Gesamtwert für den IERQ.

Für die vorliegende Untersuchung wurde die Originalversion in einem ersten Schritt ins Deutsche übersetzt. Die Übersetzung wurde durch den bilingualen Mitautor (Hofmann) kritisch geprüft. Entsprechend der Anregungen wurde die deutsche Version des Fragebogens nochmals überarbeitet, ins Englische rückübersetzt und von der amerikanischen Autorengruppe kritisch geprüft. Mit der so entwickelten Fragebogenform wurde die im Folgenden als Studie 1 mit Stichprobe 1 (SP1) gekennzeichnete Untersuchung durchgeführt. In einem weiteren Schritt wurde gemäß den Empfehlungen von Van de Vijver und Hambleton (1996) zu interkulturellen Adaptationen von Selbstberichtsbögen die IERQ-Version aus Studie 1 weiterentwickelt. Mit dieser weiterentwickelten Version, deren Itemformulierungen den elektronischen Supplementen (ESM) 1 und 2 zu entnehmen sind, wurde eine zweite Erhebung (Stichprobe 2, SP2) zur Überprüfung der Faktorenstruktur via konfirmatorischer Faktorenanalyse durchgeführt. Die Items werden entsprechend der englischsprachigen Originalversion auf einer fünfstufigen Likert-Skala beantwortet (von 1 = *trifft keinesfalls auf mich zu* bis 5 = *trifft vollkommen auf mich zu*). Keines der Items ist invertiert.

### Stichprobe 1 (SP1)

Die vorliegende Studie 1 wurde in Form einer Online-Befragung durchgeführt. Dafür wurden die ausgewählten Selbstbeurteilungsinstrumente (siehe unten) auf der Online-Plattform SoSci Survey (SoSciSurvey GmbH, 2015) zur Verfügung gestellt. Zur Sicherung der Datenqualität war die Bereitstellung aller Fragen so programmiert, dass einzelne Items nicht ausgelassen werden konnten. Bei der Auswertung wurden nur vollständig ausgefüllte Fragebögen berücksichtigt.  $N = 171$  begonnene, aber nicht bis zur letzten Seite bearbeitete Fragebogen-Sets blieben des-

halb unberücksichtigt. Um zu verhindern, dass zufallsgenerierte Fragebogen in die Auswertung der Daten eingehen, wurde die Bearbeitungsdauer erhoben ( $M = 1\,780.84$  Sekunden,  $SD = 539.60$  Sekunden). Ein Ausreißer mit 135 sec Bearbeitungszeit wurde von der weiteren Auswertung ausgeschlossen. Um möglichst weitgehend seelisch gesunde Probandinnen und Probanden in die Befragung einzuschließen, wurden Personen, die angaben, dass sie sich aktuell in psychiatrischer oder psychotherapeutischer Behandlung befänden, bei der weiteren Auswertung ebenfalls nicht berücksichtigt ( $N = 22$ ). Schließlich wurden noch die Daten einer Person ausgeschlossen, die mit einem angegebenen Alter von 99 Jahren einen deutlichen Ausreißer darstellte.

Abzüglich der ausgeschlossenen Fragebogenbearbeitungen konnten die Daten von insgesamt  $N = 206$  Probandinnen und Probanden ausgewertet werden (65 % weiblich;  $M_{\text{Alter}} = 33.43$ ,  $SD = 10.95$ , Range = 17–70 Jahre; höchster Bildungsabschluss: 56 % universitärer Abschluss, 32 % aktuell im Studium; berufliche Beschäftigung: 45 % Vollzeit, 21 % Teilzeit).

Um die Retest-Reliabilität des IERQ bestimmen zu können, wurden konsekutiv alle Probandinnen und Probanden, die ihre E-Mail-Adresse freiwillig hinterlassen hatten, nach ca. acht Wochen angeschrieben, ob sie erneut an einer – nun deutlich verkürzten – Befragung teilnehmen wollten. Die Identifizierung der korrespondierenden Datensets wurde über einen personenbezogenen Code gewährleistet. Die Retest-Erhebung wurde nach der vollständigen Erhebung einer geplanten Stichprobengröße von  $n = 30$  Personen eingestellt (63 % weiblich;  $M_{\text{Alter}} = 33.53$ ,  $SD = 10.24$ ). Das Zeitintervall zwischen den Messungen betrug 56–69 Tage ( $M = 60.76$ ,  $SD = 3.71$ ).

### Stichprobe 2 (SP2)

Die Datenerhebung in Studie 2 zur Überprüfung der Dimensionalität des IERQ anhand einer konfirmatorischen Faktorenanalyse wurde ebenfalls in Form einer Online-Befragung über die Plattform SoSci Survey durchgeführt. Um zufallsgenerierte Fragebögen aus der Auswertung auszuschließen, wurde der relative Geschwindigkeitsindex der Probandinnen und Probanden berechnet, der die Bearbeitungsdauer jedes Teilnehmenden relativ zum Median angibt. Ausreißer, die mehr als doppelt über der mittleren Antwortgeschwindigkeit lagen ( $n = 35$ ) wurden dabei ausgeschlossen (Leiner, 2013). Abzüglich dieser Fragebogenbearbeitungen konnten die Daten von insgesamt  $N = 729$  Probandinnen und Probanden ausgewertet werden (76 % weiblich,  $M_{\text{Alter}} = 29.43$ ,  $SD = 11.80$ , Range = 18–79 Jahre; höchster Bildungsabschluss: 46 % Abitur, 30 % universitärer Abschluss, 7 % abgeschlossene Lehre, 6 % mittlere



Reife, 2 % Hauptschulabschluss, 38 % aktuell im Studium; 55 % aktuelle berufliche Beschäftigung).

## Weitere Erhebungsinstrumente

Zur ersten Untersuchung (Stichprobe 1) der konvergen- und diskriminanten Validität des IERQ wurden nachfolgende Messinstrumente ausgewählt. Bei der Wahl der Instrumente wollten wir zum einen Fragebogen berücksichtigen, die auch bei der Validierung der Originalversion zur Anwendung kamen und in einer deutschsprachigen Version vorlagen, um direkte Vergleiche anstellen zu können (DERS, ASQ und ERQ). Zum anderen wollten wir ähnliche Konstrukte – im Vergleich zur Untersuchung der Originalversion – mit unterschiedlichen Erhebungsinstrumenten abdecken und setzten deshalb die *Allgemeine Depressionsskala* (ADS; Hautzinger, Bailer, Hofmeister & Keller, 2012) und das *Coping Inventory for Stressful Situations* (CISS; Kälin, 1995) ein. Schließlich wollten wir die Validität des IERQ – ergänzend zur Originalstudie – im Vergleich zu anderen Konstrukten im Kontext von Emotionsregulation mit den Erhebungsinstrumenten *Positive Affect Negative Affect Schedule* (PANAS; Watson, Clark & Tellegen, 1988), *Negative Mood Regulation Skala* (NMR-S; Catanzaro & Mearns, 1990) und *Ambivalence over Emotional Expressiveness Questionnaire* (AEQ; King & Emmons, 1990) untersuchen. Zunächst finden sich im Folgenden die Beschreibungen zweier Instrumente zur Erhebung affektiver Konstrukte (ADS und PANAS), um überprüfen zu können, inwieweit Aspekte der IER mit emotionalem Erleben zusammenhängen. Danach folgen die auch in der Untersuchung zur Originalversion des IERQ eingesetzten Instrumente zur Erhebung von Aspekten der intrapersonellen Emotionsregulation (DERS, ASQ und ERQ). Bevor abschließend der AEQ zur Überprüfung der diskriminanten Validität beschrieben wird, folgen zwei Instrumente zur Erhebung von der IER ähnlichen Konstrukten (NMR-S und CISS).

**Allgemeine Depressionsskala (ADS):** Anhand der ADS (Hautzinger et al., 2012) wird die Beeinträchtigung durch depressive Symptome innerhalb der letzten Woche eingeschätzt. Es handelt sich um ein Selbstbeurteilungsinstrument, das in seiner hier verwendeten Langform aus 20 Items besteht. Diese werden auf einer vierstufigen Likert-Skala (von 0 = *selten und überhaupt nicht/weniger als 1 Tag* bis 3 = *meistens, die ganze Zeit/5 bis 7 Tage lang*) beantwortet und zu einem Gesamtwert aufaddiert. Höhere Werte gehen mit einer stärker ausgeprägten Depressivität einher. Hautzinger et al. (2012) berichten mit Cronbachs- $\alpha$ -Werten zwischen .89 und .92 in Allgemeinbevölkerungsstichproben sehr gute interne Konsistenzen.

**Positive Affect Negative Affect Schedule (PANAS):** Die PANAS (Watson et al., 1988; dt. Version Krohne, Egloff, Kohlmann & Tausch, 1996) ist ein aus 20 Adjektiven bestehendes Selbstbeurteilungsinstrument. Jeweils zehn der Adjektive beschreiben negative bzw. positive Empfindungen und Gefühle. Auf einer fünfstufigen Skala von *gar nicht* bis *äußerst* wird die Intensität des jeweiligen Affektes eingeschätzt. Die Items werden zu den beiden Skalen *Positiver Affekt* und *Negativer Affekt* aufsummiert. Größere Werte gehen mit einer höheren Intensität des jeweiligen Affektes einher. Anhand der Instruktion kann zudem der jeweils zu beurteilende Zeitraum variiert werden. In der vorliegenden Studie wurde – um die aktuelle und habituelle Affektivität zu erfragen – die Instruktion *...im Moment...* und *...im Allgemeinen...* verwendet. Krohne et al. (1996) berichten für die aktuelle und habituelle Affektivität in der deutschsprachige Version der PANAS Cronbachs- $\alpha$ -Werte > .83.

**Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS):** Die von Ehring et al. (2008) ins Deutsche übersetzte Version des Selbstbeurteilungsinstruments DERS (Gratz & Roemer, 2004) besteht aus 36 Items, die auf einer fünfstufigen Likert-Skala zu beantworten sind (von 1 = *fast nie [0–10 % der Zeit]* bis 5 = *fast immer [91–100 % der Zeit]*). Die Items werden in folgende sechs Subskalen gruppiert: (1) *Nicht-Akzeptanz emotionaler Reaktionen*, (2) *Schwierigkeiten sich zielgerichtet zu verhalten*, (3) *Probleme der Impulskontrolle*, (4) *Mangel emotionaler Bewusstheit*, (5) *verminderter Zugang zu Emotionsregulationsstrategien* und (6) *Mangel emotionaler Klarheit*. Größere Werte auf den Subskalen sowie der Gesamtskala stehen für mehr Schwierigkeiten in der Emotionsregulation. Interne Konsistenzen der Subskalen liegen mit Cronbachs- $\alpha$ -Werten zwischen .81 und .95 in einem guten bis sehr guten Bereich (Ehring et al., 2008).

**Affective Style Questionnaire (ASQ):** Der ASQ (Hofmann & Kashdan, 2010; dt. Version Graser et al., 2012) ist ein Selbstbeurteilungsinstrument zur Erhebung der drei intrapersonellen Emotionsregulationsstrategien Unterdrücken, Anpassen und Akzeptieren. Er besteht aus 20 Items, die auf einer fünfstufigen Likert-Skala (von 1 = *trifft auf mich überhaupt nicht zu* bis 5 = *trifft auf mich sehr stark zu*) beantwortet werden. Höhere Werte auf der jeweiligen Skala stehen für größere Ausprägungen des entsprechenden Emotionsregulationsstils. Graser et al. (2012) berichten über befriedigende bis gute interne Konsistenzen (Unterdrücken:  $\alpha = .84$ ; Anpassen:  $\alpha = .75$ ; Akzeptieren:  $\alpha = .72$ ).

**Emotion Regulation Questionnaire (ERQ):** Bei dem ERQ (Gross & John, 2003; dt. Version Abler & Kessler, 2009) handelt es sich um ein Selbstbeurteilungsinstrument zur Erhebung intrapersoneller Emotionsregulationsstrategien. Der ERQ besteht aus 10 Items, die auf einer siebenstufigen Likert-Skala (von 1 = *stimmt überhaupt nicht* bis 7 =

stimmt vollkommen) eingeschätzt und zu den zwei Skalen *Neubewertung* und *Unterdrückung* zusammengefasst werden. Die interne Konsistenzen für die deutschsprachige Version liegen für die Skala *Neubewertung* bei  $\alpha = .74$  und für die Skala *Unterdrückung* bei  $\alpha = .76$  (Abler & Kessler, 2009).

*Negative Mood Regulation Skala (NMR-S)*: Die von Cautanzaro und Mearns (1990) entwickelte NMR-S dient der Erfassung von generalisierten Erwartungen über die Regulation negativer Stimmungen. Sie besteht aus insgesamt 30 Items, die auf einer fünfstufigen Skala von *starke Ablehnung* (1) bis *starke Zustimmung* (5) beantwortet werden. Es wird ein Summenwert über alle Items berechnet, so dass ein hoher Wert für ausgeprägte Erwartungen steht, negative Emotionen effektiv regulieren zu können. In der vorliegenden Studie wird die von Backenstrass et al. (2008) ins Deutsche übersetzte Version der NMR-S eingesetzt, die sich genauso wie das Original als reliabel ( $\alpha = .84$ ) und valide erwiesen hat (z. B. Backenstrass et al., 2010).

*Coping Inventory for Stressful Situations (CISS)*: Die von Kälén (1995) von 48 auf 24 Items verkürzte Version des CISS (Endler & Parker, 1990) dient der Erfassung der Strategien Aufgabenorientiertes Coping, Emotionsorientiertes Coping und Vermeidungsorientiertes Coping. Die Items werden auf einer fünfstufigen Likert-Skala beantwortet (von 1 = *sehr untypisch* bis 5 = *sehr typisch*). Ein hoher Summenwert auf der jeweiligen Skala deutet auf eine hohe Nutzung der jeweiligen Copingstrategie hin. Die internen Konsistenzen sind mit Cronbachs- $\alpha$ -Werten von .85 für Aufgabenorientiertes Coping, .85 für Emotionsorientiertes Coping und .81 für Vermeidungsorientiertes Coping als gut zu bezeichnen.

*Ambivalence over Emotional Expressiveness Questionnaire (AEQ)*: Die deutschsprachige Version (Deighton & Traue, 2006) des AEQ (King & Emmons, 1990) besteht aus 18 Items, mit Hilfe derer die zwei Skalen *Kompetenzambivalenz* (i. S. v. Ambivalenz bezüglich der eigenen Fähigkeit, positive Gefühle wie Zuneigung adäquat auszudrücken) und *Effektambivalenz* (Ambivalenz bezüglich unangenehmer Auswirkungen bei der Äußerung von negativen Emotionen) erhoben werden. Zudem wird der Gesamtwert über alle 18 Items als emotionale Ambivalenz interpretiert. Die Items werden als Selbstbeurteilung auf einer fünfstufigen Likert-Skala (von 1 = *nie* bis 5 = *immer*) beantwortet; höhere Ausprägungen der Skalenwerte werden im Sinne eines vermehrten Ambivalenz-Erlebens interpretiert. Deighton und Traue (2006) berichten befriedigende Werte für die internen Konsistenzen (Effektambivalenz:  $\alpha = .72$ ; Kompetenzambivalenz:  $\alpha = .80$ ; Gesamtskala:  $\alpha = .77$ ).

## Ergebnisse

### Faktorstruktur

Vor dem Hintergrund des oben beschriebenen Entwicklungsprozesses der Originalversion des IERQ berechneten wir in Anlehnung an das Vorgehen von Hofmann et al. (2016) zunächst mit den Daten von SP1 eine explorative Faktorenanalyse (FA) mit Maximum-Likelihood-Schätzung und schiefwinkliger Promax-Rotation. Sowohl der Eigenwerteverlauf der unrotierten Faktoren (Eigenwerte der ersten sechs Faktoren: 7.39, 2.26, 1.70, 1.60, 0.92, 0.82) als auch der Scree-Plot der extrahierten Faktoren sprachen für eine Vier-Faktorenlösung (Varianzaufklärung der ersten vier Faktoren: 37%, 11%, 9% und 8%; kumulierte Varianzaufklärung: 65%). Die jeweils größten Faktorladungen der Items fielen durchweg  $> .40$  aus und bei keinem Item ergab sich eine bedeutsame Faktorladung auf einem zweiten Faktor (alle  $< .30$ ). In einem zweiten Schritt berechneten wir für SP2 unter Verwendung der weiterentwickelten IERQ-Fassung dieselbe explorative FA. Sowohl der Eigenwerteverlauf der unrotierten Faktoren (Eigenwerte der ersten sechs Faktoren: 8.03, 2.36, 1.63, 1.39, 0.90, 0.61) als auch der Scree-Plot der extrahierten Faktoren bestätigten auch für die revidierte deutsche Fassung eine Vier-Faktorenlösung (Varianzaufklärung der ersten vier Faktoren: 40%, 12%, 8%, 7%, kumulierte Varianzaufklärung: 67%). Bei dieser FA ergaben sich für die jeweils größten Faktorladungen der Items Werte  $> .63$  und bei keinem Item wurden bedeutsame Faktorladungen auf einem zweiten Faktor ermittelt (alle  $< .15$ ). Im ESM 2 sind die berechneten Faktorladungen für alle Items der revidierten IERQ-Version aufgeführt. Die auf diesem Weg ermittelte Faktorstruktur der deutschen Übersetzung des IERQ deckt sich vollständig mit dem englischsprachigen Original, wobei der erste Faktor sich auf den Umgang mit positiven Emotionen bezieht und die übrigen drei Faktoren die Regulation negativer Gefühle zum Inhalt haben. Die Faktoren haben wir in Anlehnung an das Original folgendermaßen bezeichnet: *Steigerung positiver Affekts* (im Original „Enhancing Positive Affect“), Beispielitem „Weil gute Laune ansteckend ist, suche ich andere Leute auf, wenn ich fröhlich bin.“ (es wurde jeweils das Item mit der höchsten Faktorladung ausgewählt); *Perspektive übernehmen* („Perspective Taking“), Beispielitem „Mich von Leuten daran erinnern zu lassen, dass andere schlechter dran sind, hilft mir, wenn ich aufgebracht bin.“; *Beruhigen und Trösten* („Soothing“), Beispielitem „Ich suche bei anderen Menschen nach Mitgefühl, wenn ich unglücklich bin.“; *Andere als Modell* („Social Modeling“), Beispielitem „Die Ideen einer anderen

Person zu hören, wie man die Situation handhaben kann, hilft mir, wenn ich mir Sorgen mache.“

Mit den Daten von SP2 berechneten wir zur Überprüfung der Dimensionalität der deutschen Version des IERQ eine konfirmatorische Faktorenanalyse. Die Ergebnisse legen eine exzellente Modelpassung der Vier-Faktoren-Struktur nahe. Obwohl der  $\chi^2$ -Test wie in der englischen Originalversion signifikant war ( $\chi^2(129) = 253.76, p < .001$ ), zeigten die anderen Passungsgüteindikatoren eine sehr gute Modellpassung: CFI = 0.97, RMSEA = 0.04 (90 % Konfidenzintervall [0.03–0.04]). Alle standardisierten Faktorladungen waren signifikant und lagen zwischen 0.66 und 0.86 (siehe Abbildung im ESM 3).

### Item- und Skalenkennwerte sowie Reliabilitäten

Im ESM 4 sind die Mittelwerte (Schwierigkeiten), Standardabweichungen und Trennschärfen der 20 Items des IERQ zusammengefasst (getrennt nach Stichprobe). Ergänzend wurden die Retest-Korrelationen für SP1 berechnet. Die Mittelwerte schwankten zwischen 2.14 und 4.24, die Standardabweichungen zwischen 0.87 und 1.32. Die korrigierten Itemtrennschärfen, die jeweils in Bezug zum Faktor, auf den das Item lud, berechnet wurden, lagen im Bereich von  $r_{it} = .52$  bis  $r_{it} = .81$ . Die Retest-Korrelationen auf Itemebene variierten zwischen  $r_{tt} = .09$  und  $r_{tt} = .80$ . Im Durchschnitt lagen die Item-Interkorrelationen bei  $r = .32$ . Der kleinste Korrelationskoeffizient von  $r = .01$  ergab sich für den Zusammenhang zwischen den beiden Items 6 und 10, der größte Koeffizient von  $r = .75$  zwischen den Items 12 und 19.

Deskriptive Statistiken, interne Konsistenzen und Retest-Korrelationen für die IERQ-Subskalen sind in ESM 5 dargestellt. Die berechneten Cronbachs- $\alpha$ -Werte lagen zwischen .82 und .89 (SP1) sowie .81 und .91 (SP2) und damit nur minimal unter denen der englischsprachigen IERQ-Version mit dem größten Wert bei der Skala *Social Modeling/Andere als Modell*. Für die Retest-Reliabilitäten der Subskalen (SP1) ergaben sich Werte zwischen  $r_{tt} = .72$  und  $r_{tt} = .74$ , die zumindest als zufriedenstellend bezeichnet werden können. Die Subskalen-Interkorrelationen lagen über beide Stichproben hinweg zwischen  $r = .30$  und  $r = .56$  (für alle Signifikanzniveaus  $p < .01$ ) und fielen damit geringer aus als diejenigen der Originalversion, die zwischen  $r = .54$  und  $r = .79$  lagen.

### Validität

Zur Überprüfung der Validität wurde in einem ersten Schritt untersucht, ob die soziodemografischen Merkmale

Alter und Geschlecht mit den IERQ-Skalen zusammenhängen. In SP1 korrelierte das Alter der Probandinnen und Probanden mit keiner der Skalen bedeutsam und signifikant (siehe ESM 6). In SP2 dagegen ergaben sich statistisch signifikante, negative Korrelationen zwischen Alter und den IERQ-Skalen. Die Stärke dieser Zusammenhänge entspricht ungefähr dem englischsprachigen Original, sie sind nach Cohen (1988) jedoch als klein einzustufen. In allen IERQ-Skalen erreichten weibliche Probanden im Mittel höhere Werte als männliche (siehe ESM 6). Die Geschlechtsunterschiede waren alle bis auf *Perspektive übernehmen* in SP2 statistisch signifikant (ermittelt über Varianzanalysen). Die ermittelten Effektstärken (Cohens  $d$ ) lagen im kleinen Bereich, lediglich in SP1 bei *Andere als Modell* ergab sich ein mittlerer Effekt.

Eine vermehrte Anwendung interpersoneller Regulationsstrategien ging mit geringerer Depressivität (ADS) einher, wobei lediglich die Korrelation zur IERQ-Skala *Steigerung Positiven Affekts* statistisch signifikant wurde ( $r = -.26, p < .001$ ; siehe Tabelle 1). Ein sehr ähnliches Korrelationsmuster zeigte sich zwischen den IERQ-Skalen und den beiden Skalen zum *Negativen Affekt* (PANAS, aktuell und habituell). Dem gegenüber ergaben sich für die Korrelationen zum erlebten *Positiven Affekt* (PANAS) und den IERQ-Skalen durchweg  $r > 0$  (vermehrte Anwendung der Regulationsstrategien geht mit gesteigertem positiven Affekterleben einher), wobei auch hier lediglich die Korrelationen zur IERQ-Skala *Steigerung Positiven Affekts* statistisch bedeutsam waren.

Entgegen unserer Hypothese ergaben sich bei der von uns untersuchten SP1 andere Korrelationsmuster der IERQ-Skalen mit den Skalen zur intrapersonellen Emotionsregulation des DERS als bei der amerikanischen Stichprobe. Auch wenn die Zusammenhänge der DERS-Skalen mit den IERQ-Skalen *Perspektive übernehmen*, *Beruhigen und Trösten* und *Andere als Modell* nahezu durchweg positiv korrelierten, fielen sie bis auf eine Ausnahme minimal und statistisch nicht bedeutsam aus (alle  $r < .16$ ; Ausnahme *Impulskontrolle* und *Beruhigen und Trösten*:  $r = .20, p < .01$ ). Im Gegensatz dazu ergaben sich in der deutschen Stichprobe durchweg negative Korrelationen zwischen den DERS-Skalen und der IERQ-Skala *Steigerung Positiven Affekts*, wobei die Korrelationen zum DERS-Gesamtwert ( $r = -.22, p < .01$ ) und den Subskalen *Bewusstheit* ( $r = -.35, p < .001$ ) und *Emotionale Klarheit* ( $r = -.32, p < .001$ ) am höchsten waren. Auch bei den Korrelationsmustern des zweiten Fragebogens zur intrapersonellen Emotionsregulation ergaben sich vom amerikanischen Original abweichende Werte. Bei der deutschsprachigen Stichprobe korrelierte *Unterdrücken* (ASQ) signifikant negativ mit *Perspektive übernehmen* (IERQ;  $r = -.29, p < .001$ ) und *Beruhigen und Trösten* (IERQ;  $r = -.34, p < .001$ ). *Akzeptieren* (ASQ) dagegen korrelierte in SP1 ( $r = .31$ ,

**Tabelle 1.** Korrelationen zwischen den IERQ-Skalen und anderen Variablen (berechnet für Stichprobe 1).

	M	SD	SPA	PÜ	BT	AM
<i>Depressivität</i>						
ADS	13.43	9.39	-.26***	-.17	-.12	-.10
<i>Emotionale Befindlichkeit</i>						
PANAS						
Positiver Affekt, aktuell	3.28	0.80	.30***	.16	.16	.09
Negativer Affekt, aktuell	1.71	0.71	-.19**	-.04	.09	.03
Positiver Affekt, habituell	2.83	0.78	.28***	.15	.06	.15
Negativer Affekt, habituell	1.46	0.58	-.20**	-.12	-.10	-.04
<i>Intrapersonelle Emotionsregulation</i>						
DERS – Gesamtwert	79.49	22.09	-.22**	.01	.04	.10
Nicht-Akzeptanz	13.41	5.57	-.04	.07	.05	.16
Zielgerichtet	13.09	4.49	-.09	.02	.08	.11
Impulskontrolle	11.49	4.74	-.04	.04	.20**	.17
Bewusstheit	14.64	4.31	-.35***	-.06	-.16	-.09
Emotionsregulationsstrategien	16.86	6.99	-.13	-.01	.11	.09
Emotionale Klarheit	9.59	3.47	-.32***	-.06	.03	.12
ASQ						
Unterdrücken	23.98	6.23	-.11	-.29***	-.34***	-.10
Anpassen	22.69	4.52	.29***	.12	-.01	-.02
Akzeptieren	18.17	3.35	.31***	-.01	.13	-.03
ERQ						
Neubewertung	4.56	1.15	.42***	.19**	.13	.20**
Unterdrückung	3.56	1.22	-.19**	-.15	-.39***	-.15
NMR-Erwartungen						
NMR-S-Gesamtwert	98.24	10.42	.34***	.20**	.10	.15
<i>Coping</i>						
CISS						
Aufgabenorientiert	3.78	0.65	.31***	.10	.08	.18
Emotionsorientiert	2.91	0.77	.05	-.02	.16	.17
Vermeidungsorientiert	2.91	0.78	.26***	.26***	.46***	.38***
<i>Emotionale Ambivalenz</i>						
AEQ-Gesamtwert						
Effektambivalenz	2.63	0.66	-.11	-.08	-.11	.05
Effektambivalenz	2.66	0.73	-.13	-.09	-.16	.01
Kompetenzambivalenz	2.59	0.67	-.07	-.06	.01	.10

Anmerkungen: SPA = Steigerung positiven Affekts; PÜ = Perspektive übernehmen; BT = Beruhigen und Trösten; AM = Andere als Modell; ADS = Allgemeine Depressionsskala; PANAS = Positive Affect Negative Affect Schedule; DERS = Difficulties in Emotion Regulation Scale; ASQ = Affective Style Questionnaire; ERQ = Emotion Regulation Questionnaire; NMR(-S) = Negative Mood Regulation(-Skala); CISS = Coping Inventory for Stressful Situations; AEQ = Ambivalence over Emotional Expression Questionnaire. \*\*\*  $p < .001$ ; \*\*  $p < .01$

$p < .001$ ) mit der *Steigerung Positiven Affekts* (IERQ) sehr ähnlich wie im amerikanischen Original. Schließlich ergaben sich durchweg positive Korrelationen zwischen der intrapersonellen Strategie *Neubewertung* (ERQ) und den interpersonellen Strategien (IERQ; vgl. Tabelle 1) sowie negative Korrelationen der IERQ-Skalen zu *Unterdrückung* (ERQ).

Auch in Bezug zum NMR-Konstrukt bestätigten sich die vermuteten positiven Korrelationen zwischen der NMR-Skala und den IERQ-Skalen. Die größte Korrelation zeigte

sich zu der Subskala *Steigerung Positiven Affekts* ( $r = .33$ ,  $p < .001$ ). Statistisch bedeutsame Zusammenhänge ergaben sich zudem bei den Skalen zur Erhebung von Coping-Verhalten vor allem zu *Vermeidungsorientiertem Coping* (CISS) mit den IERQ-Skalen (alle  $r > .25$ ,  $p < .001$ ).

Entsprechend unserer Hypothese zur diskriminanten Validität erwiesen sich die Korrelationen zwischen den IERQ-Skalen und den Skalen zur Erhebung emotionaler Ambivalenz (AEQ) als relativ gering und statistisch nicht bedeutsam (siehe Tabelle 1).



## Diskussion

Ziel der vorliegenden Studie war die Entwicklung und psychometrische Überprüfung einer deutschsprachigen Übersetzung des von Hofmann et al. (2016) entwickelten IERQ. Hierzu wurde eine erste deutschsprachige Version erstellt und es wurden Itemkennwerte, eine explorative Faktorenanalyse, Skalenkennwerte und Reliabilitäten sowie Korrelationen zu anderen Messinstrumenten als Kennwerte für die konvergente und diskriminante Validität berechnet. Mit einer weiterentwickelten Version des deutschsprachigen IERQ wurden dann eine explorative und eine konfirmatorische Faktorenanalyse, Item- und Skalenkennwerte sowie als Validitätsaspekt der Zusammenhang zu Alter und Geschlecht berechnet. Die Mittelwerte und Standardabweichungen der deutschsprachigen Items wiesen auf eine angemessene Breite der Itemschwierigkeiten hin. Die Itemtrennschärfen fielen durchweg zufriedenstellend bis gut aus. Die Faktorenanalysen ergaben in Übereinstimmung mit der englischsprachigen Originalversion eine Vier-Faktorenlösung, mit einer Zuordnung der 20 Items zu den Skalen *Steigerung positiven Affekts*, *Perspektive übernehmen*, *Beruhigen und Trösten* sowie *Andere als Modell*, sodass die faktorielle Struktur der Originalversion mit identischer Itemzuordnung zu den vier Subskalen (jeweils fünf Items werden zu einer Subskala zusammengefasst) repliziert werden konnte. Die Höhe der berechneten Skalen-Interkorrelationen sprechen dafür, dass die gebildeten Skalen unterschiedliche Aspekte der interpersonellen Emotionsregulation erfassen.

Die guten bis sehr guten internen Konsistenzen der vier IERQ-Skalen fielen nur minimal kleiner aus als diejenigen, die für die Originalversion berechnet wurden. Obwohl sich auf Itemebene vereinzelt niedrige Korrelationen zwischen den beiden Messzeitpunkten ergaben, fielen auch die Retest-Reliabilitäten für die vier IERQ-Skalen mindestens befriedigend aus und können als erster empirischer Hinweis dafür interpretiert werden, dass die mit dem IERQ erhobenen Konstrukte eine zeitliche Stabilität aufweisen. Insgesamt konnte der Nachweis erbracht werden, dass auch die deutschsprachige Version des IERQ ein reliables Messinstrument darstellt.

Wenngleich sich im Bereich der Reliabilitäten und der faktoriellen Validität keine nennenswerten Unterschiede zwischen der englischsprachigen und der deutschsprachigen IERQ-Version ergaben, zeigten sich im Hinblick auf Zusammenhänge mit anderen Konstrukten teilweise Abweichungen. Während sich für die weiterentwickelte *deutschsprachige IERQ-Version* statistisch bedeutsame Korrelationen mit dem Alter der Probandinnen und Probanden sehr ähnlich denen der amerikanischen Stichprobe ergaben (vgl. Hofmann et al. 2016), zeigten sich in

der Originalversion keine Geschlechtseffekte. In den von uns untersuchten deutschsprachigen Stichproben zeigten Frauen dagegen durchweg höhere Werte auf den IERQ-Skalen, wobei sich dabei zumeist kleine Effektstärken ergaben. Ob sich bei der deutschsprachigen Version des IERQ Geschlechtereffekte in der Emotionsregulation abbilden, wie sie sich beispielsweise von Nolen-Hoeksema und Aldao (2011) für die intrapersonellen Strategien *Rumination* und *Neubewertung* und in einer Meta-Analyse von Johnson und Whisman (2013) ebenfalls für *Rumination* gezeigt haben, muss gegenwärtig offenbleiben. Da mit der Originalversion diese Geschlechtereffekte jedoch nicht ermittelt wurden, stellt sich die Frage, ob sich bei interpersonellen Emotionsregulationsstrategien, wie sie mit dem IERQ erhoben werden, kulturelle Unterschiede abbilden.

Hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen der Depressivität der Teilnehmenden und den IERQ-Skalen weichen die Korrelationsmuster der amerikanischen und der deutschen Stichprobe (SP1) voneinander ab. Während in der deutschen Stichprobe mehr depressive Symptome mit dem geringeren Einsatz interpersoneller Emotionsregulationsstrategien einhergingen, zeigte sich in der amerikanischen Stichprobe umgekehrt ein positiver Zusammenhang zwischen depressiven Symptomen und den Werten des IERQ. Es ließe sich somit vermuten, dass amerikanische Studienteilnehmende interpersonelle Emotionsregulationsstrategien vermehrt einsetzen, um erhöhte Depressivität zu regulieren. In unserer Stichprobe 1 – eventuell bedingt durch den Ausschluss von Personen, die sich aktuell in psychotherapeutischer oder psychiatrischer Behandlung befinden – fallen die Depressivitätswerte im Mittel deutlich geringer aus. Eine erhöhte Depressivität mit klinischer Relevanz muss bei unseren Studienteilnehmenden somit nicht reguliert werden. Etwas höhere Werte in der Depressionsskala könnten somit als Folge eines eingeschränkten Einsatzes interpersoneller Regulationsstrategien interpretiert werden. Zu dieser Interpretation würden auch die ermittelten Korrelationsmuster zur allgemeineren emotionalen Befindlichkeit (PANAS) passen. Die Ergebnisse zeigen, dass der von uns weiter oben vermutete Zusammenhang zwischen dem Einsatz von IER und Affekterleben in unterschiedliche Richtungen laufen kann und von der Funktionalität sowie der zeitlichen Abfolge von Affekt und dessen Regulation mitbestimmt ist, sodass die Richtung des Zusammenhangs noch offenbleibt. Weitere Untersuchungen u. a. mit klinischen Stichproben müssen hierzu durchgeführt werden, um die Abweichungen der deutschsprachigen von der Original-IERQ-Version zu klären.

Weitere Unterschiede bezüglich der ermittelten Korrelationsmuster zwischen der englisch- und deutschsprachigen IERQ-Version, die mit den Stichprobenspezifika

zusammenhängen könnten, ergaben sich hinsichtlich der Zusammenhänge intrapersoneller Strategien, wie sie mit dem DERS und zum Teil mit dem ASQ erhoben wurden, und den IERQ-Skalen. Sehr ähnliche Werte ergaben sich dagegen in Bezug auf den Zusammenhang zwischen den Ergebnissen des ERQ und des IERQ. Höhere Werte in der Strategie *Neubewertung* gingen mit höheren Werten in den IERQ-Skalen einher. Die ERQ-Strategie *Unterdrückung* (z. B. Abler & Kessler, 2009) dagegen korrelierte jeweils negativ mit dem Einsatz interpersoneller Strategien, in der deutschsprachigen Stichprobe vor allem mit *Beruhigen und Trösten*. Im Hinblick auf die konvergente und diskriminante Validität der deutschen Version des IERQ ist schließlich noch zu erwähnen, dass stärker ausgeprägte Erwartungen, negative Emotionen erfolgreich regulieren zu können (NMR) – wie wir vermutet hatten – mit höheren Werten in den IERQ-Skalen einhergingen. Auch waren höhere Skalenwerte des IERQ mit der habituellen Nutzung von Aufgaben- und Vermeidungsorientierten Coping-Strategien (CISS) assoziiert. Die durchweg sehr kleinen und nicht signifikanten Korrelationen mit den Skalen zur emotionalen Ambivalenz sprechen zudem für die Behauptung, dass mit dem IERQ ein Instrument vorgelegt wurde, das es erlaubt, Konstrukte der interpersonellen Emotionsregulation zu messen, die mit anderen Instrumenten so nicht erfasst werden. Vor dem Hintergrund der berichteten Einzelbefunde bleibt jedoch festzuhalten, dass eine Einbettung der Ergebnisse in eine theoretische Konzeption der IER noch aussteht.

Die vorliegende Untersuchung unterliegt weiteren Limitationen. Trotz der oben beschriebenen Bemühungen bezüglich der online-basierten Befragungen sind Selektionseffekte bei diesem Vorgehen nicht vollständig auszuschließen. Darüber hinaus basieren die hier präsentierten Ergebnisse auf – soweit aufgrund des gewählten Vorgehens einschätzbar – weitestgehend gesunden Stichproben. Zukünftige Studien müssen zeigen, ob der IERQ auch für Personen mit Störungen der Emotionsregulation anwendbar ist. Bezüglich der Ergebnisse zur konvergenten und diskriminanten Validität ist zudem festzuhalten, dass es sich bei der zugrundeliegenden Stichprobe (SP1) um ein relativ kleines Sample handelt, bei dem 88% der befragten Personen einen akademischen Hintergrund berichteten und nur Daten von  $N = 73$  Männern in die finale Auswertung eingingen. Die Generalisierbarkeit der gefundenen Korrelationen auf andere Personenkreise müsste deshalb in zukünftigen Studien untersucht werden. Weiterhin ist einschränkend zu erwähnen, dass der IERQ keine Kontrollskala enthält und in der vorliegenden Untersuchung die Anfälligkeit des Instrumentes gegenüber intentionaler Verfälschbarkeit wie z. B. aus Gründen der sozialen Erwünschtheit nicht untersucht wurde. Auch handelt es sich bei allen eingesetzten Messinstrumenten

um Selbstberichtsfragebögen. Hier könnte beispielsweise mit Hilfe eines experimentellen Paradigmas mit Emotionsinduktion ergänzend gezeigt werden, ob mit IERQ-Strategien differenzielles interpersonelles Verhalten vorhergesagt werden kann. Trotz dieser Einschränkungen und noch offenen Fragen bezüglich der Validität der deutschsprachigen Version hoffen wir mit der Vorlage des IERQ die Emotionsforschung, insbesondere im Bereich der Emotionsregulation um einen bedeutsamen Aspekt erweitern zu können.

## Elektronische Supplemente (ESM)

Die elektronischen Supplemente sind mit der Online-Version dieses Artikels verfügbar unter <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000239>

**ESM 1.** Deutsche Version des Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ)

**ESM 2.** Faktorladungen des deutschsprachigen Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ) für Stichprobe 2 geordnet nach Faktoren und Höhe der Ladungen

**ESM 3.** Konfirmatorische Faktorenanalyse der deutschen Übersetzung des Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ)

**ESM 4.** Mittelwerte ( $M$ ) und Standardabweichungen ( $SD$ ) sowie part-whole korrigierte Itemtrennschärfen ( $r_{it}$ ) und Retest-Reliabilitäten ( $r_{tt}$ ) der 20 Items der deutschsprachigen Version des Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ)

**ESM 5.** Kennwerte der vier Subskalen des deutschsprachigen Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ)

**ESM 6.** Korrelationen mit Alter und Geschlechtsunterschiede der Subskalen der deutschsprachigen Version des Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ)

## Literatur

- Abler, B. & Kessler, H. (2009). Emotion Regulation Questionnaire – Eine deutschsprachige Fassung des ERQ von Gross und John. *Diagnostica*, 55, 144 – 152. <https://doi.org/10.1026/0012-1924.55.3.144>
- Aldao, A., Gee, D. G., De Los Reyes, A. & Seager, I. (2016). Emotion regulation as a transdiagnostic factor in the development of internalizing and externalizing psychopathology: Current and future directions. *Development and Psychopathology*, 28, 927 – 946. <https://doi.org/10.1017/S0954579416000638>
- Backenstrass, M., Joest, K., Gehrig, N., Pfeiffer, N., Mearns, J. & Catanzaro, S. J. (2010). The German version of the generalized expectancies for negative mood regulation scale: A construct validity study. *European Journal of Psychological Assessment*, 26, 28 – 38. <https://doi.org/10.1026/0012-1924.54.1.43>

- Backenstrass, M., Pfeiffer, N. & Marin (2012). Emotionale Dysregulation bei affektiven Störungen. *Zeitschrift für Psychiatrie, Psychologie und Psychotherapie*, 60, 195–204. <https://doi.org/10.1024/1661-4747/a000116>
- Backenstrass, M., Pfeiffer, N., Schwarz, T., Mearns, J. & Catanzaro, S. J. (2008). Reliabilität und Validität der deutschsprachigen Version der Generalized Expectancies for Negative Mood Regulation (NMR) Scale. *Diagnostica*, 54, 43–51. <https://doi.org/10.1026/0012-1924.54.1.43>
- Barnow, S., Aldinger, M., Ulrich, I. & Stopsack, M. (2013). Emotionsregulation bei Depression: Ein multimethodaler Überblick. *Psychologische Rundschau*, 64, 235–243. <https://doi.org/10.1026/0033-3042/a000172>
- Catanzaro, S. J. & Mearns, J. (1990). Measuring generalized expectancies for negative mood regulation: Initial scale development and implications. *Journal of Personality Assessment*, 54, 546–563. [https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5403&4\\_11](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5403&4_11)
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Deighton, R. M. & Traue, H. C. (2006). Emotionale Ambivalenz, Körperbeschwerden, Depressivität und soziale Interaktion: Untersuchungen zur deutschen Version des „Ambivalence over Emotional Expressiveness Questionnaire“ (AEQ-G18). *Zeitschrift für Gesundheitspsychologie*, 14, 158–170. <https://doi.org/10.1026/0943-8149.14.4.158>
- Dixon-Gordon, K. L., Haliczler, L. A., Conkey, L. C. & Whalen, D. J. (2018). Difficulties in interpersonal emotion regulation: Initial development and validation of a self-report measure. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 40, 528–549. <https://doi.org/10.1007/s10862-018-9647-9>
- Ehring, T., Fischer, S., Schnülle, J., Bösterling, A. & Tuschen-Caffier, B. (2008). Characteristics of emotion regulation in recovered versus never depressed individuals. *Personality and Individual Differences*, 44, 1574–1584. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.01.013>
- Endler, N.S. & Parker, J.D.A. (1990). *Coping Inventory for Stressful Situations (CISS)*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Graser, J., Bohn, C., Kelava, A., Schreiber, F., Hofmann, S. G. & Stangier, U. (2012). Der „Affective Style Questionnaire (ASQ)“: Deutsche Adaption und Validitäten. *Diagnostica*, 58, 100–111. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000056>
- Gratz, K. L. & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26, 41–54. <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
- Gross, J. J. (2001). Emotion regulation in adulthood: Timing is everything. *Current Directions in Psychological Science*, 10, 214–219. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.00152>
- Gross, J. J. (2002). Emotion regulation: Affective, cognitive, and social consequences. *Psychophysiology*, 39, 281–291. <https://doi.org/10.1017/S0048577201393198>
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26 (1), 1–26. <https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781>
- Gross, J. J. & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Hautzinger, M., Bailer, M., Hofmeister, D. & Keller, F. (2012). *Allgemeine Depressionsskala* (2., überarb. und neu norm. Aufl.). Göttingen: Hogrefe.
- Hofmann, S. G. (2014). Interpersonal emotion regulation model of mood and anxiety disorders. *Cognitive Therapy and Research*, 38, 483–492. <https://doi.org/10.1007/s10608-014-9620-1>
- Hofmann, S. G. (2016). *Emotion in therapy: From science to practice*. New York, NY: Guilford Press.
- Hofmann, S. G., Carpenter, J. K. & Curtiss, J. (2016). Interpersonal Emotion Regulation Questionnaire (IERQ): Scale development and psychometric characteristics. *Cognitive Therapy and Research*, 40, 341–356. <https://doi.org/10.1007/s10608-016-9756-2>
- Hofmann, S. G. & Kashdan, T. B. (2010). The Affective Style Questionnaire: Development and psychometric properties. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 32, 255–263. <https://doi.org/10.1007/s10862-009-9142-4>
- Hofmann, S. G., Sawyer, A. T., Fang, A. & Asnaani, A. (2012). Emotion dysregulation model of mood and anxiety disorders. *Depression and Anxiety*, 29, 409–416. <https://doi.org/10.1002/da.21888>
- Holodynski, M., Hermann, S. & Kromm, H. (2013). Entwicklungspsychologische Grundlagen der Emotionsregulation. *Psychologische Rundschau*, 64, 196–207. <https://doi.org/10.1026/0033-3042/a000174>
- Johnson, D. P. & Whisman, M. A. (2013). Gender differences in rumination: A meta-analysis. *Personality and Individual Differences*, 55, 367–374. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.03.019>
- Kälin, W. (1995). *Deutsche 24-Item Kurzform des Coping Inventory for Stressful Situations (CISS) von N.S. Endler und J.D.A. Parker*. Basierend auf der Übersetzung von N. Semmer, F. Tschann und V. Schade (unveröffentlichter Fragebogen). Bern: Institut für Psychologie, Universität Bern.
- King, L. A. & Emmons, R. A. (1990). Conflict over expressing emotion: Physical and psychological correlates. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 864–877. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.5.864>
- Krohne, H. W., Egloff, B., Kohlmann, K.-W. & Tausch, A. (1996). Untersuchungen mit einer deutschen Version der „Positive and Negative Affect Schedule“ (PANAS). *Diagnostica*, 42, 139–156.
- Leiner, D. J. (2013). *Too Straight, Too Weird: Post Hoc Identification of Meaningless Data in Internet Surveys*. Working Paper. Verfügbar unter <https://www.researchgate.net/publication/258997762>
- Levy-Gigi, E. & Shamay-Tsoory, S. G. (2017). Help me if you can: Evaluating the effectiveness of interpersonal compared to intrapersonal emotion regulation in reducing distress. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 55, 33–40. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2016.11.008>
- Niven, K. (2017). The four key characteristics of interpersonal emotion regulation. *Current Opinion in Psychology*, 17, 89–93. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.06.015>
- Niven, K., Totterdell, P., Stride, C. B. & Holman, D. (2011). Emotion Regulation of Others and Self (EROS): The development and validation of a new individual difference measure. *Current Psychology*, 30, 53–73. <https://doi.org/10.1007/s12144-011-9099-9>
- Nolen-Hoeksema, S. & Aldao, A. (2011). Gender and age differences in emotion regulation strategies and their relationship to depressive symptoms. *Personality and Individual Differences*, 51, 704–708. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.06.012>
- SoSciSurvey GmbH (2015). *Fragebogen online erstellen. Befragung im Internet durchführen*. Verfügbar unter <https://www.sosci survey.de>.
- Van de Vijver, F. & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89–99.
- Rindermann, H. (2009). *Emotionale-Kompetenz-Fragebogen (EKf)*. Ein Verfahren zur Einschätzung emotionaler Kompetenzen und emotionaler Intelligenz aus Selbst- und Fremdsicht. Göttingen: Hogrefe.
- Watson, D., Clark, L. A. & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The

PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1 063–1 070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>

Williams, W. C., Morelli, S. A., Ong, D. C. & Zaki, J. (2018). Interpersonal emotion regulation: Implications for affiliation, perceived support, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 115, 224–254. <https://doi.org/10.1037/pspi0000132.supp>

Zaki, J. & Williams, W. C. (2013). Interpersonal emotion regulation. *Emotion*, 13, 803–810. <https://doi.org/10.1037/a0033839>

**Prof. Dr. Matthias Backenstrass**  
**Dipl.-Psych. Ruben Götz**

Institut für Klinische Psychologie  
Zentrum für Seelische Gesundheit  
Klinikum Stuttgart  
Prießnitzweg 24  
70374 Stuttgart  
[m.backenstrass@klinikum-stuttgart.de](mailto:m.backenstrass@klinikum-stuttgart.de)

**Luise Pruessner, M. Sc.**

**Dr. Daniel V. Holt**  
Psychologisches Institut  
Ruprecht-Karls-Universität Heidelberg  
Hauptstraße 47–51  
69117 Heidelberg

**Natalia Sevcenko, M. Sc.**

Fachbereich Psychologie  
Eberhard Karls Universität Tübingen  
Schleichstraße 4  
72076 Tübingen

**Prof. Dr. Stefan G. Hofmann**

Department of Psychological  
and Brain Sciences  
Boston University  
648 Beacon St., 6th Floor  
Boston, MA 02215, USA