

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/363770493>

Psychometrische Evaluation der deutschen Version des Substance Use Recovery Evaluator (SURE)

Article in *Diagnostica* · September 2022

DOI: 10.1026/0012-1924/a000301

CITATIONS

0

READS

12

8 authors, including:



Daniela Reichl

Otto-Friedrich-Universität Bamberg

12 PUBLICATIONS 4 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Matthias Berking

Philipps University of Marburg

282 PUBLICATIONS 11,221 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Lukas M. Fuhrmann

Friedrich-Alexander-University of Erlangen-Nürnberg

6 PUBLICATIONS 189 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Catharina Lang

Friedrich-Alexander-University of Erlangen-Nürnberg

4 PUBLICATIONS 3 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Some of the authors of this publication are also working on these related projects:



Special Interest Group E-Health, German Psychological Society, Clinical Psychology Section [View project](#)



Effectiveness of a guided web-based intervention for depression in back pain rehabilitation aftercare (WARD-BP). A naturalistic RCT. [View project](#)

Psychometrische Evaluation der deutschen Version des Substance Use Recovery Evaluator (SURE)

Daniela Reichl¹ , Niklas Enewoldsen¹, Matthias Berking², Lukas Fuhrmann², Catharina Lang², Sebastian Saur², Kiona K. Weisel² und Sabine Steins-Loeber¹

¹Lehrstuhl für Klinische Psychologie und Psychotherapie, Otto-Friedrich-Universität Bamberg, Deutschland

²Lehrstuhl für Klinische Psychologie und Psychotherapie, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Deutschland

Zusammenfassung: Konsumvariablen und Abstinenz scheinen unzureichend zur Erfassung der Genesung bei Personen mit einer Alkoholkonsumstörung. Stattdessen rücken patientenzentrierte Indikatoren wie die Lebensqualität zunehmend in den Vordergrund. Um den Forderungen adäquater Messinstrumente gerecht zu werden, wurde der Substance Use Recovery Evaluator von Neale et al. (2016) übersetzt und in verschiedenen Stichproben mit Alkoholkonsumstörung nach Entzugsbehandlung psychometrisch evaluiert. In der ersten Teilstichprobe ($n = 135$) wurde explorativ die Faktorenstruktur identifiziert sowie Reliabilitäts- und Validitätsmaße (Zusammenhänge mit Alkoholkonsum, Craving und gesundheitsbezogener Lebensqualität) berechnet. In der zweiten Stichprobe ($n = 120$) wurde die gefundene Struktur konfirmatorisch geprüft. Das Verfahren erwies sich als reliabel und valide. Die im Original vorgeschlagene fünffaktorielle Struktur zeigte einen guten Fit, wenn auch in der vorliegenden Studie eine dreifaktorielle Struktur etwas geeigneter erschien. Diese Ergebnisse wurden in einer dritten Stichprobe ($n = 224$) größtenteils gestützt. Trotz Limitationen (z. B. kleine Stichprobe) erwies sich der deutsche SURE als psychometrisch abgesicherter Indikator der Genesung von einer Alkoholkonsumstörung.

Schlüsselwörter: Alkohol, Genesung, Fragebogen, Abstinenz, Abhängigkeit

Psychometric Evaluation of the German Version of the Substance Use Recovery Evaluator (SURE)

Abstract: Consumption patterns and abstinence are popular, albeit insufficient, indicators in the recovery process from an alcohol use disorder (AUD). To meet the requirement of suitable measurement tools for a patient-centered recovery, we developed a German version of the Substance Use Recovery Evaluator (SURE), which we then evaluated in individuals with AUD at 6 weeks (2 subsamples: $n = 135$ and 120) and 6 months ($n = 224$) after withdrawal treatment. In the first subsample, we identified the factorial structure and calculated reliability and validity indices. In the second subsample, we checked the factorial structure by a confirmative analysis. The tool was shown to be reliable and valid. The original 5-factor structure showed a good fit, although a 3-factor structure was more suitable. These results were largely confirmed in the third sample. Despite some study limitations, the German version is a psychometrically valid measurement tool to assess the recovery from an AUD.

Keywords: alcohol, recovery, questionnaire, abstinence, addiction

Theoretischer Hintergrund

Eine Alkoholkonsumstörung, also eine Erkrankung der Regulation des Alkoholkonsums im Sinne von Missbrauch oder Abhängigkeit (Saunders, Degenhardt, Reed & Poznyak, 2019), gehört zu den weltweit häufigsten psychischen Erkrankungen (Carvalho, Heilig, Perez, Probst & Rehm, 2019). Unter deutschen Erwachsenen liegt die Prävalenz von Alkoholabhängigkeit bzw. -missbrauch bei etwa 3% (Seitz et al., 2019). Problematisch sind hierbei die hohe Krankheitslast, unter anderem im Sinne von finanziellen Kosten, Mortalität und Morbidität (Whiteford et al., 2013), sowie hohe Rückfallraten von etwa 55% nach einer absti-

nenzenorientierten Behandlung (siehe z. B. Charney, Zikos & Gill, 2010).

Lange galt Abstinenz als der wesentliche Indikator einer erfolgreichen Behandlung der Substanzabhängigkeit (Laudet, 2011). In jüngerer Zeit rückte allerdings eine Verbesserung der Lebensqualität bzw. der Funktionsfähigkeit in verschiedenen Bereichen (Gesundheit, Sozialleben, Wohlbefinden, Lebenssinn) als Kriterium einer erfolgreichen Genesung in den Vordergrund (Witkiewitz & Tucker, 2020). Speziell bei gesundheitsbezogener Lebensqualität handelt es sich um die subjektive Bewertung der eigenen Gesundheit, worunter die physische Gesundheit, aber auch psychische Gesundheit im Sinne von Wohlbe-

finden und Lebenszufriedenheit fallen (Donovan, Mattson, Cisler, Longabaugh & Zweben, 2005; Laudet, 2011). Es zeigte sich, dass eine Verbesserung der Lebensqualität bzw. Funktionsfähigkeit nicht notwendigerweise von Abstinenz bzw. Konsumreduktion abhängt, sondern Verbesserungen auch bei ausgeprägtem Konsum auftreten können (Witkiewitz et al., 2020). Somit scheinen Abstinenz und Konsumreduktion eine erfolgreiche Genesung nur unzureichend abzubilden (Kirouac & Witkiewitz, 2019; Laudet, 2011). Aus Sicht der Patienten und Patientinnen sind sie ein „Mittel zum Zweck“ (Laudet, 2011, S. 46) zur Verbesserung der subjektiven Lebensqualität, jedoch kein notwendiges oder hinreichendes Kriterium.

Folglich ergibt sich ein Bedarf an Messinstrumenten, mit denen die Breite der Genesungsindikatoren von einer Alkoholkonsumstörung aus Sicht der Patienten und Patientinnen abgebildet werden kann (Laudet, 2011). Neale et al. (2016) entwickelten daher unter Einbezug der Patienten und Patientinnen-Perspektive ein Selbstberichtsverfahren (*Substance Use Recovery Evaluator*; SURE) für den Genesungsprozess von Alkohol- und Drogenabhängigkeit außerhalb eines stationären Settings. Die Patienten und Patientinnen wurden in verschiedenen Einrichtungen des britischen Suchthilfesystems rekrutiert. Der SURE-Fragebogen deckt verschiedene Bereiche der Genesung (Craving, Konsum, Qualität sozialer Beziehungen, materielle Sicherheit, Lebenseinstellung sowie psychische und physische Selbstfürsorge) ab. Bisher scheint es kein entsprechendes deutsches validiertes Verfahren zu geben. Daher wurde das Instrument von Neale et al. (2016) in der vorliegenden Studie übersetzt und hinsichtlich der psychometrischen Kennwerte untersucht.

Es wurde überprüft, ob es sich bei der deutschen Übersetzung des SURE um ein valides und reliables Verfahren zur Erfassung der Genesung bei Personen mit Substanzkonsumstörung nach stationärer Entzugs- oder Entgiftungsbehandlung handelt. Es wurde erwartet, dass das Instrument mit diversen anderen Indikatoren der Genesung wie Craving, Abstinenz, Ausmaß des Alkoholkonsums sowie Maßen der physischen und psychischen, gesundheitsbezogenen Lebensqualität mittel bis hoch korreliert.

Methoden

Stichprobe

Untersucht wurden 364 Erwachsene (≥ 18 Jahre) mit der Diagnose einer Alkoholkonsumstörung nach DSM-5 (American Psychological Association, 2013), die eine stationäre Entgiftungs- oder Entzugsbehandlung (ohne ge-

plante Teilnahme am Nahtlosverfahren mit medizinischer Rehabilitation) abgeschlossen hatten, davon 251 (70 %) in qualifizierter Entzugsbehandlung. Ausschlusskriterien waren die Lebenszeitdiagnose einer Schizophrenie oder einer mindestens vier Wochen anhaltenden Psychose sowie akute Suizidalität, sprachliche oder kognitive Barrieren sowie ein Betreuungsbeschluss (§ 1896 ff., Bürgerliches Gesetzbuch).

Im Mittel waren die Personen 44.95 Jahre alt ($SD = 11.23$). Insgesamt waren 124 Personen weiblich (34 %) und 240 männlich (66 %). Arbeitslosigkeit lag bei 120 von 364 Personen (33 %) vor. Ein Hauptschulabschluss, Mittlere Reife und Abitur lagen bei 113 (31 %), 151 (42 %) und 37 (10 %) Personen vor; sechs Personen (2 %) hatten keinen, 57 (16 %) einen höheren Abschluss (z. B. Studium oder Promotion).

Prozedur

Die Daten wurden innerhalb des Projekts SmartAssistEntz (DRKS-ID: DRKS00017700) gesammelt, in welchem in einer randomisiert-kontrollierten Studie eine app-basierte Intervention im Vergleich zum Zugang zur Regelversorgung evaluiert wird. Die Probanden und Probandinnen wurden gegen Ende einer stationären Entzugs- oder Entgiftungsbehandlung in acht verschiedenen Kliniken im Bundesland Bayern rekrutiert. Eine telefonische Baseline-Befragung fand vor Entlassung aus der Klinik statt, gefolgt von weiteren telefonischen Befragungen nach drei und sechs Wochen sowie drei und sechs Monaten. In diesen telefonischen Befragungen wurden mittels standardisierter Interviews und Fragebögen verschiedene Indikatoren und Prädiktoren für die Wirksamkeit der Intervention erhoben (z. B. Alkoholkonsum, Wohlbefinden etc.). Dabei kamen verschiedene Befragende zum Einsatz. Zur Abschätzung der Interrater-Reliabilität wurden von jedem der fünf Erhebungszeitpunkte jeweils fünf vollständige Interviews (mit allen Erhebungsinstrumenten) von je zwei unabhängigen Personen erneut beurteilt. Die Single-Score-Intraklassen-Korrelation (Modell: Two-way, Typ: Absolute Agreement) lag bei $ICC = .987$, $F(29, 58.4) = 234$, $p < .001$, $CI = [.976, .993]$. Für die vorliegende Studie wurden die Daten der 6-Wochen- und 6-Monats-Erhebung genutzt (SURE-Fragebogen sowie die Validitätskriterien Wohlbefinden, Lebensqualität, Lebenszufriedenheit, Trinkverhalten und Craving). Zudem wurden Baseline-Daten zur Stichprobenbeschreibung hinzugezogen (Soziodemografische Daten, Schwere der Abhängigkeit).

Die internen Konsistenzen werden, je nach Erhebungsinstrument, für den Baseline-Zeitpunkt oder 6-Wochen-Zeitpunkt der vorliegenden Untersuchung (gesamte Stichprobe) berichtet.

Fragebögen

Bei dem zu validierenden Fragebogen handelt es sich um den Substance Use Recovery Evaluator (SURE; Neale et al., 2016; Fragebogen einsehbar bei King's College, 2016) mit 21 Items. Diese werden auf einer 5-stufigen Skala hinsichtlich der Häufigkeit bestimmter Verhaltensweisen/Situationen beantwortet (z. B. von *None of the time* bis *All of the time*). Die Antworten werden mit den Werten 1, 2 oder 3 kodiert und zu einem Gesamtscore (Range 21–63) bzw. fünf Subskalen-Scores (*Substance Use* [invertiert; Items 1–6], *Self-care* [Items 7–11], *Relationships* [12–15], *Material Resources* [Items 16–18], *Outlook on Life* [Items 19–21]) aufaddiert.

Die Übersetzung (*Skala zur Erfassung der Genesung von Alkohol- und Drogenabhängigkeit*, SEGAD) wurde anhand der Guidelines der Entwickler und Entwicklerinnen des originalen Fragebogen angefertigt. Sie umfasst die Subskalen *Substanzkonsum* (invertiert, z. B. „Ich bewältigte Probleme, ohne Drogen oder Alkohol dafür zu missbrauchen“), *Selbstfürsorge* (z. B. „Ich achtete auf meine psychische Gesundheit“), *Beziehungen* (z. B. „Ich kam gut mit anderen aus“), *Materielle Ressourcen* (z. B. „Ich teilte mir mein Geld gut ein“) und *Lebenseinstellung* (z. B. „Ich war zuversichtlich“). Auch hier wurden die Items auf einer 5-stufigen Skala beantwortet (z. B. *nie* bis *immer*) und die Antworten für die Auswertung mit 1, 2 oder 3 kodiert. Wie im Original wurden die Personen instruiert, dass es um ihre persönliche Erholung von der Substanzproblematik geht, und dass die Fragen mit anderen Betroffenen entwickelt wurden. Alle Fragenblöcke beziehen sich auf die letzte Woche („Wenn Sie an die letzte Woche denken: Schätzen Sie sich bitte im Hinblick auf jede der folgenden Aussagen ein“). Zur Erstellung der deutschen Version wurde der originale Fragebogen zunächst unabhängig von einem Psychologen und einer Psychologin übersetzt. Nach einer Abstimmung wurde eine gemeinsame Version der Übersetzung erstellt. Diese wurde dann von einer dritten unabhängigen Psychologin rückübersetzt, ohne die englische Originalversion zu kennen. Diskrepanzen wurden in diesem Team unter Einbezug eines Muttersprachlers gelöst und eine finale Version erstellt. Anschließend wurde anhand der Audioaufnahmen von zehn anfänglichen Interviews der 6-Wochen-Erhebung das Verständnis der Fragen und Antwortmöglichkeiten pilotiert. Hierfür wurden zehn Interviews gewählt, die von einer vierten unabhängigen Psychologin durchgeführt wurden. Die Audioaufnahmen der Interviews wurden wiederum von zwei weiteren unabhängigen Psychologinnen angehört, welche Abweichungen eines normalen Antwortverhaltens (z. B. Verständnisprobleme) und entsprechende Verbesserungsvorschläge dokumentierten. Diese Dokumentation wurde von den Übersetzern und Übersetzerinnen begutachtet.

Es mussten keine finalen Anpassungen mehr vorgenommen werden, sodass die Daten aller Probanden und Probandinnen in die vorliegende Studie eingeflossen sind. Der finale Fragebogen wird auf Anfrage von den Autoren und Autorinnen zur Verfügung gestellt.

Die Validitätskriterien gesundheitsbezogene Lebensqualität, Wohlbefinden, Lebenszufriedenheit, Craving und Alkoholkonsum wurden mit den folgenden Instrumenten erfasst.

Die deutsche Version des *Quality of Life Questionnaire* (EQ-5D-5 L; Herdman et al., 2011) wurde genutzt, um die derzeitige physische und psychische gesundheitsbezogene Lebensqualität zu erfassen. Die jeweils fünf möglichen Antworten erfassen das Ausmaß der Probleme in einem bestimmten Bereich (z. B. Mobilität; 1 = *keine Probleme herumzugehen* bis 5 = *nicht der Lage herumzugehen*). Aus den Angaben der fünf Items wird schließlich ein Index abgeleitet (EuroQol Research Foundation, 2019; Berechnungssyntax bei EuroQol Office). Ein höherer Index (Range 0–1, $\alpha = .70$) indiziert eine bessere derzeitige gesundheitsbezogene Lebensqualität.

Wohlbefinden als weitere Facette der psychischen gesundheitsbezogenen Lebensqualität wurde mit der deutschen Version des *WHO Well-being Index* (WHO-5; Bech, 2004) mit fünf Items erfasst. Jeweils sechs Antwortmöglichkeiten erfassen die Häufigkeit, mit der bestimmte Situationen auftreten (z. B. „In den letzten 2 Wochen war mein Alltag voller Dinge, die mich interessieren“; 0 = *zu keinem Zeitpunkt* bis 5 = *die ganze Zeit*). Ein höherer Summenscore (Range: 0–25, $\alpha = .90$) indiziert höheres Wohlbefinden in den letzten beiden Wochen.

Lebenszufriedenheit, ebenfalls eine weitere Facette der psychischen gesundheitsbezogenen Lebensqualität, wurde über die Kurzskala *Lebenszufriedenheit-1* (L-1; Beierlein, Kovaleva, László, Kemper & Rammstedt, 2014) erfasst. Es handelt sich um ein einzelnes reliables (Re-Test) und valides Item, das die derzeitige Zufriedenheit mit dem Leben insgesamt abfragt (0 = *überhaupt nicht zufrieden* bis 10 = *völlig zufrieden*).

Craving wurde mit der Kurzform (de Wildt et al., 2015) der deutschen *Obsessive Compulsive Drinking Scale* (OCDS-G; Mann & Ackermann, 2000) anhand von fünf Items erfasst, die die Häufigkeit und das Ausmaß des Cravings sowie den Umgang damit beinhalten. Die jeweils fünf Antwortmöglichkeiten beschreiben fünf Intensitätsstufen (z. B. „Wenn Sie keinen Alkohol trinken, wie viel Ihrer Zeit wird dann von Vorstellungen, Gedanken, Impulsen oder Bildern beansprucht, die etwas mit dem Trinken zu tun haben?“; 0 = *Keine* bis 4 = *Mehr als 8 Stunden am Tag*). Höhere Werte des Gesamtscores (Summenscore: 0–20; $\alpha = .89$) indizieren eine stärkere Belastung durch Craving in der letzten Woche.

Abstinenz (ja vs. nein) und das Ausmaß des Trinkens zwischen Baseline und den Post-Erhebungen nach etwa sechs Wochen bzw. sechs Monaten wurde nach dem Vorbild des *Time Line Followbacks* (TLFB; Sobell & Sobell, 1992), einer Kalendermethode zur ereignis-gestützten Rekapitulation vergangenen Konsumverhaltens, erfasst. Dabei wurde die Anzahl der Trinktage sowie die Anzahl und Menge (Milliliterangaben) der alkoholischen Getränke erfasst. Berechnet wurde die durchschnittliche Anzahl der Trinktage pro Woche (Range: 0–7) sowie die durchschnittliche Alkoholmenge in Gramm pro Tag (Range: 0–∞).

Zur Stichprobenbeschreibung wurden Informationen aus der Baseline-Erhebung herangezogen. Die Fragen zu soziodemografischen Daten wurden selbst konzipiert. Die Schwere der Abhängigkeit wurde mit der *Skala zur Erfassung der Schwere der Alkoholabhängigkeit* (SESA; John, Hapke & Rumpf, 2001) erhoben. Sie umfasst 33 Items, wobei die Probanden und Probandinnen angeben, wie häufig bestimmte Situationen (z. B. Entzugerscheinungen) in den letzten sechs Monaten (adaptiert von sechs auf 12 Monate für die Hauptstudie) auftraten (0 = *nie* bis 4 = *täglich*). Der Gesamtscore wird anhand der ersten 28 Items berechnet (Mittelwert gewichteter Skalen; Range: 0–100; $\alpha = .93$). Höhere Werte indizieren eine höhere Schwere. Das Manual (John et al., 2001) bietet Normierungswerte für die Allgemeinbevölkerung sowie für Patienten und Patientinnen in einer Entzugsbehandlung oder einem Allgemeinkrankenhaus.

Datenanalyse

Soweit nicht anders berichtet, wurden die Analysen mit dem Programm IBM SPSS 28 durchgeführt.

Zunächst wurde die Faktorenstruktur zur 6-Wochen-Erhebung ($n = 364$) in einer randomisiert ausgewählten Hälfte der Stichprobe (Teilstichprobe A; $n = 182$) explorativ mit Hauptachsenanalysen mit obliminer Rotation (Delta = 0; lässt substanzielle Korrelationen zwischen den Faktoren zu, aber verhindert Kollinearität; entsprechend den Empfehlungen von Costello & Osborne, 2005) unter Verwendung von MAP-Test, Parallelanalyse und Scree-Plot ermittelt.

Als Reliabilitätsmaße wurden die interne Konsistenz der Skalen (Cronbachs α) sowie Trennschärfen und Schwierigkeiten der Items berechnet.

Zur Prüfung der konvergenten Konstruktvalidität wurde die Stärke der Spearmans-Rho-Korrelationen mit der gesundheitsbezogenen Lebensqualität berechnet. Die konkurrente Kriteriumsvalidität wurde mittels der Spearmans-Rho-Korrelationen mit den durchschnittlichen Trinktagen pro Woche, der durchschnittlichen Trinkmenge pro Tag

und Craving geprüft. Weiterhin wurden Gruppenvergleiche zwischen abstinenten und nicht-abstinenten Probanden und Probandinnen mittels Mann-Whitney-U-Tests berechnet, um zu prüfen, inwieweit Abstinenz ausschlaggebend für Unterschiede in diesem alternativen Genesungsindikator ist, der sich von Abstinenz abheben soll.

Hinsichtlich der faktoriellen Validität wurde der Fit des in Teilstichprobe A ermittelten Modells sowie des originalen Modells (Neale et al., 2016) in der zweiten Hälfte der Stichprobe (Teilstichprobe B; $n = 182$) mittels eines Strukturgleichungsmodells getestet (Programm R; Paket *lavaan*, Rosseel, 2012; estimator WLSMV [robuster Schätzer für ordinalskalierte Variablen, arbeitet nur mit vollständigen Fällen]). Um die Messinvarianz zu testen, wurde in einem separaten Modell nochmal der Einfluss von Alter und Geschlecht auf die einzelnen Items untersucht (Programm R, Paket *lavaan*).

Die Beurteilung der Modellgüte erfolgte hierbei anhand der gängigen Cut-offs (siehe Sun, 2005). Root-Mean-Square-Error-of-Approximation-(RMSEA)-Werte kleiner als .06 und Comparative-Fit-Index-(CFI)-Werte oberhalb von .95 deuten hierbei auf einen guten Fit, RMSEA-Werte bis .08 und CFI-Werte ab .90 auf einen akzeptablen Fit hin. Der Fit genesteter Modelle wurde mit einem χ^2 -Differenztest verglichen.

Die beiden Teilstichproben A (explorative Ermittlung der Faktorenstruktur) und B (konfirmatorische Prüfung der Faktorenstruktur) wurden mittels unabhängiger *t*-Tests und χ^2 -Tests verglichen (deskriptive Beschreibung siehe Tabelle 1). Die mehrfachen Gruppenvergleiche wurden dabei nach Bonferroni-Holm (getrennt nach Analyseverfahren) korrigiert. Es zeigten sich keine signifikanten Unterschiede hinsichtlich Alter, Geschlecht, Schwere der Abhängigkeit sowie den verschiedenen Validitätsindikatoren.

Von den 364 eingeschlossenen Personen konnten 256 zur 6-Wochen-Erhebung wieder erreicht werden. Analysiert wurden nur Personen mit vollständigen Angaben im SURE, nämlich 135 (74%) in Stichprobe A und 120 (66%) in Stichprobe B. Das Item zur Lebenszufriedenheit war nicht bei allen Personen vorhanden, da es erst zu einem späteren Zeitpunkt nach Studienstart ergänzt wurde.

Schließlich wurden die Indikatoren der Reliabilität sowie der Konstrukt-, Kriteriums- und faktoriellen Validität auf dieselbe Weise nochmal mit den Daten der 6-Monats-Erhebung (vorliegende Daten von $n = 224$) geprüft. Von zwei Personen fehlten Daten zu den Trinktagen und von einer Person zur Trinkmenge. Es werden lediglich Abweichungen zu den Ergebnissen der 6-Wochen-Erhebung berichtet. Die entsprechenden Ergebnisse finden sich im Elektronischen Supplement (ESM 1 für Reliabilität, Kriteriums- und Konstruktvalidität; ESM 2 für Konfirmatorische Prüfung bzw. faktorielle Validität).

Tabelle 1. Deskriptive Beschreibung der beiden Teilstichproben zur explorativen Ermittlung der Faktorenstruktur (A) und zur konfirmatorischen Prüfung der Faktorenstruktur (B)

	Teilstichprobe A (n = 135)	Teilstichprobe B (n = 120)
Geschlecht	Männlich: 91 (67%) Weiblich: 44 (33%)	Männlich: 77 (64%) Weiblich: 43 (36%)
Abstinenz	96 (71%)	70 (58%)
	<i>M (SD)</i>	<i>M (SD)</i>
Alter	46.38 (11.06)	45.15 (11.36)
SESA Gesamtscore	47.35 (19.43)	46.16 (20.03)
EQ5D index	.89 (.15) ^a	.85 (.17)
WHO-5 Gesamtscore	13.71 (5.96)	12.48 (6.21)
L-1	7.13 (1.99) ^b	6.49 (2.40) ^c
OCDS-G Gesamtscore	4.86 (3.90)	5.09 (3.83)
Trinktage pro Woche	0.47 (1.21)	0.82 (1.51)
Trinkmenge pro Tag	8.08 (28.84)	11.46 (23.54)

Anmerkungen: Stichprobe A: explorative Faktorenanalyse, Reliabilitäts- und Validitätsprüfung. Stichprobe B: Konfirmatorische Faktorenanalyse der in Stichprobe A gefundenen Struktur sowie der originalen Struktur. SESA = Skala zur Erfassung der Schwere der Alkoholabhängigkeit. EQ5D = Quality of Life Questionnaire. WHO-5 = WHO Well-being Index. L-1 = Kurzska Lebenszufriedenheit. OCDS-G = Deutsche Version der Obsessive Compulsive Drinking Scale. ^an = 134. ^bn = 115. ^cn = 91.

Ergebnisse

Explorative Faktorenanalyse

Die erste EFA wurde zur Überprüfung der Voraussetzungen (Anti-Image-Korrelationen > .500; Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium > .500; Barlett-Test $p < .050$) ohne festgelegte Faktorenzahl berechnet. Für Item 2 lag die Anti-Image-Korrelation nur bei .420. Vorerst wurde das Item beibehalten, um den Bezug zur originalen Skala so groß wie möglich zu halten. Der MAP-Test ergab drei Faktoren. Die Parallelanalyse ergab einen Faktor. Der Scree-Plot ergab drei Faktoren. Folglich wurde die EFA nochmal mit einem und mit drei Faktoren gerechnet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt.

Aufgrund der geringen Ladungen (< .300 nach Kline, 1997) bzw. Doppelladungen musste Item 2 schließlich doch ausgeschlossen werden. Ein erneuter MAP-Test ergab wieder drei Faktoren, wie auch der Scree-Plot. Die Parallelanalyse ergab wieder einen Faktor. Folglich wurde die EFA nochmal mit einem und drei Faktoren (aber diesmal ohne Item 2) gerechnet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 dargestellt.

Mit Ausnahme des Items „Craving“ ließen sich alle Items eindeutig einem der drei Faktoren zuordnen. Dieses Item wurde entsprechend des originalen Instruments demselben Faktor wie die Items 1 bis 6 zugeordnet. Item 17 lud lediglich in der 3-Faktoren-Lösung ausreichend (auf Faktor 2). Insgesamt sprechen die Ergebnisse also für die 3-Faktoren-Lösung.

Der erste Faktor lässt sich gut als „Psychisches und Physisches Wohlbefinden“ beschreiben. Der zweite Faktor stellt „Funktionalität im Alltag“ dar und der dritte Faktor „Substanzkonsum“, wobei letzterer das Ausmaß, aber auch die zentrale Rolle, die der Konsum einnimmt, umfasst.

Reliabilität

Die interne Konsistenz, Trennschärfen und Schwierigkeiten der ausgewählten Items und Skalen zur 6-Wochen-Erhebung sind in Tabelle 4 abgetragen.

Generell zeigte sich eine geringe Schwierigkeit der Items. Die interne Konsistenz ist als gut und für die Skala Funktionalität als akzeptabel zu beurteilen. Item 17 wies eine geringe Trennschärfe hinsichtlich der Gesamtskala auf, was erneut für die 3-Faktoren-Lösung spricht. Zur 6-Monats-Erhebung war die Reliabilität vergleichbar (ESM 1, Tabelle 1). Auch hier sprechen die Befunde zur Trennschärfe für die 3-Faktoren-Lösung.

Für die Originalskalen ergaben sich interne Konsistenzen von $\alpha = .82, .77, .70, .51$ und $.79$ für *Substance Use* ($M = 16.68$, $SD = 2.44$), *Self-care* ($M = 12.92$, $SD = 2.56$), *Relationships* ($M = 11.43$, $SD = 1.33$), *Material Resources* ($M = 8.67$, $SD = 0.90$) und *Outlook on Life* ($M = 7.84$, $SD = 1.59$) sowie $.89$ für den Gesamtscore ($M = 54.57$, $SD = 6.77$). *Material Resources* weist also eine inakzeptable interne Konsistenz auf.

Tabelle 2. Mustermatrix (rotierte Ladungen) der ersten explorativen Hauptachsenanalyse

Item	3-Faktoren-Modell			1 Faktor-Modell
	1	2	3	
1 Ausmaß des Trinkens		.363	.560	.629
2 Ausmaß des Drogenkonsums	.206	-.242	.143	.140
3 Ausmaß des Cravings	.299	.189	.392	.672
4 Problembewältigung ohne Alkohol	.104		.791	.600
5 Schmerzbewältigung ohne Alkohol			.810	.485
6 Freizeitgestaltung ohne Alkohol			.794	.657
7 Achten auf psychische Gesundheit	.745		.136	.751
8 Achten auf physische Gesundheit	.718		.130	.742
9 Gesunde Ernährung	.579			.564
10 Guter Schlaf	.405			.396
11 Geregelter Tagesablauf	.463	.182		.575
12 Auskommen mit Anderen		.595	.220	.490
13 Unterstützung durch Andere	.214	.385	-.108	.345
14 Respekt von Anderen		.694	.166	.575
15 Respektieren Anderer		.606		.451
16 Fester Wohnsitz		.618		.412
17 Festes Einkommen		.327		.207
18 Umgang mit Geld	.143	.465	.107	.486
19 Lebenszufriedenheit	.690		-.107	.566
20 Zuversicht	.893			.724
21 Hoffnungen und Ziele	.626			.608

Anmerkungen: Ladungen < .100 werden zur besseren Lesbarkeit nicht dargestellt.

Konstrukt- und Kriteriumsvalidität

Die Korrelation mit anderen Maßen ist in Tabelle 5 dargestellt. Hinsichtlich der konvergenten Konstruktvalidität lagen die Korrelationen mit Wohlbefinden, gesundheitsbezogener Lebensqualität und genereller Lebenszufriedenheit überwiegend im mittleren bis hohen Bereich. Hinsichtlich der konkurrenten Kriteriumsvalidität waren die Korrelationen mit Craving ebenfalls mittel bis hoch. Mit Trinktagen pro Woche und Trinkmenge pro Tag lagen die Korrelationen hingegen überwiegend im kleinen bis mittleren Bereich. Als weiterer Indikator für die konkurrente Kriteriumsvalidität dienen die Gruppenvergleiche in Tabelle 6. Die Ergebnisse zeigen, dass Personen, die seit dem Entzug abstinent waren, bessere Werte in den Skalen *Substanzkonsum und Wohlbefinden*, nicht aber *Funktionalität im Alltag* erzielten. Die Befunde zu Konstrukt- und Kriteriumsvalidität wurden zur 6-Monats-Erhebung weitestgehend gestützt (ESM 1, Tabelle 2 & 3).

Konfirmatorische Prüfung

Hinsichtlich der faktoriellen Validität zeigte die konfirmatorische Faktorenanalyse in Stichprobe B für das 1-Faktoren-Modell mit RMSEA = .036, 90 %-CI = [.000, .057] und CFI = .894 einen akzeptablen CFI- bis guten RMSEA-Fit an, $\chi^2 = 196.546$, $p = .080$, $df = 170$. Für das 3-Faktoren-Modell (inklusive Überfaktor = Gesamtscore) zeigte die konfirmatorische Faktorenanalyse mit RMSEA = .035, 90 %-CI = [.000, .056], und CFI = .904 einen guten CFI- und RMSEA-Fit an, $\chi^2 = 190.867$, $p = .099$, $df = 167$. Die 3-Faktoren-Lösung war somit nur marginal besser ($\chi^2 \text{diff} = 7.641$, $p = .054$, $df = 3$).

Um die Messinvarianz zu testen, wurde das 3-Faktoren-Modell (als bestes Modell) um direkte Effekte von Alter und Geschlecht auf die einzelnen Items im 3-Faktoren-Modell ergänzt (RMSEA = .038, 90 %-CI = [.000, .058], CFI = .889). Geschlecht zeigte einen signifikanten Einfluss auf die Items 4 ($\beta = -.304$, $p = .021$), 16 ($\beta = .137$, $p = .044$) und 17 ($\beta = .173$, $p = .030$), Alter dagegen auf Item 18 ($\beta = .019$, $p = .002$), was metrische Invarianz in 80 % der Items impliziert. Die Befunde zur faktoriellen Validität wurden zur 6-Monats-Erhebung weitestgehend gestützt (ESM 2).

Tabelle 3. Mustermatrix (rotierte Ladungen) der zweiten explorativen Hauptachsenanalyse

Item	3-Faktoren-Modell			1 Faktor-Modell
	Wohlbefinden	Funktion	Substanzkonsum	
1 Ausmaß des Trinkens		.347	.534	.632
3 Ausmaß des Cravings	.303	.177	.376	.670
4 Problembewältigung ohne Alkohol	.140		.763	.594
5 Schmerzbewältigung ohne Alkohol			.816	.485
6 Freizeitgestaltung ohne Alkohol	.117		.777	.653
7 Achten auf psychische Gesundheit	.754		.145	.748
8 Achten auf physische Gesundheit	.724		.137	.739
9 Gesunde Ernährung	.573			.563
10 Guter Schlaf	.422			.399
11 Geregelter Tagesablauf	.459	.165		.576
12 Auskommen mit Anderen		.617	.176	.493
13 Unterstützung durch Andere	.173	.403	-.129	.348
14 Respekt von Anderen		.731	.117	.579
15 Respektieren Anderer		.648		.455
16 Fester Wohnsitz		.669		.415
17 Festes Einkommen		.347		.209
18 Umgang mit Geld	.107	.478		.489
19 Lebenszufriedenheit	.690			.565
20 Zuversicht	.921	-.117		.722
21 Hoffnungen und Ziele	.635			.607

Anmerkungen: Ladungen < .100 werden zur besseren Lesbarkeit nicht dargestellt. Die Zuordnung der Items ist durch die graue Schattierung gekennzeichnet.

Tabelle 4. Interne Konsistenz, Trennschärfen und Schwierigkeiten der Items und Skalen

Item	Schwierigkeit	Trennschärfen			Gesamt
	M	Wohlbefinden	Funktion	Substanzkonsum	
1	2.87			.611	.582
3	2.53			.573	.649
4	2.77			.735	.556
5	2.76			.679	.446
6	2.79			.746	.610
7	2.68	.739			.704
8	2.64	.719			.694
9	2.46	.545			.524
10	2.43	.393			.383
11	2.71	.533			.553
12	2.87		.541		.467
13	2.78		.400		.336
14	2.87		.618		.547
15	2.92		.566		.419
16	2.94		.558		.387
17	2.89		.313		.199
18	2.84		.465		.454
19	2.56	.595			.550
20	2.60	.779			.705
21	2.68	.605			.571
Cronbachs α		.86	.76	.85	.89

Tabelle 5. Korrelation der Skalen untereinander und mit anderen Maßen

		SURE			
		Gesamt	Wohlbefinden	Funktion	Substanzkonsum
Skalenkorrelationen	Gesamt ($M = 54.57, SD = 6.76$)	1	.924**	.592**	.708**
	Wohlbefinden ($M = 20.76, SD = 3.85$)	.924**	1	.391**	.535**
	Funktion ($M = 20.10, SD = 1.99$)	.592**	.391**	1	.403**
	Substanzkonsum ($M = 13.71, SD = 2.40$)	.708**	.535**	.403**	1
Konvergente Konstruktvalidität	Wohlbefinden (WHO-5)	.608**	.577**	.313**	.514**
	Lebensqualität (EQ5D)	.529**	.505**	.225**	.420**
	Lebenszufriedenheit ^a (L-1)	.545**	.512**	.326**	.482**
Konkurrenente Kriteriumsvalidität	Craving (OCDS-G)	-.608**	-.546**	-.381**	-.620**
	Trinktage pro Woche (TLFB)	-.396**	-.302**	-.211*	-.517**
	Trinkmenge pro Tag ^b (TLFB)	-.397**	-.303**	-.213*	-.517**

Anmerkungen: WHO-5 = WHO Well-being Index, EQ5D = Quality of Life Questionnaire, L-1 = Kurzskala Lebenszufriedenheit, OCDS-G = Obsessive Compulsive Drinking Scale, TLFB = Time Line Followback.

** $p < .010$, * $p < .050$. ^a $n = 114$. ^b $n = 133$.

Tabelle 6. Gruppenvergleiche zwischen Abstinenter und Nicht-Abstinenter

	Abstinenz				Inferenzstatistik	Effektstärke Cohens d
	Ja ($n = 96$)		Nein ($n = 39$)			
	Rang	M (SD)	Rang	M (SD)		
Gesamt	77.22	56.05 (5.49)	45.31	50.92 (8.18)	$u = 987.00, z = -4.35, p < .001$	0.736
Wohlbefinden	74.81	21.36 (3.52)	51.24	19.28 (4.26)	$u = 1218.50, z = -3.24, p = .001$	0.532
Funktion	71.91	20.21 (1.93)	58.38	19.82 (2.13)	$u = 1497.00, z = -2.21, p = .027$	0.192
Substanzkonsum	78.63	14.48 (1.24)	41.85	11.82 (3.36)	$u = 852.00, z = -5.67, p < .001$	1.050

Der Fit des originalen Modells zur 6-Wochen-Erhebung (inklusive Überfaktor = Gesamtscore) war mit RMSEA = .034, 90 %-CI = [.000, .054], und CFI = .899 akzeptabel (CFI) bis gut (RMSEA), $\chi^2 = 208.901, p = .101, df = 184$. Dies ist vergleichbar mit der 3-Faktoren-Lösung. Zur 6-Monats-Erhebung war der Fit allerdings schlechter als bei der 3-Faktoren-Lösung (ESM 2).

Diskussion

Die vorliegende Studie hatte zum Ziel, eine deutsche Version des SURE zu validieren. Dafür wurden Personen nach einer stationären Alkoholentzugsbehandlung untersucht. Die Stichprobenszusammensetzung scheint mit anderen Studien hinsichtlich Alter, Geschlecht, Erwerbstätigkeit und Bildung vergleichbar zu sein (Vollmer & Domma, 2021). Explorativ zeigte sich eine 3-Faktorenlösung mit gutem Fit. Metrische Messinvarianz bezüglich des Geschlechts lag zwar nicht für alle Items vor, die Skalen und der Gesamtscore blieben jedoch unverzerrt, was ebenfalls für die Validität dieser Faktorenlösung

spricht. Es zeigten sich mittlere bis hohe Zusammenhänge der Subskalen und des Gesamtscores mit Alkoholkonsum, Craving, Wohlbefinden und gesundheitsbezogener Lebensqualität, was für die Kriteriums- und Konstruktvalidität des Instruments spricht. Hinsichtlich der Reliabilität waren die internen Konsistenzen akzeptabel bis gut. Insgesamt ist also davon auszugehen, dass die deutsche Version des SURE die Genesung valide (konkurrenente Kriteriums- und konvergente Konstruktvalidität) und vielfältig abbilden kann und daher als wichtiges Outcome in der Therapie und Forschung fungieren könnte.

Unsere Ergebnisse implizieren jedoch auch, dass sich die Struktur der deutschen Version von der originalen Fassung unterscheidet. So muss hier von einem übergeordneten Faktor und drei anstelle von fünf untergeordneten Faktoren ausgegangen werden. Zwar wies auch die originale 5-Faktorenlösung einen guten Fit auf, allerdings war Cronbachs α für die originale Subskala *Material Resources* inakzeptabel, während die internen Konsistenzen bei der 3-Faktoren-Lösung akzeptabel bis gut waren. Dies spricht für die 3-Faktoren-Lösung. Der ursprüngliche Faktor *Substance Use* ließ sich mit Ausnahme des zweiten Items replizieren. In Stichproben mit einer Alkoholkons-

umstörung im Vordergrund sollte das Item 2 (Drogenkonsum) weggelassen werden. Die Faktoren *Relationships* und *Material Resources* werden zu einem Faktor *Funktionalität im Alltag* zusammengefasst. Weiterhin werden die Faktoren *Outlook on Life* und *Self Care* zu einem Faktor *Psychisches und Physisches Wohlbefinden* zusammengefasst. Hierbei ist zu beachten, dass die Skala *Wohlbefinden* die Gesamtskala nahezu perfekt repräsentiert (Korrelation $> .90$). Die Skala *Funktionalität* weist zwar auch eine hohe, aber weitaus geringere Korrelation mit der Gesamtskala auf (Korrelation $\sim .50$). Die Itemschwierigkeiten waren geringer als bei Neale et al. (2016), die keine Itemmittelwerte über 2.5 sowie einige Werte unter 2 fanden. Die Mittelwerte für die Originalskalen waren in der vorliegenden Studie ebenfalls höher als bei Neale et al. (2016). Diese Abweichungen könnten durch die andere Stichprobenszusammensetzung (keine Abhängigkeit von illegalen Drogen) bedingt sein.

Es zeigten sich mittlere Korrelationen des Gesamtscores mit dem Ausmaß des Alkoholkonsums sowie hohe Korrelationen mit Craving, Wohlbefinden und gesundheitsbezogener Lebensqualität. Dabei korrelierte die Skala *Wohlbefinden* am höchsten mit den Validitätskriterien *Wohlbefinden*, gesundheitsbezogener Lebensqualität und Lebenszufriedenheit. Die Subskala *Substanzkonsum* korrelierte im Vergleich zu den anderen beiden Skalen besonders hoch mit den konsumbezogenen Kriterien. Für die Skala *Funktionalität im Alltag* zeigten sich keine Unterschiede zwischen Abstinenter und Nicht-Abstinenter. Dies deutet darauf hin, dass es sich um einen Genesungsindikator über Abstinenz hinaus handelt, so wie es in der Literatur gefordert wird (Witkiewitz & Tucker, 2020).

Die Ergebnisse müssen vor dem Hintergrund einiger Limitationen betrachtet werden. Insgesamt war die Power für die verwendeten Verfahren (Hauptachsenanalyse und Strukturgleichungsmodell) für den 6-Wochen-Zeitpunkt nicht angemessen (Bühner, 2011). Dies ist unter anderem durch den relativ hohen Drop-out (ca. 30 %) bedingt, welcher auch in anderen Studien mit Substanzkonsumstörungen verzeichnet wird (siehe Rubenis, Fitzpatrick, Lubman & Verdejo-Garcia, 2018). Allerdings konnten die Ergebnisse zum 6-Monats-Zeitpunkt mit einer besseren Power größtenteils repliziert werden. Hinsichtlich der Stichprobe muss auch beachtet werden, dass sie Personen mit einer Alkoholkonsumstörung im Vordergrund umfasste. Es bedarf demnach einer psychometrischen Überprüfung in Stichproben mit anderen Substanzkonsumstörungen im Vordergrund, insbesondere mit Blick auf die Rolle von Item 2 (Drogenkonsum) sowie die Item- und Skalenmittelwerte. Künftige Studien sollten die Güte des Verfahrens zudem auch zu späteren Zeitpunkten der Genesung untersuchen.

Hinsichtlich der psychometrischen Kriterien verzichteten wir auf die Berechnung der Retest-Reliabilität, da wir in der vorliegenden Stichprobe (Personen mit Alkoholkonsumstörung in einem frühen Stadium der Genesung wenige Wochen nach Entzugs- oder Entgiftungsbehandlung), nicht von einem stabilen Merkmal ausgingen. Die Retest-Reliabilität sollte folglich in weiteren Stichproben mit stabilerem Funktionsniveau untersucht werden.

Bei der Kriteriumsvalidität ist zu beachten, dass subjektive Validierungskriterien (Selbstauskunft) herangezogen wurden, welche jedoch Verzerrungen (z.B. im Sinne sozialer Erwünschtheit) unterliegen könnten. Entsprechend könnten die relativ homogenen Validitätskennwerte ein Hinweis darauf sein, dass die Auswahl der Validitätsindikatoren nicht variabel genug war.

Auch ist das Vorgehen zur Überprüfung der faktoriellen Validität zu diskutieren. Diamantopoulos und Winklhofer (2001) weisen auf die Unterscheidung zwischen formativen und reflektiven Indikatoren eines latenten Konstrukts hin. Formative Indikatoren, also Antezedenzen eines Konstrukts, erfordern eine andere Modellierung als reflektive Indikatoren, die ein zugrunde liegendes Konstrukt widerspiegeln. Bei einigen Items des vorliegenden Fragebogens handelt es sich um formative Indikatoren (z.B. „Ich trank zu viel“ für *Substanzkonsum*), bei anderen um reflektive Indikatoren (z.B. „Ich hatte realistische Hoffnungen und Ziele für mich selbst“ für *Lebenseinstellung/Wohlbefinden*). Diese Unterscheidung wurde nicht berücksichtigt. Eine entsprechende Modellierung ist daher ein Ausblick für künftige Forschung. Der WLSMV-Schätzer für ordinale Daten bringt weitere Einschränkungen mit sich (keine Berechnung von Informationskriterien wie z.B. Akaike Information Criterion; listenweiser Fallausschluss fehlender Werte).

Trotz dieser Limitationen bietet die vorliegende Studie unseres Wissens nach als erste ein deutsches ökonomisches, valides und reliables Verfahren zur Erfassung der Genesung bei Personen mit Alkoholkonsumstörung nach einer stationären Entzugs- oder Entgiftungsbehandlung.

Zu den Stärken gehören dabei die multizentrische Stichprobenrekrutierung, welche die externe Validität der Studie erhöht. Zudem bildete die vorliegende Stichprobe ein breites Spektrum an Genesungsverläufen (z.B. hinsichtlich Abstinenz und Konsummustern) ab, sodass auch diesbezüglich von einer hohen externen Validität gesprochen werden kann. Die sehr gute Interrater-Reliabilität der Befragenden deutet auf eine hohe interne Validität hin. Eine weitere Stärke der Studie ist die Überprüfung der Ergebnisse zu verschiedenen Zeitpunkten im Genesungsprozess (6 Wochen und 6 Monate nach Entzugs- oder Entgiftungsbehandlung).

Insgesamt kommt die vorliegende Studie der Notwendigkeit nach, Genesung jenseits von Abstinenz im Sinne einer Verbesserung der Lebensqualität zu betrachten (Witkiewitz & Tucker, 2020), indem ein Verfahren für die Forschung und ambulante Praxis bereitgestellt wird.

Elektronische Supplemente (ESM)

Die elektronischen Supplemente sind mit der Online-Version dieses Artikels verfügbar unter <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000301>

ESM 1. Ergebnisse der 6-Monats-Erhebung zur Beurteilung der Reliabilität, Konstrukt- und Kriteriumsvalidität.

ESM 2. Ergebnisse der 6-Monats-Erhebung zur Beurteilung der faktoriellen Validität.

Literatur

- APA [American Psychiatric Association]. (Ed.). (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders DSM-5* (5th ed.). Arlington: American Psychiatric Association.
- Bech, P. (2004). Measuring the dimension of psychological general well-being by the WHO-5. *Quality of life newsletter*, 15 – 16.
- Beierlein, C., Kovaleva, A., László, Z., Kemper, C. J. & Rammstedt, B. (2014). Eine Single-Item-Skala zur Erfassung der Allgemeinen Lebenszufriedenheit: Die Kurzskaala Lebenszufriedenheit-1 (L-1). *GESIS-Working Papers 2014*, 33, 1 – 25. Verfügbar unter: <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssaoar-426681>
- Bühner, M. (2011). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion* (3., aktual. und erw. Aufl.). München: Pearson Studium.
- Carvalho, A. F., Heilig, M., Perez, A., Probst, C. & Rehm, J. (2019). Alcohol use disorders. *The Lancet*, 394, 781 – 792. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)31775-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)31775-1)
- Charney, D. A., Zikos, E. & Gill, K. J. (2010). Early recovery from alcohol dependence: Factors that promote or impede abstinence. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 38, 42 – 50. <https://doi.org/10.1016/j.jsat.2009.06.002>
- Costello, A. B. & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10, 7. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- De Wildt, W. A. J. M., Lehert, P., Schippers, G. M., Nakovics, H., Mann, K. & van den Brink, W. (2005). Investigating the structure of craving using structural equation modeling in analysis of the obsessive-compulsive drinking scale: a multinational study. *Alcoholism, Clinical and Experimental Research*, 29, 509 – 516.
- Diamantopoulos, A. & Winklhofer, H. M. (2001). Index construction with formative indicators: An alternative to scale development. *Journal of Marketing Research*, 38, 269 – 277.
- Donovan, D., Mattson, M. E., Cisler, R. A., Longabaugh, R. & Zweben, A. (2005). Quality of life as an outcome measure in alcoholism treatment research. *Journal of Studies on Alcohol*, 119 – 139. <https://doi.org/10.15288/jsas.2005.s15.119>
- EuroQol Office. *Index value set calculators*. Retrieved from <https://euroqol.org/support/analysis-tools/index-value-set-calculators/>
- EuroQol Research Foundation. (2019). *EQ-5D-5 L user guide*. Retrieved from <https://euroqol.org/publications/user-guides>
- Herdman, M., Gudex, C., Lloyd, A., Janssen, M. F., Kind, P., Parkin, D. et al. (2011). Development and preliminary testing of the new five-level version of EQ-5D (EQ-5D-5 L). *Quality of Life Research*, 20, 1727 – 1736. <https://doi.org/10.1007/s11136-011-9903-x>
- John, U., Hapke, U. & Rumpf, H. J. (2001). *SESA: Skala zur Erfassung der Schwere der Alkoholabhängigkeit*. Göttingen: Hogrefe.
- Kirouac, M. & Witkiewitz, K. (2019). Predictive value of non-consumption outcome measures in alcohol use disorder treatment. *Addiction*, 114, 1086 – 1092. <https://doi.org/10.1111/add.14553>
- King's College London (2016). *Substance Use Recovery Evaluator SURE*. Retrieved from <https://www.kcl.ac.uk/ioppn/assets/pdfs/sure-substance-use-recovery-evaluator-copyrighted.pdf>
- Kline, P. (1997). *An easy guide to factor analysis*. London: Routledge.
- Laudet, A. B. (2011). The case for considering quality of life in addiction research and clinical practice. *Addiction Science & Clinical Practice*, 6, 44 – 55.
- Mann, K. & Ackermann, K. (2000). Die OCDS-G: Psychometrische Kennwerte der deutschen Version der Obsessive Compulsive Drinking Scale. *SUCHT*, 46, 90 – 100. <https://doi.org/10.1024/suc.2000.46.2.90>
- Neale, J., Vitoratou, S., Finch, E., Lennon, P., Mitcheson, L., Panebianco, D. et al. (2016). Development and validation of 'sure': A Patient Reported Outcome Measures (PROM) for recovery from drug and alcohol dependence. *Drug and Alcohol Dependence*, 165, 159 – 167. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2016.06.006>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1 – 36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rubenis, A. J., Fitzpatrick, R. E., Lubman, D. I. & Verdejo-Garcia, A. (2018). Impulsivity predicts poorer improvement in quality of life during early treatment for people with methamphetamine dependence. *Addiction*, 113, 668 – 676. <https://doi.org/10.1111/add.14058>
- Saunders, J. B., Degenhardt, L., Reed, G. M. & Poznyak, V. (2019). Alcohol use disorders in ICD-11: Past, present, and future. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 43, 1617 – 1631. <https://doi.org/10.1111/acer.14128>
- Seitz, N.-N., Lochbühler, K., Atzendorf, J., Rauschert, C., Pfeiffer-Gerschel, T. & Kraus, L. (2019). Trends in substance use and related disorders: Analysis of the epidemiological survey of substance abuse 1995 to 2018. *Deutsches Arzteblatt International*, 116, 585 – 591. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2019.0585>
- Sobell, L. C. & Sobell, M. B. (1992). Timeline Follow-Back. In R. Z. Litten & J. P. Allen (Eds.), *Measuring alcohol consumption. Psychosocial and Biochemical Methods* (pp. 41 – 72). Totowa, NJ: Humana Press. https://doi.org/10.1007/978-1-4612-0357-5_3
- Sun, J. (2005). Assessing goodness of fit in confirmatory factor analysis. *Measurement and evaluation in counseling and development*, 37, 240 – 256. <https://doi.org/10.1080/07481756.2005.11909764>
- Vollmer, H. C. & Domma, J. (2021). Alters- und geschlechtsspezifische Prädiktoren für Abstinenz nach stationärer Therapie alkoholabhängiger Personen. *SUCHT*, 67, 131 – 141. <https://doi.org/10.1024/0939-5911/a000711>
- Whiteford, H. A., Degenhardt, L., Rehm, J., Baxter, A. J., Ferrari, A. J., Erskine, H. E., et al. (2013). Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: Findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet*, 382(9904), 1575 – 1586. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61611-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61611-6)

Witkiewitz, K., Pearson, M. R., Wilson, A. D., Stein, E. R., Votaw, V. R., Hallgren, K. A., et al. (2020). Can alcohol use disorder recovery include some heavy drinking? A replication and extension up to 9 years following treatment. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 44, 1862–1874. <https://doi.org/10.1111/acer.14413>

Witkiewitz, K. & Tucker, J. A. (2020). Abstinence not required: Expanding the definition of recovery from alcohol use disorder. *Alcoholism, Clinical and Experimental Research*, 44, 36–40. <https://doi.org/10.1111/acer.14235>

Historie

Onlineveröffentlichung: 23.09.2022

Danksagung

Wir danken dem SmartAssistEntz-Konsortium für die Unterstützung beim Design der Primärstudie.

Wir danken den folgenden Kliniken für die Ermöglichung und Unterstützung bei der Rekrutierung der Probanden und Probandinnen: Klinik für Psychiatrie, Psychotherapie und Psychosomatik des Bezirksklinikums Ansbach, Klinik für Psychiatrie, Sucht, Psychotherapie und Psychosomatik des Klinikums am Europakanal Erlangen, Klinik für Psychiatrie und Psychotherapie des Universitätsklinikums der Ludwig-Maximilians-Universität München, Frankenalb-Klinik Engelthal, Klinikum Nürnberg-Nord, Krankenhaus Altdorf, Psychiatrische und Psychotherapeutische Klinik des Universitätsklinikums Erlangen, Krankenhaus für Psychiatrie, Psychotherapie und Psychosomatische Medizin des Bezirkskrankenhauses Lohr.

Wir danken Lukas Mennemann (Otto-Friedrich-Universität Bamberg) für seine Unterstützung bei der Literaturrecherche.

Wir danken Joanne Neale (King's College) und Salma Ishaq (King's College) für ihre Unterstützung bei der Übersetzung. Wir danken Silia Vitoratou (King's College) für ihre Unterstützung bei der statistischen Auswertung.

Interessenskonflikt

Die Autoren und Autorinnen haben keinen Interessenskonflikt.

Ethische Richtlinien

Die Primärstudie SmartAssistEntz wurde von der Ethikkommission der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg bewilligt (Nummer: 193_19 B). Alle Studienteilnehmer und -teilnehmerinnen wurden über Ablauf und Ziele der Studie informiert und gaben ihre schriftliche Zustimmung zur Teilnahme und Verarbeitung ihrer Daten.

Autorenschaften

Daniela Reichl und Niklas Enewoldsen übersetzten den Fragebogen ins Deutsche. Sabine Steins-Loeber war für die Rückübersetzung ins Englische zuständig. Daniela Reichl und Niklas Enewoldsen entwickelten die Fragestellung. Daniela Reichl war für die Planung und Durchführung der Analysen zuständig und interpretierte die Ergebnisse. Niklas Enewoldsen war an der Datenaufbereitung beteiligt. Daniela Reichl, Niklas Enewoldsen und Sabine Steins-Loeber schrieben den ersten Entwurf des Manuskripts. Matthias Berking, Lukas Fuhrmann, Catharina Lang, Sebastian Saur und Kiona Weisel waren an der Konzeption der Studie beteiligt und gaben kritisches Feedback zum Manuskript. Alle Autoren und Autorinnen willigten in die Einreichung ein.

Förderung

Die Primärstudie wurde durch den Innovationsfond des Gemeinsamen Bundesausschuss (G-BA) gefördert (01NVF18025). Der Förderer hatte keinen Einfluss auf das Studiendesign, die Erhebung, Analyse und Interpretation der Daten sowie das Verfassen des Manuskripts oder die Entscheidung, das Manuskript zur Veröffentlichung einzureichen.

Open Access-Veröffentlichung ermöglicht durch die Otto-Friedrich-Universität Bamberg.

ORCID

Daniela Reichl

 <https://orcid.org/0000-0002-4696-7001>

Daniela Reichl, M. Sc.

Lehrstuhl für Klinische Psychologie und Psychotherapie
Otto-Friedrich-Universität Bamberg

Markusplatz 3

96047 Bamberg

daniela.reichl@uni-bamberg.de