

Originalia

Testgüte und psychometrische Äquivalenz der deutschen Version des Big Five Inventory (BFI) bei jungen, mittelalten und alten Erwachsenen

**Frieder R. Lang
Oliver Lüdtke
Jens B. Asendorpf**

Zusammenfassung. In einer Studie mit 480 jungen, mittelalten und alten Erwachsenen wurde eine deutsche Version des "Big Five Inventory (BFI)" eingesetzt. Es wurde die Äquivalenz der faktoriellen Struktur in den Altersgruppen sowie die Kriteriumsvalidität in Bezug auf 6 Außenkriterien überprüft (Intelligenz, positiver und negativer Affekt, Kontrollerleben, soziale Zufriedenheit und Netzwerkgröße). Die Stichprobe beruht auf einer nach Alter und Geschlecht geschichteten Wahrscheinlichkeitsauswahl aus dem Berliner Melderegister. Die Befunde weisen auf eine Invarianz der Faktorenstruktur in den Altersgruppen hin. Es zeigten sich erwartungskonforme und altersinvariante Korrelationen der 5 Persönlichkeitskonstrukte Extraversion, Verträglichkeit, Gewissenhaftigkeit, Neurotizismus und Offenheit für Erfahrung mit den Außenkriterien. In einer Studie mit 45 sehr alten Erwachsenen zeigten sich moderate bis hohe Retest-Stabilitäten über einen Zeitraum von 5 Monaten. Insgesamt erweist sich der BFI als leicht einsetzbares Instrument zur reliablen Erfassung des Fünf-Faktoren-Modells.

Schlüsselwörter: Big-Five-Inventory, Fünf-Faktoren-Modell, Persönlichkeit, Altern, Faktorinvarianz

Validity and psychometric equivalence of the German version of the Big Five Inventory in young, middle-aged and old adults

Abstract. In a study with 480 young, middle-aged, and old adults the psychometric equivalence and external validity of the German version of the Big Five Inventory (BFI) was examined across age groups. In addition, external validity of the BFI was explored in relation to general intelligence, positive affect, negative affect, social satisfaction, control beliefs, and social network size. Findings suggest a five factor solution of personality constructs that is found to be invariant across the three age cohort groups. Moreover, there is good indication of external validity of the five factors that is found to be equivalent across the three age groups. In a follow-up study with 45 older adults, the BFI was assessed twice within a time interval of 5 months. Moderate to high retest stability was observed. Findings suggest that the BFI is

well-suited for measuring the five factor model of personality and is particularly adequate for application in diverse and age heterogenous samples.

Keywords: Big Five Inventory, personality, factorial invariance, aging, five-factor approach

Das Big Five Inventory (BFI) erfasst die fünf Persönlichkeitskonstrukte Extraversion, Verträglichkeit, Gewissenhaftigkeit, Neurotizismus und Offenheit für Erfahrung. Das BFI wurde in der Tradition des lexikalischen Ansatzes der faktorenanalytischen Persönlichkeitsforschung entwickelt (z.B. [Digman, 1990](#) ; [Goldberg, 1992](#)) und erlaubt eine effiziente Erfassung des Fünf-Faktoren-Modells (FFM) der Persönlichkeit, wenn keine differenzierte Erfassung von Facetten der Persönlichkeitskonstrukte benötigt wird. Für die amerikanische Originalversion des BFI liegen bereits mehrere Studien zur Testgüte vor, die auf Stichproben von Jugendlichen und jungen Erwachsenen beruhen (z.B. [Benet-Martinez & John, 1998](#)). In diesen Studien wurde eine hohe Kongruenz des BFI mit dem NEO-FFI und dem IPIP (International Personality Item Pool; [Goldberg, 1992](#)) beobachtet. Auch eine deutsche Version des BFI erwies sich in einer Studie mit jungen Erwachsenen als kongruent mit anderen deutschsprachigen Instrumenten zur Erfassung des FFM ([Rammstedt, 1997](#)). Allerdings liegen uns keine Untersuchungen zum BFI vor, die auf gleich großen Teilstichproben alter, mittelalter und junger Erwachsenen beruhen. Die vorliegende Studie untersucht die psychometrische Äquivalenz und Kriteriumsvalidität des BFI in einer nach Alter und Geschlecht geschichteten Stichprobe von 480 jungen, mittelalten und alten Berlinern.

Konstruktion des Big Five Inventory (BFI)

Die Konstruktion des BFI beruhte auf einer Liste von 112 Adjektiven, die in einer separaten Studie ([John & Srivastava, 1999](#)) übereinstimmend von zehn Experten zur Kennzeichnung der fünf Persönlichkeitsfaktoren ausgewählt worden waren. Von dieser Liste ausgehend wurden in einer Fremdbeurteilungsstudie solche Items ausgewählt, die sich als geeignet erwiesen, die prototypischen Definitionen der fünf Konstrukte zu repräsentieren. Die ausgewählten Adjektive wurden schließlich in einen semantischen Kontext eingebettet (z.B. aus "gesellig" wurde "aus sich herausgeht, gesellig ist"). Damit profitieren die Items zum einen von der Kürze und Einfachheit des Adjektiv-Ansatzes, umgehen aber das Mehrdeutigkeitsproblem von adjektivischen Items. Aufgrund seiner Kürze und Einfachheit erscheint das BFI besonders für den Einsatz bei belasteten Personen geeignet.

Testgüte des BFI

Aufgrund altersbezogener und historischer Einflüsse können sich die Bedeutungsstrukturen und semantischen Kontexte eines Erhebungsverfahrens unterscheiden. Dies kann dazu führen, dass die Testgüte des Instruments nicht für alle Alterspopulationen identisch ist, insbesondere dann, wenn angenommen werden muss, dass das Erhebungsverfahren sensitiv für alters- oder kohortenspezifische Einflüsse ist. Um diesen Einwand auszuräumen, ist die Äquivalenz der Faktorenstruktur in den verschiedenen Altersgruppen nachzuweisen (vgl. [Parker & Stumpf, 1998](#)). Unsere Untersuchung der Testgüte des BFI bei jungen, mittelalten und alten Erwachsenen beschäftigt sich mit zwei Fragestellungen: (1) Beruhen die Konstruktdefinitionen in den verschiedenen Altersgruppen auf gleichen empirischen Informationen? (2) Bestehen erwartungskonforme Zusammenhänge der fünf Persönlichkeitskonstrukte mit inhaltlichen Außenkriterien? Bestehen gleichhohe Zusammenhänge in allen Altersgruppen?

Psychometrische Äquivalenz. Zur Beantwortung der ersten Frage gilt es nachzuweisen, dass die Faktorladungen der Indikatoren bzw. Items der theoretischen Konstrukte keinen altersbezogenen Einflüssen unterliegen, aus denen unterschiedliche Konstruktzusammensetzungen resultieren. Fehlt ein solcher Nachweis, können altersabhängige Unterschiede in den Persönlichkeitskonstrukten unter- oder überschätzt werden. Altersspezifische Formulierungen (z.B. "gerne exzentrische oder auffällige Kleidung tragen") können beispielsweise dazu führen, dass konstruktrelevante Informationen (z.B. Offenheit für Erfahrung) nur in einer Altersgruppe (z.B. jungen Erwachsenen), nicht aber in anderen Altersgruppen adäquat erfasst werden.

Der Nachweis der psychometrischen Äquivalenz der Persönlichkeitskonstrukte erfolgt in der Regel mittels explorativer oder konfirmatorischer Faktorenanalysen (z.B. [Church & Burke, 1994](#)). Auf die Probleme konfirmatorischer Faktorenanalysen in der Persönlichkeitsforschung weisen [McCrae, Zondermann, Costa, Bond und Paunonen \(1996\)](#) hin. In unserer Studie haben wir die faktorielle Invarianz der fünf Faktoren über die Altersgruppen mittels Durchführung einer orthogonalen Procrustes- Rotation ([McCrae et al., 1996](#); [Schönemann, 1966](#)) und anschließender Berechnung der Kongruenzkoeffizienten geprüft. Bei der Procrustes-Rotation wird eine Ladungsmatrix so rotiert, dass die Abweichung von einer vorgegebenen Zielmatrix nach einem bestimmten Kriterium (Abweichungsquadrate) minimiert wird. Die im Anschluss daran berechneten Kongruenzkoeffizienten (Tucker's Phi) drücken die Ähnlichkeit zweier Faktoren aus und sind als das normierte Kreuzprodukt der Ladungen zweier verglichener Faktoren definiert. Faktoren, deren Kongruenzkoeffizienten über .85 liegen, werden nach [Paunonen \(1997\)](#) als übereinstimmend beurteilt.

Kriteriumsbezogene Validierung. Unsere zweite Frage zielte auf die Überprüfung empirisch belegter Zusammenhänge der fünf Persönlichkeitskonstrukte mit inhaltlichen Außenkriterien. Dabei galt unser Interesse zugleich dem Nachweis, dass es hinsichtlich dieser Zusammenhänge keine altersbezogenen Unterschiede gibt. Die fünf Persönlichkeitskonstrukte wurden in Bezug auf solche verhaltens- und funktionsbezogenen Konstrukte untersucht, für die gut belegte empirische Befunde über lineare Zusammenhänge mit den fünf Persönlichkeitskonstrukten als auch mit dem chronologischen Alter vorlagen. Dies waren die Größe des personalen Netzwerks, die soziale Zufriedenheit, das Kontrollerleben, die kognitive Leistungsfähigkeit sowie der positive und der negative Affekt.

Die bisher belegten empirischen Zusammenhänge zwischen den fünf Persönlichkeitskonstrukten und den inhaltlichen Kriterien lassen sich wie folgt zusammenfassen: *Extraversion* steht in positivem Zusammenhang mit der Netzwerkgröße ([Asendorpf & Wilpers, 1998](#); [Feichtinger et al., 1992](#); [Lang et al., 1998](#)), mit der sozialen Zufriedenheit (z.B. [Barret & Pietromonaco, 1997](#); [Schmutte & Ryff, 1997](#)), mit dem Kontrollerleben (z.B. [Kempen, van Sonderen & Ormel, 1999](#)) und mit dem positiven Affekt (vgl. [Watson & Clark, 1992](#)). Extraversion steht in schwach negativem Zusammenhang mit dem negativen Affekt (z.B. [Rusting & Larsen, 1997](#)). Extraversion und Intelligenz korrelieren nicht einheitlich. *Verträglichkeit* geht im allgemeinen mit höherem Wohlbefinden einher ([McCrae & Costa, 1991](#)), wobei vor allem negative Affektzustände betroffen sind ([Côté & Moskowitz, 1998](#)): Wenig verträgliche Personen berichten häufiger negative Erlebnisse, während verträgliche Personen in ihren alltäglichen Interaktionen weniger Konflikt sowie eine höhere Zufriedenheit berichten (z.B. [Graziano, Jensen-Campbell & Hair, 1996](#); [Schmutte & Ryff, 1997](#)). Eindeutige Belege für Zusammenhänge von Verträglichkeit mit der Netzwerkgröße, kognitiven Fähigkeiten und dem Kontrollerleben sind uns bislang nicht bekannt. *Gewissenhaftigkeit* geht mit erhöhtem Kontrollerleben einher (z.B. [Morrison,](#)

1997), beispielsweise in Bezug auf aufgabenspezifische Selbstwirksamkeit (z.B. [Martocchio & Judge, 1997](#)). Erhöhtes Kontrollerleben trägt zur Initiierung wie zur Persistenz bei zielbezogenen Anstrengungen bei ([Bandura, 1991](#)). Gewissenhafte Personen erleben mehr positiven Affekt ([Watson & Clark, 1992](#); vgl. [McCrae & Costa, 1991](#); [Schmutte & Ryff, 1997](#)). Es liegen uns keine Befunde zu den Zusammenhängen zwischen Gewissenhaftigkeit und negativem Affekt, Netzwerkgröße und Intelligenz vor. *Neurotizismus* geht meist mit verringertem Kontrollerleben einher (z.B. [Kempen et al., 1999](#)). Gut belegt sind moderate bis stark positive Zusammenhänge zwischen negativem Affekt und Neurotizismus ([Watson & Clark, 1992](#)). Es bestehen zumeist geringe bzw. nicht substantielle negative Korrelationen zwischen positivem Affekt und Neurotizismus. Gut belegt ist, dass neurotische Menschen mit ihrer sozialen Umgebung weniger zufrieden sind (z.B. [Kurdek, 1997](#)). Neurotizismus und Netzwerkgröße korrelieren gering und negativ (z.B. [Feichtinger et al., 1992](#)). Zusammenhänge zwischen Neurotizismus und Intelligenz sind meist schwach und uneinheitlich. Für das Konstrukt der *Offenheit für Erfahrungen* sind positive Zusammenhänge mit Indikatoren der kognitiven Leistungsfähigkeit gut belegt (z.B. [McCrae & Costa, 1997](#)). Offenheit korreliert gering positiv mit der Netzwerkgröße ([Feichtinger et al., 1992](#)) und dem Wohlbefinden (z.B. [Schmutte & Ryff, 1997](#)). Eindeutige Belege für Zusammenhänge von Offenheit für Erfahrung mit sozialer Zufriedenheit und dem Kontrollerleben sind uns nicht bekannt. Es wurden ausschließlich Befunde über lineare Zusammenhänge berücksichtigt.

Die dargestellten Befunde beruhen in ihrer Mehrheit auf Studien mit altershomogenen Stichproben (z.B. nur junge oder nur alte Erwachsene). Altersvergleiche sind somit nur eingeschränkt möglich. Dies ist auch deswegen von Bedeutung, da Altersunterschiede in Persönlichkeitskonstrukten unter- oder überschätzt werden können, wenn die mit Selbstbericht erfassten Konstrukte durch altersspezifische Einflüsse verfälscht sind. Ein Beispiel hierfür sind Einflüsse altersabhängiger temporaler Vergleichsstandards (vgl. [Fleeson & Baltes, 1998](#)). So beziehen sich alte Erwachsene bei der Selbstbeurteilung ihrer Persönlichkeit unter Umständen auf gänzlich andere Bewertungszeiträume als etwa junge Erwachsene. Im Kontext der vorliegenden Studie gilt es daher nachzuweisen, dass sich die Zusammenhänge der fünf Konstrukte mit den inhaltlichen Außenkriterien (z.B. Netzwerkgröße) nicht signifikant zwischen den Altersgruppen unterscheiden.

Methoden

Untersuchungsteilnehmer

Insgesamt wurden 480 Erwachsene zwischen 20 und 90 Jahren befragt. Die Untersuchungstichprobe war nach Alter- und Geschlecht geschichtet in drei Altersgruppen von jungen (20-40 Jahre, $N = 160$; $M = 30.7$ Jahre, $SD = 5.7$), mittelalten (45-65 Jahre, $N = 160$, $M = 55.7$ Jahre, $SD = 5.8$) und alten Erwachsenen (70-90, $N = 160$, $M = 80.7$ Jahre, $SD = 5.9$) aufgeteilt. Aus jedem Altersjahrgang (1907-1926, 1932-1951, 1957-1976) wurden jeweils acht Personen (vier Frauen, vier Männer) für die Teilnahme gewonnen. Die durchschnittliche Schul- und Berufsausbildungszeit der Teilnehmer lag bei 13.0 Jahren ($SD = 2.9$). Das mittlere bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen betrug 2061 DM ($SD = 924$). Zwei Drittel der Teilnehmer hatten mindestens ein lebendes Kind (66.5%), 48.8% waren verheiratet, 17.5% waren verwitwet, 9.2% waren geschieden und 24.6% waren ledig.

Die Rekrutierung der Teilnehmer erfolgte auf der Grundlage einer nach Alter und Geschlecht geschichteten Zufallsauswahl aus dem Einwohner-Melderegister. Um das Ausmaß der Stichprobenselektivität zu bestimmen, wurde eine telefonisch kontaktierte Ausgangstichprobe ($N = 1022$) mit der endgültigen Stichprobe ($N = 480$) verglichen (vgl.

[Lüdtke, 1999](#)). Im Telefoninterview wurden neben demografischen Variablen auch die Lebenszufriedenheit, subjektive Gesundheit und Lebensereignisse der kontaktierten Personen erhoben. Es zeigte sich, dass gebildete und gesunde Menschen eher bereit waren, an der Studie teilzunehmen. Die Größe der Selektivitätseffekte war im Vergleich von Ausgangs- und Endstichprobe geringfügig ($d < .25$).

Insgesamt 45 der alten Teilnehmer (70-90 Jahre: 25 Männer, 20 Frauen) nahmen an einer zusätzlichen längsschnittlichen Studie zur Überprüfung der Retest-Stabilität teil. Die Teilnehmer dieser *follow-up*-Studie waren durchschnittlich 81.2 Jahre alt ($SD = 6.1$) und lebten mehrheitlich allein (57.8%). Vierzig Prozent der Teilnehmer waren verwitwet, und 42.2% waren verheiratet. Die durchschnittliche Ausbildungsdauer betrug 13.2 Jahre ($SD = 2.2$).

Erhebungsinstrumente

Deutsche Version des BFI. Die deutsche Version des BFI beruht auf einer Übersetzung von John und Rammstedt, die von zweisprachigen Psychologen blind rückübersetzt wurde. Die Äquivalenz der englischen und der deutschen BFI Version konnte in einer zweisprachigen Stichprobe nachgewiesen werden ([Rammstedt, 1997](#)). Für die hier zugrunde liegende 42-Item-Version des Fragebogens wurden einige Items der deutschen Übersetzung leicht überarbeitet. Insgesamt neun Items wurden leicht verändert. Bei vier Items wurde entweder ein Wort hinzugefügt oder weggelassen. Fünf Items wurden teilweise umformuliert. So wurde das Verträglichkeitsitem "... anderen Vertrauen schenkt, an das Gute im Menschen glaubt", verkürzt zu "... anderen Vertrauen schenkt". Bei zwei Items führte die Umformulierung zu Bedeutungsänderungen. Diese beiden Items wurden gemeinsam mit einem weiteren Item, das einer früheren Version des amerikanischen BFI entstammte, aus den Analysen ausgeschlossen. Die Teilnehmer bewerteten, inwieweit die jeweilige Aussage "... auf Sie zutrifft oder nicht zutrifft" auf einer 5-stufigen Skala (1 = sehr gut, 2 = gut, 3 = teils/teils, 4 = wenig, 5 = überhaupt nicht). Alle Items wurden so rekodiert, dass hohe Werte eine Zustimmung anzeigen.

Größe des persönlichen Netzwerks wurde mit dem Kreisdiagramm-Verfahren ([Lang et al., 1998](#)) erhoben. Die Teilnehmer wurden gebeten, Vornamen und Anfangsbuchstaben des Nachnamens von Personen, mit denen sie eine mehr oder weniger enge Beziehung unterhalten, in ein Kreisdiagramm einzutragen. Im Durchschnitt wurden 12 Netzwerkpartner ($M = 12.2$, $SD = 7.4$) nominiert.

Die soziale Zufriedenheit wurde mit Hilfe von drei Items erfasst, mit denen jeweils die Zufriedenheit mit Freundschaften, mit dem Familienleben sowie mit allen Beziehungen im allgemeinen auf einer 5-stufigen Skala ("1" mangelhaft bis 5 "sehr gut") bewertet wurde ([Lang et al., 1998](#)). Die innere Konsistenz der drei Items lag bei $\text{Alpha} = .65$. Der Mittelwert der Summe aller drei Items lag bei 4.0 ($SD = .61$, $\text{Min/Max} = 1.7/5.0$).

Die allgemeine Intelligenz bzw. kognitive Leistungsfähigkeit wurde mit fünf Subskalen einer von Lindenberger und Mitarbeitern entwickelten Testbatterie erfasst ([Lindenberger & Reischies, 1999](#)). Wahrnehmungsgeschwindigkeit wurde mit zwei Tests erfasst (Digit Symbol, Digit Letter), bei denen die Teilnehmer, möglichst schnell und einer Vorlage folgend, Zahlen zu einer Liste von Buchstaben (bzw. Symbolen) zuordneten. Wortflüssigkeit wurde mit zwei Tests erhoben, bei denen in einem vorgegebenen Zeitraum möglichst viele Tiere bzw. Wörter mit dem Anfangsbuchstaben "S" genannt werden sollten. Wissen wurde mit dem "Wörter-finden"-Test erhoben, bei dem jeweils ein seltenes Wort aus einer Liste von

Wörtern und Nichtwörtern (Distraktoren) identifiziert werden soll ([Lindenberger & Reischies, 1999](#)). Die erste Hauptkomponenteklärte 53.6% der Gesamtvarianz der fünf Subskalen auf ($\text{Alpha} = .76$).

Kontrollerleben wurde mit einer aus 5 Items bestehenden Subskala der deutschen Version des "Personal Control Inventory" von [Pulkkinen und Rönkä \(1994\)](#) erfasst. Die Teilnehmer bewerteten auf einer 5-stufigen Skala ihre Zustimmung zu den Items ("1" = überhaupt nicht bis "5" = sehr gut). Beispielitems sind "Ich glaube, dass ich Einfluss auf meine Entwicklung habe", "Ich kann wahr machen, was ich mir vornehme" und "Meine Fähigkeiten und Bemühungen tragen bedeutsam zu meinem Erfolg bei". Die innere Konsistenz lag bei $\text{Alpha} = .73$.

Positiver Affekt und Negativer Affekt wurden mit einer deutschen Version der PANAS (Positive Affect Negative Affect Schedule; [Watson et al., 1988](#); vgl. [Mayer & Baltes, 1996](#)) erhoben. Die Teilnehmer schätzten auf einer 5-stufigen Skala ein (von "1" = überhaupt nicht bis "5" = sehr oft), wie häufig sie im letzten Jahr je zehn positive (z.B. hellwach, aktiv) und zehn negative Emotionen (z.B. bedrückt, reizbar) erlebt hatten. Die innere Konsistenz betrug $\text{Alpha} = .82$ für positiven Affekt (PA) und $\text{Alpha} = .81$ für negativen Affekt (NA). PA und NA korrelierten mit $-.14$ ($p < .05$).

Vorgehen der statistischen Auswertung. Die statistischen Auswertungen wurden mit dem Programmpaket SPSS 8.0 durchgeführt. Die orthogonale Procrustes-Rotation und Berechnung der Kongruenzkoeffizienten erfolgte mit SAS (Proc IML) nach einem Programm von [McCrae et al. \(1996\)](#).

Ergebnisse

In einem ersten Schritt der Analyse wurden die Verteilungseigenschaften der 42 Items des BFI untersucht. Alle Items zeigten eingipflige Verteilungen, deren Schiefe und Kurtosis nach den für größere Stichproben genannten Kriterien von [Lienert und Raatz \(1998\)](#) zufrieden stellend sind. Bei den Items "Aufgaben gründlich erledigt", "zuverlässig ist und gewissenhaft" und "vielseitig interessiert ist" kam es aufgrund der hohen Zustimmung aller Teilnehmer zu einer leicht eingeschränkten Varianz (d.h., $\text{SD} < .69$). Mittelwerte und Streuung der BFI Items gibt [Tabelle 1](#) wieder.

Faktorenstruktur des BFI

Zur Überprüfung der Faktorenstruktur des BFI wurde eine Hauptkomponentenanalyse mit anschließender Varimax-Rotation berechnet. Die Inspektion der Eigenwerte rechtfertigt eine Extraktion von fünf Faktoren. Die Eigenwerte der ersten fünf Faktoren betragen 6.78, 3.71, 2.91, 2.56 und 2.36. Die Eigenwerte des 6., 7. und 8. Faktors fallen mit 1.62, 1.35 und 1.08 deutlich ab. Die Fünf-Faktoren-Lösung klärt 43.6% der Gesamtvarianz auf.

Zusätzlich wurde das von [Everett \(1983\)](#) vorgeschlagene Kriterium der Replizierbarkeit der Faktoren in unterschiedlichen Teilstichproben (z.B. Männer und Frauen) herangezogen. Dieses Vorgehen wird vor allem bei heterogenen Stichproben, die auf zwei oder mehr Populationen beruhen, zur Bestimmung der Anzahl zu extrahierender Faktoren empfohlen. Die Ladungsmatrizen der Frauen für die 3-, 4-, 5-, 6-, 7- und 8-Faktorenlösung wurden so rotiert, dass sie den entsprechenden varimax-rotierten Ladungsmatrizen der Männer möglichst ähnlich waren. Die 27 Kongruenzkoeffizienten für die ersten fünf Faktoren lagen alle über .90 ($M = .94$, $\text{Min/Max} = .90/96$). Die Kongruenzkoeffizienten des sechsten Faktors lagen bei .88,

.86 bzw. .88 (für die 6-, 7- bzw. 8-Faktorenlösung), die des siebten bei .87 und .82 und der des achten Faktors lag bei .70. Bei einer Zufallshalbierung der Gesamtstichprobe ergab sich für die Kongruenzkoeffizienten der 3- bis 8-Faktorlösungen ein nahezu gleiches Bild. Auf eine detaillierte Darstellung dieses Ergebnisses wird aus Platzgründen verzichtet. Tabellen mit allen Angaben können beim Erstautor angefordert werden.

In der rechten Hälfte der [Tabelle 1](#) sind die Faktorladungen der Items für die Gesamtstichprobe wiedergegeben. Es zeigt sich, dass das Ladungsmuster der Items zu 79% erwartungskonform ist. Bei neun Items (21%) wurden Abweichungen von der erwarteten Einfachstruktur gefunden. Diese Abweichungen beziehen sich überwiegend auf Items der Extraversion und der Offenheit für Erfahrung. Die Extraversion-Items "durchsetzungsfähig und energisch ist", "begeisterungsfähig ist und andere mitreißen kann" sowie "voller Energie und Tatendrang ist" laden hoch auf dem Offenheits-Faktor. Die Items "künstlerische und ästhetische Eindrücke schätzt", "sich gut in Musik, Kunst und Literatur auskennt", "vielseitig interessiert ist" und "nur wenig künstlerische Interessen hat" laden am höchsten auf dem Verträglichkeitsfaktor. Alle Ladungen der Items des Neurotizismus-Faktors waren erwartungskonform. Auch die Items des Gewissenhaftigkeits- und des Verträglichkeitsfaktors zeigten ein befriedigendes Ladungsmuster, wobei aber je ein Item auf einem anderen Faktor eine höhere Ladung hatte.

Es sei angemerkt, dass die dargestellten hypothesenkonträren Ladungen hauptsächlich auf Abweichungen bei mittelalten und alten Erwachsenen zurückzuführen sind. Bei den jungen Erwachsenen bestehen bis auf das Item: "nur wenig künstlerische Interessen hat" keinerlei hypothesenkonträre höchste Ladungen. Eine Überlegung ist, dass die konträren Ladungen auf unterschiedliche Skalenbenutzung der älteren Befragten zurückgeführt werden können. Den Vorschlägen von [Hofstee, ten Berge und Hendriks \(1998\)](#) folgend wurde ein Mittelwert über balancierte Itempaare gebildet, der anschließend aus den Rohwerten jedes Items herauspartialisiert wurde. Nach [ten Berge \(1999\)](#) indiziert diese Mittelwert-Komponente die Akquieszenz. Eine auf den partialisierten Items beruhende Hauptkomponenten-Analyse mit anschließender Varimax-Rotation ergab ein verbessertes Ladungsmuster für die Gesamtstichprobe, das keinerlei hypothesenkonträre höchste Ladungen mehr aufwies. Die herauspartialisierte Mittelwertkomponente bindet 9.3% der Gesamtvarianz. Auf eine detaillierte Darstellung dieser Befunde wird hier verzichtet. Tabellen zu diesen Befunden können aber beim Erstautor angefordert werden.

Faktorielle Äquivalenz des BFI zwischen den Altersgruppen

Für den Vergleich der Faktorenstruktur wurde in jeder Altersgruppe getrennt eine Hauptkomponentenanalyse mit anschließender Varimax-Rotation berechnet. In einem weiteren Schritt wurden die Faktorladungsmatrizen in den Altersgruppen mit dem orthogonalen Procrustes-Verfahren ([McCrae et al., 1996](#)) so rotiert, dass sie minimal von der Zielstruktur abwichen. Extraversion, Gewissenhaftigkeit und Offenheit weisen eine zufrieden stellende Replizierbarkeit über alle Altersgruppen mit durchschnittlichen Kongruenzkoeffizienten von .90, .91, und .91 auf. Die Replizierbarkeit für die Faktoren Verträglichkeit (.85) und Neurotizismus (.86) stellt sich etwas schlechter dar. Die Kongruenzkoeffizienten übersteigen aber in allen Fällen die von [Paunonen \(1997\)](#) empirisch ermittelten Konfidenzgrenzen eines 95%-Vertrauensintervalls.

Für den Vergleich der Faktorenstrukturen zwischen jungen Erwachsenen (Zielmatrix) und den mittelalten bzw. den alten Erwachsenen ergaben sich durchschnittliche Kongruenzkoeffizienten (über fünf Faktoren) von .90 bzw. .86 für gleich interpretierte

Faktoren (d.h. N mit N, E mit E, O mit O, etc.) und .21 bzw. .20 für verschieden interpretierte Faktoren (d.h. N mit E, N mit O, etc.). Die [Tabelle 2](#) zeigt die durchschnittlichen Kongruenzkoeffizienten der gleich interpretierten Faktoren aller drei Altersvergleiche für die 3- bis 8-Faktorenlösungen. Die ersten fünf Faktoren für alle Faktorenlösungen weisen jeweils die höchsten Kongruenzkoeffizienten zwischen den Altersgruppen auf.

Altersunterschiede in den Mittelwerten der fünf Konstrukte

Für die Altersvergleiche der Mittelwerte der fünf Konstrukte wurden jeweils die Mittelwerte über alle Items einer Skala zugrunde gelegt. Die durchschnittliche innere Konsistenz der Skalen lag bei .76. Die Korrelation der Skalen des BFI mit den varimax-rotierten Faktorwerten betragen .87 (für Extraversion), .78 (für Verträglichkeit), .95 (für Gewissenhaftigkeit), .95 (für Neurotizismus) und .72 (für Offenheit). Die [Tabelle 3](#) gibt die Mittelwerte, Streuungen und inneren Konsistenzen (Cronbachs Alpha) für die Gesamtstichprobe und die drei Altersgruppen wieder.

Wie der [Tabelle 3](#) zu entnehmen ist, bestehen signifikante Altersunterschiede in Bezug auf die Verträglichkeit, $F(2;477) = 28.10, p < .001$, Gewissenhaftigkeit, $F(2;477) = 12.05, p < .001$, und Offenheit, $F(2;477) = 5.26, p < .01$. Junge Erwachsene zeigen eine geringere Ausprägung in Gewissenhaftigkeit als mittelalte und alte Erwachsene (Student-Newman-Keul, $p < .05$). Ältere Erwachsene haben einen höheren Mittelwert in Verträglichkeit als mittelalte Erwachsene und diese als junge Erwachsene (Student-Newman-Keul, $p < .05$). Zudem zeigt sich bei mittelalten und alten Erwachsenen eine signifikant geringere Varianz der Verträglichkeit, Bartlett-Box- $F = 3.82, p < .05$.

Die beobachteten altersabhängigen Unterschiede in den fünf Konstrukten stehen in Einklang mit Befunden aus anderen Studien ([McCrae et. al., 1999](#)). Frauen berichten im Durchschnitt höhere Neurotizismus-Werte als Männer ($t = -4.29, p < .001$; Effektstärke: $d = .38$). Darüber hinaus bestehen keine signifikanten Geschlechtsunterschiede.

Interkorrelationen der fünf Skalen des BFI

Der obere Teil der [Tabelle 4](#) gibt die Interkorrelationen der fünf Skalen des BFI wieder. Alle Korrelationen zwischen den fünf Persönlichkeitskonstrukten sind statistisch signifikant ($p < .01$).

Stabilität des BFI über 5 Monate bei alten Erwachsenen

Im Rahmen einer *follow-up*-Studie mit 45 sehr alten Erwachsenen (70-90 Jahre) prüften wir die Retest-Stabilität über den Zeitraum von durchschnittlich 4.5 Monaten ($SD = 0.4$, Range = 3.9-5.7 Monate).

Bis auf das Verträglichkeitskonstrukt wurden zu den beiden Messzeitpunkten jeweils akzeptable Alpha-Werte in den fünf Konstrukten beobachtet (E: $\alpha = .76$ bzw. $.84$; A: $\alpha = .61$ bzw. $.49$; C: $\alpha = .65$ bzw. $.68$; N: $\alpha = .62$ bzw. $.77$; O: $\alpha = .82$ bzw. $.86$). Insbesondere angesichts der zum Teil niedrigen inneren Konsistenz erscheinen die Stabilitätskoeffizienten in Bezug auf Extraversion (.78), Verträglichkeit (.55), Gewissenhaftigkeit (.69), Neurotizismus (.69) und Offenheit (.82) als befriedigend bis hoch. Bis auf eine leichte Abnahme im Mittelwert der Verträglichkeit gab es keine signifikanten Veränderungen in den Mittelwerten der Konstrukte.

Kriteriumsvalidität der fünf Persönlichkeitsfaktoren

Der untere Teil der [Tabelle 4](#) zeigt die Korrelationen der fünf Persönlichkeitskonstrukte mit den sechs Außenkriterien: Größe des personalen Netzwerks, soziale Zufriedenheit, allgemeine Intelligenz, Kontrollerleben sowie positiver und negativer Affekt. Bis auf zwei Ausnahmen zeigen sich erwartungskonforme Zusammenhänge. Intelligenz zeigte einen positiven Zusammenhang mit Extraversion ($r = .13$) und korrelierte negativ mit Verträglichkeit ($r = -.20$).

Die meisten der 30 Zusammenhänge zwischen den fünf Konstrukten und den sechs Kriterien unterschieden sich nicht signifikant zwischen den Altersgruppen. In zwei Ausnahmen zeigten sich in einer hierarchischen Regressionsanalyse geringfügige, aber signifikante Interaktionseffekte von Alter mit Gewissenhaftigkeit bzw. mit Offenheit auf die Außenkriterien Kontrollerleben bzw. positiver Affekt ($p < .05$). Gewissenhaftigkeit korreliert bei alten ($r = .49$) und mittelalten ($r = .46$) Erwachsenen höher mit dem Kontrollerleben als bei jungen Erwachsenen ($r = .38$). Die Offenheit für Erfahrung korrelierte bei mittelalten ($r = .56$) und alten ($r = .43$) Erwachsenen höher mit positivem Affekt als bei jungen Erwachsenen ($r = .19$). Beide Interaktionseffekte klärten zusätzlich nur 0.6% bzw. 0.8% der Varianz des Kontrollerlebens bzw. positiven Affekts auf.

Diskussion

Die deutsche Version des "Big Five Inventory (BFI)" erweist sich als ein weitgehend robustes Instrument, das eine reliable und effiziente Erfassung des Fünf-Faktoren-Modells (FFM) auch in heterogenen Populationen ermöglicht. Erstmals wurde das BFI auch in einer umfangreichen Stichprobe von alten Erwachsenen eingesetzt. Dabei konnte gezeigt werden, dass die Faktorenstruktur im Vergleich zwischen jungen, mittelalten und alten Erwachsenen eine befriedigende Äquivalenz aufwies. Das BFI erwies sich darüber hinaus in einer *follow-up*-Studie mit alten Erwachsenen als befriedigend stabil über einen Zeitraum von viereinhalb Monaten. Für alle Altersgruppen zeigten sich weitgehend übereinstimmende und erwartungskongruente Korrelationen der fünf BFI-Skalen mit zentralen Außenkriterien wie Intelligenz, Netzwerkgröße, soziale Zufriedenheit, Kontrollerleben und Wohlbefinden.

Die innere Konsistenz der fünf Konstrukte war insgesamt zwar zufrieden stellend, fiel allerdings geringer aus als bei Erhebungen mit anderen Instrumenten zur Erfassung des FFM (z.B. [Borkenau & Ostendorf, 1993](#)). Der Versuch, unterschiedliche Facetten der Persönlichkeitskonstrukte abzubilden, wird angesichts der Kürze des Instruments mit einem Verlust von innerer Konsistenz "erkauft". Das BFI erlaubt somit lediglich eine grobe Erfassung der fünf Faktoren, wenn keinerlei detaillierte Informationen über die Facetten benötigt werden ([John & Srivastava, 1999](#)).

Äquivalenz über drei Altersgruppen

Die bei den alten und mittelalten Erwachsenen beobachteten Faktorenstrukturen erwiesen sich als weitgehend kongruent mit der Faktorenstruktur der jungen Erwachsenen. Dabei zeigte sich eine befriedigende bis hohe Replizierbarkeit des FFM über die drei Altersgruppen. Diese Befunde unterstreichen, dass das BFI geeignet ist, das FFM der Persönlichkeit über eine breite Altersspanne des Erwachsenenalters hinweg abzubilden. Damit scheint das BFI auch geeignet für den Einsatz in altersvergleichenden Studien.

Allerdings ist einschränkend anzumerken, dass immerhin ein Fünftel der Items hypothesenkonträre Ladungen hatten. So fehlten beispielsweise dem fünften Faktor die für Offenheit für Erfahrung typischen ästhetischen Aspekte. Nicht erwartungskonforme Ladungen zeigten sich überwiegend bei mittelalten und alten Erwachsenen. Das Ladungsmuster der BFI-Items wurde aber verbessert, wenn ein Aquieszenz-Indikator herauspartialisiert wurde. Dieser Befund legt eine Anfälligkeit des BFI für Antworttendenzen nahe und verweist auf die Notwendigkeit weitergehender Studien.

Altersunterschiede in den fünf Persönlichkeitskonstrukten

Es zeigten sich signifikante Mittelwertsunterschiede zwischen alten, mittelalten und jungen Erwachsenen in Bezug auf die Verträglichkeit, Gewissenhaftigkeit und die Offenheit für Erfahrung. Ältere Erwachsene sind verträglicher als mittelalte Erwachsene, und diese sind verträglicher als junge Erwachsene. Mittelalte und alte Erwachsene beschrieben sich darüber hinaus auch als gewissenhafter als junge Erwachsene. Gleichzeitig zeigten alte Erwachsene im Vergleich zu jungen und mittelalten Erwachsenen eine geringere Offenheit für Erfahrungen. Alle beobachteten Altersunterschiede stehen in Einklang mit den empirischen Befunden aus anderen deutschen und internationalen Studien zum FFM (z.B. [Borkenau & Ostendorf, 1993](#); [McCrae et. al., 1999](#)).

Die Befunde weisen auf eine besondere Bedeutung des Konstrukts der Verträglichkeit im hohen Alter hin, die eine Erhebung der Verträglichkeit mit dem BFI vermutlich erschweren: So weist die bei den alten Erwachsenen beobachtete geringere Varianz und die zugleich höhere Verträglichkeit auf soziale Anpassungsprozesse im Alter hin (vgl. [Lang, 2000](#)). In Einklang hiermit steht der Befund, wonach die Verträglichkeit eine vergleichsweise geringe Retest-Stabilität und inneren Konsistenz aufwies.

Interkorrelationen der fünf Persönlichkeitskonstrukte

Die Korrelationen der fünf Faktoren erweisen sich im Vergleich zur deutschen Version des NEO-FFI als relativ hoch. Unerwartet hohe Korrelationen bestanden zwischen Extraversion und Offenheit ($r = .39$) sowie zwischen Verträglichkeit und Neurotizismus ($r = -.30$). In ihrer Untersuchung mit Studenten fand [Rammstedt \(1997\)](#) vergleichbar hohe Korrelationen zwischen den fünf BFI-Skalen. Hohe Faktorkorrelationen des BFI wurden auch in einer Studie mit jungen spanischen bzw. amerikanischen Erwachsenen berichtet ([Benet-Martinez & John, 1998](#)). Somit scheint der BFI keine statistisch unabhängige Erhebung der fünf Konstrukte zu gewährleisten, was insgesamt die Befundlage zu adjektivischen Erhebungsverfahren widerspiegelt ([John & Srivastava, 1999](#)). Eine mögliche Erklärung ist in der Anfälligkeit des BFI für Verzerrungen durch Antworttendenzen zu sehen. Dies wird durch den Befund belegt, dass sich nach Herauspartialisieren eines Aquieszenz-Indikators ein verbessertes (d.h. erwartungskonformes) Ladungsmuster für die varimax-rotierte Fünf-Faktoren-Lösung zeigt.

Stabilität des BFI bei alten Erwachsenen

Der BFI erlaubt eine Erfassung des FFM auch bei alten bzw. hochbetagten Erwachsenen und scheint somit für eine schnelle und grobe Erfassung der fünf Konstrukte bei belasteten Risikogruppen geeignet. Dies unterstützen auch die Befunde zur Stabilität des Instrumentes der *follow-up*-Studie mit alten Erwachsenen. Alle Stabilitätskoeffizienten lagen in Höhe der inneren Konsistenzwerte, was ebenfalls auf eine reliable Erfassung der meisten Konstrukte hinweist.

Kriteriumsvalidität des BFI

Die Überprüfung der Kriteriumsvalidität des BFI ergab erwartungskonforme Zusammenhänge mit sechs theoretisch ausgewählten Außenkriterien. Wie in der empirischen Literatur gut belegt, spiegeln Extraversion und Neurotizismus die Zusammenhänge der positiven und negativen Emotionalität gut wider ([Watson & Clark, 1992](#)). Allerdings zeigten sich in Bezug auf Zusammenhänge mit der Intelligenz zwei Abweichungen von der Erwartung: Intelligenz korrelierte schwach, aber positiv mit der Extraversion und schwach negativ mit der Verträglichkeit. Obwohl keine signifikanten Altersunterschiede in Bezug auf diese Zusammenhänge bestanden, kann festgestellt werden, dass der Zusammenhang mit Extraversion nur bei alten Erwachsenen und der Zusammenhang mit Verträglichkeit nur bei den jungen Erwachsenen das Signifikanzniveau erreichte. Eine Klärung dieser Zusammenhänge erfordert eine längsschnittliche Analyse über längere Untersuchungszeiträume.

Abschließende Bewertung

Der BFI erweist sich als leicht einsetzbares und weitgehend robustes Instrument zur Erfassung des FFMs der Persönlichkeit, welches mit Einschränkungen auch zur Anwendung bei heterogenen und belasteten Populationen geeignet scheint. Beispielsweise sind aufgrund der Kürze und der inhaltlich breiten Konstruktdefinitionen nicht immer zufrieden stellende innere Konsistenzen festzustellen. Das BFI kann nur empfohlen werden, wenn eine grobe Erfassung des FFMs in heterogenen Stichproben erwünscht ist ([John & Srivastava, 1999](#)). Gerade in Untersuchungen mit mittelalten und älteren Erwachsenen besteht allerdings oft Bedarf nach einem kurzen und effizienten Verfahren zur breiten Erfassung der fünf Persönlichkeitskonstrukte. Die Befunde der vorliegenden Studie lassen das BFI für solche Zwecke geeignet erscheinen. Die diagnostische Qualität des BFI in Bezug auf seine inhaltliche Vorhersagekraft scheint zufrieden stellend.

Literatur

- Asendorpf, J. B. (1999). *Psychologie der Persönlichkeit*. Berlin: Springer..
- Asendorpf, J. B. & Wilpers, S. (1998). Personality effects on social relationships.. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 1531-1544.
- Bandura, A. (1991). Social cognitive theory of self-regulation.. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 248-287.
- Barret, L. F. & Pietromonaco, P. R. (1997). Accuracy of the five factor model in predicting perceptions of daily social interactions.. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23, 1173-1187.
- Benet-Martinez, V. & John, O. P. (1998). Los cinco grandes across cultures and ethnic groups: Multitrait multimethod analyses of the big five in spanish and english.. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 729-750.
- Borkenau, P. & Ostendorf, F. (1993). *NEO-Fünf-Faktoren Inventar (NEO-FFI)*. Göttingen: Hogrefe..
- Church, T. A. & Burke, P. J. (1994). Exploratory and confirmatory tests of the big five and Tellegen's three and four-dimensional models.. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 93-114.
- Côté, S. & Moskowitz, D. S. (1998). On the dynamic covariation between interpersonal behavior and affect: Prediction from neuroticism, extraversion, and agreeableness.. *Journal of*

Personality and Social Psychology, 4, 1032-1046.

Digman, J. M. (1990). Personality structure: Emergence of the five-factor model.. *Annual Review of Psychology*, 41, 417-440.

Everett, J. E. (1983). Factor comparability as a means of determining the number of factors and their rotation.. *Multivariate Behavioral Research*, 18, 197-218.

Feichtinger, L., Laireiter, A., Untner, A. &Baumann, U. (1992). Zum Zusammenhang zwischen Persönlichkeit und Sozialem Netzwerk bzw. Netzwerkressourcen - Literaturüberblick und Pilotstudie.. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 4, 233-247.

Fleeson, W. &Baltes, P. B. (1998). Beyond present-day personality assessment: An encouraging exploration of the measurement properties and predictive power of subjective lifetime personality.. *Journal of Research in Personality*, 32, 411-430.

Goldberg, L. R. (1992). The development of markers for the Big-Five structure.. *Psychological Assessment*, 4, 26-42.

Graziano, W. G., Jensen-Campbell, L. A. &Hair, C. H. (1996). Perceiving interpersonal conflict and reacting to it: The case for agreeableness.. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 820-835.

Hofstee, W. K. B., ten Berge, J. M. F. &Hendriks, A. A. J. (1998). How to score questionnaires.. *Personality and Individual Differences*, 17, 441-444.

John, O. P. &Srivastava, S. (1999). The Big Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives.. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (2nd ed., pp.102-138). New York: The Guilford Press..

Kempen, G. I., van Sonderen, E. &Ormel, J. (1999). The impact of psychological attributes on changes in disability among low-functioning older persons.. *Journals of Gerontology: Psychological Sciences*, 54B, P23-P29.

Kurdek, L. A. (1997). Relation between neuroticism and dimensions of relationship commitment: Evidence from gay, lesbian, and heterosexual couples.. *Journal of Family Psychology*, 11, 109-124.

Lang, F. R. (2000). Endings and continuity of social relationships: maximizing intrinsic benefits within personal networks when feeling near to death.. *Journal of Social and Personal Relationships*, 17, 157-184.

Lang, F. R., Staudinger, U. M. &Carstensen, L. L. (1998). Perspectives on socioemotional selectivity in late life: How personality and social context do (and do not) make a difference.. *Journals of Gerontology: Psychological Sciences*, 53B, P21-P30.

Lienert, G. A. &Raatz, U. (1998). *Testaufbau und Testanalyse*.. Weinheim: Psychologie Verlags Union..

Lindenberger, U. &Reischies, F. (1999). Limits and potentials of intellectual functioning in old age.. In P. B. Baltes & K. U. Mayer (Eds.), *The Berlin Aging Study* (pp. 329-359). Cambridge, MA: Cambridge University Press..

Lüdtke, O. (1999). *Validierung des Big Five Inventory bei jungen, mittelalten und alten Erwachsenen*.. Freie Universität Berlin und Humboldt-Universität zu Berlin: Unveröffentlichte Diplomarbeit..

Martocchio, J. J. &Judge, T. A. (1997). Relationship between conscientiousness and learning in employee training mediating influences of self-deception and self-efficacy.. *Journal of Applied Psychology*, 82, 764-773.

Mayer, K. U. &Baltes, P. B. (1996). (Hrsg.)*Die Berliner Altersstudie*.. Berlin: Akademie Verlag..

- McCrae, R. R. & Costa, P. T., Jr. (1991). Adding Liebe und Arbeit: The full-five factor model and well-being.. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *17*, 227-232.
- McCrae, R. R. & Costa, P. T., Jr. (1997). Conceptions and correlates of openness to experience.. In R. Hogan, J. Johnson, & S. Briggs (Eds.), *Handbook of personality psychology* (pp. 826-842). San Diego, CA: Academic Press..
- McCrae, R. R., Costa, P. T., Jr., Pedroso de Lima, M., Simoes, A., Ostendorf, F., Angleitner, A., Marusic, I., Bratko, D., Caprara, G. V., Barbanelli, C., Chae, J.-H. & Piedmont, R. L. (1999). Age differences in personality across the adult life span: Parallels in five cultures.. *Developmental Psychology*, *35*, 466-477.
- McCrae, R. R., Zondermann, A. B., Costa, P. T., Jr., Bond, M. H. & Paunonen, S. V. (1996). Evaluating replicability of factors in the revised NEO personality inventory: Confirmatory factor analysis versus procrustes rotation.. *Journal of Personality and Social Psychology*, *70*, 552-566.
- Morrison, K. A. (1997). Personality correlates of the Five-Factor Model for a sample of business owners/managers: Associations with scores on self-monitoring, Type A behavior, locus of control, and subjective well-being.. *Psychological Reports*, (1997). *80*, 255-272.
- Parker, W. D. & Stumpf, H. (1998). A validation of the five-factor model of personality in academically talented youth across observers and instruments.. *Personality and Individual Differences*, *25*, 1005-1025.
- Paunonen, S. V. (1997). On chance and factor congruence following orthogonal procrustes rotation.. *Educational and Psychological Measurement*, *57*, 33-59.
- Pulkkinen, L. & Rönkä, A. (1994). Personal control over development, identity formation, and future orientation as components of life orientation: A developmental approach.. *Developmental Psychology*, *30*, 260-271.
- Rammstedt, B. (1997). *Die deutsche Version des Big Five Inventory (BFI): Übersetzung und Validierung eines Fragebogens zur Erfassung des Fünf-Faktoren-Modells der Persönlichkeit*.. Universität Bielefeld: Unveröffentlichte Diplomarbeit..
- Rusting, C. L. & Larsen, R. I. (1997). Extraversion, neuroticism, and susceptibility to positive and negative affect: A test of two theoretical models.. *Personality and Individual Differences*, *22*, 607-612.
- Schmutte, P. S. & Ryff, C. D. (1997). Personality and well-being: Reexamining methods and meanings.. *Journal of Personality and Social Psychology*, *73*, 549-559.
- Schönemann, P. H. (1966). A generalized solution of the orthogonal procrustes problem.. *Psychometrika*, *31*, 1-10.
- Ten Berge, J. M. F. (1999). A legitimate case of component analysis of ipsative measures, and partialing the mean as an alternative to ipsatization.. *Multivariate Behavioral Research*, *34*, 89-102.
- 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*, 1063-1070.
- Watson, D. & Clark, L. A. (1992). On traits and temperament: General and specific factors of emotional experience and their relation to the five-factor model.. *Journal of Personality*, *60*, 441-476.





Die Arbeit wurde durch eine Sachbeihilfe der Deutschen Forschungsgemeinschaft an Prof. Dr. Margret M. Baltes und Dr. Frieder R. Lang (Projekt: Erfolgreiches Altern und Lebenserfahrung, Kennzeichen: Ba 902/11-2) gefördert. Wir bedanken uns bei Oliver John

für die Bereitstellung des Instruments sowie für wertvolle Hinweise und Anmerkungen zu unserer Studie.

Anschrift

Frieder R. Lang, Dr., Humboldt-Universität zu Berlin, Philosophische Fakultät IV,
Geschwister-Scholl-Str. 7, D-10099 Berlin, Deutschland, Email: flang@rz.hu-berlin.de.

Tabellen

1.  Itemcharakteristika und Faktorladungen des Big Five Inventory ($N = 480$)
2.  Durchschnittliche Kongruenzkoeffizienten über drei Altersgruppenvergleiche
3.  Mittelwerte (M), Standardabweichungen (SD) und Innere Konsistenzen (Cronbachs Alpha) der fünf Konstrukte des Big Five Inventory bei jungen, mittelalten und alten Erwachsenen
4.  Interkorrelationen der fünf BFI-Skalen sowie Korrelationen der Skalen mit Netzwerkgröße, sozialer Zufriedenheit, Intelligenz, Kontrollerleben, positivem und negativem Affekt

Ich sehe mich selbst als jemand der, ...	M	SD	E	A	C	N	O	h ²
<i>Extraversion (E)</i>								
... aus sich herausgeht, gesellig ist	3.47	.93	.67	.23	.09	-.03	.20	.55
... gesprächig ist, sich gerne unterhält	3.86	.94	.65	.25	.07	.07	.21	.53
... durchsetzungsfähig und energisch ist	3.29	.85	.33	-.10	.33	-.18	.47	.48
... begeisterungsfähig ist, andere mitreißen kann	3.54	.89	.35	.27	.19	.03	.53	.52
... voller Energie und Tatendrang ist	3.43	.86	.27	.00	.38	-.10	.51	.49
... eher zurückhaltend und reserviert ist	2.78	1.05	-.77	.04	.07	.09	-.13	.63
... manchmal schüchtern und gehemmt ist	2.57	1.09	-.66	.03	-.14	.33	.02	.57
... eher still und wortkarg ist	2.24	1.09	-.83	-.01	.02	.05	-.11	.70
<i>Verträglichkeit (A)</i>								
... rücksichtsvoll und einfühlsam zu anderen ist	3.70	.70	.01	.51	.29	.04	.12	.35
... hilfsbereit und selbstlos gegenüber anderen ist	3.65	.74	-.05	.44	.36	.01	.10	.34
... nicht nachtragend ist, anderen leicht vergibt	3.37	1.01	-.02	.34	-.04	-.13	.00	.13
... anderen Vertrauen schenkt	3.67	.76	.13	.43	.13	-.01	.11	.23
... dazu neigt, andere zu kritisieren	2.61	.91	.10	-.40	-.06	.26	.42	.42
... häufig in Streitereien verwickelt ist	1.72	.78	.02	-.39	-.16	.39	.24	.39
... sich kalt und distanziert verhalten kann	2.43	1.10	-.39	-.48	-.12	.09	.37	.55
... schroff und abweisend zu anderen sein kann	2.20	1.03	-.22	-.51	-.15	.20	.40	.53
<i>Gewissenhaftigkeit (C)</i>								
... Aufgaben gründlich erledigt	4.01	.67	-.06	.12	.70	.08	.13	.53
... tüchtig ist und flott arbeitet	3.66	.73	.07	-.01	.57	.07	.26	.40
... Pläne macht und diese auch durchführt	3.66	.79	.13	.00	.37	-.17	.56	.50
... zuverlässig ist und gewissenhaft	4.03	.67	-.12	.10	.64	-.03	.21	.47
... nicht aufgibt, ehe die Aufgabe erledigt ist	3.72	.78	.00	.11	.54	-.07	.31	.41
... leicht ablenkbar ist, nicht bei der Sache bleibt	2.27	.85	-.04	.04	-.46	.38	.03	.36
... etwas achtlos sein kann	2.38	.90	-.15	-.14	-.46	.12	.24	.33
... bequem ist und zur Faulheit neigt	2.19	1.02	-.10	.01	-.64	.12	.18	.47
... dazu neigt, unordentlich zu sein	2.34	1.15	-.08	-.01	-.63	.04	.25	.47
<i>Neurotizismus (N)</i>								
... sich viele Sorgen macht	2.72	1.03	-.08	.05	.04	.65	.12	.45
... leicht angespannt reagiert	2.83	.83	-.21	-.10	.08	.58	.08	.41
... leicht nervös und unsicher wird	2.45	.92	-.15	.02	-.12	.70	-.14	.55
... deprimiert, niedergeschlagen ist	1.92	.91	-.16	.02	-.20	.59	.06	.42
... ruhig bleibt selbst in angespannten Situationen ausgeglichen ist,	3.38	.84	-.16	.20	.15	-.56	.29	.49
... nicht leicht aus der Fassung zu bringen ist	3.27	.89	-.22	.27	-.01	-.61	.18	.53
... entspannt ist, sich durch Stress nicht aus der Ruhe bringen lässt	2.98	.95	.03	.09	-.02	-.60	.24	.42
<i>Offenheit für Erfahrung (O)</i>								
... erfinderisch und einfallreich ist	3.38	.86	.03	.22	.12	-.10	.65	.49
... originell ist, neue Ideen entwickelt	3.18	.95	.14	.22	.00	.01	.59	.42
... künstlerische und ästhetische Eindrücke schätzt	3.70	1.04	.05	.55	.04	.03	.26	.37
... eine lebhafte Vorstellungskraft hat, fantasievoll ist	3.59	.94	.25	.30	-.07	-.02	.56	.47
... gerne Überlegungen anstellt, mit Ideen spielt	3.46	.93	.05	.24	-.07	-.03	.65	.49
... tief sinnig ist, gern über Sachen nachdenkt	3.57	.91	-.09	.27	.02	.25	.46	.36
... sich gut in Musik, Kunst und Literatur auskennt	3.03	.99	.05	.57	-.11	.02	.24	.40
... vielseitig interessiert ist	4.16	.68	.15	.51	.09	-.05	.32	.39
... routinemäßige und einfache Aufgaben bevorzugt	2.68	.92	-.02	-.02	.03	.20	-.34	.15
... nur wenig künstlerische Interessen hat	2.37	1.08	-.03	-.37	.09	.08	-.16	.18

Anmerkung: Faktorladungen von .30 oder größer sind fettgedruckt.

Durchschnittliche Kongruenzkoeffizienten

Anzahlder Faktoren	1. Faktor	2. Faktor	3. Faktor	4. Faktor	5. Faktor	6. Faktor	7. Faktor	8. Faktor
8	.94	.92	.90	.88	.84	.78	.73	.56
7	.93	.92	.91	.90	.86	.81	.78	
6	.93	.90	.89	.88	.86	.77		
5	.92	.91	.89	.86	.85			
4	.91	.89	.87	.82				
3	.92	.78	.67					

Anmerkung: Mittelwerte der Kongruenzkoeffizienten aus drei Altersgruppenvergleichen.

	Alle (N = 480)			Junge Erwachsene (N = 160)			Mittelerde Erwachsene (N = 160)			Alte Erwachsene (N = 160)		
	M	SD	α	M	SD	α	M	SD	α	M	SD	α
Extraversion	3.50	.64	.82	3.53 ^a	.68	.85	3.54 ^a	.65	.83	3.43 ^a	.61	.78
Verträglichkeit	3.68	.49	.67	3.50 ^a	.52 ^a	.71	3.65 ^b	.45 ^b	.62	3.88 ^c	.42 ^b	.59
Gewissenhaftigkeit	3.77	.50	.75	3.62 ^a	.52	.80	3.81 ^b	.46	.68	3.87 ^b	.47	.73
Neurotizismus	2.61	.59	.77	2.65 ^a	.60	.79	2.63 ^a	.58	.76	2.56 ^a	.59	.75
Offenheit	3.50	.54	.78	3.55 ^a	.52	.76	3.57 ^a	.53	.79	3.39 ^b	.56	.78

Anmerkungen: Mittelwerte (zeilenweise) mit ungleichen Superskripten unterscheiden sich signifikant nach Student-Newmann-Keul ($p < .05$). Standardabweichungen mit ungleichen Superskripten unterscheiden sich signifikant nach Bartlett-Box F ($df = (2;511940)$; $p < .05$).

Skala/Kriterium	Extraversion	Verträglichkeit	Gewissenhaftigkeit	Neurotizismus	Offenheit für Erfahrung
Extraversion (E)	–				
Verträglichkeit (A)	.20	–			
Gewissenhaftigkeit (C)	.30	.28	–		
Neurotizismus (N)	–.25	–.30	–.22	–	
Offenheit für Erfahrung (O)	.39	.17	.15	–.16	–
Netzwerkgröße	.18	.02	–.02	.02	.19
Soziale Zufriedenheit	.22	.30	.24	–.31	.09
Intelligenz	.13	–.21	–.07	.08	.32
Kontrollerleben	.41	.07	.35	–.29	.36
Negativer Affekt	–.18	–.39	–.30	.67	–.04
Positiver Affekt	.49	.08	.36	–.27	.41

Anmerkung: Fettgedruckte Koeffizienten sind signifikant ($p < .01$). Alle anderen Koeffizienten sind $p > .05$.