

www.iu.de

IU DISCUSSION

PAPERS

Sozialwissenschaften

BIG FIVE UND BEZIEHUNGSZUFRIEDENHEIT

Eine dyadisch-explorative Analyse

DAVID MEIßNER

CONSTANTIN SCHUBART

IU Internationale Hochschule

Main Campus: Frankfurt

Juri-Gagarin-Ring 152

99084 Erfurt

Telefon: +49 421.166985.23

Fax: +49 2224.9605.115

Kontakt/Contact: kerstin.janson@iu.org

Autorenkontakt/Contact to the author(s):

David Meißner

david.meissner.research@gmx.net

ORCID-ID: 0009-0009-9516-6292 (Open Researcher and Contributor ID)

Prof. Dr. Constantin Schubart

constantin.schubart@iu.org

ORCID-ID: 0009-0008-9259-0533 (Open Researcher and Contributor ID)

IU Internationale Hochschule

Juri-Gagarin-Ring 152

99084 Erfurt

Email: constantin.schubart@iu.org

IU Discussion Papers, Reihe: Sozialwissenschaften, Vol. 6, No. 8 (AUG 2026)

ISSN: 2750-0675

DOI: <https://doi.org/10.56250/4146>

Website: <https://repository.iu.org>

BIG FIVE UND BEZIEHUNGSZUFRIEDENHEIT

Eine dyadisch-explorative Analyse

David Meißner

Constantin Schubart

ABSTRACT:

The present study examined dyadic associations between Big Five personality traits, within-couple personality differences, and relationship satisfaction. A total of 232 individuals from 116 clearly identifiable heterosexual couples were analyzed on the basis of a quantitative cross-sectional study. Relationship satisfaction was assessed using the ZIP, while personality was measured with the BFI-2 at the domain and facet levels. In addition, couple-specific absolute difference scores were calculated and examined separately within four relationship-duration groups. All dyadic analyses were exploratory. For female relationship satisfaction, the actor model, which contained the woman's own personality characteristics only, was significant, $F(2, 113) = 5.80$, $p = .004$, $R^2 = .09$, adjusted $R^2 = .08$. Adding characteristics of the male partner resulted in a significant final model, $F(7, 108) = 3.86$, $p < .001$, $R^2 = .20$, adjusted $R^2 = .15$, and significantly improved explained variance, $\Delta R^2 = .11$, $p = .017$, although no individual predictor reached significance. For male relationship satisfaction, the actor model was significant, $F(5, 110) = 3.19$, $p = .010$, $R^2 = .13$, adjusted $R^2 = .09$, whereas adding female assertiveness did not significantly improve explained variance, $\Delta R^2 = .03$, $p = .060$. Across the analyses, neuroticism-related characteristics in particular, especially Neuroticism, Depression, and Emotional Volatility, showed repeated negative associations with relationship satisfaction. Activity Level, Responsibility, Agreeableness, and Respectfulness, by contrast, were predominantly positively associated. Personality differences showed relationship-duration-dependent patterns: whereas differences in relationships of less than ten years were mostly negatively associated with relationship satisfaction, a positive association emerged for Openness differences in relationships lasting more than ten years, $p(22) = .65$, $p < .001$. Because relationship duration was analyzed in stratified groups rather than as an interaction term, and given the cross-sectional design, the small dyadic subsamples, and the non-independence of observations within couples, the findings should be read as descriptive, non-causal indications. Overall, the results suggest that personality in romantic relationships should be understood as a dyadic, gender-specific, and relationship-duration-sensitive pattern of associations.

ABSTRAKT:

Die vorliegende Studie untersuchte dyadische Zusammenhänge zwischen Big-Five-Persönlichkeit, Persönlichkeitsdifferenzen und Beziehungszufriedenheit. Analysiert wurden 232 Personen aus 116 eindeutig zuordenbaren heterosexuellen Paaren auf Basis einer quantitativen Querschnittsstudie. Beziehungszufriedenheit wurde mit dem ZIP, Persönlichkeit mit dem BFI-2 auf Dimensions- und Facettenebene erfasst. Zusätzlich wurden paarspezifische absolute Differenzwerte berechnet und getrennt innerhalb von vier Beziehungsdauergruppen ausgewertet. Alle dyadischen Analysen waren explorativ angelegt. Die weibliche Beziehungszufriedenheit war sowohl mit eigenen Persönlichkeitsmerkmalen als auch mit Merkmalen des männlichen Partners assoziiert. Das Modell mit ausschließlich eigenen Merkmalen (Actor-Modell) sagte die weibliche Beziehungszufriedenheit signifikant

vorher, $F(2, 113) = 5.80$, $p = .004$, $R^2 = .09$, $\text{korr. } R^2 = .08$. Die Aufnahme männlicher Partnermerkmale ergab ein signifikantes finales Modell, $F(7, 108) = 3.86$, $p < .001$, $R^2 = .20$, $\text{korr. } R^2 = .15$, und erhöhte die erklärte Varianz signifikant, $\Delta R^2 = .11$, $p = .017$, wobei kein einzelner Prädiktor Signifikanz erreichte. Für die männliche Beziehungszufriedenheit war das Actor-Modell ebenfalls signifikant, $F(5, 110) = 3.19$, $p = .010$, $R^2 = .13$, $\text{korr. } R^2 = .09$; die explorative Ergänzung weiblicher Durchsetzungsfähigkeit führte zu keiner signifikanten zusätzlichen Varianzaufklärung, $\Delta R^2 = .03$, $p = .060$. Über die Analysen hinweg zeigten vor allem neurotizismusbezogene Merkmale, insbesondere Neurotizismus, Niedergeschlagenheit und Unbeständigkeit der Gefühle, wiederholt negative Zusammenhänge mit Beziehungszufriedenheit. Aktivität, Verlässlichkeit, Verträglichkeit und Höflichkeit waren dagegen überwiegend positiv assoziiert. Persönlichkeitsdifferenzen zeigten beziehungsdauerabhängige Muster: Während Differenzen in Beziehungen unter zehn Jahren überwiegend negativ mit Beziehungszufriedenheit zusammenhängen, zeigte sich in Beziehungen über zehn Jahren ein positiver Zusammenhang für Offenheitsdifferenzen, $p(22) = .65$, $p < .001$. Da die Beziehungsdauer in getrennten Gruppen und nicht als Interaktionsterm analysiert wurde und da das Design querschnittlich, die dyadischen Teilstichproben klein und die Beobachtungen innerhalb der Paare nicht unabhängig sind, sind die Befunde als deskriptive, nicht kausale Hinweise zu lesen. Insgesamt sprechen die Ergebnisse dafür, Persönlichkeit in Partnerschaften als dyadisches, geschlechtsspezifisches und beziehungsdauersensitives Zusammenhangsmuster zu betrachten.

KEYWORDS:

Beziehungszufriedenheit, Big Five, dyadische Effekte, Partnerpersönlichkeit, Persönlichkeitsdifferenz

AUTOR:INNEN



David Meißner hat einen Bachelorabschluss in Psychologie und studiert derzeit im Master Psychologie. Zudem arbeitet er als wissenschaftlicher Mitarbeiter. Seine wissenschaftliche Tätigkeit umfasst ein breites Spektrum psychologischer Themen mit interdisziplinären Bezügen.



Dr. Constantin Schubart ist seit 2020 Professor für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre an der IU Internationale Hochschule im Dualen Studium am Standort Erfurt. Seine Schwerpunkte liegen im Bereich Managerial Economics. Er verfügt über mehr als 20 Jahre Berufserfahrung in Lehre, Forschung und Praxis.

Einleitung

Beziehungszufriedenheit stellt ein zentrales psychologisches Konstrukt dar, da sie nicht nur die subjektive Qualität romantischer Partnerschaften beschreibt, sondern auch mit weitreichenden individuellen und familiären Outcomes verbunden ist. Empirische Befunde zeigen, dass die Qualität partnerschaftlicher Beziehungen mit der psychischen und physischen Gesundheit beider Partner sowie mit der Entwicklung gemeinsamer Kinder in Zusammenhang steht (Hahlweg & Bodenmann, 2021; Kiecolt-Glaser et al., 2010; Malouff et al., 2010). Damit ist Beziehungszufriedenheit nicht ausschließlich als privates oder dyadisches Phänomen zu verstehen, sondern als ein psychologisch und gesundheitlich relevantes Merkmal mit weitreichender Bedeutung.

Besonders langfristige romantische Beziehungen nehmen dabei eine zentrale Rolle ein. Eine hohe Beziehungszufriedenheit kann als Indikator für eine funktionale, stabile und emotional unterstützende Partnerschaft verstanden werden. Umgekehrt sind partnerschaftliche Konflikte und chronische Unzufriedenheit mit psychologischen Belastungen und physiologischen Stressreaktionen assoziiert (Kiecolt-Glaser et al., 2010; Robles et al., 2014). Darüber hinaus weisen Befunde darauf hin, dass die elterliche Beziehungsqualität auch für die sozial-emotionale Entwicklung von Kindern relevant ist (Hahlweg & Bodenmann, 2021; Masarik & Conger, 2017).

Vor diesem Hintergrund ist die Untersuchung von Prädiktoren hoher Beziehungszufriedenheit wissenschaftlich bedeutsam. Die Persönlichkeit beider Partner stellt hierbei einen besonders relevanten Bereich dar, da Persönlichkeitsmerkmale vergleichsweise stabile individuelle Unterschiede im Erleben und Verhalten abbilden und mit Interaktionsmustern, Konfliktverhalten sowie der Wahrnehmung der Partnerschaft in Verbindung stehen (Herzberg & Roth, 2014; Malouff et al., 2010; Paunonen & Ashton, 2001). Bisherige Forschung zeigt insbesondere Zusammenhänge zwischen den Big-Five-Persönlichkeitsmerkmalen und der Beziehungszufriedenheit, wobei sowohl die eigene Persönlichkeit als auch die Persönlichkeit des Partners berücksichtigt werden können (Kenny et al., 2020; Malouff et al., 2010). Die vorliegende Untersuchung knüpft an diesen Forschungsstand an und verbindet drei Perspektiven, die bislang überwiegend getrennt betrachtet wurden: die dyadische Perspektive, also die gemeinsame Berücksichtigung eigener und partnerbezogener Merkmale, die Facettenebene der Persönlichkeit sowie die Differenzierung nach Beziehungsdauer. Der Beitrag des vorliegenden Papers liegt entsprechend weniger in den einzelnen Komponenten als in deren Verschränkung.

Persönlichkeit und Beziehungszufriedenheit auf dyadischer Ebene

Beziehungszufriedenheit beschreibt die subjektiv wahrgenommene Qualität einer romantischen Beziehung. Im deutschsprachigen Raum kann sie unter anderem über das ZIP erfasst werden. Das Verfahren bildet mit wenigen Items und entsprechend geringem Bearbeitungsaufwand einen globalen Zufriedenheitswert und differenziert nicht zwischen einzelnen Teilaspekten der Beziehung (Hasserbrauck, 1991; Richter et al., 2015). Damit eignet es sich besonders für Untersuchungen, die Beziehungszufriedenheit als übergeordnetes Ergebnis partnerschaftlicher Interaktion betrachten. Für dyadische Fragestellungen ist dies bedeutsam, da Beziehungserleben nicht ausschließlich aus individuellen Merkmalen einer Person hervorgeht, sondern innerhalb eines gemeinsamen Beziehungssystems entsteht.

Ein wichtiger psychologischer Faktor, der mit Beziehungszufriedenheit in Verbindung gebracht wird, sind die Persönlichkeitsmerkmale beider Partner. Das Fünf-Faktoren-Modell beschreibt Persönlichkeit über die Dimensionen Neurotizismus, Extraversion, Offenheit, Verträglichkeit und Gewissenhaftigkeit. Diese Dimensionen erfassen relativ stabile interindividuelle Unterschiede im Erleben und Verhalten und stehen mit zahlreichen Lebensbereichen in Verbindung, darunter Gesundheit, soziale Beziehungen und Beziehungsqualität (Herzberg & Roth, 2014; Malouff et al., 2010; Paunonen & Ashton, 2001). Eine differenzierte Erfassung ermöglicht das Big Five Inventory-2 (BFI-2). Es bildet jede Dimension über drei enger gefasste Subskalen ab, die in der Persönlichkeitspsychologie als Facetten bezeichnet werden. Facetten sind den Dimensionen hierarchisch untergeordnet: Jede Dimension setzt sich aus drei Facetten zusammen, die inhaltlich spezifischere Teilaspekte derselben Dimension abbilden und im BFI-2 über jeweils vier Items erfasst werden (Danner et al., 2016; Soto & John, 2017). Dadurch können nicht nur globale Persönlichkeitstendenzen, sondern auch spezifischere Verhaltens- und Erlebensmuster untersucht werden.

Der bisherige Forschungsstand zeigt am konsistentesten einen negativen Zusammenhang zwischen Neurotizismus und Beziehungszufriedenheit. Personen mit höheren Neurotizismuswerten berichten im Durchschnitt eine geringere Beziehungszufriedenheit. Dieser Zusammenhang wurde sowohl in Querschnitts- als auch in Längsschnittstudien dokumentiert und scheint über verschiedene Beziehungskontexte hinweg robust zu sein (Esplin et al., 2025; Karney & Bradbury, 1995; Kelly & Conley, 1987; Malouff et al., 2010). Theoretisch lässt sich dies dadurch erklären, dass Neurotizismus mit stärkerer emotionaler Reaktivität, negativer Affektivität, höherer Konflikthanfälligkeit und ungünstigeren Bewertungsprozessen in sozialen Beziehungen verbunden ist. Neben Neurotizismus zeigen auch Extraversion, Verträglichkeit und Gewissenhaftigkeit in vielen Studien positive Zusammenhänge mit Beziehungszufriedenheit. Diese Zusammenhänge fallen jedoch kleiner aus und variieren zwischen Studien stärker, und zwar sowohl in ihrer Größe als auch in ihrer Richtung: So berichten Bach et al. (2025), dass Verträglichkeit vor allem zu Beginn einer Beziehung bedeutsam ist und im weiteren Verlauf an Bedeutung verliert, während O'Meara und South (2019) für Gewissenhaftigkeit ein Befundmuster fanden, das dem übrigen Forschungsstand entgegenläuft. Insgesamt sind die metaanalytisch berichteten Zusammenhänge zwischen Big-Five-Dimensionen und Beziehungszufriedenheit klein (Donnellan et al., 2004; Malouff et al., 2010; Watson et al., 2000). Offenheit weist ein uneinheitliches Befundmuster auf, da je nach Studiendesign und Beziehungskontext positive, negative oder nicht nachweisbare Zusammenhänge berichtet wurden (Bach et al., 2025; O'Meara & South, 2019).

Ein zunehmend relevanter Ansatz besteht darin, Persönlichkeit nicht ausschließlich auf Dimensionsebene, sondern zusätzlich auf Facettenebene zu betrachten. Da die drei Facetten einer Dimension inhaltlich unterscheidbare Teilaspekte abbilden, können Analysen auf Facettenebene differenziertere und teilweise erklärungsstärkere Befunde liefern als Analysen auf Dimensionsebene (Anglim & Grant, 2016; Danner et al., 2021; Denissen et al., 2020; Rammstedt et al., 2020). Für Beziehungszufriedenheit ist dies besonders relevant, weil sich Facetten derselben Dimension unterschiedlich auf partnerschaftliche Interaktion auswirken können. So können beispielsweise bei Extraversion vor allem Aktivität und Geselligkeit beziehungsförderlich sein, während Durchsetzungsfähigkeit in dyadischen Kontexten eine andere Bedeutung haben kann. Ähnlich kann der negative Zusammenhang von Neurotizismus stärker durch die Facetten Niedergeschlagenheit und Unbeständigkeit der Gefühle getragen sein als durch alle Facetten gleichermaßen (Weidmann et al., 2023).

Neben dem Einfluss der eigenen Persönlichkeit ist aus dyadischer Perspektive auch die Persönlichkeit des Partners bedeutsam. Grundsätzlich lässt sich zwischen Actor-Effekten, also Zusammenhängen der eigenen Persönlichkeit mit der eigenen Beziehungszufriedenheit, und Partner-Effekten, also Zusammenhängen der Persönlichkeit des Partners mit der eigenen Beziehungszufriedenheit, unterscheiden (Kenny et al., 2020). Die bisherige Literatur zeigt, dass Partner-Effekte inhaltlich häufig in eine ähnliche Richtung weisen wie Actor-Effekte: Ein geringeres Ausmaß an Neurotizismus sowie höhere Ausprägungen in Extraversion, Verträglichkeit und Gewissenhaftigkeit des Partners stehen tendenziell mit höherer eigener Beziehungszufriedenheit in Verbindung (Barelds, 2005; Malouff et al., 2010). Gleichzeitig fallen diese Zusammenhänge meist kleiner aus als die Zusammenhänge mit der eigenen Persönlichkeit. Dies deutet darauf hin, dass Beziehungszufriedenheit zwar stark durch die eigene Wahrnehmung und Persönlichkeit geprägt ist, jedoch nicht unabhängig von Eigenschaften des Partners verstanden werden sollte.

Persönlichkeitsdifferenzen und Beziehungszufriedenheit

Die Befundlage zum Zusammenhang von Persönlichkeitsdifferenzen zwischen Partnern und Beziehungszufriedenheit ist heterogen. Einerseits zeigt die Literatur zur Partnerwahl, dass Personen tendenziell Partner wählen, die ihnen in zentralen Persönlichkeitsmerkmalen ähneln (Luo, 2017; Rammstedt et al., 2013). Auch längsschnittliche Befunde deuten darauf hin, dass eine zunehmende Ähnlichkeit der Partner mit höherer Beziehungszufriedenheit assoziiert sein kann, während eine zunehmende Unterschiedlichkeit im Zeitverlauf mit geringerer Zufriedenheit einhergeht. Als ein möglicher vermittelnder Mechanismus werden gemeinsam erlebte Emotionen diskutiert, die die wahrgenommene Qualität der Beziehung positiv beeinflussen können (Gonzaga et al., 2007, 2010).

Auch weitere Arbeiten stützen die Annahme, dass Ähnlichkeit innerhalb einer Partnerschaft beziehungsrelevant sein kann. So wurde gezeigt, dass eine ähnliche subjektive Situationswahrnehmung, die ihrerseits mit Persönlichkeitsmerkmalen in Verbindung steht, mit höherer Beziehungszufriedenheit zusammenhängt (Rentzsch et al., 2022). Darüber hinaus berichten einzelne Studien positive Zusammenhänge zwischen Beziehungszufriedenheit und Ähnlichkeit in spezifischen Persönlichkeitsdimensionen, insbesondere Verträglichkeit und Offenheit (Barelds, 2005; Hofmann & Krapf, 2024; Rammstedt et al., 2013). Gleichzeitig deuten andere Befunde darauf hin, dass solche Effekte geschlechtsspezifisch ausfallen können und insbesondere weibliche Personen stärker von Persönlichkeitsähnlichkeit innerhalb der Partnerschaft profitieren könnten (Gray & Coons, 2017; Ye et al., 2023).

Demgegenüber konnten mehrere Untersuchungen keinen bedeutsamen Zusammenhang zwischen Persönlichkeitsunterschieden und Beziehungszufriedenheit nachweisen (Gattis et al., 2004; Leikas et al., 2018). Nicht signifikante Befunde belegen dabei nicht die Abwesenheit eines Zusammenhangs, sondern zeigen lediglich, dass in der jeweiligen Untersuchung kein Zusammenhang nachgewiesen werden konnte. Die insgesamt uneinheitliche Befundlage spricht dennoch gegen die einfache Annahme, wonach Ähnlichkeit grundsätzlich förderlich und Unterschiedlichkeit grundsätzlich hinderlich für Beziehungszufriedenheit ist. Vielmehr scheint der Zusammenhang zwischen Persönlichkeitsdifferenzen und Beziehungszufriedenheit von mehreren Bedingungen abzuhängen, darunter die betrachtete Persönlichkeitsdimension, das Geschlecht der Partner, die Operationalisierung von Ähnlichkeit sowie die Beziehungsdauer.

Für die uneinheitliche Befundlage lassen sich mehrere konkrete methodische Gründe benennen. Erstens wird Persönlichkeit in vielen Studien ausschließlich auf Ebene der breiten Big-Five-Dimensionen erfasst. Da eine Dimension mehrere inhaltlich unterscheidbare Facetten aggregiert, können sich gegenläufige facettenspezifische Zusammenhänge auf Dimensionsebene teilweise ausgleichen und dadurch verdeckt bleiben. Zweitens unterscheiden sich die Studien darin, wie Ähnlichkeit operationalisiert wird, etwa als absolute Differenz, als Profilähnlichkeit oder über Response-Surface-Verfahren (Ye et al., 2023). Diese Maße bilden unterschiedliche Aspekte von Ähnlichkeit ab und sind daher nur eingeschränkt vergleichbar. Drittens werden Differenzmaße häufig ohne die zugrunde liegenden Einzelausprägungen modelliert, sodass Niveau- und Differenzinformation nicht getrennt werden können. Viertens bleiben mögliche Randbedingungen wie Geschlecht oder Beziehungsdauer in vielen Untersuchungen unberücksichtigt. Eine Betrachtung auf Facettenebene ist vor diesem Hintergrund nicht als Lösung eines allgemeinen Komplexitätsproblems zu verstehen, sondern als Frage der angemessenen Analyseebene: Entscheidend ist, ob der interessierende Zusammenhang auf der Ebene breiter Dimensionen oder auf der Ebene spezifischerer Facetten abgebildet wird. Weidmann et al. (2023) untersuchten Persönlichkeitsähnlichkeit in Paaren entsprechend systematisch sowohl auf Dimensions- als auch auf Facettenebene und bilden damit den unmittelbaren Bezugspunkt für die hier gewählte Analyseebene.

Neben der Analyseebene sollte auch die Beziehungsdauer berücksichtigt werden. Unter Beziehungsdauer wird im Folgenden die von den Teilnehmenden berichtete Dauer der aktuellen Partnerschaft seit deren Beginn verstanden. Beziehungsdauer ist damit ausdrücklich nicht mit Beziehungsphasen gleichzusetzen: Paare gleicher Dauer können sich in ihrer Lebenssituation, etwa hinsichtlich Zusammenwohnen, Elternschaft oder Ehestatus, erheblich unterscheiden, und dieselben Ereignisse können zu sehr unterschiedlichen Zeitpunkten eintreten. Die Beziehungsdauer ist daher als grober, gut erhebbarer Indikator zu verstehen und nicht als Abbildung eines Entwicklungsstadiums; ein spezifisches Phasenmodell wird der vorliegenden Untersuchung nicht zugrunde gelegt. Dass Zusammenhänge zwischen Persönlichkeit und Wohlbefinden vom Beziehungskontext abhängen können, zeigen unter anderem Hoan und MacDonald (2024). Inhaltlich ist plausibel, dass Persönlichkeitsähnlichkeit nicht über die gesamte Dauer einer Partnerschaft dieselbe Bedeutung besitzt. Früh in einer Beziehung kann Ähnlichkeit Vorhersagbarkeit und geringeres Konfliktpotenzial begünstigen, während später Unterschiede funktional sein können, wenn Partner unterschiedliche Kompetenzen und Perspektiven einbringen. Entsprechend zeigte eine Längsschnittstudie von Shiota und Levenson (2007), dass Paare im mittleren Alter teilweise von Unterschiedlichkeit in Extraversion und Verträglichkeit profitierten, während dieser Zusammenhang bei älteren Paaren nicht nachweisbar war. Ähnlich berichten Lampis et al. (2018), dass Ähnlichkeit

in Gewissenhaftigkeit und Offenheit mit höherer Beziehungszufriedenheit verbunden sein kann, dieser Zusammenhang jedoch nach einer Beziehungsdauer von 10 bis 21 Jahren in die entgegengesetzte Richtung tendierte.

Zusammenfassend deutet der Forschungsstand darauf hin, dass die Bedeutung von Persönlichkeitsmerkmalen und Persönlichkeitsdifferenzen in Partnerschaften von der Analyseebene, vom Geschlecht und von der Beziehungsdauer abhängt. Diese drei Aspekte wurden bislang jedoch überwiegend getrennt untersucht: Dyadische Arbeiten betrachten meist Dimensionen ohne Differenzierung nach Beziehungsdauer, facettenbezogene Arbeiten selten dyadische Konstellationen, und dauerbezogene Arbeiten selten die Facettenebene. Die eigentliche Forschungslücke liegt damit weniger in den einzelnen Aspekten als in ihrer Verschränkung: in der gemeinsamen Betrachtung dyadischer Zusammenhänge auf Dimensions- und Facettenebene unter Berücksichtigung der Beziehungsdauer. An dieser Verschränkung setzt die vorliegende Untersuchung an.

Forschungsfragen

Aus dem dargestellten Forschungsstand ergeben sich drei Forschungsfragen. Sie beziehen sich zum einen auf geschlechtsspezifische Zusammenhänge zwischen der eigenen Persönlichkeit sowie der Persönlichkeit des Partners und der individuellen Beziehungszufriedenheit (Actor- und Partner-Zusammenhänge) und zum anderen auf den Zusammenhang paarspezifischer Persönlichkeitsdifferenzen mit der individuellen Beziehungszufriedenheit in Abhängigkeit von der Beziehungsdauer.

Da die Befundlage insbesondere zu Persönlichkeitsähnlichkeit und zu Partnerzusammenhängen auf Facettenebene uneinheitlich ist und sich daraus für die einzelnen Dimensionen, Facetten und Dauergruppen keine gerichteten Vorhersagen begründen lassen, werden die Fragestellungen bewusst als offene Forschungsfragen und nicht als gerichtete Hypothesen formuliert. Die Analysen sind entsprechend explorativ angelegt: Sie dienen der Beschreibung von Zusammenhangsmustern und nicht der konfirmatorischen Hypothesenprüfung.

F1: Wie hängt die Beziehungszufriedenheit der weiblichen Partnerin mit den eigenen Big-Five-Dimensionen bzw. -Facetten und mit denen des männlichen Partners zusammen?

F2: Wie hängt die Beziehungszufriedenheit des männlichen Partners mit den eigenen Big-Five-Dimensionen bzw. -Facetten und mit denen der weiblichen Partnerin zusammen?

F3: Wie hängen paarspezifische Persönlichkeitsdifferenzen innerhalb von Gruppen unterschiedlicher Beziehungsdauer mit der individuellen Beziehungszufriedenheit zusammen?

Methode

FORSCHUNGSDESIGN UND STICHPROBE

Die Untersuchung basiert auf einer quantitativen Querschnittsstudie mit Online-Fragebogen. Befragt wurden zunächst Einzelpersonen; Paare wurden anschließend über einen selbstgewählten Code identifiziert, den beide Partner im Fragebogen angaben. Um Fehlzusammenordnungen auszuschließen, wurde jedes Code-Paar zusätzlich daraufhin geprüft, ob es aus einer weiblichen und einer männlichen Person bestand und ob beide Partner übereinstimmende Angaben zu Beziehungsdauer, Ehestatus, Kindern im Haushalt, Zusammenleben und gemeinsamem Gebet gemacht hatten. Nur bei vollständiger Übereinstimmung aller Kriterien wurden zwei Datensätze einem Paar zugeordnet. Von den 685 Personen, die angaben, seit mindestens sechs Monaten in einer Beziehung zu sein, ließen sich auf diesem Weg 232 Personen und damit 116 Paare eindeutig zuordnen. Die Untersuchung beschränkt sich auf heterosexuelle Paare; nicht heterosexuelle Teilnehmende wurden vor der Analyse ausgeschlossen. Die Teilnahme war freiwillig und anonym; Voraussetzungen waren ein Mindestalter von 18 Jahren sowie die Zustimmung zur Datenschutzerklärung.

Für die Analyse der Persönlichkeitsdifferenzen wurden die Paare nach Beziehungsdauer in vier Gruppen eingeteilt: sechs Monate bis drei Jahre ($n = 90$ Personen, 45 Paare), drei bis fünf Jahre ($n = 74$, 37 Paare), fünf bis zehn Jahre ($n = 44$, 22 Paare) und über zehn Jahre ($n = 24$, 12 Paare). Die Gruppengrenzen wurden nicht aus einem theoretischen Phasenmodell abgeleitet, sondern ergaben sich aus den im Fragebogen vorgegebenen Antwortkategorien zur Beziehungsdauer sowie aus dem Ziel, möglichst besetzungsstarke Gruppen zu bilden und zugleich ein möglichst breites Spektrum an Beziehungsdauern abzubilden. Da beide Ziele bei einer dyadischen Teilstichprobe von 116 Paaren nur begrenzt gleichzeitig erreichbar sind, fallen die Gruppen unterschiedlich groß aus; insbesondere die Gruppe mit einer Beziehungsdauer über zehn Jahren ist klein. Die Einteilung ist damit datengeleitet und nicht inhaltlich begründet, was bei der Interpretation der Befunde zu berücksichtigen ist.

MESSINSTRUMENTE

Die Beziehungszufriedenheit wurde mit dem ZIP erfasst. Das ZIP differenziert nicht zwischen einzelnen Aspekten der Beziehungszufriedenheit, sondern bildet einen globalen Wert der subjektiv wahrgenommenen Zufriedenheit ab. Die Items werden auf einer fünfstufigen Antwortskala beantwortet und wurden für die Auswertung einheitlich so gepolt, dass höhere Werte einer höheren Zufriedenheit entsprechen. Das Instrument ist hinsichtlich seiner Gütekriterien in der deutschen Population als valide und reliabel einzuordnen (Hasserbrauck, 1991; Richter et al., 2015, S. 309–311). In der zugrunde liegenden Erhebung wurde ein Item („Liebe“) aufgrund einer stark eingeschränkten Antwortvariabilität und einer geringen Faktorladung im Messmodell ausgeschlossen. Der hier verwendete Zufriedenheitswert beruht daher auf sechs Items und wies in der Stichprobe der Personen in Langzeitbeziehungen ($n = 685$) eine gute interne Konsistenz auf, $\alpha = .89$.

Die Persönlichkeit wurde mit dem BFI-2 in der deutschen Fassung erfasst (Danner et al., 2016). Der Fragebogen umfasst 60 Items, die auf einer fünfstufigen Antwortskala beantwortet werden; negativ gepolte Items wurden vor der Auswertung invertiert. Jede der fünf Dimensionen wird über drei Facetten mit jeweils vier Items abgebildet: Extraversion über Geselligkeit, Durchsetzungsfähigkeit und Aktivität;

Verträglichkeit über Mitgefühl, Höflichkeit und Vertrauen; Gewissenhaftigkeit über Fleiß, Verlässlichkeit und Ordnungsliebe; Neurotizismus über Ängstlichkeit, Niedergeschlagenheit und Unbeständigkeit der Gefühle; Offenheit über Intellektuelle Neugier, Kreativen Einfallsreichtum und Ästhetisches Empfinden (Danner et al., 2016; Soto & John, 2017).

STATISTISCHES VORGEHEN

Die dyadischen Analysen umfassen zwei aufeinander bezogene Analysestränge, die unterschiedliche Fragestellungen beantworten und sich in ihren Prädiktoren unterscheiden. Der erste Strang untersucht Actor- und Partner-Zusammenhänge (F1 und F2); Prädiktoren sind hier die individuellen Persönlichkeitsausprägungen beider Partner. Der zweite Strang untersucht Persönlichkeitsdifferenzen nach Beziehungsdauer (F3); Prädiktoren sind hier ausschließlich die paarspezifischen Differenzwerte. Beide Stränge beruhen auf derselben dyadischen Teilstichprobe ($n = 232$ Personen, 116 Paare). Sämtliche Analysen wurden mit JASP (Version 0.19.3) durchgeführt.

ACTOR- UND PARTNER-ZUSAMMENHÄNGE

Zur Untersuchung geschlechtsspezifischer Actor- und Partner-Zusammenhänge wurden die Persönlichkeitsdimensionen und -facetten beider Partner mit der Beziehungszufriedenheit der weiblichen und der männlichen Partner korreliert. Aufgrund von Abweichungen mehrerer Variablen von der Normalverteilung wurden Spearman-Rangkorrelationen verwendet. Dadurch konnten sowohl Actor-Zusammenhänge, also Zusammenhänge der eigenen Persönlichkeit mit der eigenen Beziehungszufriedenheit, als auch Partner-Zusammenhänge, also Zusammenhänge der Persönlichkeit des Partners mit der eigenen Beziehungszufriedenheit, identifiziert werden.

Aufgrund der hohen Zahl an Einzeltests wurde das Signifikanzniveau Bonferroni-korrigiert. Die Korrektur erfolgte getrennt für die beiden Analyseebenen, da Dimensionen und die ihnen zugeordneten Facetten keine voneinander unabhängigen Tests darstellen: Für die fünf Dimensionen wurde ein adjustiertes Niveau von $\alpha = .01$ (.05/5), für die 15 Facetten ein adjustiertes Niveau von $\alpha = .003$ (.05/15) verwendet. Zusammenhänge, die das unkorrigierte, nicht jedoch das adjustierte Niveau erreichen, werden im Folgenden ausdrücklich als lediglich nominal signifikant gekennzeichnet und nicht als abgesicherte Befunde interpretiert (Bender & Lange, 2001; Field, 2012). Interaktionsterme, etwa zwischen eigenen und partnerbezogenen Merkmalen, wurden nicht modelliert; die Modelle bilden ausschließlich additive Zusammenhänge ab.

Die in den bivariaten Analysen auffälligen Merkmale wurden anschließend in hierarchische multiple Regressionsmodelle überführt. Modell 1 enthielt jeweils ausschließlich Merkmale der Person, deren Beziehungszufriedenheit vorhergesagt wurde (Actor-Modell); in Modell 2 wurden zusätzlich Merkmale des Partners aufgenommen (Actor-plus-Partner-Modell). Dieses Vorgehen ermöglicht die Prüfung, ob Merkmale des Partners über die eigene Persönlichkeit hinaus zusätzliche Varianz aufklären. Da eine Dimension rechnerisch eine Linearkombination der ihr zugeordneten Facetten darstellt, wurden Dimension und zugehörige Facetten nicht gemeinsam in ein Modell aufgenommen; ausgewählt wurde jeweils die Ebene mit dem stärkeren bivariaten Zusammenhang. Diese datengeleitete Auswahl reduziert Multikollinearität, erhöht jedoch das Risiko einer Überanpassung an die vorliegende Stichprobe und ist daher als Limitation zu werten (Curran-Everett & Milgrom, 2013).

PERSÖNLICHKEITSDIFFERENZEN NACH BEZIEHUNGSDAUER

Zur Quantifizierung der Persönlichkeitsunterschiede innerhalb der Paare wurden paarspezifische absolute Differenzwerte berechnet. Für jede Big-Five-Dimension und jede BFI-2-Facette wurde der absolute Abstand zwischen den Ausprägungen beider Partner bestimmt. Höhere Werte zeigen eine stärkere Unterschiedlichkeit, niedrigere Werte eine höhere Ähnlichkeit an. Zusätzlich wurde ein übergreifender Persönlichkeitsdifferenzindex gebildet, indem die absoluten Differenzen der fünf Big-Five-Dimensionen addiert wurden. Dieser Index bildet ein aggregiertes Maß globaler Persönlichkeitsunterschiedlichkeit innerhalb eines Paares ab.

Eine methodische Einschränkung dieses Vorgehens besteht darin, dass absolute Differenzwerte richtungslos sind und keine Information über das Ausprägungsniveau enthalten. Der Wert gibt lediglich an, wie stark sich zwei Partner unterscheiden, nicht jedoch, welcher Partner die höhere Ausprägung aufweist. Zudem ist ein Differenzwert von beispielsweise fünf Punkten mit sehr unterschiedlichen Konstellationen vereinbar, etwa mit Ausprägungen von 10 und 15, von 20 und 25 oder von 30 und 35 Punkten, die inhaltlich nicht gleichbedeutend sind. Actor-Zusammenhang, Partner-Zusammenhang, Niveauunterschiede, Ähnlichkeit und Richtung der Diskrepanz lassen sich auf Basis absoluter Differenzwerte daher nicht voneinander trennen. Besser geeignet wären eine richtungsbezogene Kodierung, etwa relativ zu einem Geschlecht als Referenz, oder Verfahren, die die Rohwerte beider Partner beibehalten, etwa gemischte Modelle, das Actor-Partner-Interdependence-Modell oder Response-Surface-Analysen (Kenny et al., 2020; Ye et al., 2023). Das hier gewählte Vorgehen reduziert demgegenüber die Komplexität der dyadischen Analyse und erlaubt es, jedem Paar einen gemeinsamen Differenzwert pro Dimension bzw. Facette zuzuordnen. Die Befunde dieses Analysestrangs sind entsprechend als deskriptive Ähnlichkeitsbefunde und nicht als Modellierung dyadischer Effekte zu verstehen.

Für die Analyse des Zusammenhangs zwischen Persönlichkeitsdifferenzen und Beziehungszufriedenheit wurde ein zweistufiges Vorgehen gewählt. Zunächst wurden bivariate Zusammenhänge zwischen den paarspezifischen Differenzwerten und der individuellen Beziehungszufriedenheit über Spearman-Rangkorrelationen berechnet. Anschließend wurden ausgewählte Differenzwerte in hierarchische multiple Regressionsmodelle aufgenommen, um zu prüfen, in welchem Umfang sie Varianz in der individuellen Beziehungszufriedenheit erklären. In die Regressionsmodelle wurden nicht alle 20 Differenzwerte aufgenommen, sondern nur diejenigen, die in der bivariaten Analyse einen Zusammenhang aufwiesen, und auch hier nicht Dimension und zugehörige Facette gemeinsam, da beide rechnerisch voneinander abhängen. Diese Einschränkung war angesichts der kleinen Gruppengrößen erforderlich, um eine Überparametrisierung der Modelle zu vermeiden. Sie stellt zugleich eine datengeleitete Selektion dar und erhöht das Risiko falsch positiver Befunde (Curran-Everett & Milgrom, 2013).

Dieser Analysestrang ist explorativ angelegt. Die Befundlage zu Persönlichkeitsähnlichkeit ist uneinheitlich, gerichtete Vorhersagen für einzelne Dimensionen und Facetten innerhalb einzelner Dauergruppen lassen sich daraus nicht ableiten, und die Auswahl der Prädiktoren erfolgte post hoc anhand der bivariaten Ergebnisse.

Die Beziehungsdauer wurde dabei nicht als kontinuierlicher Moderator modelliert; berechnet wurden getrennte Analysen innerhalb der vier Dauergruppen. Ein Vergleich der Zusammenhänge zwischen den Gruppen ersetzt keinen Interaktionstest: Dass ein Zusammenhang in einer Gruppe signifikant wird und

in einer anderen nicht, erlaubt keinen Schluss darauf, dass sich die zugrunde liegenden Zusammenhänge zwischen den Gruppen bedeutsam unterscheiden. Ein solcher Test würde ein Modell mit einem Interaktionsterm aus Differenzwert und Beziehungsdauer voraussetzen, das in der vorliegenden Untersuchung nicht geschätzt wurde. Die dauerbezogenen Befunde werden daher ausschließlich deskriptiv-vergleichend berichtet.

Da die Differenzwerte auf Paarebene gebildet wurden, die Beziehungszufriedenheit jedoch individuell berichtet wurde, gehen beide Partner eines Paares mit demselben Prädiktorwert, aber unterschiedlichen Ausprägungen der abhängigen Variable in die Analyse ein. Die Beobachtungen innerhalb eines Paares sind dadurch nicht unabhängig. Die Bildung von Differenzwerten löst dieses Problem nicht, da die Abhängigkeit auf Seiten der abhängigen Variable fortbesteht. Angemessen wären Verfahren, die die Paarstruktur explizit berücksichtigen, etwa gemischte Modelle mit dem Paar als Zufallsfaktor. Die berichteten Standardfehler und p -Werte sind daher tendenziell zu liberal und im Sinne einer deskriptiven Orientierung zu interpretieren (Cameron & Miller, 2015; Kenny et al., 2020).

Auf eine Korrektur des Alphafehlers wurde in diesem Analysestrang verzichtet. Dies ist damit begründet, dass die Analysen nicht der konfirmatorischen Prüfung gerichteter Hypothesen dienen, sondern der explorativen Beschreibung von Zusammenhangsmustern; aus einzelnen p -Werten werden entsprechend keine konfirmatorischen Schlussfolgerungen gezogen. Der Verzicht auf eine Korrektur erhöht jedoch das Risiko falsch positiver Befunde deutlich, zumal je Dauergruppe 20 Differenzwerte geprüft wurden. Die berichteten p -Werte sind daher als unadjustierte, deskriptive Kennwerte zu lesen; einzelne nominal signifikante Zusammenhänge sind ohne Replikation nicht belastbar (Bender & Lange, 2001; Casson & Farmer, 2014; Holm, 1979).

PRÜFUNG DER MODELLVORAUSSETZUNGEN UND ROBUSTHEITSANALYSEN

Die Voraussetzungen der Regressionsanalysen wurden hinsichtlich Linearität, Homoskedastizität, Normalverteilung der Residuen, Unabhängigkeit der Residuen und Multikollinearität geprüft. In den Modellen zu den Actor- und Partner-Zusammenhängen ergaben sich keine Hinweise auf Multikollinearität (alle VIF < 1.74) und keine Hinweise auf Autokorrelation der Residuen; die Residuen zeigten jedoch eine leichte Trichterform, was auf eine geringfügige Verletzung der Homoskedastizitätsannahme hindeutet. In den Modellen zu den Persönlichkeitsdifferenzen lagen ebenfalls keine Hinweise auf Multikollinearität vor (alle VIF < 1.15); in mehreren Dauergruppen zeigte sich jedoch eine positive Autokorrelation der Residuen (Durbin-Watson zwischen 1.15 und 1.28), die auf die nicht unabhängige Paarstruktur der Daten zurückzuführen ist. Die Modellvoraussetzungen sind damit nicht in allen Modellen vollständig erfüllt.

Wegen dieser Einschränkungen wurden ergänzend Bootstrap-Schätzungen mit 5.000 Resamples berechnet. Das Bootstrapping stellt dabei kein zweites, alternatives Testverfahren dar: Primäres Auswertungsverfahren ist in allen Analysen die hierarchische multiple Regression, während die Bootstrap-Schätzungen ausschließlich der Robustheitsprüfung der Parameterschätzungen dienen. Weichen beide Ergebnisse voneinander ab, wird der betreffende Befund nicht als abgesichert, sondern als instabil eingeordnet und entsprechend nicht inhaltlich interpretiert.

Ergebnisse: Actor- und Partner-Zusammenhänge

DESKRIPTIVE GESCHLECHTERUNTERSCHIEDE

Die mittlere Beziehungszufriedenheit unterschied sich zwischen Frauen und Männern nur marginal (w: $M = 25.68$, $SD = 3.62$; m: $M = 25.92$, $SD = 3.39$). Die Beziehungszufriedenheit beider Partner korrelierte deutlich miteinander, $\rho(114) = .55$, $p < .001$, was die Nicht-Unabhängigkeit der Beobachtungen innerhalb der Paare unterstreicht. Auf Dimensionsebene ließen sich geschlechtsspezifische Unterschiede beobachten. Frauen berichteten höhere Werte in Offenheit (w: $M = 43.10$; m: $M = 42.61$), Neurotizismus (w: $M = 36.22$; m: $M = 30.78$), Verträglichkeit (w: $M = 47.73$; m: $M = 44.84$) und Gewissenhaftigkeit (w: $M = 44.26$; m: $M = 40.62$). Männer wiesen höhere Werte in Extraversion auf (m: $M = 40.68$; w: $M = 39.34$).

BIVARIATE ZUSAMMENHÄNGE

Die weibliche Beziehungszufriedenheit zeigte bivariate Zusammenhänge sowohl mit eigenen Persönlichkeitsmerkmalen als auch mit Merkmalen des männlichen Partners. Nach Bonferroni-Korrektur blieben auf Seiten der eigenen Merkmale ein negativer Zusammenhang mit Neurotizismus, $\rho(114) = -.29$, $p = .002$, und ein positiver Zusammenhang mit Verträglichkeit, $\rho(114) = .27$, $p = .003$, bestehen. Auf Seiten des Partners blieben positive Zusammenhänge mit Aktivität, $\rho(114) = .29$, $p = .002$, und Verlässlichkeit, $\rho(114) = .29$, $p = .002$, sowie negative Zusammenhänge mit Neurotizismus, $\rho(114) = -.27$, $p = .003$, und Niedergeschlagenheit, $\rho(114) = -.30$, $p = .001$, bestehen. Lediglich nominal signifikant, das adjustierte Niveau also nicht erreichend, waren die Zusammenhänge mit männlicher Unbeständigkeit der Gefühle, $\rho(114) = -.24$, $p = .009$, männlicher Gewissenhaftigkeit, $\rho(114) = .21$, $p = .02$, und männlicher Höflichkeit, $\rho(114) = .21$, $p = .03$.

HIERARCHISCHE MULTIPLE REGRESSION

Da eine Big-Five-Dimension rechnerisch eine Linearkombination der ihr zugeordneten Facetten darstellt, wurden Dimension und zugehörige Facetten nicht gemeinsam als Prädiktoren aufgenommen. In der hierarchischen multiplen Regression erklärte Modell 1 mit weiblichem Neurotizismus und weiblicher Verträglichkeit 9 % der Varianz der weiblichen Beziehungszufriedenheit, $R^2 = .09$, korr. $R^2 = .08$, $F(2, 113) = 5.80$, $p = .004$. In Modell 2 wurden zusätzlich die partnerbezogenen Prädiktoren männliche Aktivität, Verlässlichkeit, Niedergeschlagenheit, Unbeständigkeit der Gefühle und Höflichkeit aufgenommen. Das Gesamtmodell erklärte 20 % der Varianz, $R^2 = .20$, korr. $R^2 = .15$, $F(7, 108) = 3.86$, $p < .001$; der Zuwachs an erklärter Varianz war signifikant, $\Delta R^2 = .11$, $p = .017$. Hinweise auf Multikollinearität lagen nicht vor (alle VIF < 1.74). Da im finalen Modell kein einzelner Prädiktor signifikant war, ist der Befund als modellbezogener Hinweis auf gemeinsam geteilte Varianz partnerbezogener Merkmale zu interpretieren und nicht als Beleg für einzelne Partnerprädiktoren. Getrennte Modelle für Dimensionen und Facetten sowie facettenweise Einzelmodelle, die den Beitrag jeder Facette isoliert abbilden würden, wurden nicht berechnet; sie wären ein sinnvoller nächster Analyseschritt.

Die männliche Beziehungszufriedenheit korrelierte primär mit eigenen Persönlichkeitsmerkmalen. Nach Bonferroni-Korrektur bestanden positive Zusammenhänge mit Aktivität, $\rho(114) = .31$, $p < .001$, Verlässlichkeit, $\rho(114) = .28$, $p = .003$, Verträglichkeit, $\rho(114) = .31$, $p < .001$, und Höflichkeit, $\rho(114) = .34$,

$p < .001$, sowie negative Zusammenhänge mit Neurotizismus, $\rho(114) = -.31$, $p < .001$, Niedergeschlagenheit, $\rho(114) = -.34$, $p < .001$, und Unbeständigkeit der Gefühle, $\rho(114) = -.27$, $p = .003$. Für Merkmale der Partnerin ergab sich kein Bonferroni-robuster Zusammenhang; lediglich für die Durchsetzungsfähigkeit der Partnerin zeigte sich ein negativer Trend, $\rho(114) = -.17$, $p = .06$. Die bivariaten Actor- und Partner-Zusammenhänge sind in Abbildung 1 zusammengefasst.

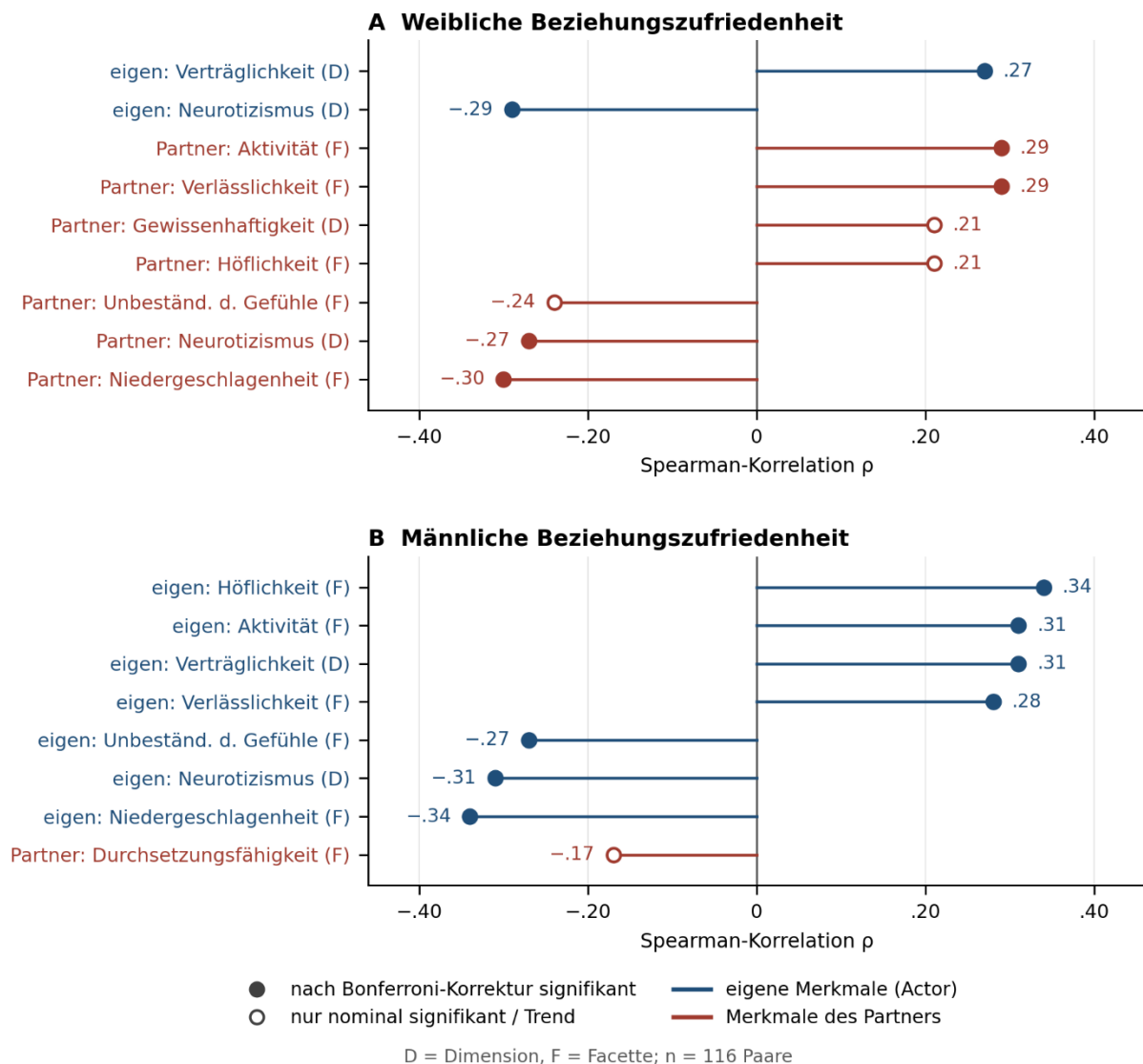


Abbildung 1 Bivariate Actor- und Partner-Zusammenhänge zwischen Big-Five-Merkmalen und Beziehungszufriedenheit (n = 116 Paare). Dargestellt sind Spearman-Korrelationen; ausgefüllte Symbole kennzeichnen nach Bonferroni-Korrektur signifikante Zusammenhänge (Dimensionen $\alpha = .01$, Facetten $\alpha = .003$), offene Symbole lediglich nominal signifikante Zusammenhänge bzw. Trends. Die Zusammenhänge sind querschnittlich und nicht kausal zu interpretieren.

In der hierarchischen multiplen Regression der männlichen Beziehungszufriedenheit enthielt Modell 1 die eigenen Merkmale Aktivität, Verlässlichkeit, Höflichkeit, Niedergeschlagenheit und Unbeständigkeit der Gefühle. Das Modell erklärte 13 % der Varianz, $R^2 = .13$, korr. $R^2 = .09$, $F(5, 110) = 3.19$, $p = .010$. In Modell 2 wurde explorativ die Durchsetzungsfähigkeit der Partnerin ergänzt. Das Gesamtmodell erklärte 16 % der Varianz, $R^2 = .16$, korr. $R^2 = .11$, $F(6, 109) = 3.35$, $p = .005$; der Zuwachs an erklärter Varianz

war jedoch nicht signifikant, $\Delta R^2 = .03$, $p = .060$. Auch im finalen Modell erreichte kein einzelner Prädiktor Signifikanz; die Durchsetzungsfähigkeit der Partnerin zeigte lediglich einen negativen Trend, $\beta = -.17$, $p = .060$. In der ergänzenden Bootstrap-Schätzung fiel dieser Koeffizient signifikant aus, $p = .04$. Da das primäre Auswertungsverfahren und die Robustheitsprüfung hier zu unterschiedlichen Ergebnissen führen und die Modellverbesserung nicht signifikant war, wird der Befund als instabil eingeordnet und nicht als Partnerzusammenhang interpretiert.

Ergebnisse: Persönlichkeitsdifferenzen nach Beziehungsdauer

DESKRIPTIVE KENNWERTE

In der Analyse nach Beziehungsdauer zeigte die Gruppe mit einer Beziehungsdauer von sechs Monaten bis drei Jahren die höchste mittlere Beziehungszufriedenheit ($M = 26.72$, $SD = 3.31$) und einen geringen Differenzindex ($M = 39.18$, $SD = 14.44$). Eine ähnlich geringe mittlere Ausprägung des Differenzindex ($M = 39.03$, $SD = 18.81$), jedoch eine geringere mittlere Zufriedenheit ($M = 25.28$, $SD = 3.35$), zeigte sich in der Gruppe mit einer Beziehungsdauer von drei bis fünf Jahren. Personen mit einer Beziehungsdauer von fünf bis zehn Jahren wiesen die zweitgrößte mittlere Beziehungszufriedenheit ($M = 25.68$, $SD = 3.23$) sowie einen höheren Differenzindex auf ($M = 45.32$, $SD = 13.87$). Der höchste mittlere Differenzindex ($M = 48.75$, $SD = 18.70$) und die niedrigste mittlere Beziehungszufriedenheit ($M = 24.17$, $SD = 4.29$) fanden sich in der Gruppe mit einer Beziehungsdauer von über zehn Jahren. Deskriptiv war die mittlere Beziehungszufriedenheit damit in der Gruppe mit sechs Monaten bis drei Jahren am höchsten und in der Gruppe mit mehr als zehn Jahren am niedrigsten, während der Differenzindex über die Dauergruppen hinweg tendenziell zunahm (Abbildung 2). Die Gruppen unterscheiden sich dabei deutlich in ihrem Umfang ($n = 90, 74, 44$ bzw. 24 Personen). Die breiteren Konfidenzintervalle in der Gruppe mit einer Beziehungsdauer über zehn Jahren sind daher nur teilweise auf eine größere Streuung zurückzuführen: Bei der Beziehungszufriedenheit liegt die Streuung in dieser Gruppe ($SD = 4.29$) über der der übrigen Gruppen ($SD = 3.23$ bis 3.35), beim Differenzindex ($SD = 18.70$) dagegen im Bereich der Gruppe mit drei bis fünf Jahren ($SD = 18.81$). Die breiteren Intervalle beruhen somit wesentlich auf der geringen Gruppengröße.

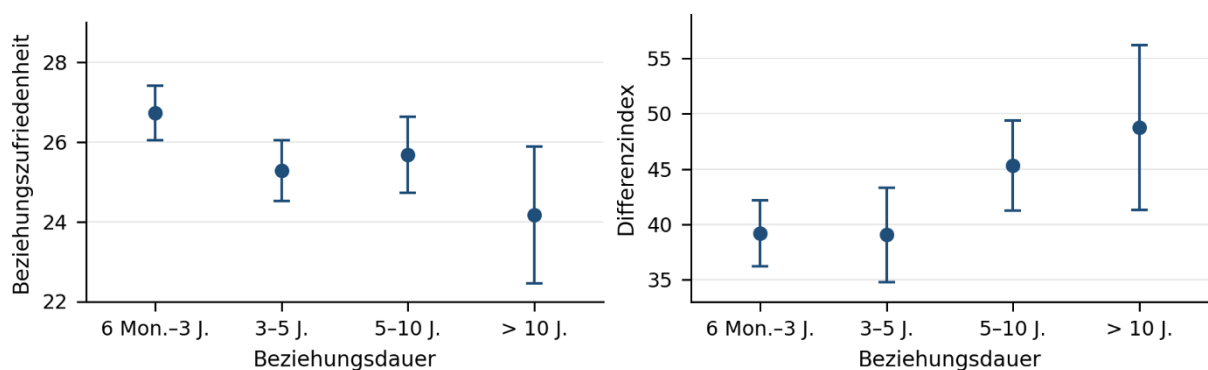


Abbildung 2 Beziehungszufriedenheit (links) und Persönlichkeitsdifferenzindex (rechts) nach Beziehungsdauer. Dargestellt sind Gruppenmittelwerte mit 95-%-Konfidenzintervallen auf Basis der individuellen Beobachtungen ($n = 90, 74, 44$ bzw. 24). Da die Differenzwerte auf Paarebene gebildet wurden, sind die Intervalle des Differenzindex tendenziell zu eng.

BIVARIATE ZUSAMMENHÄNGE UND REGRESSIONSMODELLE

In der Gruppe mit einer Beziehungsdauer von sechs Monaten bis drei Jahren zeigten sich negative bivariate Zusammenhänge zwischen Beziehungszufriedenheit und Differenzwerten in Verträglichkeit, $\rho(88) = -.27, p = .01$, sowie Mitgefühl, $\rho(88) = -.23, p = .03$. Für Offenheit zeigte sich ein grenzwertiger negativer Zusammenhang, $\rho(88) = -.21, p = .05$. Der Differenzindex war ebenfalls negativ mit Beziehungszufriedenheit assoziiert, erreichte jedoch keine statistische Signifikanz, $\rho(88) = -.19, p = .08$. In der hierarchischen multiplen Regression erklärten die Differenzwerte in Verträglichkeit und Mitgefühl 5 % der Varianz der Beziehungszufriedenheit; das Gesamtmodell war jedoch nicht signifikant, $F(2, 87) = 2.32, p = .10$. Die zusätzliche Aufnahme von Offenheit führte zu keiner signifikanten Modellverbesserung. Die Befunde dieser Gruppe sind daher als explorative bivariate Hinweise zu interpretieren.

In der Gruppe mit einer Beziehungsdauer von drei bis fünf Jahren setzte sich das Muster negativer Zusammenhänge tendenziell fort. Nominal signifikante negative Zusammenhänge zeigten sich für Differenzwerte in Extraversion, $\rho(72) = -.23, p = .04$, Fleiß, $\rho(72) = -.26, p = .02$, und Höflichkeit, $\rho(72) = -.24, p = .04$. Für Verlässlichkeit zeigte sich ein negativer, nicht signifikanter Trend, $\rho(72) = -.22, p = .06$. Der Differenzindex war ebenfalls negativ, jedoch nicht signifikant mit Beziehungszufriedenheit assoziiert, $\rho(72) = -.16, p = .17$. In den hierarchischen Regressionsmodellen wurden 8 bis 9 % der Varianz erklärt, die Modelle erreichten jedoch keine statistische Signifikanz. Die ergänzenden Bootstrap-Schätzungen wiesen zwar für Fleiß, $p = .05$, und Höflichkeit, $p = .04$, auf signifikante Koeffizienten hin; da die Gesamtmodelle nicht signifikant waren, werden diese Befunde nicht inhaltlich interpretiert.

In der Gruppe mit einer Beziehungsdauer von fünf bis zehn Jahren war der Differenzwert in Verlässlichkeit negativ mit Beziehungszufriedenheit assoziiert, $\rho(42) = -.32, p = .03$. Für Differenzwerte in Extraversion, $\rho(42) = -.28, p = .06$, und Aktivität, $\rho(42) = -.28, p = .06$, zeigten sich negative, nicht signifikante Trends. Der Differenzindex war nicht signifikant mit Beziehungszufriedenheit assoziiert, $\rho(42) = -.11, p = .49$. In einer hierarchischen multiplen Regression mit den Differenzwerten in Verlässlichkeit und Extraversion als Prädiktoren erreichte das Gesamtmodell keine statistische Signifikanz, $F(2, 41) = 2.66, p = .08$, erklärte jedoch 11 % der Varianz, $R^2 = .11$. Zwar wies Extraversion im Modell einen nominal signifikanten negativen Regressionskoeffizienten auf, $\beta = -.31, p = .04$, und trug inkrementell zur Varianzaufklärung bei, $\Delta R^2 = .09, p = .04$; da das Gesamtmodell jedoch nicht signifikant war und die Bootstrap-Schätzung diesen Koeffizienten nicht bestätigte, ist der Befund als instabil einzuordnen.

In der Gruppe mit einer Beziehungsdauer von mehr als zehn Jahren zeigte sich ein positiver Zusammenhang zwischen Beziehungszufriedenheit und Differenzwerten in Offenheit, $\rho(22) = .65, p < .001$. Auf Facettenebene waren auch Differenzwerte in Kreativem Einfallsreichtum, $\rho(22) = .45, p = .03$, und Intellektueller Neugierde, $\rho(22) = .53, p = .008$, positiv mit Beziehungszufriedenheit assoziiert. Der Differenzindex war hingegen nicht signifikant, $\rho(22) = .14, p = .52$. Da die Offenheitsfacetten untereinander stark korrelierten und die Gruppe klein war, wurde lediglich der Differenzwert der Dimension Offenheit als Prädiktor in die Regression aufgenommen. Das Modell war signifikant, $F(1, 22) = 11.66, p = .002$, und erklärte 35 % der Varianz der Beziehungszufriedenheit, $R^2 = .35$; der Differenzwert in Offenheit war positiv mit Beziehungszufriedenheit assoziiert, $\beta = .59, p = .002$. Die Bootstrap-Schätzung stützte diesen Befund, $p < .001$. Aufgrund der kleinen Teilstichprobe und der paarspezifischen Struktur der Differenz-

werte ist er dennoch nicht als belastbarer Nachweis eines stabilen positiven Zusammenhangs zu verstehen, sondern als explorativer Hinweis, der in größeren dyadischen Stichproben zu replizieren ist. Die beziehungsdauerbezogenen Korrelationsmuster sind in Abbildung 3 zusammengefasst.

	6 Mon.-3 J.	3-5 J.	5-10 J.	> 10 J.
Differenzindex (D)	-.19†	-.16	-.11	.14
Verträglichkeit (D)	-.27*			
Offenheit (D)	-.21†			.65***
Extraversion (D)		-.23*	-.28†	
Mitgefühl (F)	-.23*			
Fleiß (F)		-.26*		
Höflichkeit (F)		-.24*		
Verlässlichkeit (F)		-.22†	-.32*	
Aktivität (F)			-.28†	
Kreativer Einfallsr. (F)				.45*
Intell. Neugierde (F)				.53**

Zellen: unadjustierte Spearman-Korrelationen ρ zwischen paarspezifischem Differenzwert und individueller Beziehungszufriedenheit. Der Differenzindex ist für alle Gruppen dargestellt; bei Merkmalen bleiben Zellen mit $|\rho| < .20$ leer.
 † $p \leq .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

Abbildung 3 Bivariate Zusammenhänge zwischen Persönlichkeitsdifferenzen und Beziehungszufriedenheit nach Beziehungsdauer. Dargestellt sind unadjustierte Spearman-Korrelationen; die Dauergruppen wurden getrennt ausgewertet, ein Interaktionstest wurde nicht durchgeführt.

Diskussion

Die vorliegende Untersuchung verfolgte das Ziel, dyadische Zusammenhänge zwischen Persönlichkeit, Persönlichkeitsdifferenzen und Beziehungszufriedenheit differenziert nach Geschlecht und Beziehungsdauer zu beschreiben. Insgesamt zeigen die Befunde, dass dyadische Persönlichkeitszusammenhänge nicht einheitlich interpretiert werden können, sondern von der betrachteten Dimension, der Analyseebene, der Beziehungsdauer und dem Geschlecht der Partner abhängen. Damit stützen die Ergebnisse die Annahme, dass Persönlichkeitsähnlichkeit bzw. -unterschiedlichkeit in Partnerschaften kein grundsätzlich förderliches oder hinderliches Merkmal darstellt, sondern kontextabhängig betrachtet werden muss.

GESCHLECHTERSPEZIFISCHE ACTOR- UND PARTNER-ZUSAMMENHÄNGE

Die erste Forschungsfrage (F1) bezog sich darauf, wie die Beziehungszufriedenheit der weiblichen Partnerin mit eigenen und mit partnerbezogenen Persönlichkeitsmerkmalen zusammenhängt. Bivariat

zeigte sich, dass beide Merkmalsgruppen relevant sind: Eigener Neurotizismus war negativ, eigene Verträglichkeit positiv mit der weiblichen Beziehungszufriedenheit assoziiert. Auf Seiten des männlichen Partners zeigten sich positive Zusammenhänge mit Aktivität und Verlässlichkeit sowie negative Zusammenhänge mit Neurotizismus und Niedergeschlagenheit. Für männliche Unbeständigkeit der Gefühle, Gewissenhaftigkeit und Höflichkeit ergaben sich lediglich nominal signifikante Zusammenhänge, die nach Bonferroni-Korrektur nicht als abgesicherte Befunde zu interpretieren sind.

Auch die hierarchische multiple Regression spricht auf Modellebene für eine zusätzliche Bedeutung partnerbezogener Persönlichkeitsmerkmale. Während das Actor-Modell 9 % der Varianz der weiblichen Beziehungszufriedenheit erklärte, erhöhte die Aufnahme männlicher Merkmale die erklärte Varianz signifikant auf 20 %. Einschränkend ist zu berücksichtigen, dass im finalen Modell kein einzelner Prädiktor signifikant war; der Befund ist daher als Hinweis auf gemeinsam geteilte Varianz partnerbezogener Merkmale zu lesen, nicht als Evidenz für einzelne, stabile Partnerprädiktoren. Bezogen auf F1 lässt sich damit festhalten, dass die weibliche Beziehungszufriedenheit in dieser Stichprobe sowohl mit eigenen als auch mit partnerbezogenen Merkmalen zusammenhängt, wobei der partnerbezogene Anteil auf Modellebene, nicht auf Ebene einzelner Merkmale abgesichert ist.

Die zweite Forschungsfrage (F2) bezog sich auf die Beziehungszufriedenheit des männlichen Partners. Hier zeigte sich ein anderes Muster: Die männliche Beziehungszufriedenheit war überwiegend mit eigenen Persönlichkeitsmerkmalen assoziiert. Positive Zusammenhänge bestanden mit eigener Aktivität, Verlässlichkeit, Verträglichkeit und Höflichkeit, negative Zusammenhänge mit eigenem Neurotizismus, eigener Niedergeschlagenheit und Unbeständigkeit der Gefühle. Damit stehen die Befunde im Einklang mit dyadischer Forschung, nach der Actor-Zusammenhänge in der Regel stärker ausfallen als Partner-Zusammenhänge (Kenny et al., 2020; Malouff et al., 2010).

Ein möglicher partnerbezogener Hinweis zeigte sich lediglich für die Durchsetzungsfähigkeit der weiblichen Partnerin. Dieser Zusammenhang war bivariat negativ, erreichte jedoch nur Trendniveau; auch im Regressionsmodell blieb er nicht signifikant, während die Bootstrap-Schätzung einen signifikanten Koeffizienten ergab. Da die zusätzliche Varianzaufklärung durch dieses Merkmal nicht signifikant war und primäres Verfahren und Robustheitsprüfung zu unterschiedlichen Ergebnissen führen, wird der Befund nicht als Partnerzusammenhang interpretiert. Bezogen auf F2 lässt sich damit festhalten, dass die männliche Beziehungszufriedenheit in dieser Stichprobe im Wesentlichen mit eigenen Merkmalen zusammenhängt und ein belastbarer Partnerzusammenhang nicht nachgewiesen werden konnte. Der Trend zur weiblichen Durchsetzungsfähigkeit ist als offene Frage für zukünftige, gezielt darauf ausgerichtete dyadische Untersuchungen zu verstehen.

Theoretisch könnte dieser explorative Hinweis im Kontext dyadischer Komplementarität diskutiert werden. So weisen Männer tendenziell höhere Ausprägungen in der Facette Durchsetzungsfähigkeit auf als Frauen (Costa et al., 2001; Denissen et al., 2020). Eine höhere Durchsetzungsfähigkeit der Partnerin könnte daher mit einer geringeren Asymmetrie zwischen den Partnern und damit mit einer geringeren Dominanz-Komplementarität einhergehen, die ihrerseits mit Beziehungszufriedenheit in Verbindung gebracht wird (Jozifkova, 2018; Markey & Markey, 2007). Diese Interpretation bleibt jedoch spekulativ, da im vorliegenden Datensatz weder Dominanz-Komplementarität direkt erfasst noch modelliert

wurde. Der Befund sollte daher nicht als Hinweis auf eine kausale Wirkung weiblicher Durchsetzungsfähigkeit verstanden werden, sondern lediglich als möglicher Ansatzpunkt für zukünftige dyadische Forschung.

Im Vergleich der Geschlechter zeigt sich damit explorativ eine asymmetrische Partner-Salienz: Während die männliche Beziehungszufriedenheit vor allem mit eigenen Persönlichkeitsmerkmalen zusammenhing, war die weibliche Beziehungszufriedenheit zusätzlich mit Merkmalen des Partners assoziiert. Da beide Modelle nicht direkt gegeneinander getestet wurden, ist dieser Unterschied als deskriptiver Vergleich und nicht als statistisch abgesicherte Geschlechterdifferenz zu verstehen.

PERSÖNLICHKEITSDIFFERENZEN UND BEZIEHUNGSDAUER

Die dritte Forschungsfrage (F3) bezog sich darauf, wie paarspezifische Persönlichkeitsdifferenzen mit der individuellen Beziehungszufriedenheit zusammenhängen und ob sich diese Zusammenhänge zwischen Gruppen unterschiedlicher Beziehungsdauer unterscheiden. Deskriptiv zeigte sich, dass Personen in Beziehungen von mehr als zehn Jahren die niedrigste mittlere Beziehungszufriedenheit und zugleich den höchsten mittleren Differenzindex aufwiesen. Dieser Verlauf darf aufgrund des querschnittlichen Designs nicht als Entwicklungsverlauf interpretiert werden, da unterschiedliche Dauergruppen unterschiedliche Personen und nicht dieselben Paare zu verschiedenen Zeitpunkten abbilden.

In den Gruppen mit einer Beziehungsdauer von unter zehn Jahren waren höhere Differenzwerte überwiegend negativ mit Beziehungszufriedenheit assoziiert. In der Gruppe mit sechs Monaten bis drei Jahren betraf dies vor allem Differenzen in Verträglichkeit, Mitgefühl und Offenheit, in der Gruppe mit drei bis fünf Jahren Differenzen in Extraversion, Fleiß und Höflichkeit und in der Gruppe mit fünf bis zehn Jahren insbesondere Differenzen in Verlässlichkeit sowie tendenziell in Extraversion und Aktivität. Auf Ebene der Regressionsmodelle ließ sich dieses Muster jedoch nicht absichern: In keiner dieser drei Gruppen erreichte ein Gesamtmodell statistische Signifikanz, und die einzelnen Koeffizienten erwiesen sich in den Bootstrap-Schätzungen als instabil. Die Befunde dieser Gruppen sind daher als explorative bivariate Hinweise zu verstehen.

In Beziehungen mit einer Dauer von mehr als zehn Jahren zeigte sich ein abweichendes Muster. Hier war insbesondere die Differenz in Offenheit positiv mit Beziehungszufriedenheit assoziiert; auch die zugehörigen Facetten Kreativer Einfallsreichtum und Intellektuelle Neugierde wiesen positive Zusammenhänge auf. Das Regressionsmodell mit der Offenheitsdifferenz als Prädiktor war signifikant, erklärte 35 % der Varianz und wurde durch die Bootstrap-Schätzung gestützt. Aufgrund der kleinen Stichprobe von $n = 24$ ist der Befund dennoch vorsichtig zu interpretieren. Er weist darauf hin, dass Unterschiedlichkeit in Offenheit in sehr langfristigen Beziehungen nicht zwingend mit geringerer Zufriedenheit verbunden sein muss, sondern unter bestimmten Bedingungen auch mit höherer Zufriedenheit einhergehen kann.

Inhaltlich lassen sich diese Muster mit Arbeiten verbinden, die nahelegen, dass die Bedeutung von Persönlichkeitsähnlichkeit über die Beziehungsdauer hinweg variieren kann (Lampis et al., 2018; Shiota & Levenson, 2007; Weidmann et al., 2023). Früh in einer Beziehung könnte Ähnlichkeit vor allem Vorhersagbarkeit und geringeres Konfliktpotenzial begünstigen, während später bestimmte Unterschiede funktionaler werden könnten, etwa wenn Partner komplementäre Perspektiven, Interessen oder Kom-

petenzen einbringen. Dies könnte insbesondere bei Offenheit relevant sein, da unterschiedliche Offenheitsausprägungen mit einer größeren Bandbreite an Erfahrungen und Aktivitäten verbunden sein könnten. Dazu passen Befunde, nach denen gemeinsame neue und aktivierende Erfahrungen mit Beziehungsqualität und emotionaler Bindung in Verbindung stehen (Aron et al., 2000). Diese Interpretation bleibt jedoch explorativ und post hoc, da im querschnittlichen Design keine Entwicklungsprozesse innerhalb von Paaren untersucht wurden.

Bezogen auf F3 lässt sich festhalten, dass Persönlichkeitsdifferenzen in dieser Stichprobe in Beziehungen unter zehn Jahren überwiegend negativ und in Beziehungen über zehn Jahren im Bereich Offenheit positiv mit Beziehungszufriedenheit assoziiert waren. Ob sich diese Zusammenhänge statistisch bedeutsam zwischen den Dauergruppen unterscheiden, kann auf Basis der vorliegenden Analysen jedoch nicht beantwortet werden, da die Gruppen getrennt ausgewertet und keine Interaktionsterme geschätzt wurden. Eine belastbare Beantwortung dieser Frage erfordert ein Modell, in dem Beziehungsdauer als kontinuierlicher Moderator des Zusammenhangs zwischen Differenzwert und Beziehungszufriedenheit spezifiziert wird, idealerweise in einem gemischten Modell, das zugleich die Paarstruktur der Daten berücksichtigt. Dies ist der zentrale nächste Analyseschritt für die vorliegende Datengrundlage.

LIMITATIONEN

Die Güte der Ergebnisse wird durch die Limitation des Forschungsdesigns beeinträchtigt (Ross & Zaidi, 2019). Alle Befunde stammen aus einer Querschnittserhebung. Somit stellen alle Befunde lediglich korrelative Beziehungen dar, aus denen isoliert betrachtet keine kausalen Schlüsse gezogen werden können (Shadish et al., 2002).

Die Probandenrekrutierung über soziale Netzwerke, das soziale Umfeld und die Umfrageplattform der IU kann die externe Validität aufgrund der Nicht-Repräsentativität der Probanden limitieren. Vor allem in den Daten für die dyadischen Untersuchungen kann es zu einem Self-Selection-Bias gekommen sein. Hier wurden nur Paare inkludiert, die sich mittels eines selbstgewählten Codes zuordnen ließen. Hierbei wird vorausgesetzt, dass einer der Partner auf den Fragebogen aufmerksam wird, ihn ausfüllt und anschließend den anderen Partner zur Teilnahme motiviert, wobei beide denselben Identifizierungscode korrekt angeben müssen. Das könnte systematisch eine Gruppe an Paaren ausschließen, die weniger gewissenhaft sind oder sich gegenseitig schlechter motivieren können (Elston, 2021).

Auch wenn die initiale Stichprobengröße als solide einzuordnen ist, war die Stichprobengröße in den dyadischen Subgruppen klein. Besonders die Gruppe mit einer Beziehungsdauer über zehn Jahren war sehr klein ($n = 24$). Das schränkt die Generalisierbarkeit und Stabilität der Befunde ein (Faber & Fonseca, 2014).

Weiterhin basierten alle durch den Fragebogen erhobenen Daten auf Selbsteinschätzung. Gerade emotional aufgeladene Themen wie die Beziehungszufriedenheit sind anfällig für kognitive Dissonanzen und Antwortverzerrungen. Die Anonymisierung immunisiert zudem nicht vollständig vor sozial erwünschtem Antwortverhalten (Furnham, 1986; Raab et al., 2010).

Ein Großteil der dyadischen Analysen hatte explorativen Charakter. Das Vorgehen des explorativen Post-hoc-Testens mit datengeleiteter Prädiktorauswahl erhöht die Zahl falsch positiver Befunde (Cur-

ran-Everett & Milgrom, 2013). Kritisch zu bewerten ist zudem die Konstruktion der Persönlichkeitsdifferenzwerte: Absolute Differenzen sind richtungslos und enthalten keine Information über das Ausprägungsniveau, sodass Actor-, Partner- und Niveauanteile nicht getrennt werden können. Ebenfalls einschränkend ist, dass die Beziehungsdauer nicht als Moderator modelliert, sondern über getrennte Gruppenanalysen abgebildet wurde; Aussagen über Unterschiede zwischen den Dauergruppen sind daher deskriptiv. Schließlich sind die Beobachtungen innerhalb eines Paares nicht unabhängig, was zu unterschätzten Standardfehlern und zu liberalen p -Werten führen kann. Die berichteten Signifikanztests dienen daher primär der deskriptiven Orientierung und sollten nicht als robuste inferenzstatistische Evidenz verstanden werden (Cameron & Miller, 2015). Analysen mit gemischten Modellen bzw. im Rahmen des Actor-Partner-Interdependence-Modells wären hierfür das angemessene Vorgehen (Kenny et al., 2020).

Fazit

Die vorliegende Untersuchung verdeutlicht, dass Beziehungszufriedenheit nicht allein durch isolierte individuelle Persönlichkeitsmerkmale beschrieben werden sollte, sondern auch dyadische Persönlichkeitskonstellationen zu berücksichtigen sind. Die Befunde sprechen nicht für einen generellen Vorteil von Ähnlichkeit, sondern deuten auf ein kontextabhängiges Zusammenspiel aus eigenen Merkmalen, partnerbezogenen Merkmalen und paarspezifischen Persönlichkeitsdifferenzen hin. Insbesondere die Beziehungsdauer erwies sich als relevante Differenzierungsebene: Während Persönlichkeitsdifferenzen in Beziehungen unter zehn Jahren überwiegend negativ mit Beziehungszufriedenheit assoziiert waren, zeigte sich in sehr langfristigen Beziehungen im Bereich Offenheit ein gegenläufiges Muster. Ähnlichkeit und Unterschiedlichkeit lassen sich damit nicht generell als funktional oder dysfunktional bewerten.

Die geschlechterspezifischen Analysen ergänzen diese Perspektive, indem sie unterschiedliche dyadische Muster für weibliche und männliche Beziehungszufriedenheit sichtbar machen. Für die weibliche Beziehungszufriedenheit ergaben sich Hinweise auf eine zusätzliche Bedeutung männlicher Partnermerkmale, während die männliche Beziehungszufriedenheit überwiegend mit eigenen Persönlichkeitsmerkmalen assoziiert war.

Insgesamt deuten die Ergebnisse explorativ darauf hin, dass dyadische Persönlichkeitszusammenhänge asymmetrisch, dimensions- bzw. facettenspezifisch und beziehungsdauersensitiv ausfallen können. Der Beitrag der Untersuchung liegt vor allem in der Verschränkung dieser drei Perspektiven auf einer dyadischen Datengrundlage. Aufgrund des querschnittlichen Designs, der kleinen dyadischen Teilstichproben, der Nicht-Unabhängigkeit der Beobachtungen innerhalb der Paare sowie des explorativen Charakters der Analysen sind die Befunde vorsichtig zu interpretieren. Sie sind als Ausgangspunkt für weiterführende Analysen zu verstehen, insbesondere für Modelle, die Beziehungsdauer als Moderator und die Paarstruktur explizit berücksichtigen, sowie für dyadische Längsschnittstudien mit größeren Stichproben.

Literaturverzeichnis

- Anglim, J., & Grant, S. (2016). Predicting Psychological and Subjective Well-Being from Personality: Incremental Prediction from 30 Facets Over the Big 5. *Journal of Happiness Studies*, 17(1), 59-80. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9583-7>
- Aron, A., Norman, C. C., Aron, E. N., McKenna, C., & Heyman, R. E. (2000). Couples' shared participation in novel and arousing activities and experienced relationship quality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(2), 273-284. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.2.273>
- Bach, K., Koch, M., & Spinath, F. M. (2025). Relationship satisfaction and The Big Five - Utilizing longitudinal data covering 9 years. *Personality and Individual Differences*, 233, 112887. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2024.112887>
- Barelds, D. P. H. (2005). Self and partner personality in intimate relationships. *European Journal of Personality*, 19(6), 501-518. <https://doi.org/10.1002/per.549>
- Bender, R., & Lange, S. (2001). Adjusting for multiple testing-When and how? *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(4), 343-349. [https://doi.org/10.1016/S0895-4356\(00\)00314-0](https://doi.org/10.1016/S0895-4356(00)00314-0)
- Cameron, A., & Miller, D. L. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317-372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
- Casson, R. J., & Farmer, L. D. (2014). Understanding and checking the assumptions of linear regression: A primer for medical researchers. *Clinical & Experimental Ophthalmology*, 42(6), 590-596. <https://doi.org/10.1111/ceo.12358>
- Costa, P. T., Terracciano, A., & McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(2), 322-331. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.81.2.322>
- Curran-Everett, D., & Milgrom, H. (2013). Post-hoc data analysis: Benefits and limitations. *Current Opinion in Allergy & Clinical Immunology*, 13(3), 223-224. <https://doi.org/10.1097/ACI.0b013e3283609831>
- Danner, D., Lechner, C. M., Soto, C. J., & John, O. P. (2021). Modelling the incremental value of personality facets: The domains-incremental facets-acquiescence bifactor model. *European Journal of Personality*, 35(1), 67-84. <https://doi.org/10.1002/per.2268>
- Danner, D., Rammstedt, B., Bluemke, M., Treiber, L., Berres, S., Soto, C., & John, O. (2016). *Die deutsche Version des Big Five Inventory 2 (BFI-2)*. Zusammenstellung sozialwissenschaftlicher Items und Skalen (ZIS). <https://doi.org/10.6102/ZIS247>
- Denissen, J. J. A., Geenen, R., Soto, C. J., John, O. P., & Van Aken, M. A. G. (2020). The Big Five Inventory-2: Replication of Psychometric Properties in a Dutch Adaptation and First Evidence for the Discriminant Predictive Validity of the Facet Scales. *Journal of Personality Assessment*, 102(3), 309-324. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1539004>
- Donnellan, M. B., Conger, R. D., & Bryant, C. M. (2004). The Big Five and enduring marriages. *Journal of Research in Personality*, 38(5), 481-504. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2004.01.001>
- Elston, D. M. (2021). Participation bias, self-selection bias, and response bias. *Journal of the American Academy of Dermatology*, S0190962221011294. <https://doi.org/10.1016/j.jaad.2021.06.025>
- Esplin, C. R., Rasmussen, B. D., Hatch, S. G., Hawkins, A. J., & Braithwaite, S. R. (2025). Neuroticism and relationship quality: A meta-analytic review. *Journal of Personality and Social Psychology*, 128(3), 594-610. <https://doi.org/10.1037/pspi0000463>

- Faber, J., & Fonseca, L. M. (2014). How sample size influences research outcomes. *Dental Press Journal of Orthodontics*, 19(4), 27-29. <https://doi.org/10.1590/2176-9451.19.4.027-029.ebo>
- Field, A. (2012). *Discovering statistics using SPSS: (And sex and drugs and rock'n'roll)* (3rd ed., repr). SAGE.
- Furnham, A. (1986). Response bias, social desirability and dissimulation. *Personality and Individual Differences*, 7(3), 385-400. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(86\)90014-0](https://doi.org/10.1016/0191-8869(86)90014-0)
- Gattis, K. S., Berns, S., Simpson, L. E., & Christensen, A. (2004). Birds of a Feather or Strange Birds? Ties Among Personality Dimensions, Similarity, and Marital Quality. *Journal of Family Psychology*, 18(4), 564-574. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.18.4.564>
- Gonzaga, G. C., Campos, B., & Bradbury, T. (2007). Similarity, convergence, and relationship satisfaction in dating and married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93(1), 34-48. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.93.1.34>
- Gonzaga, G. C., Carter, S., & Galen Buckwalter, J. (2010). Assortative mating, convergence, and satisfaction in married couples. *Personal Relationships*, 17(4), 634-644. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2010.01309.x>
- Gray, J. S., & Coons, J. V. (2017). Trait and goal similarity and discrepancy in romantic couples. *Personality and Individual Differences*, 107, 1-5. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.11.024>
- Hahlweg, K., & Bodenmann, G. (2021). Familie und ihr Einfluss auf die psychische Entwicklung in Kindheit und Jugendzeit. In J. Fegert, F. Resch, P. Plener, M. Kaess, M. Döpfner, K. Konrad, & T. Legenbauer (Hrsg.), *Psychiatrie und Psychotherapie des Kindes- und Jugendalters* (S. 1-17). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-662-49289-5_46-1
- Hasserbrauck, M. (1991). ZIP - Ein Instrumentarium zur Erfassung der Zufriedenheit in Paarbeziehungen. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 22(4), 256-259.
- Herzberg, P. Y., & Roth, M. (2014). *Persönlichkeitspsychologie*. Springer Fachmedien Wiesbaden. <https://doi.org/10.1007/978-3-531-93467-9>
- Hofmann, E., & Krapf, S. (2024). "Like two peas in a pod?" Homogamous personalities, education, and union dissolution. *Genus*, 80(1), 19. <https://doi.org/10.1186/s41118-024-00229-w>
- Hoan, E., & MacDonald, G. (2024). Personality and Well-Being Across and Within Relationship Status. *Personality and Social Psychology Bulletin*. <https://doi.org/10.1177/01461672231225571>
- Holm, S. (1979). A Simple Sequentially Rejective Multiple Test Procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65-70. <http://www.jstor.org/stable/4615733>
- Jozifkova, E. (2018). Sexual Arousal by Dominance and Submissiveness in the General Population: How Many, How Strongly, and Why? *Deviant Behavior*, 39(9), 1229-1236. <https://doi.org/10.1080/01639625.2017.1410607>
- Karney, B. R., & Bradbury, T. N. (1995). The longitudinal course of marital quality and stability: A review of theory, methods, and research. *Psychological Bulletin*, 118(1), 3-34. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.118.1.3>
- Kelly, E. L., & Conley, J. J. (1987). Personality and compatibility: A prospective analysis of marital stability and marital satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(1), 27-40. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.1.27>
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2020). *Dyadic data analysis* (Paperback edition). The Guilford Press.

- Kiecolt-Glaser, J. K., Gouin, J.-P., & Hantsoo, L. (2010). Close relationships, inflammation, and health. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 35(1), 33-38. <https://doi.org/10.1016/j.neubio-rev.2009.09.003>
- Lampis, J., Cataudella, S., Busonera, A., & Carta, S. (2018). Personality Similarity and Romantic Relationship Adjustment During the Couple Life Cycle. *The Family Journal*, 26(1), 31-39. <https://doi.org/10.1177/1066480717741689>
- Leikas, S., Ilmarinen, V.-J., Verkasalo, M., Vartiainen, H.-L., & Lönnqvist, J.-E. (2018). Relationship satisfaction and similarity of personality traits, personal values, and attitudes. *Personality and Individual Differences*, 123, 191-198. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.11.024>
- Luo, S. (2017). Assortative mating and couple similarity: Patterns, mechanisms, and consequences. *Social and Personality Psychology Compass*, 11(8), e12337. <https://doi.org/10.1111/spc3.12337>
- Malouff, J. M., Thorsteinsson, E. B., Schutte, N. S., Bhullar, N., & Rooke, S. E. (2010). The Five-Factor Model of personality and relationship satisfaction of intimate partners: A meta-analysis. *Journal of Research in Personality*, 44(1), 124-127. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2009.09.004>
- Markey, P. M., & Markey, C. N. (2007). Romantic ideals, romantic obtainment, and relationship experiences: The complementarity of interpersonal traits among romantic partners. *Journal of Social and Personal Relationships*, 24(4), 517-533. <https://doi.org/10.1177/0265407507079241>
- Masarik, A. S., & Conger, R. D. (2017). Stress and child development: A review of the Family Stress Model. *Current Opinion in Psychology*, 13, 85-90. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.05.008>
- O'Meara, M. S., & South, S. C. (2019). Big Five personality domains and relationship satisfaction: Direct effects and correlated change over time. *Journal of Personality*, 87(6), 1206-1220. <https://doi.org/10.1111/jopy.12468>
- Paunonen, S. V., & Ashton, M. C. (2001). Big five factors and facets and the prediction of behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(3), 524-539.
- Raab, G., Unger, A., & Unger, F. (2010). Die Theorie kognitiver Dissonanz. In G. Raab, A. Unger, & F. Unger (Hrsg.), *Marktpsychologie: Grundlagen und Anwendung* (S. 42-64). Gabler. https://doi.org/10.1007/978-3-8349-6314-7_4
- Rammstedt, B., Danner, D., Soto, C. J., & John, O. P. (2020). Validation of the Short and Extra-Short Forms of the Big Five Inventory-2 (BFI-2) and Their German Adaptations. *European Journal of Psychological Assessment*, 36(1), 149-161. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000481>
- Rammstedt, B., Spinath, F. M., Richter, D., & Schupp, J. (2013). Partnership longevity and personality congruence in couples. *Personality and Individual Differences*, 54(7), 832-835. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.12.007>
- Rentzsch, K., Columbus, S., Balliet, D., & Gerlach, T. M. (2022). Similarity in situation perception predicts relationship satisfaction. *Personality Science*, 3, e8007. <https://doi.org/10.5964/ps.8007>
- Richter, D., Brähler, E., & Ernst, J. (Hrsg.). (2015). *Diagnostische Verfahren für Beratung und Therapie von Paaren und Familien*. Hogrefe Verlag.
- Robles, T. F., Slatcher, R. B., Trombello, J. M., & McGinn, M. M. (2014). Marital quality and health: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 140(1), 140-187. <https://doi.org/10.1037/a0031859>
- Ross, P. T., & Zaidi, N. L. B. (2019). Limited by our limitations. *Perspectives on Medical Education*, 8(4), 261-264. <https://doi.org/10.1007/S40037-019-00530-X>

- Shadish, W. R., Cook, T. D., & Campbell, D. T. (2002). *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. Houghton Mifflin.
- Shiota, M. N., & Levenson, R. W. (2007). Birds of a feather don't always fly farthest: Similarity in Big Five personality predicts more negative marital satisfaction trajectories in long-term marriages. *Psychology and Aging*, 22(4), 666-675. <https://doi.org/10.1037/0882-7974.22.4.666>
- Soto, C. J., & John, O. P. (2017). The next Big Five Inventory (BFI-2): Developing and assessing a hierarchical model with 15 facets to enhance bandwidth, fidelity, and predictive power. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113(1), 117-143. <https://doi.org/10.1037/pspp0000096>
- Watson, D., Hubbard, B., & Wiese, D. (2000). General traits of personality and affectivity as predictors of satisfaction in intimate relationships: Evidence from self- and partner-ratings. *Journal of Personality*, 68(3), 413-449. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00102>
- Weidmann, R., Purol, M. F., Alabdullah, A., Ryan, S. M., Wright, E. G., Oh, J., & Chopik, W. J. (2023). Trait and facet personality similarity and relationship and life satisfaction in romantic couples. *Journal of Research in Personality*, 104, 104378. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2023.104378>
- Ye, S., Ma, M. Z., So, J. J. M., & Ng, T. K. (2023). The effects of similarity in personality and values on relationship satisfaction among dating couples: A response surface analysis. *Personality and Individual Differences*, 213, 112306. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112306>