



universität
wien

DIPLOMARBEIT

Titel der Arbeit

Selektive Partnerwahl (Assortative Mating) für Größe,
Symmetrie und weitere physische Aspekte: Meta-Analysen
und systematischer Review

Verfasserin

Sophie Prenner, Bakk. phil.

Angestrebter akademischer Grad

Magistra der Naturwissenschaften (Mag. rer. nat.)

Wien, 2013

Studienkennzahl: A 298

Studienrichtung: Diplomstudium Psychologie

Betreuer: Assoz. Prof. DDDr. Martin Voracek

Danksagung

An dieser Stelle möchte ich mich bei meinem Betreuer, Prof. Martin Voracek, bedanken, der immer ein offenes Ohr für Fragen hatte, jederzeit rasch zur Hilfe stand und mir viel Entscheidungsfreiheit bei der Gestaltung meiner Arbeit überließ. Es hat Spaß gemacht, dieses interessante Thema zu bearbeiten. Auch der Wissenstransfer im Rahmen des DiplomandInnenseminars war äußerst wertvoll und sehr hilfreich für die Erstellung der vorliegenden Arbeit.

Großer Dank gebührt auch meiner Familie, die mir die volle Konzentration auf mein Studium ermöglicht und mich zu jedem Zeitpunkt unterstützt hat. Ihr ehrliches Interesse und die Anteilnahme an meinem Wissenserwerb, sowie daraus entstandene vielseitige Diskurse schätze ich sehr. Ich möchte auch meinem Freund danken, der nie an meinem Erfolg gezweifelt und mich, vor allem mit seinem Humor, während des gesamten Studiums bestärkt hat.

Nicht zuletzt möchte ich mich auch bei meinen lieben StudienkollegInnen bedanken, die meine Studienzeit mit Gesprächen, konstruktiver Zusammenarbeit und Ratschlägen bereichert haben.

Abstract - English

Assortative mating refers to the non-random mate selection according to the principle of similarity ("likes prefer likes"). In this context, the thesis systematically reviews results of the research done in the field of physical variables. Focus areas are physical attractiveness, facial symmetry, waist circumference, hip circumference as well as the waist-hip-ratio. It was of further interest, if the preference for romantic relationships, in which the male is taller than the female (male-taller norm), transfers into actual mate choice. The performance of meta-analyses allowed statistical statements regarding the traits of interest. The results indicate assortative mating for physical attractiveness ($k = 49$, $r = .36$, $p < .0001$), waist circumference ($k = 22$, $r = .16$, $p < .0001$), hip circumference ($k = 12$, $r = .13$, $p < .0001$) and waist-hip ratio ($k = 17$, $r = .11$, $p < .0001$). Only one study investigated partner similarity and symmetry. Anyhow, the mean correlation ($r = .25$, $p < .05$) based on two samples, indicates a possible assortment for facial symmetry. Height preferences as well as actual mate choice reflected the existence of the male-taller norm. However, gender and society related differences were observed.

Keywords: Assortative mating / couple similarity / male-taller norm / physical variables

Abstract - Deutsch

Assortative Mating bezeichnet die überzufällig häufige Partnerwahl nach dem Prinzip der Ähnlichkeit („gleich und gleich gesellt sich gern“). Die vorliegende Arbeit gibt in diesem Zusammenhang einen systematischen Überblick über bisherige Forschungsbefunde zu physischen Merkmalen. Im Fokus stehen die physische Attraktivität, Gesichtssymmetrie, der Taillen- und Hüftumfang sowie das Taille-Hüft-Verhältnis. Von Interesse war weiters, ob sich die Präferenz für einen relativ zur Frau größeren Mann in einer Beziehung (male-taller norm), in der tatsächlichen Partnerwahl widerspiegelt. Um statistische Aussagen treffen zu können, wurden die Forschungsbefunde meta-analytisch ausgewertet. Assortative Mating zeigte sich für physische Attraktivität ($k = 49$, $r = .36$, $p < .0001$), den Taillenumfang ($k = 22$, $r = .16$, $p < .0001$), den Hüftumfang ($k = 12$, $r = .13$, $p < .0001$) und das Taille-Hüft-Verhältnis ($k = 17$, $r = .11$, $p < .0001$). Nur eine Studie untersuchte die Partnerähnlichkeit in Symmetrie. Die auf zwei Stichproben basierende gemittelte Korrelation weist jedoch auf mögliches Assortative Mating im Merkmal Gesichtssymmetrie hin ($r = .25$, $p < .05$). Sowohl die Größenpräferenzen als auch die Größenverhältnisse von Partnern in realen Beziehungen sprechen für die Existenz der male-taller norm. Allerdings zeigen sich diesbezüglich Unterschiede zwischen den Geschlechtern sowie westlichen und nicht-westlichen Populationen.

Schlagwörter: Assortative Mating / Partnerähnlichkeit / male-taller norm / physische Variablen

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	11
2	Theoretischer Hintergrund	13
2.1	Assortative Mating	13
2.1.1	Begriffsverständnis.....	13
2.1.2	Ursachen für Assortative Mating	14
2.1.3	Folgen von Assortative Mating	20
2.1.4	Messung von Assortative Mating	22
3	Forschungsergebnisse zu Assortative Mating	25
3.1	Forschungsbereiche.....	25
3.2	Forschungsergebnisse zu spezifischen Variablen	27
3.2.1	Die (ideale) Körpergröße des Partners	27
3.2.2	Physische Attraktivität	37
3.2.3	Symmetrie	43
3.2.4	Mit Übergewicht assoziierte Merkmale.....	44
3.2.4.1	Taillenumfang.....	44
3.2.4.2	Hüftumfang	48
3.2.4.3	Taille-Hüft-Verhältnis.....	49
3.3	Zusammenfassung.....	51
4	Fragestellung und Forschungshypothesen	52
5	Methode.....	53
5.1	Literatursuche	53
5.2	Ein- und Ausschlusskriterien.....	54
5.3	Kodierung und Datenaufbereitung	56
5.4	Datenanalyse	58
5.5	Beschreibung inkludierter Studien	60

6	Ergebnisse	63
6.1	Präferenzen der Partnergröße	63
6.1.1	Präferenz: Größerer Mann, relativ zur Frau	63
6.1.2	Präferenz: Gleiche Körpergröße der Partner	65
6.1.3	Präferenz: Größere Frau, relativ zum Mann.....	68
6.2	Größenverhältnisse in realen Paaren	71
6.2.1	Reale Paare: Mann ist größer als die Frau	71
6.2.2	Reale Paare: Mann und Frau sind gleich groß.....	71
6.2.3	Reale Paare: Frau ist größer als der Mann	72
6.3	Assortative Mating – Physische Attraktivität	73
6.4	Assortative Mating – Gesichtssymmetrie	75
6.5	Assortative Mating – Taillenumfang	75
6.6	Assortative Mating – Hüftumfang	76
6.7	Assortative Mating – Waist-hip ratio.....	77
7	Diskussion	79
7.1	Präferenzen der Partnergröße	79
7.2	Größenverhältnisse in realen Paaren	81
7.3	Physische Attraktivität	84
7.4	Gesichtssymmetrie	85
7.5	Mit Übergewicht assoziierte Merkmale	86
7.6	Ergebnisse bisheriger Meta-Analysen zu Assortative Mating	88
7.7	Einschränkungen der Studie	89
7.8	Ausblick	90
7.9	Zusammenfassung	91
8	Verzeichnisse	93
8.1	Abbildungsverzeichnis	93
8.2	Tabellenverzeichnis	94
8.3	Literaturverzeichnis.....	96

9	Anhang	121
9.1	Anhang A: Zusammenfassung der Ergebnisse	121
9.1.1	Ergebnisse – Präferenzen der Partnergröße	121
9.1.2	Ergebnisse – Größenverhältnisse in realen Paaren.....	122
9.1.3	Ergebnisse – Assortative Mating.....	123
9.2	Anhang B: Plots	124
9.2.1	Forest Plots.....	124
9.2.2	Funnel Plots	130
9.3	Anhang C: Übersicht über eingeschlossene Studien	137
9.4	Anhang D: Kodierschema	145
	Eidesstattliche Erklärung.....	147
	Curriculum Vitae	148

1 Einleitung

Die vorliegende Arbeit befasst sich mit der überzufälligen selektiven Partnerwahl nach dem Prinzip der Ähnlichkeit (Assortative Mating) und der sozialen Norm, dass der Mann in einer Beziehung größer sein sollte, als die Frau (male-taller norm). Im Fokus stehen dabei physische Merkmale, nämlich die Körpergröße, physische Attraktivität, Gesichtssymmetrie, der Taillen- und Hüftumfang sowie das Taille-Hüft-Verhältnis. Ziel ist es, einen systematischen Überblick über bisherige Forschungsergebnisse zu geben und diese meta-analytisch auszuwerten. Die Arbeit knüpft an zwei aktuell vorliegende Diplomarbeiten aus der Fakultät der Psychologie an der Universität Wien – verfasst von Lackner (2012) und Silbernagl (2012) - zu diesem Thema an und deckt damit einen weiteren Bereich dieses umfassenden Forschungsgebietes ab.

Der erste Teil der Arbeit befasst sich mit dem theoretischen Hintergrund von Assortative Mating. Begriffsdefinitionen sowie deren Differenzierung zu themenverwandten Termini aber auch die Erläuterung von Ursachen, den Folgen und der Messung von Assortative Mating stehen dabei im Vordergrund. Des Weiteren werden die Forschungsbereiche zu Assortative Mating skizziert, sowie ein systematischer Einblick in empirische Ergebnisse zu den im Rahmen dieser Arbeit interessierenden Merkmalen gegeben.

Im zweiten Teil werden die auf Basis der bisherigen empirischen Befunde abgeleiteten Forschungshypothesen erläutert sowie das methodische Vorgehen für die Durchführung der Meta-Analysen beschrieben.

Der dritte und letzte Teil dieser Arbeit umfasst die Ergebnisse der Meta-Analysen sowie deren Einordnung in bereits vorhandene meta-analytische Befunde zu Assortative Mating. Einschränkungen der Studie, ein Ausblick sowie eine Zusammenfassung der gewonnenen Erkenntnisse runden die vorliegende Arbeit ab.

2 Theoretischer Hintergrund

2.1 Assortative Mating

Stimmt die im Alltag häufig verwendete Redensart, „Gleich und gleich gesellt sich gern“? Oder ist der nicht weniger gebräuchliche Spruch, „Gegensätze ziehen sich an“ in Realität für Beziehungspartner zutreffender? Mit diesen Fragen setzt sich seit Ende des 19. Jahrhunderts (Bell, 1883; Galton, 1889) bis heute die Forschung zum Thema Assortative Mating auseinander, welche in den folgenden Abschnitten näher erläutert wird.

2.1.1 Begriffsverständnis

Assortative Mating liegt vor, wenn zwei Lebewesen überzufällig häufig mit einem bestimmten Genotyp und/oder Phänotyp eine Partnerschaft eingehen. Die genotypische Paarpassung bezieht sich dabei konkret auf die genetische Ausstattung der Partner, während die phänotypische Passung auf morphologische, physiologische und psychologische Eigenschaften abzielt. Sind sich die jeweiligen Partner in einem oder mehreren Merkmalen ähnlich, spricht man von *positivem Assortative Mating* oder *Homogamie*. *Negatives Assortative Mating* – oder *Heterogamie* - ist hingegen der Fall, wenn sich die Partner in ihren Merkmalsausprägungen unterscheiden bzw. deren Eigenschaften gegensätzlich ausgeprägt sind (Burley, 1983; Garrison, Anderson, & Reed, 1968; Thiessen & Gregg, 1980).

Die Begriffe *Endogamie* und *Exogamie* werden oftmals in Zusammenhang mit Assortative Mating erwähnt. Ersteres bezeichnet die soziale Norm, dass Partnerschaften oder eine Heirat ausschließlich im Rahmen eines bestimmten Kulturkreises, einer sozialen Gruppe oder Klasse erlaubt sind (z. B. die Kastenheirat in Indien). Exogamie meint im Gegenzug die Regel, dass (Heirats-)Partner lediglich außerhalb der eigenen sozialen Kategorie gewählt werden dürfen (Eckland, 1982). Die Biologie differenziert weiters zwischen *Inbreeding* - bei welchem eine hohe genetische Übereinstimmung zwischen zwei Partnern besteht - und *Outbreeding*, bei welchem nur genetisch entfernte oder kaum

verwandte Lebewesen zusammentreffen (Burley, 1983; Vandenberg, 1972). Die Begriffe *random mating* und *Panmixie* bezeichnen die zufällige Partnerwahl, welche keinen Regeln folgt. Demnach würde jedes männliche Lebewesen mit jedem weiblichen Lebewesen eine Partnerschaft eingehen, ganz gleich, welche Eigenschaften und Merkmale der Partner aufweist oder nicht (Anonymous, 1903). Die Begriffe charakterisieren somit das Gegenteil von Assortative Mating (Vandenberg, 1972). Ebenfalls abzugrenzen ist der Begriff *Disassortative Mating* (Thiessen & Gregg, 1980), der jene selektive Partnerwahl bezeichnet, bei der sich besonders unterschiedliche Partner überzufällig häufig zusammenschließen.

Es finden sich zahlreiche synonyme Bezeichnungen für Assortative Mating, wie etwa Assortative Marriage (Garrison et al., 1968), Assortative Pairing (Burley, 1983; Simon, Aikins, & Prinstein, 2008), Assortative Matching (Murstein & Williams, 1985) oder Non-random Mating (Epstein & Guttman, 1984). In der Literatur wird die Bedeutung des Terminus Assortative Mating meist mit jenem des positiven Assortative Matings und der Homogamie gleichgesetzt. Aus diesen Gründen wird in der vorliegenden Arbeit die Bezeichnung Assortative Mating ebenfalls als Synonym für positives Assortative Mating und Homogamie gebraucht, wobei Bezug auf verheiratete als auch unverheiratete Paare genommen wird.

2.1.2 Ursachen für Assortative Mating

Im Folgenden werden ausgewählte Theorien und Erklärungsansätze skizziert, weshalb Ähnlichkeit zwischen Partnern zustande kommen kann oder präferiert wird.

Evolutionsbezogene Ansätze

Es werden vor allem evolutionäre Vorteile in der assortativen Paarpassung vermutet. Gemäß der *Theorie der genetischen Gesamtfitness* (engl. inclusive fitness), besteht der genetische Erfolg eines Lebewesens darin, die Fortpflanzungschancen zu erhöhen und möglichst viele eigene Gene an nächste Generationen weiterzugeben. Dies vollzieht sich einerseits durch das Zeugen von Nachkommen und andererseits durch altruistisches soziales Verhalten innerhalb

der Verwandtschaft (*Theorie der Verwandtenselektion*; engl. Kin Selection Theory; Hamilton, 1964).

Thiessen und Gregg (1980) sowie Rushton (1989) vermuten, dass altruistisches und beschützendes Verhalten nicht nur auf die tatsächliche Verwandtschaft eines Lebewesens beschränkt ist, sondern auf prinzipieller genetischer Ähnlichkeit von Organismen beruht. Die Autoren gehen davon aus, dass Lebewesen nicht-verwandte, aber ihnen genetisch ähnliche Organismen als solche erkennen und, aus Gründen der Erhöhung der Gesamtfitness, als Partner bevorzugt auswählen. Die Identifikation von allgemeiner genetischer Ähnlichkeit erfolgt dabei, laut Rushtons (1989) *genetischer Ähnlichkeitstheorie* (engl. Genetic Similarity Theory), über das äußerliche Erscheinungsbild (Phänotyp). Positive assortative Partnerwahl steigert gemäß Thiessen und Gregg (1980) die genetische Übereinstimmung der Nachkommen, da vermutlich mehr als 50% der elterlichen Gene vererbt werden.

Die genetische Ähnlichkeitstheorie wurde seit ihrem Erscheinen kontrovers diskutiert. Laut Mealey (1985) sind genetische und phänotypische Ähnlichkeiten für die Erhöhung der Gesamtfitness irrelevant, wenn diese nicht mit Altruismus-Faktoren zusammenhängen. Bedingt dadurch, dass das Paar nicht miteinander verwandt ist, ist die Wahrscheinlichkeit nämlich geringer, dass beide Partner das für die Erhöhung der Gesamtfitness benötigte „Altruismus-Gen“ teilen.

Gemeinsame Partnerpräferenzen

Neben vielfach beforschten Unterschieden in den Partnerwahlkriterien zwischen Männern und Frauen, konnten auch gemeinsame Partnerpräferenzen nachgewiesen werden. Buss und Barnes (1986) ließen eine Rangliste aus 13 Eigenschaften eines potentiellen Partners nach ihrer Wichtigkeit erstellen, wobei Liebenswürdigkeit, eine interessante Persönlichkeit und Intelligenz von Männern und Frauen gleichsam als die drei wichtigsten Eigenschaften genannt wurden. Auch Ehepaare korrelierten in einer Reihe von Partnerpräferenzen. In einer Studie von Botwin, Buss und Shackelford (1997) überschnitten sich die Nennungen der 20 wichtigsten Partnereigenschaften von Frauen und Männern in

17 Merkmalen. In einer Studie von Todosijević, Ljubinković und Arančić (2003), bei der insgesamt 60 Verhaltens- und Persönlichkeitsvariablen hinsichtlich deren Un/Erwünschtheit untersucht wurden, zeigte sich ebenfalls eine hohe Übereinstimmung.

Soziale Homogamie und aktive Suche nach Ähnlichkeit

Bei der Betrachtung von Partnerähnlichkeiten stellt sich die Frage, ob diese durch die direkte Partnerpräferenz für bestimmte Eigenschaften (aktives Assortment) zustande kommen, oder ob diese ein Artefakt ähnlicher sozialer Umfelder (soziale Homogamie) sind. Reynolds, Baker und Pederson (1996) halten es für plausibel, dass soziale Homogamie die für das aktive Assortment notwendigen Bedingungen schafft.

Gemäß der *sozialen Homogamie* lernen sich unähnliche Personen mit einer hohen Wahrscheinlichkeit gar nicht kennen. Menschen haben in der Regel mehr Kontakt mit Personen, die einen ähnlichen sozialen Hintergrund aufweisen, über eine ähnliche Ausbildung oder einen vergleichbaren sozioökonomischen Status verfügen und einander geographisch nahe sind. Ein gemeinsamer sozialer Hintergrund ist meist auch mit ähnlichen Wertvorstellungen, Interessen und Persönlichkeitsmerkmalen verbunden (Bierhoff & Grau, 1999; Heath & Eaves, 1985). Nach dem Prinzip der sozialen Homogamie finden sich einander ähnliche Partner daher durch indirektes oder passives Assortment (Luo & Klohnen, 2005; Watson, Klohnen, Casillas, Nus Simms, & Haig, 2004). Studien dazu berichten inkonsistente Ergebnisse. Während einige Autoren soziale Homogamie für Beruf, Bildung und Intelligenz, als primäre Erklärung für Partnerähnlichkeit in diesen Merkmalen heranziehen (Sánchez-Andrés & Mesa, 1994; Tambs, Sundet, & Berg, 1993), konnten andere nur geringe Effekte in Richtung soziale Homogamie nachweisen (Mascie-Taylor & Vandenberg, 1988; Watson et al., 2004). Einige Autoren beobachteten wiederum ein Zusammenspiel von aktivem Assortment und sozialer Homogamie (Nagoshi, Johnson, & Ahern, 1987; Reynolds, Baker, & Pedersen, 2000).

Aktives Assortment ist gegeben, wenn nachgewiesen werden kann, dass Personen bewusst die Präferenz haben, mit einem in bestimmten Eigenschaften ähnlichen Partner eine Partnerschaft einzugehen (Watson et al., 2004). Watson, Beer und McDade-Montez (2013) konnten starkes aktives Assortment in Bezug auf Werte und Einstellungen, wie Religiosität, Patriotismus, Liberalismus und Traditionalismus, nachweisen, ohne dabei jedoch Einflüsse sozialer Homogamie oder Mechanismen des Partnermarktes auszuschließen.

Figueredo, Sefcek und Jones (2006) vermuten, dass möglicherweise nicht direkte und absolute, sondern relative Präferenzen für bestimmte Eigenschaften entscheidend bei der Partnerwahl sind. In zwei Studien zeigte sich, dass Personen nicht nur Partner suchten, die ihnen ähnlich sind, sondern idealerweise noch höhere Werte in Verträglichkeit, Gewissenhaftigkeit, Offenheit und Extraversion sowie niedrigere Ausprägungen in Neurotizismus als sie selbst aufweisen sollten. Die Autoren bezeichnen dies als *aspirational Assortative Mating*.

Auch Murstein (1970) geht in seiner dreistufigen Stimulus-Value-Role (SVR Theorie) von einem mehr oder weniger aktiven Streben nach Ähnlichkeit zwischen Partnern aus. In der ersten Phase (Stimulus), stehen zunächst alle visuell und auditiv erfahrbaren Eigenschaften und Qualitäten der potentiellen Partner im Vordergrund (z. B. die Stimme, die Attraktivität, erste Informationen über den Status, Interessen und Fähigkeiten). Zwischenmenschliche Anziehung entsteht, wenn die augenscheinlichen Eigenschaften der Zielperson zumindest den eigenen Qualitäten entsprechen. Die zweite Phase (Value) ist durch den zunehmenden Austausch an allgemeinen Informationen, Einstellungen und Werten gekennzeichnet. Die Anziehungskraft ist umso höher, je ähnlicher sich die Beteiligten in ihren Wertvorstellungen sind. In der dritten Stufe (Role) entscheidet sich, ob eine langfristige Partnerschaft eingegangen oder beibehalten wird. Entscheidend für eine zufriedene Partnerschaft in der Role-Phase im Speziellen ist laut Murstein (1970) jedoch nicht die Ähnlichkeit der sozialen Rollen, sondern deren langfristige Kompatibilität.

Mechanismen des Partnerschaftsmarktes

Gerechtigkeits- und Austauschtheorien gehen davon aus, dass Zufriedenheit in der Partnerschaft dann gegeben ist, wenn beide Partner ungefähr gleich viele Beiträge, beispielsweise in Form von positiven Gefühlen, Zeit, Energie, Respekt, sexuelle Befriedigung oder Geld, leisten (Walster, Berscheid, & Walster, 1973). Damit vereinbar ist die *Matching Hypothese*, deren Prinzip erstmals von Goffman (1952, S. 456) folgendermaßen in ihren Ansätzen in Worte gefasst wurde:

„A proposal of marriage in our society tends to be a way in which a man sums up his social attributes and suggests to a woman that hers are not so much better as to preclude a merger or partnership in these matters“.

Die Matching Hypothese geht davon aus, dass Partner präferiert werden, die über möglichst viele sozial begehrten Eigenschaften verfügen und zumindest dem eigenen Wert in den meisten Merkmalen entsprechen. Da andere Personen am Partnerschaftsmarkt ebenfalls einen Partner mit ähnlichem Partnerwert suchen, ist die Wahrscheinlichkeit für eine gegenseitige Anziehungskraft erhöht (Walster, Aronson, Abrahams, & Rottman, 1966). Gemäß der von Berscheid und Walster (1974) formulierten *Wettbewerbshypothese*, ist der Wettbewerb am Partnerschaftsmarkt umso größer, je höher die soziale Erwünschtheit einer Eigenschaft ist. Murstein (1970) illustriert anhand der hoch begehrten physischen Attraktivität (Buss, 1989), dass mit Suche nach sozial erwünschten Eigenschaften gewisse Einschränkungen verbunden sind. Denn eine von A begehrte Person B, die attraktiver ist als A, wird A mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zurückweisen und eine ihr ähnlich attraktive Person C bevorzugen. Im Endeffekt erhält daher jeder genau den Partner, den er/sie verdient. Obwohl sich die Matching Hypothese prinzipiell auf allgemein begehrte Eigenschaften bezieht, wurde sie primär im Zusammenhang mit physischer Attraktivität empirisch untersucht (u. a. Berscheid, Dion, Walster, & Walster, 1971; Brislin & Lewis, 1968; Kalick & Hamilton, 1986; Taylor, Fiore, Mendelsohn, & Cheshire, 2011).

Konvergenz- und Kohabitationseffekt

Zajonc, Adelman, Murphy und Niedenthal (1987) untersuchten, ob die Dauer der Beziehung einen Einfluss auf die physische Ähnlichkeit im Gesicht von Paaren hat. Es zeigte sich, dass Paare nach 25 Jahren Ehe als einander deutlich ähnlicher wahrgenommen wurden, als zu Beginn der Ehe. Die Autoren schlossen daraus, dass möglicherweise eine Angleichung der Partner über die Zeit hinweg stattfindet (Konvergenzhypothese). Mögliche Gründe dafür könnten Umwelt- und Beziehungsfaktoren (z. B. Ernährungsgewohnheiten, klimatische Bedingungen und emotionale Erlebnisse) sein.

Die Konvergenzhypothese wurde anhand wiederholter Testungen von bereits bestehenden Paaren mit unterschiedlichen Beziehungsdauern sowie anhand geschiedener und getrennter Paare untersucht. Die Ergebnisse zu dieser These sind inkonsistent. Es zeigten sich weder bei gesichtsspezifischen Merkmalen (Griffiths & Kunz, 1973; Hinsz, 1989), noch bei kognitiven Fähigkeiten (Zonderman, Vandenberg, Spuhler, & Fain, 1977) oder physischer Attraktivität (Bleske-Rechek, Remiker, & Baker, 2009; Price & Vandenberg, 1980) Anzeichen für eine Konvergenz der Partner über die Zeit. Empirische Befunde dazu sind auch in Bezug auf mentale Gesundheit, Alkoholkonsum und Persönlichkeitsmerkmale inkonsistent (u. a. Ask, Ildstad, Engdahl, & Tambs, 2013; Di Castelnuovo, Quacquarello, Donati, de Gaetano, & Iacoviello, 2009; Feng & Baker, 1994; Price & Vandenberg, 1980; Watson et al., 2004).

Mere-Exposure Effekt

Eine weitere Erklärung dafür, dass einander physisch ähnliche Menschen häufig eine Partnerschaft eingehen, bietet der bereits in den 70er Jahren untersuchte *Mere-Exposure Effekt* von Zajonc (1968). Dieser besagt, dass die bloße wiederholte Darbietung eines Stimulus die Einstellung eines Menschen zu diesem positiv beeinflussen kann. Durch den wiederholten Kontakt mit Personen, Situationen oder Dingen, werden Reize zunehmend schneller und einfacher verarbeitet. Dadurch schreibt das Individuum wiederum (fälschlicherweise) dem Stimulus positive Eigenschaften zu. Diese positive Attribuierung konnte unter

anderem auch für menschliche Gesichter nachgewiesen werden (Moreland & Zajonc, 1982). Da Individuen ihr eigenes Erscheinungsbild im Spiegel sowie das ihrer Eltern, Geschwister, Verwandten und Freunde besonders häufig sehen, könnte diese Familiarität die Anziehung zu potentiellen Partnern mit ähnlichen physischen Merkmalen erhöhen (Hinsz, 1989; Mita, Dermer, & Knight, 1977). Strauss (1946) postuliert in seiner *Parental Image Theory* explizit, dass Partner bevorzugt werden, die ähnliche physische oder temperamentbezogene Merkmale der Eltern aufweisen.

2.1.3 Folgen von Assortative Mating

Die assortative Paarpassung hat genetische Konsequenzen. Laut Crow und Felsenstein (1968) verringert Assortative Mating die Heterozygotität und steigert die Varianz phänotypischer Merkmale in der Population, da es das Auftreten bestimmter Kombinationen von Allelen zusammen mit einem speziellen Chromosom anders, als es nach den individuellen Frequenzen der Genorte (Loci) zu erwarten wäre, begünstigt (Kopplungsungleichgewicht, engl. linkage disequilibrium). Assortative Mating kann dazu führen, dass die Eltern-Kind Korrelationen und die Korrelationen zwischen den Geschwistern in bestimmten Merkmalen sowie Extremformen genotypischer Ausprägungen ansteigen (Crow & Felsenstein, 1968). Für Bateson (1983) stellt die assortative Paarpassung einen optimalen Ausgleich zwischen In- und Auszucht dar (engl. optimal outbreeding), da negative Konsequenzen von Inzucht vermieden werden und viel eigenes Erbmaterial an die Nachkommen weitergegeben wird.

Da sich Assortative Mating auch für Anomalien, wie etwa affektive Störungen (Mathews & Reus, 2001; Meyler, Stimpson, & Peek, 2007) zeigt, könnte die selektive Partnerwahl auch dysfunktionale Aspekte mit sich bringen (Thiessen & Gregg, 1980). Einige Autoren vermuten, dass Assortative Mating - neben unterschiedlichen Lebensstilen, Ernährungsgewohnheiten und Umweltfaktoren - auch einen Beitrag zum Anstieg der Fettleibigkeit von Menschen leistet (u. a. Ajslev et al., 2012; Hebebrand et al., 2000; Speakman, Djafarian, Stewart, & Jackson, 2007).

Assortative Paarpassung wurde auch in Zusammenhang mit ehelicher Stabilität, Qualität und Zufriedenheit untersucht, wobei hier der Fokus verstärkt auf Persönlichkeit gelegt wurde. Caspi und Herbener (1990) fanden bei einander in der Persönlichkeit ähnlichen Partnern eine höhere eheliche Zufriedenheit, ebenso wie Gaunt (2006), Gonzaga, Carter und Buckwalter (2010) und Robins, Caspi und Moffitt (2000). Andere Autoren konnten wiederum keinen solchen Zusammenhang feststellen (Dyrenforth, Kashy, Donnellan, & Lucas, 2010; Glicksohn & Golan, 2001; Shiota & Levenson, 2007; Zentner, 2005). Einen fundierten Einblick in Forschungsbefunde zu diesem Thema bietet Lackner (2012).

Hill, Rubin und Peplau (1976) befassten sich unter anderem mit der Frage, in welchen Merkmalen sich stabile von getrennten Partnerschaften unterscheiden. Es zeigte sich, dass Personen, die sich über den gesamten Erhebungszeitraum in derselben Partnerschaft befanden, in Merkmalen, wie Alter, Körpergröße, kognitiven Fähigkeiten und in physischer Attraktivität, von Beginn an signifikant ähnlicher waren, als solche, die sich in der Zwischenzeit getrennt hatten. Die Autoren schlussfolgerten daraus, dass die Partnerähnlichkeit zum Beziehungsanfang für den Fortbestand einer Partnerschaft förderlich ist. Zu einem ähnlichen Ergebnis kamen auch Bentler und Newcomb (1978). Dieses Phänomen zeigte sich für physische Attraktivität auch bei White (1980). Webb (2009) konnte hingegen keinen Zusammenhang zwischen der Ähnlichkeit in Attraktivität und der Beziehungslänge feststellen.

Ein Grund für die inkonsistenten Befunde könnten die in den Studien differierenden Methoden zur Erhebung der Partnerähnlichkeit darstellen (näheres dazu im Abschnitt 2.1.4 auf Seite 22). Wesentlich dürfte auch die von Epstein und Guttman (1984) erläuterte Definitionsproblematik der Konstrukte - partnerschaftliche Stabilität, Qualität und Zufriedenheit - an sich sein. Dafür herangezogene Indikatoren, wie z. B. die Beziehungsdauer, die Anzahl von partnerschaftlichen Konflikten, das Engagement oder die gegenseitige Anpassung der Partner, sind unterschiedlich, vielfältig und diskussionswürdig. Desweiteren ist eheliche Zufriedenheit nicht zwingend als stabiler Zustand zu verstehen. Studien zu diesem Thema untersuchen vorrangig Ehepaare mittleren

und höheren Alters. Epstein und Guttman (1984) räumen ein, dass sich unglückliche Paare bis zu diesen Zeitpunkten vermutlich bereits geschieden oder getrennt haben könnten und somit nicht in die Stichprobe fallen.

Pearson und Lee (1903) vermuteten, dass Assortative Mating die Fruchtbarkeit positiv beeinflussen könnte, ohne dies jedoch näher zu untersuchen. Spuhler (1962, zit. nach Vandenberg, 1972) fand beispielsweise bei 183 verheirateten Paaren in 19 anthropometrischen Variablen mehrheitlich positive Zusammenhänge zwischen der Partnerähnlichkeit und der Fruchtbarkeit, wobei nur der minimale Handgelenksumfang mit einer Korrelation von .18 signifikant ausfiel ($p < .05$). Alle übrigen Korrelationen waren mit Werten zwischen .01 und .12 klein. Auch die Anzahl der Nachkommen wurde im Zusammenhang mit Assortative Mating untersucht. Mascie-Taylor und Boldsen (1988) postulieren, dass mit zunehmender Partnerähnlichkeit im Merkmal Körpergröße auch die Anzahl der Kinder ansteigt. Selbiges Phänomen demonstrieren Garrison et al. (1968) bei der Ähnlichkeit der Partner in ihrer Bildung.

2.1.4 Messung von Assortative Mating

Das am häufigsten verwendete und älteste Maß für die assortative Partnerwahl ist der Korrelationskoeffizient r (Garrison et al., 1968; Spuhler, 1968), der im Wertebereich ± 1 liegt und die Stärke und Richtung eines Zusammenhangs zweier oder mehrerer Variablen quantifiziert. Bei einer positiven Korrelation steigt der Wert einer Variablen mit dem Zuwachs der anderen (je mehr, desto mehr), bei einem negativen Wert ist es umgekehrt (je mehr, desto weniger) (Bortz & Döring, 2006). Entsprechend des Vorzeichens der Korrelation ist Assortative Mating daher entweder positiv (Partnerähnlichkeit erkennbar), nahe Null (nicht nachweisbar) oder negativ (Komplementarität). Luo und Klohn (2005) führen Einschränkungen dieses *variablenzentrierten Ansatzes* an. Bedingt dadurch, dass nur der Zusammenhang in einer spezifischen Variable untersucht wird (z. B. Extraversion oder Körpergröße), können keine Aussagen über eine globale Paarähnlichkeit, wie etwa im gesamten Persönlichkeitsprofil oder physischen Erscheinungsbild, getroffen werden. Eine Paarkorrelation stellt daher

keinen Index für die Ähnlichkeit *einzelner* Paare dar, sondern nur für Paare über die Gesamtstichprobe hinweg. Daraus folgt, dass keine direkte Berechnung von möglichen Auswirkungen der Partnerähnlichkeit auf die Partnerschaft im Einzelfall – beispielsweise auf die Beziehungsqualität – möglich ist. Um an den genannten Einschränkungen anzusetzen, etablierte sich der *paarbasierte Ansatz*, bei welchem ein Ähnlichkeitsindex über mehrere erfasste Werte pro Partner berechnet wird. Die Korrelation der beiden Partnerprofile illustriert somit die globale Übereinstimmung der Partner in einem Gesamtkonstrukt, wie Persönlichkeit, Werte oder Attraktivität. Diese Methode lässt auch Aussagen über das Ausmaß an Übereinstimmung oder Uneinigkeit in einzelnen Items zu (Luo & Klohn, 2005).

Ein weiteres, jedoch seltener verwendetes, Maß für Assortative Mating bei diskreten Variablen mit entweder endlich vielen oder abzählbar unendlich vielen Ausprägungen, ist der Kontingenzkoeffizient (CC) nach Pearson (Spuhler, 1968).

3 Forschungsergebnisse zu Assortative Mating

3.1 Forschungsbereiche

Besonderes Augenmerk bei der Erforschung assortativer Paarpassung beim Menschen gilt *physischen Merkmalen*. So konnte vor allem für die Körpergröße, das Gewicht und den Body Mass Index (BMI) eine überzufällig häufige Partnerähnlichkeit festgestellt werden. Für eine detaillierte Beschreibung der Ergebnisse zu diesen Variablen sei hier auf den systematischen Review und die Meta-Analysen von Silbernagl (2012) verwiesen. In einer Vielzahl von anthropometrischen Merkmalen, wie der Armspanne, Handbreite, Fußlänge, diversen Körperumfängen sowie Maßen und Längen-Breitenverhältnissen, die den Kopf und das Gesicht betreffen, konnten positive Paarkorrelationen gefunden werden (u. a. Salces, Rebato, & Susanne, 2004; Sánchez-Andrés, & Mesa, 1994; Sharma, 1986; Spuhler, 1968). Assortative Mating konnte beispielsweise auch für das Längenverhältnis von Fingern (2D:4D) nachgewiesen werden (Manning, 2002; Manning et al., 2000; Voracek, Dressler & Manning, 2007). Positive Übereinstimmungen zwischen Partnern wurden auch bei der Haar- und Augenfarbe beobachtet (Pearson, 1907; Pearson & Lee, 1903; Willoughby, 1933). Weitere Forschungsergebnisse zu physischen Merkmalen werden im nächsten Abschnitt 3.2 auf Seite 27 näher erläutert.

Weiters werden auch *kognitive Fähigkeiten* von Partnern hinsichtlich Ähnlichkeiten analysiert. Dabei werden unter anderem verbale, räumliche und numerische Fähigkeiten sowie das schlussfolgernde Denken, die Merkfähigkeit und die Wahrnehmungsgeschwindigkeit untersucht (Mascie-Taylor, 1989; Watson et al., 2004). Eine aktuelle Meta-Analyse von Lackner (2012) ergab einen signifikanten Gesamteffekt für die Gesamtintelligenz von Paaren ($r = .323$, $p < .001$), wobei sich Paare insbesondere in den verbalen Fähigkeiten, dem schlussfolgernden Denken und der Merkfähigkeit ähneln.

Assortative Mating wurde auch für *soziodemographische Variablen* nachgewiesen. Unter anderem zeigen sich eine hohe Übereinstimmung im Alter, sowie Ähnlichkeiten in Ausbildung, Beruf, Einkommen und sozialer Schicht, der

Nationalität, der Religionszugehörigkeit und der Familienstruktur (u. a. Buss, 1984; Jaffe & Chacon-Puignau, 1995; Kurdek & Schmitt, 1987; Schwartz & Mare, 2005; Willoughby, 1933). Partner stimmen auch in *Einstellungen* und *Werten*, beispielsweise in politischer Orientierung (Kandler, Bleidorn, & Riemann, 2012), politischem Konservatismus (Feng & Baker, 1994; Watson et al., 2004) und Traditionalismus (Humbad, Donnellan, Iacono, McGue, & Burt, 2010) häufig überein.

Auch die Partnerähnlichkeit in *Persönlichkeitsvariablen*, vorwiegend in den Big 5 (Extraversion Neurotizismus, Offenheit, Verträglichkeit und Gewissenhaftigkeit), wurde vielfach untersucht. Einen aktuellen systematischen Review und Meta-Analysen dazu liefert Lackner (2012). Paare weisen laut den Meta-Analysen von Lackner (2012) vor allem in der Offenheit, Gewissenhaftigkeit und Verträglichkeit größere Ähnlichkeiten auf.

Assortative Mating konnte weiters für *affektive Störungen* beobachtet werden, wobei die Ähnlichkeiten der Paare laut einer Meta-Analyse von Mathews und Reus (2001) bei Personen mit bipolarer Depression höher sind, als für Personen mit einer diagnostizierten Major Depression. Die Forschung zu Assortative Mating belegt weiters überzufällig häufige Übereinstimmungen in *Verhaltensweisen*, wie physischer Aktivität sowie Alkohol-, Nikotin- und Kaffeekonsum (Buss, 1984; Di Castelnuovo et al., 2007; Leonard & Eiden, 1999; Price & Vandenberg, 1980; Reynolds, Barlow, & Pedersen, 2006).

Einige wenige Autoren, wie etwa McKillip und Riedel (1983), Kurdek und Schmitt (1987) oder Jepsen und Jepsen (2002) untersuchten auch homosexuelle Paare. Assortative Mating für physische Merkmale wurde weiters für Tiere, wie Fische, Vögel, Insekten und Schlangen nachgewiesen, wobei für diese besonders die Größe ein bedeutendes Partnerwahlkriterium zu sein scheint. Auch die Farbgebung, beispielsweise bei Fischen (Salzburger et al., 2006) und Vögeln (MacDougall & Montgomerie, 2003), ist ein Merkmal, nach dem Partner in der Tierwelt überzufällig häufig selektiert werden. Für eine ausführliche aktuelle Meta-Analyse zu Assortative Mating bei Tieren sei hier auf Jiang, Bolnick und Kirkpatrick (2013) verwiesen.

3.2 Forschungsergebnisse zu spezifischen Variablen

In den folgenden Abschnitten werden Forschungsergebnisse zu jenen Variablen berichtet, die im Rahmen der vorliegenden Arbeit meta-analytisch ausgewertet wurden. Der Schwerpunkt liegt dabei auf physischen Merkmalen, nämlich geschlechtsspezifischen Präferenzen für die Körpergröße, Größenverhältnissen zwischen Beziehungspartnern, der physischen Attraktivität, Symmetrie, dem Taillen- und Hüftumfang sowie dem Taille-Hüft-Verhältnis.

3.2.1 Die (ideale) Körpergröße des Partners

Eine Vielzahl von Studien illustriert die Bedeutsamkeit der Körpergröße für die Partnersuche und Partnerwahl (u. a. Barber, 1995; Cawley, Joyner, & Sobal, 2006; Koestner & Wheeler, 1988). Pearson und Lee (1903) haben bereits zu Beginn des 20. Jahrhunderts Ähnlichkeiten von lieierten Paaren in ihrer Körpergröße festgestellt. Assortative Mating für das Merkmal Körpergröße wurde mittlerweile vielfach nachgewiesen (ein systematischer Review dazu von Silbernagl, 2012). Eine weitere Form der überzufälligen selektiven Partnerwahl stellt die male-taller norm dar, welche auch als kardinales Prinzip der Partnerwahl bezeichnet wird (Berscheid & Walster, 1974). Diese Norm bezieht sich auf den Umstand, dass der Mann in einer romantischen Beziehung größer sein sollte, als die Frau. Gemäß James (1989) ist die male-taller norm auch für Assortative Mating im Merkmal Körpergröße mitverantwortlich.

Einen indirekten Hinweis für die Existenz einer male-taller norm liefert eine Studie von Walster et al. (1966). Per Computer wurden Männer und Frauen einander als (Pseudo-)Partner zugeordnet. Das Matching erfolgte randomisiert, mit der Ausnahme, dass in keinem Fall der Mann größer sein sollte als die Frau. Die Autoren begründen diese der male-taller norm entsprechenden Zuordnung der Männer und Frauen jedoch nicht. Lynn und Shurgot (1984) fanden weiters in ihrer Analyse von Partnerschaftsanzeigen in einer lokalen US-amerikanischen Zeitschrift heraus, dass größere Männer häufiger eine Rückmeldung von Frauen erhielten. Bei Frauen gab es in Abhängigkeit der Körpergröße keinen Unterschied in der Anzahl der Interessenten. In einer späteren Studie von Pawlowski und Koziel (2002), zeigte sich bei Kontaktanzeigen in einer polnischen Zeitung

ebenfalls ein positiver Zusammenhang zwischen der Anzahl der Meldungen von weiblichen Interessenten und der von Männern angegebenen Größe. Ein ähnliches Ergebnis ergab auch eine Untersuchung von Skopek (2012), welcher die Partnersuche im Internet analysierte. Entsprechend der male-taller norm zeigte sich anhand der Erstkontakte, dass männliche Initiatoren zu 90.93% an (relativ zu ihnen) kleineren Frauen und weibliche Initiatoren zu 89.14% an größeren Männern interessiert waren. Eine Orientierung an der male-taller norm zeigte sich auch bei Kurzban und Weeden (2005), welche das Entscheidungsverhalten von 10526 Personen beim Speed Dating analysierten.

Einen ersten Hinweis darauf, dass die empfundene Attraktivität und das Ausmaß der Erwünschtheit als Partner von Frauen jedoch nicht linear mit der Körpergröße des Mannes steigen, berichteten Graziano, Brothen und Berscheid (1978). In dieser Studie zeigte sich, dass Frauen, unabhängig von ihrer eigenen Körpergröße, durchschnittlich große Männer signifikant ($p < .001$) attraktiver und als Partner begehrenswerter einschätzten, als kleinere und deutlich größere Männer. Dieses mittlerweile mehrfach beobachtete Phänomen wird als male-not-too-tall norm bezeichnet (Stulp, Buunk, Pollet, Nettle, & Verhulst, 2013).

Präferenzen für die Größe eines Beziehungspartners

Im Anschluss werden Befunde zu expliziten und geschlechtsspezifischen Größenpräferenzen für einen Beziehungspartner berichtet.

Frühe Studien berichten eindeutige Größenpräferenzen, gemäß der male-taller norm. In einer Untersuchung von Beigel (1954) äußerte keine der 39 befragten Frauen eine Präferenz für einen gleich großen oder einen kleineren Mann. Von insgesamt 77 Männern, wünschten sich 71 eine kleinere Partnerin. Auch die Analyse von Kontaktanzeigen im US-amerikanischen *Singles News Register* (Ausgabe September 1973) durch Cameron, Oskamp und Sparks (1977), ergab eine deutliche Präferenz der Frauen ($n = 155$) für größere Männer (80%) und der Männer ($n = 192$) für kleinere oder gleich große Frauen (70%). Eine deutliche Präferenz im Verhältnis zu Frauen größere Männer konnten auch Shepperd und Strathman (1989) bei Studierenden nachweisen. Von Gillis und

Avis (1980) befragte Studierende präferierten es ebenfalls, wenn der Mann in einer Beziehung größer ist als die Frau. Während sich Frauen einen Partner wünschten, der um 15.0 cm größer ist, bevorzugten Männer einen geringeren Größenunterschied von 11.3 cm. Dieser Geschlechtsunterschied war signifikant ($p < .001$). Interessant ist, dass das Ausmaß dieser präferierten Unterschiede beinahe exakt der tatsächlichen mittleren Größendifferenz ($12 \text{ cm} \pm 7 \text{ cm}$) zwischen erwachsenen Männern und Frauen entspricht (Voracek, Mohr, & Hagmann, 2013).

Um die Präferenz für Partnergröße in Relation zur eigenen Körpergröße zu erfassen, verwendete Pawlowski (2003) sechs Mann-Frau Paare (Strichzeichnungen, siehe Abbildung 1), die sich im Ausmaß der Größendifferenzen unterscheiden. Die abgebildeten Größenunterschiede entsprechen dem durchschnittlichen Verhältnis zwischen der Körpergröße des Mannes und der Frau (SDS, Sexual Dimorphism in Stature) unterschiedlicher Populationen. Der durchschnittliche SDS für europäische Populationen liegt beispielsweise zwischen 1.04 und 1.10 (Guégan, Teriokhin, & Thomas, 2000), was ungefähr den abgebildeten Paaren C und D entspricht.

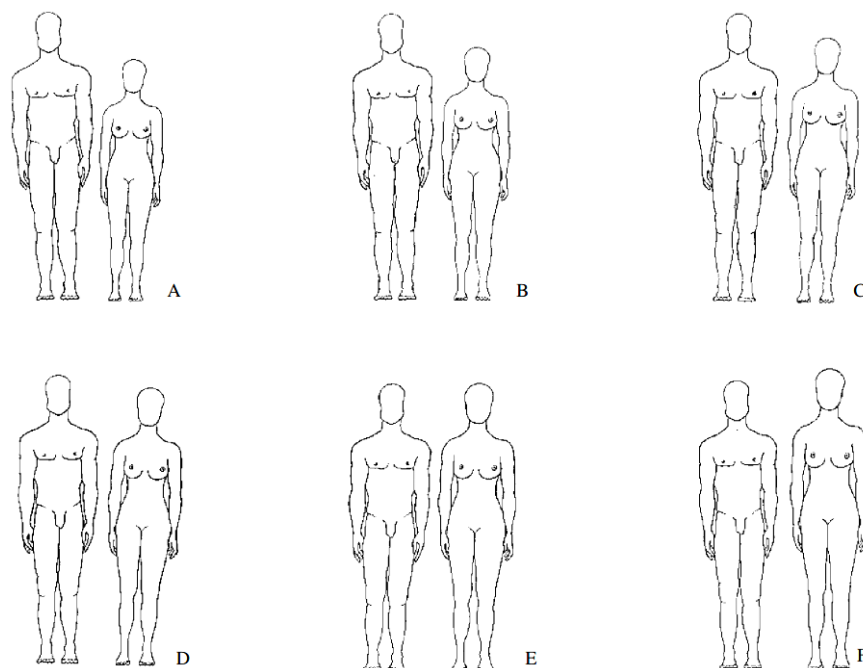


Abbildung 1: Stimulusmaterial von Pawlowski (2003) zur Erfassung von Größenpräferenzen in Relation zur eigenen Körpergröße, nach absteigendem SDS – A = 1.19, B = 1.14, C = 1.09, D = 1.04, E = 1.0, F = 0.96

Pawlowski (2003) fragte 362 Studentinnen und 161 Studenten aus Warschau, von welcher abgebildeten Figur sie am liebsten der/die PartnerIn in einer romantischen Beziehung wären. Es zeigte sich, dass sowohl Frauen (362 bzw. über 95%) als auch Männer (150 bzw. 93%) es präferierten, wenn der Mann in einer romantischen Beziehung größer ist als die Frau, wobei beide Geschlechter die in den Paaren C und D abgebildeten Größenunterschiede am häufigsten bevorzugten. Kein Mann und keine Frau präferierte das Paar F, in dem die abgebildete Frau größer ist als der Mann. Dies zeigt, dass nicht die absolute sondern die relative Körpergröße eines Partners bedeutsam ist. Es zeigte sich außerdem, dass kleinere Männer und größere Frauen geringere Größenunterschiede präferieren, wohingegen größere Männer und kleinere Frauen größere Differenzen bevorzugen. Vergleichbare Ergebnisse fanden Fink, Neave, Brewer und Pawlowski (2007) in Studentenpopulationen aus Deutschland ($n = 596$), Österreich ($n = 303$) und Großbritannien ($n = 203$), wobei ebenfalls die sechs SDS Figuren von Pawlowski (2003) zur Erhebung herangezogen wurden. Studierende aus allen drei Ländern präferierten am häufigsten einen moderaten bzw. dem europäischen Durchschnitt entsprechenden SDS von 1.09 und 1.04.

Dass die relative Körpergröße eines Partners von Bedeutung ist, zeigten auch Salska et al. (2008). Die Autoren analysierten persönliche Anzeigen auf Yahoo Personals von 1000 Männern und 1000 Frauen (Singles), die im Umkreis von 250 Meilen von Los Angeles leben, analysiert. Die von Frauen präferierte Mindestgröße eines Partners ergab einen durchschnittlichen SDS von 1.05, der von Männern lag bei einem durchschnittlichen SDS von 1.01. Beide Geschlechter gaben einen durchschnittlichen SDS von 1.17 hinsichtlich der maximal akzeptierten Größenunterschiede an. Frauen akzeptieren daher deutlich größere Partner, und Männer deutlich kleinere. Hinsichtlich konkreter Häufigkeiten zeigte sich bei Männern eine ausgewogene Präferenz gegenüber Partnern, die gleich groß (23%) oder größer (24%) sind als sie selbst. Etwas mehr als die Hälfte (53%) präferierte eine Partnerin, die kleiner ist. Im Vergleich dazu präferierten nur wenige Frauen gleich große (7%) oder kleinere (4%) Partner. Die eindeutige Mehrheit der Frauen wünscht sich einen größeren Partner (89%). In Übereinstimmung mit Pawlowski (2003) zeigte sich, dass besonders große

Männer und kleine Frauen eine höhere Akzeptanz gegenüber einem großen SDS haben und dass kleine Männer und große Frauen einen geringeren SDS akzeptieren. Im Rahmen einer zweiten Untersuchung von Studierenden durch Salska et al. (2008), sowie in einer Studie von Swami et al. (2008), zeigte sich erneut bei beiden Geschlechtern eine größere Präferenz für, in Relation zu Frauen, größere Männer. In beiden Studien äußerten Männer häufiger eine Präferenz für gleich große oder sogar größere Partner, als Frauen. In Übereinstimmung mit Pawlowski (2003) und Salska et al. (2008) kamen auch Stulp, Buunk und Pollet (2013) zu dem Ergebnis, dass kleinere Männer und größere Frauen kleinere Größenunterschiede und umgekehrt, größere Männer und kleinere Frauen größere Differenzen präferierten. Insgesamt präferierten Frauen im Vergleich zu Männern größere Größenunterschiede als Männer ($d = 0.21$). Während Männer hinsichtlich der Mindestgröße eine gleich große Partnerin akzeptierten, bevorzugten Frauen einen Größenunterschied von mindestens 3.72 ± 5.54 cm. Dieser Geschlechtsunterschied war signifikant ($d = 0.62$). Bei der maximal akzeptierten Partnergröße zeigte sich kein geschlechtsspezifischer Unterschied ($d = 0.09$), da Männer und Frauen im Durchschnitt eine Größendifferenz von ca. 25 cm angaben. Im Gegensatz zu Männern präferierten es Frauen, in einer Beziehung mit einem größeren Mann zu sein.

Einen Vergleich zwischen China und Großbritannien, hinsichtlich der Größenpräferenzen von Studierenden, stellten Higgins, Zheng, Liu und Sun (2002) an. In beiden Nationen sprachen sich sowohl die meisten Männer (in China rund 50.3% und in Großbritannien rund 42.9%) als auch Frauen (in China rund 92.4% und in Großbritannien rund 78.2%) für einen relativ zur Frau größeren Mann aus. Bei der Präferenz für die gleiche Partnergröße zeigten sich geschlechts – und länderspezifische Unterschiede. Während chinesische Studierende, häufiger als britische, die gleiche Partnergröße präferierten (24.1% vs. 15.3%), zeigte sich bei den chinesischen und britischen Studentinnen das Gegenteil (0.5% vs. 3.4%). Die Geschlechter und Nationen differieren auch in dem Ausmaß der Präferenz für eine relativ zum Mann größere Frau. Chinesische Studenten präferieren beinahe doppelt so häufig, wie britische, eine größere Frau (4.6% vs. 2.5%), während sich Studentinnen aus China und Großbritannien in

ihrer Ablehnung von größeren Frauen in Beziehungen ähnlich zeigen (China 0.9% und Großbritannien 0%). Dieses Ergebnis konnte auch in einer späteren Studie von Higgins und Sun (2007) bei Studierenden aus China repliziert werden. Die genannten Ergebnisse sprechen für die Orientierung an einer male-taller norm, wobei diese stärker in China als in Großbritannien und bei Frauen ausgeprägt zu sein scheint.

Größenpräferenzen bezüglich eines Beziehungspartners liegen für weitere nicht-westliche Populationen vor. Sorokowski und Butovskaya (2012) zogen für die Untersuchung von Größenpräferenzen ebenfalls das Stimulusmaterial von Pawlowski (2003) heran, modifizierten jedoch die Hautfarbe (bronze- und fleischfarben) und verkleinerten bei dem abgebildeten Paar C ($SDS = 1.09$) den relativen Größenunterschied zur weiblichen Figur um 0.05. In einer Pilotstudie an Studierenden aus Polen zeigte sich erneut eine Präferenz beider Geschlechter für die male-taller norm. Im Fokus stand jedoch die Ermittlung von Größenpräferenzen der Datoga, einem in Tansania lebenden semi-nomadischen Stamm, der von Viehzucht lebt. Die Ergebnisse sprechen für weniger eindeutige Größenpräferenzen. Männer ($n = 46$) präferierten häufiger extreme Größenunterschiede (jeweils 26% einen SDS von 1.19 und 0.96). Von den Frauen ($n = 63$) präferierte der größte Anteil mit 29% die gleiche Partnergröße ($SDS = 1.0$) und, ähnlich wie die befragten Männer, extreme Größenunterschiede (jeweils 19% einen SDS von 1.19 und 0.96). Ein SDS von 1.09 wurde von beiden Geschlechtern am seltensten präferiert. Bei dem von Sorokowski und Sorokowska (2012) untersuchten Yali Stamm aus Indonesien präferierte zwar insgesamt die Mehrheit einen größeren Mann (66.7%) bzw. eine kleinere Frau (63.5%), jedoch verteilten sich die Präferenzen von Männern und Frauen grundsätzlich auf die im SDS variierenden sechs Paare (Pawlowski, 2003) in ähnlichem Ausmaß. Bei der Befragung der Himba Volksgruppe (in Namibia lebende Nomaden), durch Sorokowski, Sorokowska, Fink und Mberira (2012), äußerten sowohl Männer (31%) als auch Frauen (33.8%) die stärkste Präferenz für eine gleiche Partnergröße ($SDS = 1.0$). Am zweithäufigsten (21.4%) präferierten Männer geringfügig größere Frauen ($SDS = 0.96$), Frauen hingegen deutlich größere Männer (18.5% einen SDS von 1.14). Am seltensten präferierten

Männer extreme Größenunterschiede (SDS von 1.19) und Frauen einen moderat größeren Mann (SDS = 1.09). Insgesamt präferierte die Mehrheit einen größeren Mann bzw. eine kleinere Frau, allerdings manifestiert sich hier die male-taller norm bei weitem nicht so eindeutig, wie in westlichen Nationen.

Die Studien von Sorokowski und anderen Autoren illustrieren deutliche Unterschiede in den Größenpräferenzen zwischen westlichen und afrikanischen Populationen sowie Unterschiede innerhalb der afrikanischen Eingeborenen untereinander. Während die Datoga Volksgruppe (Sorokowski & Butovskaya, 2012) extreme Größenunterschiede bevorzugen, präferieren die Himba (Sorokowski et al., 2012) vorwiegend Partner derselben Größe. Die Yali zeigen wiederum keine eindeutige Präferenz für ein bestimmtes Ausmaß an Größenunterschieden (Sorokowski & Sorokowska, 2012).

Die über Meta-Analysen ermittelten Gesamteffekte durch Pierce (1996) reflektieren ebenfalls die Geschlechterunterschiede in Bezug auf die male-taller norm. Der Zusammenhang zwischen der Partnergröße und der Erwünschtheit als Beziehungspartner war bei Frauen größer ($r = .41$) als bei Männern ($r = .36$).

Von Präferenzen zur tatsächlichen Partnerwahl

Partnerpräferenzen sind zweifelsohne ein wichtiger Bestandteil im komplexen Prozess der Partnerfindung. Zu beachten ist allerdings, dass sich Präferenzen für bestimmte Größenverhältnisse nicht zwingend oder in gleicher Form in der tatsächlichen Partnerwahl widerspiegeln müssen (Gimelfarb, 1988; Hensley, 1994). Viele individuelle Faktoren und Mechanismen des Partnerschaftsmarktes, wie beispielsweise die Konkurrenz innerhalb des eigenen Geschlechts, die Verfügbarkeit eines Idealpartners, Umwelteinflüsse, Zwänge und Normen sowie daraus resultierende Möglichkeiten und Einschränkungen spielen dabei hinein (Courtial, Picq, Godelle, Raymond, & Ferdy, 2010).

Empirische Befunde, welche Größenverhältnisse von liierten Paaren untersucht haben, sprechen jedoch für die Existenz einer male-taller norm, zumindest was Populationen aus westlichen Gesellschaften betrifft. In einer von Beigel (1954) untersuchten Stichprobe (192 Paare), gab es beispielsweise nur

ein Paar, in dem die Frau größer als ihr Mann war. Fünf Paare waren von gleicher Körpergröße. Somit war in 96.88% (186 Paare) der Fälle der Mann in der Partnerschaft größer als seine Partnerin. Ein ähnliches Ergebnis zeigte sich in einer Studie von Gillis und Avis (1980). Von 720 untersuchten Ehepaaren gab es ebenfalls nur ein Paar, in der die Frau größer war als der Mann. Da Frauen im Durchschnitt generell von geringerer Körpergröße sind, stehen die Chancen, dass eine Frau per Zufall größer ist, als ihr Partner, 2 zu 100 (0.02). Die von Gillis und Avis (1980) beobachtete Chance (0.000138) fällt jedoch 14 Mal geringer aus.

Beziehungspartner aus Großbritannien wiesen ebenfalls Größenverhältnisse, entsprechend der male-taller norm, auf. Stulp et al. (2013) analysierten die Daten der Millennium Cohort Study (MCS), welche im Jahr 2000 durchgeführt wurde. Die darin enthaltenen Größenangaben stammen von per Zufall ausgewählten Eltern aus allen vier Regionen Großbritanniens, die im Jahr 2000 ein Baby bekamen. Die Körpergröße wurde durch die Befragten selbst berichtet. Männer waren im Durchschnitt 177.86 ± 7.42 und Frauen 163.75 ± 6.97 cm groß. Die durchschnittliche Größendifferenz zwischen Männern und Frauen betrug 14.11 ± 9.25 cm. In 92.5% der 12502 Paare, das entspricht 11566 Fällen, waren Männer größer als ihre Partnerinnen. Dieses Ergebnis ist signifikant ($p < .0001$), da unter der Annahme einer zufälligen Paarbildung diesbezüglich ein geringerer Anteil, nämlich 89.8%, zu erwarten wären. Die male-taller norm sollte daher, eine zufälligen Partnerwahl nach zu schließen, in 10.2% verletzt werden. Tatsächlich sind 7.5% der untersuchten Stichprobe nicht konform mit der Norm. Paare, in denen Frauen zwischen 5 und 10 cm größer sind als ihr Mann, kommen signifikant ($p < .0001$) seltener vor, als es der Zufall erwarten lässt. Das bedeutet, dass die Verletzung der male-taller norm eher gering ausgeprägt ist. Die ermittelten Daten sprechen auch für die Existenz einer Male-not-too-tall Norm. Ein Größenunterschied, bei dem der Mann um 25 cm (oder mehr) größer als seine Partnerin ist, kam in den untersuchten realen Paaren seltener vor (13.9%), als es die zufällige Partnerwahl postuliert (15.7%). Die Verletzung der Male-not-too-tall Norm fiel eher gering aus, da die Anzahl der Paare mit um 25 bis 30 cm größeren Männern häufiger waren, als jene mit einem Größenunterschied von 30 bis 35 cm oder darüber. Die Größendifferenzen 25 bis 30 cm sowie 30 bis 35 cm

wurden jedoch seltener, als es der Zufall erwarten lässt, in der Stichprobe beobachtet. Die Autoren weisen zusätzlich auf den Zusammenhang zwischen Körpergröße und Ethnizität sowie nachgewiesenes Assortative Mating für Ethnizität hin. Um dadurch möglichen Verzerrungen der Ergebnisse entgegenzuwirken, wurden Berechnungen zusätzlich an ausschließlich Weißen Eltern durchgeführt ($N = 10664$). Dies führte laut Autoren zu ähnlichen Ergebnissen, welche jedoch nicht angeführt wurden. Stulp et al. (2013) illustrieren, anhand einer Korrelation der Mediane der Körpergrößen der Pseudopartner, dass das „Erzwingen“ einer male-taller norm zu einer Paarkorrelation von .34 (95% KI [.33, .35]) führt. Dass Erzwingen der Male-not-too-tall Norm (mit einem Größenunterschied ab 25 cm als Kriterium) würde sich die Korrelation bei Pseudopaaren sogar auf .47 (95% KI [.46, .48]) erhöhen. Diese Korrelationen sind zwar höher als die in der untersuchten Stichprobe tatsächlich beobachtete Korrelation in der Partnergröße ($r = .18, p < .0001$). Allerdings zeigt dies, dass beide Normen das positive Assortative Mating in realen Paaren zu erklären vermögen und damit vereinbar sind (siehe dazu auch James, 1989).

Einige Autoren gingen der Frage nach, ob die male-taller norm auch bei Paaren in anderen Kulturen gilt. Sear, Allal und Mace (2004) verglichen Körpergrößenverhältnisse von liierten Partnern aus Großbritannien und Gambia (Afrika). Daten der Ehepaare aus dem ländlichen Gambia stammten aus vier Dörfern (Keneba, Manduar, Kanton Kunda und Jali) und von Ian McGregor, welcher zwischen 1950 und 1980 Aufzeichnungen über das Gewicht und die Körpergröße der Population machte. Bei 484 (3.7%) von 12989 Ehepaaren aus Großbritannien war die Frau größer als ihr Ehemann. Unter der Annahme einer zufälligen Paarbildung, wären 1111 (8.6%) relativ zum Mann größere Frauen zu erwarten. Dieser Unterschied zu den tatsächlich gefundenen Körpergrößenverhältnissen ist signifikant ($p < .001$). Ein anderes Bild zeigt sich jedoch bei den Ehepaaren aus Gambia. Hier war in 86 (9.7%) Fällen von 889 Ehepaaren, die Frau größer als ihr Ehemann. Unter Annahme einer zufälligen Paarbildung wären jedoch 101 (11.4%) derartige Fälle zu erwarten. In Gambia zeigt sich daher kein signifikanter Unterschied zwischen der tatsächlichen und

der zufallsbasierten Partnerwahl ($p = .113$). Weiters konnte für die Population aus Gambia auch kein Assortative Mating für die Körpergröße nachweisen ($r = .051$, $p = .130$). Sear und Marlowe (2009) untersuchten Größenverhältnisse in realen Paaren der Hazda Volksgruppe. Diese aus Jägern und Sammlern bestehende Population lebt in der Savanne Tansanias (Afrika). Frauen heiraten zwischen 17 und 18 und Männer mit etwa 20 Jahren. Die Ehen sind monogam und nicht arrangiert. In 17 von insgesamt 207 Ehen, war die Frau größer als der Mann. Dies entspricht 8.2% und liegt somit nicht über den 8.8%, die unter Annahme einer zufälligen Paarbildung zu erwarten wären ($\chi^2 = 0.089$, $df = 1$, $p = .765$). Dieses Ergebnis spricht somit nicht für eine überzufällig häufige Partnerwahl gemäß der male-taller norm. Es konnte auch kein Hinweis auf Assortative Mating hinsichtlich Größe, Gewicht, BMI und im prozentuellen Fettanteil festgestellt werden. Ebenso wenig zeigte sich bei der Population aus Gambia ein Zusammenhang zwischen der Größe und dem Fortpflanzungserfolg (Sear, 2006). Die Autoren vermuten, dass die Körpergröße ein wenig bedeutsames Kriterium der Partnerwahl bei den Hazda zu sein scheint. Bei der Erfassung der Partnerpräferenzen beider Geschlechter durch Marlowe (2004), zeigte sich nämlich die Körpergröße bei beiden Geschlechtern als wenig bedeutsam. Ein Grund dafür könnten, aufgrund des Nahrungsmittelmangels, zu hohe Kosten der Ernährung von großgewachsenen Individuen sein. Größe könnte sich zudem negativ auf den Jagderfolg der Männer auswirken (Sear & Marlowe, 2009).

Kein signifikanter Unterschied zwischen der tatsächlichen und der zufallsbasierten Partnerwahl zeigte sich bei den Baka Zwergmenschen ($p = .110$), welche die kleinste bisher bekannte Körpergröße der Welt aufweisen (Becker, Touraille, Froment, Heyer, & Courtiol, 2012). Becker et al. (2012) verglichen anthropometrische Daten von Baka aus Kamerun mit ihren normalwüchsigen Nachbarn, den Nzimé. Von 72 monogam verheirateten Baka-Ehepaaren war bei fünf Paaren die Frau größer als der Mann. Es zeigt sich damit kein signifikanter Unterschied zwischen der tatsächlichen und der zufallsbasierten Partnerwahl bei den Baka Paaren ($p = .110$). Bei Nzimé Ehepaaren ($n = 27$) zeigte sich hingegen ein Hinweis für die male-taller norm, da hier nur zwei (7.41%) Paare relativ zum Mann größere Frauen aufwiesen. Würde

die Paarbildung unsystematisch und zufällig stattfinden, wären durchschnittlich 4.8 Paare mit größeren Frauen zu erwarten. Es zeigt sich damit ein signifikanter Unterschied zwischen der tatsächlichen und der zufallsbasierten Partnerwahl bei der Nzimé Population ($p < .05$). Die über beide Stichproben beobachteten Häufigkeiten für relativ zum Mann größere Frauen in Partnerschaften unterschied sich nicht signifikant (Fisher's Exact Test, $p = 1$) was insgesamt dafür spricht, dass die Partnerwahl eher den Prinzipien der male-taller norm folgt. In beiden Populationen zeigte sich auch Assortative Mating für die Körpergröße (Baka: $r = .23$, $p < .05$ und Nzimé: $r = .51$, $p < .01$).

Dass die Größenverhältnisse liierter Partner den von Frauen geäußerten Größenpräferenzen für einen Beziehungspartnern, und nicht jenen der Männer entsprechen, zeigten Sorokowski et al. (2012). Die Stichprobe bestand aus 89 Paaren, die dem in Afrika lebenden Himba Stamm angehören. Dabei zeigte sich in rund 30% der Fälle ein relativ hoher (SDS 1.19 und SDS 1.14) und bei ebenfalls 30% ein moderater Größenunterschied (SDS 1.09 und SDS 1.04) zwischen Männern und Frauen. Der Anteil an Paaren, in denen Männer und Frauen gleich groß sind (SDS 1.0), beträgt 31%. In den verbleibenden 11% der Paare, waren Männer kleiner als ihre Frauen (SDS 0.96).

3.2.2 Physische Attraktivität

Physische Attraktivität ist eine von Menschen äußerst begehrte (Buss, 1989) und positiv attribuierte Eigenschaft. Forschung zu physischer Attraktivität illustriert, dass attraktiven Menschen generell mehr positive Eigenschaften zugeschrieben werden. Nach dem Prinzip „what is beautiful is good“, werden diese unter anderem als freundlicher, sozialer, populärer, gesünder und intelligenter gesehen (Dion, Berscheid, & Walster, 1972; Eagly, Ashmore, Makhijani, & Longo, 1991; Langlois et al., 2000; Weeden & Sabini, 2005). Laut einer Meta-Analyse von Hosoda, Stone-Romero und Coats (2003) sind auch im beruflichen Bereich attraktive Personen stark im Vorteil gegenüber weniger attraktiven. Attraktivität ist zudem ein innerhalb von Millisekunden erfassbares und salientes Merkmal (Olson & Marshuetz, 2005).

Physische Attraktivität, als Teilaspekt von zwischenmenschlicher Attraktion, ist ein zentrales Kriterium für die Formation von Partnerschaften, seien sie nun kurzfristig oder langfristig (u. a. Buss, Shackelford, Kirkpatrick, & Larsen, 2001; Sangrador & Yela, 2000; Walster et al., 1966). Diese wird jedoch geschlechtsspezifisch unterschiedlich gewichtet. Zahlreiche Studien zeigen, dass physische Attraktivität für Männer von größerer Priorität bei einem Partner ist, als für Frauen. Obwohl Frauen physische Attraktivität ebenfalls wertschätzen, sind für sie andere Partnereigenschaften in einer Langzeitbeziehung, wie etwa finanzielle Ressourcen, Status und Bildung von vorrangiger Bedeutung (u. a. Buss & Barnes, 1989; Buss, Shackelford, Kirkpatrick, & Larsen, 2001; Feingold, 1990; Fletcher, Tither, O'Loughlin, Friesen, & Overall, 2004). Evolutionstheoretisch betrachtet, steht der Mann unter Selektionsdruck hinsichtlich seines Fortpflanzungserfolgs. Die Attraktivität einer Frau hat informativen Charakter hinsichtlich Alter, Gesundheit, genetischer Qualität, Entwicklungsstabilität und Fruchtbarkeit. Das Fortpflanzungspotential eines Partners für Frauen manifestiert sich hingegen in der Fähigkeit des Mannes, Nachkommen aufzuziehen, die Familie zu versorgen und zu beschützen. Damit assoziierte physische Merkmale, wie Körpergröße, Kraft und Maskulinität sind Frauen daher wichtig (Grammer, 2005; Barber, 1995).

In Hinblick auf die Messung der physischen Attraktivität zweier Partner stellt sich vor allem die Frage, ob Schönheit eine relative oder allgemein geteilte Wahrnehmung ist. Läge Attraktivität im Auge des Betrachters, müssten Einschätzungen der physischen Attraktivität von Person zu Person variieren und die Inter-Rater-Korrelationskoeffizienten gering ausfallen. Insgesamt überwiegen Befunde, welche sogar über eine kulturübergreifende Übereinstimmung in der Beurteilung von physischer Attraktivität sprechen (Cunningham, Roberts, Barbee, Druen, & Wu, 1995; Feingold, 1992; Langlois et al., 2000). Hönekopp (2006) ist jedoch der Ansicht, dass eine hohe Übereinstimmung zwischen objektiven Beurteilern zum Zeitpunkt der Erhebung nicht automatisch für eine allgemein geteilte Attraktivitätswahrnehmung steht. Dafür müsste, so Hönekopp, die (Retest-) Reliabilität untersucht und über längere Zeit hinweg verhältnismäßig stabil bleiben.

Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität

In der Mehrheit der gefundenen Literatur wird die Übereinstimmung zwischen zwei Partnern in ihrer physischen Attraktivität durch die Bewertung von unabhängigen Beurteilern anhand von Fotografien, vereinzelt aber auch durch Videoaufnahmen (z. B. bei McNulty, Neff, & Karney, 2008) oder die Beobachtung von Live-Interaktionen (McKillip & Riedel, 1983; Webb, 2009) erhoben. Weitere häufig verwendete Erhebungsmöglichkeiten sind die Selbstbeurteilung (self rating) sowie die Einschätzung der physischen Attraktivität des eigenen Partners (partner rating). Auch intraindividuelle Ratings, bei welchen gleichzeitig die eigene als auch die physische Attraktivität des Partners eingeschätzt wird, werden zur Erfassung der Attraktivität von Paaren herangezogen. Simon, Aikins und Prinstein (2008) waren die einzigen Autoren, welche die physische Attraktivität von Paaren durch Bekannte einschätzen ließen (peer rating).

Zwölf Studien erfassten die Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität über mehrere Ratingmethoden. Die Ergebnisse der empfundenen Paarpassung differieren, je nach Ratingmethode, zum Teil sehr stark. Laut dem intraindividuellen Rating in einer Studie von Murstein (1972) schätzen sich unverlobte und verlobte junge Paare aus Amerika ($n = 98$) als einander ähnlich attraktiv ein (Männer $r = .50$, $p < .01$; Frauen $r = .45$, $p < .01$). Paarkorrelationen auf Basis des objektiven Ratings ($r = .38$, $p < .01$) und Selbsteinschätzungen ($r = .31$, $p < .01$) fielen jedoch deutlich geringer aus. Auch Murstein und Christy (1976) wendeten bei der Erfassung der Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität unterschiedliche Ratingmethoden an. Das objektive Urteil von einem männlichen Professor, zwei weiblichen und zwei männlichen Studierenden ($r_a = .59$) anhand von Fotos spricht mit einer signifikanten Paarkorrelation von $.60$ ($p < .01$) für eine sehr hohe Übereinstimmung der 22 Ehepaare aus Neuengland, USA. Die Partnerkorrelationen auf Basis von Partner- und Selbstratings sowie intraindividuellen Einschätzungen (zwischen $.34$ und $.40$) liegen zwar darunter, weisen jedoch ebenfalls auf eine ähnlich ausgeprägte physische Attraktivität hin. Bailey und Price (1978) ließen 20 Studierende, anhand von Fotos 20 Ehepaare aus den USA hinsichtlich ihrer Attraktivität beurteilen ($r_a = .95$), wobei ebenfalls eine Partnerähnlichkeit festgestellt wurde ($r = .31$). Gemäß der intraindividuellen

Ratings der Männer sahen sich diese als ähnlich attraktiv wie ihre Partnerinnen ($r = .18$). Deren Frauen schätzten sich hingegen als nicht ähnlich attraktiv ein ($r = -.02$). Nach den Urteilen von objektiven Richtern ($r_\alpha = .94$) in einer Studie von Bailey und Kelly (1984) zu schließen, ließ sich bei beiden Stichproben eine Partnerähnlichkeit in der Attraktivität feststellen, wobei diese bei den unverlobten Paaren ($n = 21$, $r = .45$) größer ausfiel, als bei verlobten ($n = 15$, $r = .32$). Deutliche Unterschiede hinsichtlich der eingeschätzten physischen Attraktivität zeigen die Selbsteinschätzungen (Unverlobte $r = .02$; Verlobte $r = .39$) sowie die intraindividuellen Ratings der Männer und Frauen. Unverlobte Männer schätzten sich in deutlich höherem Ausmaß als ähnlich attraktiv ($r = .48$) wie ihre Partnerin ein, während diese wiederum keine Partnerähnlichkeit ($r = .07$) empfanden. Verlobte Paare scheinen sich ebenfalls merklich uneinig zu sein (Männer $r = .32$; Frauen $r = .60$). Diese Ergebnisse stehen im Widerspruch zu einem Ergebnis von Centers (1972). In seiner Studie demonstrierten Männer und Frauen im intraindividuellen Rating ein ähnlich empfundenen Ausmaß an Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität (Frauen $r = .42$; Männer $r = .37$). Das Ausmaß der Ähnlichkeit differierte auch bei Keller, Thiessen und Young (1996) in Abhängigkeit des Beziehungsstatus. Sowohl in der gesichtsspezifischen ($r = .37$) als auch in der generellen physischen Attraktivität ($r = .28$) waren sich die 23 unverheirateten Paare laut Selbsteinschätzungen deutlich ähnlicher, als die 26 Eheleute (Gesichtsattraktivität $r = .06$, allgemeine Attraktivität $r = .17$).

Neben der Erfassung der Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität stellten Bleske-Rechek et al. (2009) einen Vergleich zwischen realen Paaren und Pseudopaaren anhand von 51 unverheirateten Partnern aus den USA an. Das objektive Rating ($r_\alpha = .93$) von 8 männlichen und 11 weiblichen College Studierenden anhand von Fotos ergab eine um die Beziehungsdauer bereinigte Paarkorrelation von .41 ($p < .01$). Gemäß der Selbsteinschätzung ist die ebenfalls um die Beziehungsdauer bereinigte Partnerähnlichkeit etwas weniger stark ausgeprägt ($r = .33$, $p < .05$). Der Vergleich mit (gemittelten) Paarkorrelationen -.01 und -.03 bei Pseudopaaren illustriert die Existenz von Assortative Mating im Merkmal Attraktivität. Auch Barelds, Dijkstra, Koudenburg und Swami (2011) erfassten Übereinstimmungen in Attraktivität über verschiedene Ratingmethoden.

Objektive Urteile ($r = .32, p < .01$, interne Konsistenz $r = .91$) der 70 untersuchten Paare aus den Niederlanden sprechen für eine ausgeprägte Partnerähnlichkeit. Die untersuchten Paare betrachteten sich auch in ihren Selbsteinschätzungen, sowohl was ihre allgemeine Attraktivität ($r = .29, p < .05$) als auch ihre Gesichtsattraktivität ($r = .30, p < .05$) betrifft, als ähnlich. Obwohl die Paarkorrelationen auf Basis der Partnerratings ($r = .18$) geringer ausfallen, lässt sich auch hier eine Ähnlichkeit in physischer Attraktivität erkennen. Ähnliche Ergebnisse berichten auch Burgess und Wallin (1944).

Die im Folgenden beschriebenen Studien operationalisierten die Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität über objektive Urteile oder Selbsteinschätzung der Partner.

Keine Partnerähnlichkeit in der physischen Attraktivität bei liierten Partnern konnten Watson et al. (2013) nachweisen. Diese wurden hinsichtlich des Ausmaßes erwünschter Partnerähnlichkeit und ihrer tatsächlichen Ähnlichkeit in verschiedenen Eigenschaften befragt. Obwohl eine Ähnlichkeit in der physischen Attraktivität erwünscht war, zeigte sich auf Basis von Selbsteinschätzungen weder bei den 62 unverheirateten ($r = .06$) noch bei den 148 frisch vermählten Paaren ($r = .03$) eine Partnerähnlichkeit in diesem Merkmal. Im Gegensatz dazu, zeigte sich bei einer Studie von McKillip und Riedel (1983), welche heterosexuelle Paare sowie gleichgeschlechtliche Paare und Freunde untersuchten, ein positiver Zusammenhang. Heterosexuelle Paare aus Neuengland ($n = 53$) waren sich laut Einschätzungen der objektiven UrteilerInnen in ihrer physischen Attraktivität ähnlich ($r = .30, p < .05$). Ein vergleichbares Ergebnis zeigte sich bei unverlobten ($n = 39, r = .37, p < .01$) sowie verlobten oder verheirateten heterosexuellen Paaren ($n = 39, r = .48, p < .01$) aus dem mittleren Westen der USA. McNulty, O'Mara und Karney (2008), Price und Vandenberg (1979), Shepherd und Ellis (1972) sowie Stevens, Owens und Schaefer (1990) erfassten die Partnerähnlichkeit ebenfalls über objektive Richterurteile und berichten signifikante Paarkorrelationen zwischen .32 und .39. Schooley (1936) erfasste die Übereinstimmung der Ehepartner in physischer Attraktivität ($r = .41$) und unterteilte die untersuchten Paare nochmals auf Basis deren Beschreibung als „ähnliches“ ($r = .54$) oder „gegensätzliches“ Paar ($r =$

.32). Durchwegs signifikante Paarkorrelationen zwischen .42 und .47 berichten Feingold (1981), Little, Burt und Perrett (2006) sowie Yela und Sangrador (2001) und McNulty und Russell (2010).

Sieben Stichproben weisen Paarkorrelationen ab .50 auf. Hinsz (1989) ließ in seiner Studie 60 Paare von 30 Studierenden objektiv hinsichtlich ihrer Gesichtsattraktivität beurteilen und fand eine überaus hohe Übereinstimmung ($r = .54$, $p < .0001$). Auch Webb (2009) berichtet in ihrer Dissertation eine signifikante positive Partnerähnlichkeit ($n = 205$, $r = .58$, $p < .001$) auf Basis objektiver Urteile ($ICC = .90$). Frisch vermählte Paare aus den USA ($n = 53$) schätzten sich in einer Studie von Bentler und Newcomb (1978) ebenfalls in einem hohen Ausmaß als ähnlich physisch attraktiv ein ($r = .59$, $p < .001$). Peterson und Miller (1980) konnten auch bei älteren Ehepaaren zwischen 64 und 86 Jahren mit einem Korrelationskoeffizienten von .63 ($p < .01$) eine deutliche und signifikante Übereinstimmung in der Partnerattraktivität feststellen, wobei die interne Konsistenz der fünf objektiven Urteiler ($r_\alpha = .58$) als gering einzustufen ist. White (1980) erfasste die physische Attraktivität von Paaren in unterschiedlichen Beziehungsstadien. Während sich sowohl bei unverlobten ($n = 60$, $r = .56$, $p < .001$) als auch verlobten und verheirateten Paaren ($n = 21$, $r = .63$, $p < .001$) eine ähnlich hohe Übereinstimmung in der physischen Attraktivität zeigte, lag die Paarkorrelation für miteinander in einem Haushalt lebende Paare mit .37 ($p = .20$) deutlich darunter. Die Autoren finden hierfür keine plausible Erklärung, da alle genannten Stichproben von denselben objektiven Richtern anhand von Fotos über eine 9-stufige Skala beurteilt wurden ($r_\alpha = .83$). Die höchste in der Literatur gefundene Übereinstimmung in der von 30 Richtern beurteilten physischen Attraktivität zwischen 18 Ehepaaren berichten Cavior und Boblett (1972) mit einem Korrelationskoeffizienten von .73.

Sieben Studien zur Übereinstimmung in physischer Attraktivität von Paaren berichten um Kovariaten bereinigte Paarkorrelationen. Während Price und Vandenberg (1979) die Beziehungsdauer berücksichtigen, berichten Little et al. (2006) sowie Cornwell und Perrett (2008) um das Alter bereinigte Paarkorrelationen. Die Partnerähnlichkeit scheint zumindest laut Ergebnissen von Price und Vandenberg (1979) und Little et al. (2006) altersunabhängig zu sein, da

die korrigierten Paarkorrelationen zwischen .29 und .47 signifikant und hoch bleiben. Nach der Bereinigung der Rohkorrelation von .43 ($p < .001$) um das Alter, verringerte sich diese bei Little et al. (2006) zwar auf .29, blieb jedoch weiterhin signifikant ($p < .01$). In der zweiten von den Autoren untersuchten Stichprobe veränderte sich der Korrelationskoeffizient von .50 ($p < .001$) nach der Bereinigung um das Alter nur in der zweiten Kommastelle ($r = .47$, $p < .001$). Ein ähnliches Ergebnis berichten Price und Vandenberg (1979). Cornwell und Perrett (2008) berichten etwas geringere signifikante altersbereinigte Paarkorrelationen zwischen .31 und .39. Eine Meta-Analyse von Feingold (1988) zur Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität ergab für heterosexuelle Paare einen Gesamteffekt mittlerer Größe, sowohl auf Basis von objektiven Ratings ($r = .39$, $k = 27$) als auch für Selbsteinschätzungen ($r = .26$, $k = 12$). Feingold inkludierte jedoch auch Stichproben, die sich aus nicht fest liierten Partnern („casual daters“) zusammensetzten.

3.2.3 Symmetrie

Im Sinne der in Abschnitt 2.1.2 erwähnten Theorie der genetischen Gesamtfitness ist es sinnvoll, einen Partner mit hoher genetischer und phänotypischer Qualität auszuwählen. Ein in diesem Zusammenhang diskutierter physiologischer Marker ist das Ausmaß der fluktuierenden Asymmetrie (FA). Diese bezeichnet die Abweichung von perfekter bilateraler Symmetrie und entsteht aufgrund von umwelt- und entwicklungsbezogenen Stressoren, wie etwa Mangelernährung, Umweltverschmutzung, Krankheiten und genetischen Mutationen (Parsons, 1992). Forschungsbefunde im Zusammenhang mit Symmetrie sprechen für höhere Attraktivitätswertungen, höhere wahrgenommene Gesundheit und die Zuschreibung positiver Persönlichkeitsmerkmale (Fink, Neave, Manning, & Grammer, 2006; Grammer & Thornhill, 1994; Little, DeBruine, & Jones, 2011; Rhodes et al., 2001).

Partnerähnlichkeit in der Symmetrie

Es konnte im Rahmen der umfangreichen Literatursuche nur eine Studie von Burriss, Roberts, Welling, Puts und Little (2011) ausfindig gemacht werden, in der die Ähnlichkeit hinsichtlich der Symmetrie an Beziehungspartnern untersucht wurde. Anhand von Fotos des Gesichtes aller Partner wurden die horizontale und vertikale Asymmetrie nach Scheib, Gangestad und Thornhill (1999) berechnet und zu einem gesichtsbezogenen Asymmetrie-Index (AI) summiert. Die Autoren fanden in der Gesichtssymmetrie von 34 jungen Paaren aus Großbritannien (Studierende) eine signifikante positive Übereinstimmung ($r = .39$, $p < .05$). Bei der zweiten Stichprobe, welche 110 Studierende und ihre Partner aus den USA umfasste, konnte ebenfalls eine Partnerähnlichkeit in der Gesichtssymmetrie nachgewiesen werden, die mit einem Korrelationskoeffizienten von .19 jedoch knapp nicht signifikant ausfiel ($p = .051$).

3.2.4 Mit Übergewicht assoziierte Merkmale

Angesichts des vermuteten Einflusses von Assortative Mating auf das ansteigende Übergewicht von Menschen, sollen in diesem Abschnitt Merkmale, welche damit assoziiert sind, näher beleuchtet werden. Da Silbernagl (2012) bereits Meta-Analysen zur Partnerähnlichkeit im Körpergewicht und im BMI durchgeführt hat, wird hier weiterführend die Partnerübereinstimmung in den Taillen- und Hüftumfängen sowie im WHR, untersucht. Die alleinige Verwendung des BMI als Maß für Übergewicht und damit einhergehende Gesundheitsrisiken ist zunehmend umstritten, da er beispielsweise nicht die Fettverteilung oder Muskelmasse berücksichtigt (Janssen, Katzmarzyk, & Ross, 2004; Prentice & Jebb, 2001; Seidell, Périusse, Després, & Bouchard, 2001).

3.2.4.1 Taillenumfang

Gemäß der Weltgesundheitsorganisation (WHO) wird der Taillenumfang in der Mitte zwischen dem Unterrand der letzten Rippe und dem höchsten Teil des Beckenkamms gemessen. Laut Richtlinien des United States National Institutes of Health (NIH), wird er unmittelbar über dem höchsten Teil des Beckenkamms gemessen. Direkt am Unterrand der letzten Rippe wird der Taillenumfang gemäß

dem Anthropometric Standardization Reference Manual (ASM) gemessen (Wang et al., 2003) erfasst. Der Taillenumfang ist ein aussagekräftiger und etablierter Indikator für akkumuliertes intraabdominales Fett. Dieses auch als viszeral bezeichnete Fett umhüllt die inneren Organe in der freien Bauchhöhle und ist ein Risikofaktor für kardiovaskuläre Krankheiten, Diabetes und Bluthochdruck. Laut WHO ist das Risiko für metabolische Komplikationen bei mäßigen Taillenumfängen (Männer > 94 bis 102 cm, Frauen > 80 bis 88 cm) leicht erhöht und bei großen Umfängen (Männer > 102 cm, Frauen > 88 cm) beträchtlich erhöht (WHO Consultation, 2008).

Partnerähnlichkeit im Taillenumfang

Die Messung des Taillenumfangs wurde in allen Studien objektiv vorgenommen. Mit Ausnahme von zwei Studien, bei welchen der Beziehungsstatus nicht ermittelt werden konnte, wurden verheiratete Paare für die Untersuchung der Partnerähnlichkeit im Taillenumfang herangezogen.

Paarkorrelationen unter .10 berichten unter anderem Lee et al. (2011). In ihrer Studie zur familiären Ähnlichkeit hinsichtlich Risikofaktoren für koronare Herzkrankheiten konnten die Autoren für 1641 junge Ehepaare aus Korea, mit einer um das Alter bereinigten Korrelation von .02, keine Partnerähnlichkeit im Taillenumfang beobachten. Eine Studie von Kim et al. (2006), welche ebenfalls Eheleute hinsichtlich des metabolischen Syndroms untersuchten, ergibt eine Rohkorrelation von .160. Mit der Bereinigung um das Alter verringert sich die Paarkorrelation jedoch auf $r = .06$. Ein vergleichbares Ergebnis berichtet Pennock-Román (1984) mit einer Partialkorrelation von .06, wobei hier das Alter und die Körpergröße der Partner als Kovariaten berücksichtigt wurden. Bei 376 Paaren aus urbanen und ländlichen Regionen Kanadas, zeigt sich mit einem um den BMI bereinigten Korrelationskoeffizienten von .03 ein ähnliches Ergebnis (Katzmarzyk, Pérusse, Rao, & Bouchard, 1999). Den einzigen, dafür jedoch starken negativen Zusammenhang zwischen Paaren im Taillenumfang berichtet Ramirez (1993) mit einer um das Alter und den BMI bereinigten Korrelation von -.37. Die Autorin führt keine Begründung der deutlich negativen Paarkorrelation im Taillenumfang an.

Sieben Studien von insgesamt 22 berichten Korrelationskoeffizienten zwischen .10 und .20. Rotimi und Cooper (1995) berechneten in ihrer Untersuchung bezüglich familiären Ähnlichkeiten in anthropometrischen Merkmalen für 162 afro-amerikanische Ehepaare eine nicht signifikante Paarpassung ($r = .11$). Ein ähnliches, jedoch signifikantes Ergebnis ($p < .05$) zeigte sich mit einer um das Alter und das Geschlecht bereinigten Paarkorrelation von .11 bei 108 Eheleuten aus Teheran (Azizi et al., 2009). Okuda et al. (2013) beobachteten bei ihrer Untersuchung von Risikofaktoren des metabolischen Syndroms bei 756 Ehepaaren aus Japan eine signifikante Partnerähnlichkeit im Taillenumfang (Rohkorrelation $r = .15$, $p < .01$ und altersbereinigte Korrelation $r = .11$, $p < .01$). Park, Yim und Cho (2004) konnten in ihrer Studie zur familiären Aggregation von Fettleibigkeit und damit assoziierten Risikofaktoren zwar eine höhere jedoch keine signifikante Paarpassung im Taillenumfang feststellen ($r = .14$). Einen ähnlich hohen positiven Zusammenhang ($r = .16$, $p < .05$) beobachteten Jelenkovic, Poveda und Rebato (2011) bei 322 Ehepaaren aus Bilbao, Spanien.

Mit der Ehedauer und deren Effekte auf die Partnerähnlichkeit von Paaren befassten sich Al-Kandari, Crews und Poirier (2002). Dabei zeigte sich für 108 Ehepaare, die zum Erhebungszeitpunkt weniger als 15 Jahre verheiratet waren, eine signifikante Paarkorrelation ($r = .18$, $p < .05$). Bei Paaren, die zwischen 16 und 30 Jahren verheiratet waren, zeigte sich eine negative Paarpassung ($r = -.13$, nicht signifikant) wohingegen die höchste Korrelation ($r = .30$, $p = .08$) bei Paaren, die über 31 Jahre verheiratet waren, festgestellt wurde. Alle untersuchten Paare gehören den Al Kandari, einem der bedeutendsten Stämme in Kuwait, an. Dies ist wichtig zu erwähnen, da die Al Kandari seit jeher die Heirat unter Blutsverwandten praktizieren. Paare, die weniger als 15 Jahre verheiratet waren, machten jedoch 62,9% aller nicht-blutsverwandten Paare aus. Gemäß Al-Kandari et al. (2002) unterscheidet sich diese Personengruppe dahingehend, dass nicht-blutsverwandte Paare jüngeren Alters sind, höhere Bildungsabschlüsse aufweisen und vermutlich einen größeren Pool an potentiellen Partnern vorfinden bzw. präferieren.

Die Baseline Untersuchung der Fleurbaix-Laventie Ville Santé Studie, welche zwischen 1992 und 1997 Beziehungen zwischen Elternmerkmalen und Übergewicht bei deren Nachkommen untersuchte, zeigte bei 124 Ehepaaren aus Frankreich ebenfalls eine signifikante ($p < .05$) und um das Alter und die Körpergröße bereinigte Paarkorrelation von .18 (Heude et al., 2005). Von Tomici (1939) untersuchte Paare aus Sassari, der Hauptstadt von Sardinien, zeigten ebenfalls eine Partnerähnlichkeit im Taillenumfang ($r = .20$).

Studien, welche Paarkorrelationen über .20 postulieren, überwiegen. Chien et al. (2007), welche Ehepaare aus der nahe Taipei gelegenen Chin-Shan Gemeinde hinsichtlich Risikofaktoren für das metabolische Syndrom untersucht haben berichten einen Korrelationskoeffizienten von .21. Eine Untersuchung von van Dongen, Willemsen, Chen, Geus und Boomsma (2013) demonstrierte bei 1164 Ehepaaren (Eltern von Zwillingen) aus den Niederlanden ebenfalls eine Partnerähnlichkeit dieser Größenordnung. Im Rahmen der breit angelegten IMMIDIET Studie (Di Castelnuovo et al., 2007), in welcher 802 Ehepaare aus Italien, Belgien und Großbritannien hinsichtlich kardiovaskulärer Risikofaktoren verglichen wurden, zeigte sich beim Taillenumfang eine hochsignifikante ($p < .0001$) Paarkorrelation von .27. Diese verringerte sich nach der Bereinigung um sechs Kovariaten (Alter, Population, sozialer Status, physische Aktivität, Rauchverhalten und den prozentuellen Anteil von Lipidkalorien) nur geringfügig ($r = .23$, $p < .0001$). Katzmarzyk et al. (2000) beobachteten bei ihrer Studie zur familiären Ähnlichkeit im Körperfett und dessen Verteilung ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen den Taillenumfängen der 69 Ehepaare aus der kanadischen Provinz Ontario ($r = .22$). Nach der Bereinigung der Rohkorrelation um sechs Hautfaltendicken (Triceps, Biceps, mediale Wade, abdominal, subskapular und supraspinal) und den BMI vergrößerte sich der Korrelationskoeffizient auf .26.

Pérusse et al. (2000) berechneten anhand von Daten aus der Baseline-Untersuchung im Rahmen der HERITAGE-Studie, welche Effekte regelmäßiger physischer Aktivität auf kardiovaskuläre Risiken und Diabetes untersuchte, eine Paarpassung in einem geringfügig höheren Ausmaß. Auch Paare aus Afrika, die der Igbo und damit einer der größten Volksgruppe Nigerias angehören, waren

sich in ihrem Taillenumfang ähnlich ($n = 42$, $r = .27$, nicht signifikant). Im Rahmen der Nancy Family Study, welche die familiäre Ähnlichkeit in Körperumfängen untersuchte, wiesen die 216 Ehepaare ebenfalls signifikant ähnliche Taillenumfänge auf ($r = .31$). Die höchsten in der Literatur gefundenen Paarkorrelationen berichten Spuhler (1962) für 205 Ehepaare aus den USA sowie Santos et al. (2013) für 250 Eheleute aus Portugal mit Korrelationskoeffizienten von jeweils .38.

3.2.4.2 Hüftumfang

Die Messung des Hüftumfangs wird gemäß Richtlinien der WHO, des NIH und des ASM an der breitesten Stelle des Gesäßes vorgenommen. Studien zeigen, dass ein geringerer Hüftumfang mit weniger Muskelmasse und ungünstigen Konzentrationen von Insulin, HDL Cholesterol und Triacylglycerol einhergehen kann und damit häufiger mit Gesundheitsrisiken in Zusammenhang gebracht wird. Ein größerer Hüftumfang könnte hingegen das Risiko für kardiovaskuläre Krankheiten und Diabetes senken (Seidell et al., 2001; Janghorbani, Momeni, & Dehghani, 2012).

Partnerähnlichkeit im Hüftumfang

Vier von insgesamt 17 Studien berichten Paarkorrelationen unter .10. Salces et al. (2004) entnahmen insgesamt 28 anthropometrische Maße von 107 Ehepaaren aus Spanien und fanden keine Partnerähnlichkeit im Hüftumfang ($r = .05$, $p < .05$). Ähnliche Ergebnisse zeigten sich bei 107 von Pomerat (1936) und 162 von Rotimi und Cooper (1995) untersuchten Ehepaaren aus den USA. Okada (1988) maß die Hüftumfänge von Eheleuten aus der Präfektur Kanagawa, einem Teil des Ballungsraumes Tokios. Sie verglich die Partnerähnlichkeit in physischen, soziologischen und demographischen Merkmalen bei Ehepaaren der ersten ($n = 50$) mit der zweiten Generation ($n = 50$). Während sich bei der älteren Generation im Hüftumfang keine Partnerähnlichkeit ($r = .07$) zeigte, fiel die Paarkorrelation bei der jüngeren Generation mit einem nicht signifikanten Korrelationskoeffizienten von .14 höher aus. Die Ähnlichkeit der Partner hat sich diesen Daten zufolge innerhalb zweier Generationen verdoppelt. Kim et al. (2006)

fürten in Korea eine landesweite Studie zur Partnerähnlichkeit in Risikofaktoren für das metabolische Syndrom durch. Dabei zeigte sich bei 3141 Eheleuten ein kleiner aber hochsignifikanter positiver Zusammenhang im Hüftumfang (Rohkorrelation $r = .10$, $p < .0001$; altersbereinigtes $r = .16$, $p < .0001$). Die umfassende anthropometrische Studie von Jelenkovic et al. (2011) an einer Stichprobe von 322 Ehepaaren aus Spanien ergab mit einer Paarpassung von $.17$ ($p < .05$) ein ähnliches Ergebnis. In der Baseline Untersuchung der Fleurbaix-Laventie Ville Santé Studie zeigte sich bei verheirateten Paaren ebenfalls ein signifikante r ($p < .05$) um das Alter und die Körpergröße bereinigter Zusammenhang mit $r = .18$ (Heude et al., 2005). Die größten Partnerähnlichkeiten im Hüftumfang berichten Spuhler (1962), Al-Kandari et al. (2002), Park et al. (2004) und Ekezie und Danborn (2008) mit Korrelationskoeffizienten von $.22$ ($p < .05$), $.23$ ($p < .01$), $.24$ ($p < .05$) und $.27$ (nicht signifikant).

3.2.4.3 Taille-Hüft-Verhältnis

Das Taille-Hüft-Verhältnis (engl. waist-to-hip ratio, WHR) wird über den Quotienten aus Taillen- und Hüftumfang berechnet. Das WHR, als physiologischer Marker, wurde vor allem im Zusammenhang mit der Attraktivität und Fruchtbarkeit von Frauen untersucht (Singh, 1995; Singh & Luis, 1995; für Meta-Analysen zum WHR und weiblicher Attraktivität siehe Mohr, 2012). Das Taille-Hüft-Verhältnis dient jedoch auch als Maß für die abdominale Fettverteilung am menschlichen Körper. Ein hohes WHR, welches durch einen hohen Taillenumfang und einen geringen Hüftumfang resultiert, wird unter anderem mit Fettleibigkeit, kardiovaskulären Erkrankungen, Diabetes, Bluthochdruck und bestimmten Krebsformen in Zusammenhang gebracht. Laut WHO ist das Risiko für metabolische Komplikationen bei Werten ≥ 0.90 cm bei Männern und ≥ 0.85 cm bei Frauen beträchtlich erhöht (WHO Consultation, 2008).

Partnerähnlichkeit im Taille-Hüft-Verhältnis

Die für die Berechnung des Taille-Hüft-Verhältnisses notwendigen Daten wurden, sofern näher beschrieben und mit Ausnahme von Keller et al. (1996),

von geschultem Personal vorgenommen. Dabei wurden standardisierte Protokolle und Prozeduren der WHO, des NIH oder des ASM angewendet.

Kein Zusammenhang zeigte sich in drei bedeutenden Kasten der Region Punjab in Indien (Badaruddoza, 2012). Die ermittelten Paarkorrelationen im Merkmal waist-hip ratio sind bei der Hindu Khatri Kaste ($n = 51$, $r = -.16$) und bei der Bania Kaste ($n = 49$, $r = -.09$) nahe Null. Bei der im Hinduismus obersten Kaste, Brahmin ($n = 45$, $r = .05$, nicht signifikant), zeigte sich ebenfalls keine Übereinstimmung der Partner in diesem Merkmal. Gründe für diese Ergebnisse liegen vermutlich in den Eigenschaften der Menschen, die den jeweiligen Kasten angehören und im Kastensystem selbst. Während der Khatri Kaste primär Geschäftsmänner und Bankiers angehören, umfasst die Bania Kaste vorwiegend Händler von Nahrungsmitteln und Gewürzen. Angehörige der Brahmin Kaste gehören der obersten Hindu Kaste an, sind in die Politik eingebunden und gut gebildet. Der Pool an potentiellen PartnerInnen und die Partnerwahl sind insgesamt, aufgrund der im Kastensystem vorherrschenden Endogamie, eingeschränkt und stark fremdbestimmt¹. Park et al. (2004), Ramirez (1993), Rotimi und Cooper (1995) sowie Wu et al. (2003) konnten mit Paarkorrelationen zwischen .00 und .08 jedoch ebenfalls keine Partnerähnlichkeit im Merkmal waist-hip ratio feststellen.

Andere Autoren berichten wiederum Paarkorrelationen im WHR um .10. Nach der Bereinigung der Rohkorrelation ($r = .16$) um das Alter, die Population, den sozialen Status, die physische Aktivität, das Rauchverhalten und die Prozent der Kalorien aus Lipiden der Partner, bleibt der von Castelnovo et al. (2007) beobachtete Zusammenhang im WHR positiv ($r = .10$, $p < .01$). Eine Paarpassung in ähnlicher Größe publizierten auch Kim et al. (2006) für 3141 Paare aus Korea sowie Pérusse, Leblanc und Bouchard (1999) im Rahmen des Canada Fitness Surveys für 1590 Ehepaare. Rebato, Salces, Jelenkovic und Susanne (2007) berichten für 168 verheiratete und unverheiratete Paare im Merkmal WHR eine um den BMI bereinigte Paarkorrelation von .140 ($p < .001$).

¹ Quelle: <http://peoplegroupsindia.com>, zuletzt abgerufen am 11.11.2013 um 17:48.

Geringfügig darüber lag die von Jelenkovic et al. (2011) berechnete Rohkorrelation bei 322 Ehepaaren aus Spanien ($r = .15, p < .05$). Bei 1164 Eltern von Zwillingen aus den Niederlanden zeigte sich mit einer Korrelation von .18 ebenfalls ein positiver Zusammenhang (van Dongen et al., 2013). Einer Studie von Keller et al. (1996) zufolge, zeigte sich bei 23 unverheirateten Paaren aus den USA eine deutlich geringere Partnerähnlichkeit ($r = .10$) im WHR als bei 26 verheirateten Partnern ($r = .48, p < .05$). Die Autoren sprechen die Möglichkeit einer Konvergenz an, halten dies jedoch mit Verweis auf Befunde, die dagegen sprechen, für unwahrscheinlich. Einen höheren positiven Zusammenhang beobachteten Tienboon, Rutishauser und Wahlqvist (1992) in ihrer Familienstudie zu koronaren Risikofaktoren in Australien ($n = 126, r = .22, p < .01$). Die höchste Paarpassung ($n = 124, r = .24, p < .01$) liegt laut der Baseline-Untersuchung der Fleurbaix-Laventie Ville Santé Studie vor (Heude et al., 2005).

3.3 Zusammenfassung

Hinsichtlich Größenpräferenzen zeigt sich eine klare Orientierung an der male-taller norm, wobei hier geschlechtsspezifische und herkunftsbezogene Unterschiede festgestellt wurden. Insgesamt zeigt sich bei Frauen eine stärkere Präferenz für Beziehungen, in denen der Mann größer ist als die Frau. Während in westlichen Ländern die Präferenzen der Partnergröße homogen der male-taller norm entsprechen, sind diese in nicht-westlichen Populationen weniger eindeutig und heterogener ausgeprägt. Größenverhältnisse zwischen liierten Partnern wurden bisher bei Paaren aus Großbritannien, den USA und ruralen Gebieten Afrikas untersucht. Die Mehrheit der Studien untersuchte den Anteil von Beziehungen, in denen die Frau größer ist als der Mann.

Der aktuelle Forschungsstand hinsichtlich Assortative Mating für die interessierenden Merkmale liefert ein uneinheitliches Bild. Die Bandbreite der berichteten Paarkorrelationen ist groß. Diese liegen bei physischer Attraktivität zwischen .03 und .73, beim Taillenumfang zwischen -.37 und .38, beim Hüftumfang zwischen .05 und .27 und beim WHR zwischen -.16 und .48. Allerdings sind die Studien hinsichtlich der Stichprobenziehung, -umfänge und -zusammensetzung sehr unterschiedlich.

4 Fragestellung und Forschungshypothesen

Angesichts heterogener und zum Teil widersprüchlicher Studienresultate zu den interessierenden Variablen, ist die Zusammenfassung der Ergebnisse in Form eines systematischen Reviews (Petticrew & Roberts, 2006) und deren Auswertung auf einer Metaebene sinnvoll. Die Meta-Analyse von Pierce (1996) zur male-taller norm liegt zudem 17 Jahre zurück, jene von Feingold (1988) zur Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität ist 25 Jahre alt. Für die Partnerähnlichkeit in den Variablen Symmetrie, Taillen- und Hüftumfang sowie WHR gibt es bislang keine Meta-Analysen.

Im Rahmen dieser Arbeit soll geklärt werden, ob und in welchem Ausmaß sich die Präferenz dafür, dass der Mann in einer romantischen Beziehung größer als die Frau sein sollte, in der tatsächlichen Partnerwahl widerspiegelt. Weiters wird der Frage nachgegangen, in welchem Ausmaß Assortative Mating für die physische Attraktivität, Gesichtssymmetrie, den Taillen- und Hüftumfang sowie das Taille-Hüft-Verhältnis nachweisbar ist. Gemäß den Ergebnissen aus den Primärstudien wird erwartet, dass die Präferenz bei Frauen, für einen relativ zur Frau größeren Mann, in signifikant stärkerem Ausmaß ausgeprägt ist, als bei Männern. Weiters wird vermutet, dass die Präferenzen je nach Herkunft der Stichproben und der Gesellschaft signifikant differieren. Ebenso wird ein Transfer der Größenpräferenzen, entsprechend der male-taller norm, in reale Partnerschaften angenommen. Hinsichtlich Assortative Mating werden positive Zusammenhänge und somit eine Ähnlichkeit zwischen Partnern in den interessierenden Variablen erwartet. Es wird vermutet, dass sich Paare stärker in augenscheinlich erkennbaren Merkmalen, wie physische Attraktivität, ähneln, als in weniger ersichtlichen Eigenschaften, wie den Körperumfängen und dem WHR. Aufgrund des Anstiegs des Übergewichts in der Gesellschaft und der Hypothese eines Einflusses durch Assortative Mating, wird vermutet, dass die Partnerähnlichkeit im Taillen- und Hüftumfang sowie im WHR über die Zeit hinweg steigt.

5 Methode

5.1 Literatursuche

Die umfassende Literatursuche erfolgte im Zeitraum von Februar 2013 bis September 2013 in den elektronischen Literaturdatenbanken *Google Scholar*, *PsycINFO*, *ProQuest*, *Pubmed*, *Scopus*, *Web of Science* und *WorldCat*. Folgende Schlagworte wurden dafür einzeln und in Kombination herangezogen:

assortative mating, assortative matching, assortative pairing, assortative marriage, assortative formation, assortative similarit*, disassortative mating, non random mating, homogamy, homogamous mate choice, human mating patterns, human mate choice, couple selection, couple correlation, couple similarit*, couple resemblance, couple matching, couple choice, marital selection, marital correlation, marital similarit*, marital resemblance, marital matching, marital choice, marital assortment, marital sorting, partner selection, partner correlation, partner similarit*, partner resemblance, partner matching, partner choice, spouse selection, spous* correlation, spous* similarit*, spous* resemblance, spouse matching, spouse choice, pair correlation, dyad correlation, husband-wife correlation, father-mother correlation, parent* correlation, Partnerähnlichkeit, Partnerkorrelation, Paarkorrelation, Paarkongruenz

male taller norm, male taller preference, female shorter norm, preference* for sexual dimorphism in height, preference* for sexual dimorphism in stature, human height preference*, preferred partner height, social norm height, physical attractiveness, physical appearance, physical resemblance, body attractiveness, symmetry, fluctuating asymmetry, FA, body symmetry, facial symmetry, face symmetry, anthropometr*, waist circumference, physical variables, waist girth, hip circumference, hip girth, body circumferences, waist hip ratio, WHR, obesity, adiposity

Die gefundene Literatur wurde zunächst über die Titel und Abstracts in Hinblick auf thematische Relevanz inspiziert. Bei Zugriff auf den Volltext, wurde sofort die gesamte Studie gesichtet, da die interessierenden Variablen eher selten explizit in Titel und Abstracts genannt, sondern oftmals als Nebenvariablen mit erhoben werden. Bei nicht vorhandenem Zugriff auf den Volltext, wurde mit Hilfe des elektronischen Verzeichnisses der Universitätsbibliotheken Wien die Prüfung auf Verfügbarkeit der relevanten Literatur vorgenommen². Sofern die Literatur in einer der Bibliotheken in Wien auflag, wurde sie vor Ort beschafft. Andernfalls wurden die Originale per Fernleihe der Universität Wien und über den deutschen Dokumentenlieferdienst *Subito*³ bestellt. Auch das direkte Kontaktieren von StudienautorInnen per E-Mail erwies sich als erfolgreich. Als letzter Schritt wurde bei besonders relevanten oder viel zitierten Studien (z. B. Spuhler, 1968; Feingold, 1988 und Pierce, 1996) die Funktionen „reference search“, „find similar articles“ und „cited by“ elektronischer Datenbanken - insbesondere bei Google Scholar, Scopus und Web of Science - genutzt.

5.2 Ein- und Ausschlusskriterien

Vor Beginn der Literatursuche wurden Ein- und Ausschlusskriterien in Anlehnung an Silbernagl (2012) und Lackner (2012) definiert. Aufgrund der Schwerpunktsetzung der vorliegenden Arbeit sowie der Vielfalt an gefundener Literatur, wurden diese im Verlauf der Literatursuche adaptiert.

Folgende Kriterien mussten erfüllt werden, um als Primärstudie in die Meta-Analysen inkludiert zu werden:

- die Studie muss nach wissenschaftlichen Standards durchgeführt worden sein

² Relevante Literatur war vor allem in den Fachbereichsbibliotheken der Biologie, Psychologie und Soziologie der Universität Wien auffindbar.

³ Quelle: <http://www.subito-doc.de>, zuletzt abgerufen am 27.11.2013 um 18:34.

- die Studie steht im Volltext zu Verfügung oder beinhaltet im Abstract alle für die Effektstärkenberechnung benötigten Daten
- die Studie ist in englischer oder deutscher Sprache verfasst - andernfalls muss eine eindeutige Übersetzung (mittels Google Translate⁴) der Ergebnisse möglich und treffsicher sein
- *Assortative Mating*: Es musste mindestens eine Paarkorrelation zu einem der interessierenden Merkmale vorhanden sein. Auch Angaben zur Stichprobengröße der jeweiligen Paarkorrelation mussten vorliegen. Weiters waren nur menschliche, gesunde, nicht-klinische und unabhängige Stichproben von Interesse, die aus liierten heterosexuellen Paaren bestehen.
- *Größenpräferenzen*: Es wurden individuelle Präferenzen für die relative Körpergröße eines Partners in einer romantischen Beziehung angegeben (d. h. „größer“, „gleich groß“ oder „kleiner“). All jene Studien, welche diesbezügliche Ergebnisse in Form von Häufigkeiten oder Prozentsen berichteten, wurden in die Meta-Analyse eingeschlossen.
- *Male-taller norm*: Es liegen Angaben zu Größenverhältnissen zwischen liierten Partnern vor. All jene Studien, welche diesbezügliche Ergebnisse in Form von Häufigkeiten oder Prozentsen berichteten, wurden in die Meta-Analyse eingeschlossen.

Daraus ergeben sich folgende Ausschlusskriterien:

- die Studie wurde nicht nach wissenschaftlichen Standards durchgeführt
- der Volltext der Studie war nicht beschaffbar oder der veröffentlichte Abstract liefert keine relevanten Daten
- relevante Daten einer nicht im Volltext beschaffbaren Studie waren nicht aus einer Sekundärquelle zu entnehmen

⁴ Quelle: <http://translate.google.com>, zuletzt abgerufen am 28.11.2013 um 12:57.

- die Daten der nicht in Englisch oder Deutsch verfassten Studie sind auch per Übersetzungstools nicht eindeutig und treffsicher übersetzbar
- *Assortative Mating*: Es wurde keine Paarkorrelation zu einem der interessierenden Merkmale publiziert oder die Paarpassung wird nicht mittels eines Korrelationskoeffizienten angegeben. Eine Zuordnung der Stichprobengröße zu der jeweiligen Paarkorrelation war nicht möglich. Die Stichprobe wurde nach klinischen Gesichtspunkten, wie körperlichen und psychischen Erkrankungen oder gesundheitlichen Risiken, ausgewählt. Die Stichprobe besteht aus gleichgeschlechtlichen oder nicht liierten Paaren, wie Pseudopaaren, „casual daters“, Speed Dating Partner, geschiedene oder Ex-Partner.
- *Größenpräferenzen*: Es werden Präferenzen für die absolute Körpergröße angegeben und es wird kein Bezug zur relativen Körpergröße hergestellt à „Frauen/Männer bevorzugen einen großen/kleinen Partner“. Die Ergebnisse werden nicht in Form von Häufigkeiten oder Prozentwerten angegeben oder beziehen sich auf Größenpräferenzen hinsichtlich gleichgeschlechtlicher Partner.
- *Male-taller norm*: Es handelt sich bei der untersuchten Stichprobe um gleichgeschlechtliche oder nicht liierte Partner. Die Ergebnisse werden nicht in Form von Häufigkeiten oder Prozentwerten angegeben.

5.3 Kodierung und Datenaufbereitung

Die Extraktion der benötigten Daten aus den inkludierten Primärstudien erfolgte mit Hilfe eines Kodierschemas. Dieses wurde in Anlehnung an Lackner (2012) und Silbernagl (2012) a priori erstellt und entsprechend des Themenschwerpunktes angepasst. Das Kodierschema befindet sich im Anhang D auf Seite 145. Zur Verwaltung der extrahierten Daten wurde die Tabellenkalkulationssoftware *Excel* genutzt. Kodiert wurden Charakteristika der Studien (u. a. Autoren, Publikationsjahr und Publikationstyp), der Stichproben (u. a. Alter, Beziehungsstatus und Herkunft) sowie Details zur Operationalisierung

(u. a. Erhebungsmethoden, verwendete Messinstrumente und Materialien) und die Ergebnisse (u. a. Rohkorrelationen und bereinigte Korrelationen, Anzahl und Art der bereinigten Kovariaten, Häufigkeiten).

Bei der Angabe von ungleich großen Stichprobengrößen für Männer und Frauen oder Spannweiten der Stichprobengröße, wurde jeweils die kleinere Stichprobengröße kodiert. Sofern Paarkorrelationen aus wiederholten Erhebungen an derselben Stichprobe berichtet und differenziert nach Messzeitpunkten oder Altersgruppen der Paare angegeben wurden, wurde die Gesamtkorrelation kodiert. Wenn diese nicht angegeben war, wurde die Paarkorrelation aus dem ersten Erhebungszeitpunkt oder von der jüngsten Altersgruppe kodiert, da diese der Partnerähnlichkeit zum Beziehungsanfang noch am nächsten kommt und allfällige Konvergenzeffekte vermutlich geringer sind. Aufgrund uneinheitlicher Angaben des Alters der Paare wurde die zusätzliche Kategorie „Altersgruppe“ mit den Ausprägungen „Unter 35-Jährige“, „Über 35-Jährige“ und „Not specified“ erstellt, um das Alter zumindest auf diese Weise festhalten und für die Auswertung nutzen zu können. Sofern in Studien der Beziehungsstatus nicht explizit genannt, jedoch die Daten von Vätern oder Müttern stammten, wurde in der Kategorie Beziehungsstatus mit der Ausprägung „Gemischt“ kodiert, da davon auszugehen ist, dass die meisten Paare, jedoch nicht zwingend alle, verheiratet sind. Notizen für Auffälligkeiten und relevante Zusatzinformationen wurden in ein Zusatzfeld eingetragen. Im Falle von fehlenden Werten wurden die betreffenden Felder frei gelassen. Im Anschluss an die Kodierung erfolgte, für die Überführung in die Statistiksoftware IBM SPSS Statistics zur deskriptiven Auswertung, eine Aufbereitung der Daten in Excel.

Zwölf Studien zur physischen Attraktivität berichteten mehrere Paarkorrelationen auf Basis unterschiedlicher Erhebungsmethoden an derselben Stichprobe. Da diese Paarkorrelationen von gleichen Stichprobe stammen, stellen sie Messwiederholungen und somit keine unabhängigen Effektgrößen dar (Borenstein, Hedges, Higgins, & Rothstein, 2009). Aus diesem Grund wurden die berichteten Effektgrößen kombiniert. Dazu wurden die Paarkorrelationen in Fisher's Z transformiert. Je nach Stichprobengröße wurde aus diesen das ungewichtete oder gewichtete arithmetische Mittel gezogen. Anschließend

erfolgte die Rücktransformation für den Erhalt der kombinierten Effektgröße in Form des Korrelationskoeffizienten r . Zur Identifikation der betreffenden Studien (insgesamt 12) wurden diese in der Kategorie „Art des Ratings“ mit der Ausprägung „Ratings kombiniert“ gekennzeichnet.

5.4 Datenanalyse

Der deskriptive Informationsgehalt der Daten wurde mit Excel und SPSS berechnet. Die meta-analytische Auswertung erfolgte mit der Software Comprehensive Meta-Analysis (CMA).

Der Gesamteffekt für das Ausmaß von Assortative Mating wurde für jedes interessierende Merkmal in Form eines Korrelationskoeffizienten berechnet. Dieser stellt den gewichteten Mittelwert aus den Effektstärken der inkludierten Primärstudien dar. Bei Primärstudien mit absoluten Häufigkeits- und Prozentangaben zu Größenpräferenzen und Größenverhältnissen in realen Paaren, wurde zur Ermittlung der Effektstärke die relative Häufigkeit berechnet. Der Gesamteffekt wurde in Form einer logarithmierten Ereignisrate (log odds oder auch logit event rate genannt) berechnet, wird jedoch, aus Gründen der leichten Interpretierbarkeit, im Ergebnisteil und bei den Grafiken im Anhang B (Seite 124) auch als relative Häufigkeit angegeben.

Zur Prüfung der statistischen Homogenität der Daten wurden der Cochran Test (Q -Test) und die I^2 Statistik herangezogen. Ein nicht signifikanter Q -Test indiziert eine Homogenität der Daten woraufhin ein fixed-effect model angenommen werden kann. Bei diesem Modell wird davon ausgegangen, dass den einzelnen Studien eine gemeinsame wahre Effektstärke zugrunde liegt. Etwaige Abweichungen von dieser sind laut dem Modell auf die Variabilität der Stichprobenkennwerte (Stichprobenfehler oder Standardfehler) in den einzelnen Studien zurück zu führen. Ist der Q -Test signifikant, spricht dies für heterogene Daten und ein random-effects model für die Berechnung des Gesamteffekts wird angenommen. Bei diesem Modell wird davon ausgegangen, dass den einzelnen Studien unterschiedliche Effektstärken zugrunde liegen. Abweichungen vom Mittelwert der Population kommen aufgrund von Stichprobenfehlern aber auch

durch weitere (unbekannte) Variabilitätsfaktoren zustande. Zusätzlich wird der I^2 Index als deskriptives Maß für die Stärke der Variation der einzelnen Effektgrößen in den Primärstudien herangezogen. Die I^2 Statistik nimmt einen Wert zwischen 0 und 100% an, wobei ein hoher Prozentwert eine höhere Inkonsistenz über die Studienergebnisse hinweg bedeutet. Demgemäß ist ein I^2 um 0% als Homogenität zu interpretieren, während I^2 - Werte um 25% eine kleine, um 50% eine mittlere und um 75% oder darüber eine große Variabilität zwischen den Studieneffekten indizieren (Borenstein et al., 2009).

Subgruppenanalysen wurden zur Prüfung von Moderatorvariablen auf den Gesamteffekt und zur Aufklärung von Heterogenität herangezogen. Um zu untersuchen, ob das Publikationsjahr der Studien einen Einfluss auf den Gesamteffekt hat, wurden Meta-Regressionen, mit dem Publikationsjahr als Prädiktor, durchgeführt.

In einem weiteren Schritt wurde überprüft, ob die inkludierten Primärstudien einer Publikationsverzerrung (Publikations-Bias) unterliegen, welche zu einer Unter- oder Überschätzung der Gesamteffekte führen kann (Borenstein et al., 2009). Zur visuellen Prüfung einer Publikationsverzerrung wurde für jede untersuchte Variable ein Funnel Plot erstellt, der Auskunft über die Verteilung der inkludierten Studien um die Linie der mittleren Effektstärke gibt. Eine asymmetrische Verteilung deutet auf einen Publikations-Bias hin (Borenstein et al., 2009). Mit der Trim-and-Fill-Analyse nach Duval und Tweedie (2000) wurde berechnet, wie viele Studien mit signifikanten oder nicht-signifikanten Ergebnissen fehlen, um eine allfällige Asymmetrie auszugleichen. Weiters wurden die Rangkorrelation nach Begg and Mazumdar berechnet sowie Egger's Regressionstests durchgeführt. Um sicherzustellen, dass der ermittelte Gesamteffekt kein reines Artefakt des Publikations-Bias ist, wurde das Fail-safe- N nach Rosenthal (1979) berechnet. Dieser Wert gibt an, wie viele nicht signifikante Studien erforderlich wären, um einen ermittelten signifikanten Gesamteffekt statistisch unbedeutend werden zu lassen.

5.5 Beschreibung inkludierter Studien

Die im Abschnitt 5.2 angeführten Inklusionskriterien wurden von 83 Studien erfüllt. Dabei handelt es sich um 79 Fachzeitschriften, zwei Dissertationen (Rich, 1985; Webb, 2009) und zwei Forschungspapers (Bauer & Ganser, 2007; Spuhler, 1962). Von den 83 Studien berichten 66 Paarkorrelationen, 10 liefern Daten zu Größenpräferenzen und fünf zu Körpergrößenverhältnissen in realen Paaren. Zwei Studien (Beigel, 1954; Sorokowski et al., 2012) untersuchten sowohl Größenpräferenzen im Labor als auch Größenverhältnisse in realen Paaren. Der Publikationszeitraum der Literatur erstreckt sich von 1936 bis 2013.

In Bezug auf die Partnerähnlichkeit und Größenverhältnisse in realen Beziehungen liegen Daten von 46915 liierten Paaren vor. In die Meta-Analysen zu Assortative Mating flossen insgesamt 102 Paarkorrelationen ein. Tabelle 1 und Tabelle 2 zeigen deren Aufteilung auf die interessierenden Merkmale und die Herkunft der Stichproben. Der größte Anteil der aus Nordamerika stammenden Stichproben wurde in Studien zur Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität untersucht: 40 oder auch 81.6%, von insgesamt 49 Stichproben, stammen aus Nordamerika.

Tabelle 1: Verteilung der Paarkorrelationen auf die gemessenen Merkmale

Gemessenes Merkmal	Häufigkeit	Prozent
Physische Attraktivität	49	48.0
Gesichtssymmetrie	2	2.0
Taillenumfang	12	11.8
Hüftumfang	22	21.6
WHR	17	16.7
Gesamt	102	100.0

Tabelle 2: Verteilung der Paarkorrelationen auf die Herkunft der Stichproben

Kontinent	Häufigkeit	Prozent
Nordamerika	56	54.9
Europa	25	24.5
Asien	18	17.6
Afrika	2	2.0
Australien	1	1.0
Gesamt	102	100.0

Tabelle 3 und Tabelle 4 zeigen, wie sich die hinsichtlich Assortative Mating untersuchten Stichproben auf die Altersgruppen und den Beziehungsstatus aufteilen. Die Mehrheit der unter 35-Jährigen (32 Stichproben) und der gesamte Anteil der unverheirateten Paare wurden in Studien zur Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität untersucht.

Tabelle 3: Verteilung der Altersgruppen

Altersgruppe	Häufigkeit	Prozent
Unter 35 Jahre	37	44.0
Über 35 Jahre	32	38.1
Not specified	15	17.9
Gesamt	84	100.0

Tabelle 4: Verteilung des Beziehungsstatus

Beziehungsstatus	Häufigkeit	Prozent
Verheiratet	51	60.7
Nicht verheiratet	14	16.7
Gemischt	11	13.1
Not specified	8	9.5
Gesamt	84	100.0

Tabelle 5 illustriert, welche Ratingmethoden für die Erhebung der Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität herangezogen wurden. In 12 Fällen wurden mehrere Paarkorrelationen, auf Basis unterschiedlicher Ratingmethoden, an derselben Stichprobe berichtet. Für die Inklusion dieser Studienergebnisse wurden die Effektgrößen kombiniert (Details dazu befinden sich im Abschnitt 5.3 auf Seite 56), was die Anzahl der kodierten Paarkorrelationen von 74 auf 49 (wie in Tabelle 1 auf Seite 60 ersichtlich) reduzierte. Fotos (65.4%) wurden am häufigsten zur Einschätzung der Attraktivität durch objektive Richter herangezogen.

Tabelle 5: Ratingmethoden der physischen Attraktivität

Ratingmethode	Häufigkeit	Prozent
Objektives rating	34	45.9
Selbsteinschätzung	19	25.7
Intraindividuelles rating	12	16.2
Peer rating	5	6.8
Partner rating	4	5.4
Gesamt	74	100.0

Daten bezüglich Größenpräferenzen stammen von 3381 Männern und 3941 Frauen. Die Mehrheit war unter 35 Jahre alt (64.7%) und war, aufgrund mangelhafter oder fehlender Angaben, keinem spezifischen Beziehungsstatus zuzuordnen (41.2% „Gemischt“ und 29.4% „Not specified“). Es wurden überwiegend Stichproben (70.6%) aus westlichen Gesellschaften untersucht, wobei 7 aus Europa und 5 aus Nordamerika stammten. Die verbleibenden fünf Stichproben teilen sich auf Asien (3 Stichproben) und Afrika (2 Stichproben) auf.

Daten bezüglich der Körpergrößenverhältnisse in realen Beziehungen liegen für insgesamt 27687 Paare vor. Die Mehrheit der insgesamt 9 Stichproben (77.8%) ist verheiratet und stammt aus Afrika (55.6%). Allerdings war der Umfang der vier Stichproben aus Europa und Nordamerika, wesentlich größer und machte mit über 95% (26403 Paare) den Großteil des gesamten Stichprobenumfangs aus.

Insgesamt, das heißt die Gesamtheit der interessierenden Merkmale betreffend, wurden Daten von Populationen aus 26 verschiedenen Nationen für die Analyse herangezogen (Abbildung 2).

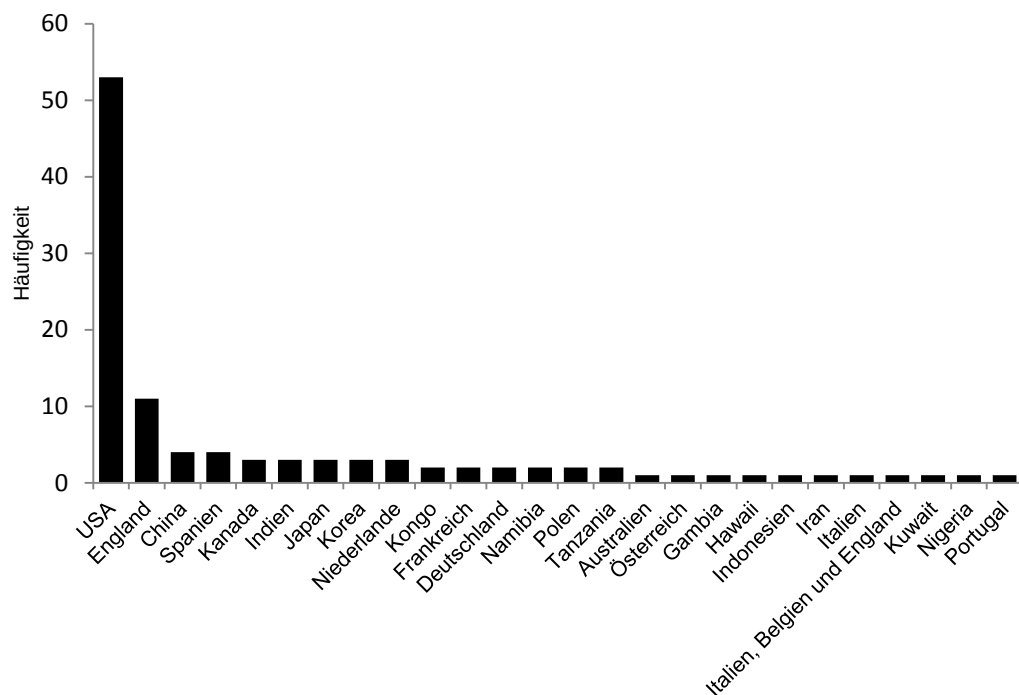


Abbildung 2: Verteilung der Stichproben auf 26 Nationen

6 Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse der Meta-Analysen im Detail dargestellt. Einen tabellarischen Überblick über die Ergebnisse sowie die dazugehörigen Forest und Funnel Plots zur Visualisierung befinden sich im Anhang A (ab Seite 121) und B (ab Seite 124).

6.1 Präferenzen der Partnergröße

6.1.1 Präferenz: Größerer Mann, relativ zur Frau

Die Meta-Analyse zu Präferenzen für einen relativ zur Frau größeren Mann, umfasste 34 Stichproben, wovon 17 aus Männern und 17 aus Frauen bestehen. Aufgrund der überaus hohen Heterogenität der Daten ($Q = 1226.213$, $df = 33$, $p < .0001$, $I^2 = 97.31\%$) wurde ein random effects model angenommen. Es zeigte sich ein signifikantes Ergebnis ($z = 8.114$, $p < .0001$) mit einer Logit event rate von 1.773 (95% KI [1.344, 2.201]). Dieser Gesamteffekt entspricht einer relativen Häufigkeit von .855 (95% KI [.793, .900]). Die Gruppierung nach Geschlecht ergibt einen signifikanten Unterschied ($Q = 8.630$, $df = 1$, $p < .01$).

Detaillergebnisse zu Präferenzen der Frauen

Die Heterogenität der Daten ist hoch ($Q = 276.537$, $df = 16$, $p < .0001$, $I^2 = 94.21\%$), weshalb der Gesamteffekt unter Annahme des random effects models berechnet wurde. Dieser ist mit einer Logit event rate von 2.310 (95% KI [1.781, 2.838]) signifikant ($z = 8.563$, $p < .0001$) und entspricht einer relativen Häufigkeit von .910 (95% KI [.856, .945]).

Hinsichtlich der Prüfung eines effektverzerrenden Publikations-Bias fiel weder die Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = .199$, $p_{1\text{-tailed}} = .133$) noch Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .297$) signifikant aus. Der Funnel Plot weist eine leichte Asymmetrie nach rechts auf. Laut der Trim-and-Fill Methode fehlen zwei Studien links vom Mittelwert, woraufhin sich der Gesamteffekt verringern würde (Logit event rate _{adjustiert} = 2.161, Event rate _{adjustiert} = .897). Es konnte ein Fail-safe-N von 4360 und damit ein robustes Ergebnis festgestellt werden.

Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die einen herausragend großen Einfluss auf das Ergebnis hat. Die kumulative Meta-Analyse zeigt über die Zeit homogene Gesamteffekte.

Die in Tabelle 6 dargestellten Ergebnisse der Subgruppenanalyse zeigen signifikante Unterschiede zwischen den Präferenzen von Frauen, je nach Altersgruppe ($p < .001$), Kontinent ($p < .01$) und Gesellschaft ($p < .01$).

Tabelle 6: Subgruppenanalyse – „Male-taller“ Präferenz von Frauen

Subgruppe	<i>k</i>	<i>Logit event rate</i>	<i>Event rate</i>	<i>Q (df)</i>	<i>p</i>
<i>Altersgruppe (Gesamt)</i>	17	2.284	.908	13.905 (1)	.0002
Unter 35 Jahre	11	3.019	.953		
Über 35 Jahre	6	1.161	.761		
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	17	2.274	.907	15.279 (3)	.002
Afrika	2	0.108	.527		
Asien	3	1.959	.876		
Europa	7	2.891	.947		
Nordamerika	5	2.621	.932		
<i>Gesellschaft (Gesamt)</i>	17	2.308	.910	8.036 (1)	.005
Westlich	12	2.839	.945		
Nicht-westlich	5	1.217	.772		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Effektgrößen (*Logit event rate* und *Event rate*), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), zweiseitige Signifikanzwerte für *Q* (*p*)

Detailergebnisse zu Präferenzen der Männer

Die Heterogenität der Daten ist hoch ($Q = 514.704$, $df = 16$, $p < .0001$, $I^2 = 96.89\%$), weshalb der Gesamteffekt unter Annahme des random effects models berechnet wurde. Der Gesamteffekt ist mit einer Logit event rate von 1.228 (95% *KI* [0.737, 1.719]) signifikant ($z = 4.900$, $p < .0001$). Dies entspricht einer relativen Häufigkeit von .773 (95% *KI* [.676, .848]).

Bei der Prüfung auf einen zugrundeliegenden Publikations-Bias fiel die Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar knapp nicht signifikant aus ($\tau = .272$, $p_{1\text{-tailed}} = .064$). Egger's Regressionstest ist jedoch signifikant ($p_{2\text{-tailed}} = .002$), was auf einen möglichen Publikations-Bias hindeutet. Mit der Trim-and-Fill Analyse konnten links vom Mittelwert drei fehlende Studien identifiziert werden. Eine Adjustierung um diese fehlenden Studien ergibt eine geringere Logit event rate von 0.930 (*Event rate* = .717).

Es konnte ein Rosenthal's Fail-safe- N von 1393 und damit ein robustes Ergebnis festgestellt werden. Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die einen herausragend großen Einfluss auf das Ergebnis hat. Die kumulative Meta-Analyse zeigt, dass sich die in Beigel (1954) ermittelte relative Häufigkeit von .922 ($p < .0001$) unmittelbar nach dem Einschluss weiterer Studien verringert und zwischen .600 und .800 liegt.

Die in Tabelle 7 dargestellten Ergebnisse illustrieren, je nach Kontinent ($p < .05$.) und Gesellschaft ($p < .01$), signifikante Unterschiede zwischen den Präferenzen von Männern.

Tabelle 7: Subgruppenanalyse – „Male-taller“ Präferenz von Männern

Subgruppe	k	Logit event rate	Event rate	Q (df)	p
<i>Altersgruppe (Gesamt)</i>	17	1.235	.775	3.572 (1)	.059
Unter 35 Jahre	11	1.623	.835		
Über 35 Jahre	6	0.539	.632		
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	17	1.223	.773	10.948 (3)	.012
Afrika	2	0.084	.521		
Asien	3	0.110	.527		
Europa	7	1.965	.877		
Nordamerika	5	1.350	.794		
<i>Gesellschaft (Gesamt)</i>	17	1.225	.773	9.377 (1)	.002
Westlich	12	1.709	.847		
Nicht-westlich	5	0.100	.525		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (k), Effektgrößen (Logit event rate und Event rate), gewichtete Quadratsummen (Q), Freiheitsgrade (df), zweiseitige Signifikanzwerte für Q (p)

6.1.2 Präferenz: Gleiche Körpergröße der Partner

Die Meta-Analyse zu Präferenzen für Partner mit gleicher Körpergröße, umfasste 32 Stichproben, wovon 16 aus Männern und 16 aus Frauen bestehen. Aufgrund der hohen Heterogenität der Daten ($Q = 513.036$, $df = 31$, $p < .0001$, $I^2 = 93.96\%$) wurde ein random effects model angenommen. Es zeigte sich ein signifikanter Gesamteffekt ($z = -13.243$, $p < .0001$) mit einer Logit event rate von -2.618 (95% KI [-3.005, -2.230]). Dies entspricht einer relativen Häufigkeit von .068 (95% KI [.047, .097]). Die Gruppierung nach Geschlecht ergibt einen signifikanten Unterschied zwischen Männern und Frauen ($Q = 12.550$, $df = 1$, $p < .001$).

Detailergebnisse zu Präferenzen der Frauen

Die Heterogenität der Daten ist hoch ($Q = 186.786$ $df = 15$, $p < .0001$, $I^2 = 91.97\%$), weshalb der Gesamteffekt unter Annahme des random effects models berechnet wurde. Der Gesamteffekt ist mit einer Logit event rate von -3.398 (95% KI $[-4.105, -2.691]$) signifikant ($z = -9.423$, $p < .0001$). Dies entspricht einer relativen Häufigkeit von $.032$ (95% KI $[.016, .063]$).

Im Gegensatz zur Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = -.242$, $p_{1\text{-tailed}} = .096$) ist Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .042$) signifikant. Der Funnel Plot zeigt eine Asymmetrie nach links, mit weniger Studien auf der rechten Seite. Laut der Trim-and-Fill Methode von Duval und Tweedie fehlen rechts vom Mittelwert drei Studien, woraufhin sich der Gesamteffekt geringfügig vergrößern würde (Logit event rate $_{\text{adjustiert}} = -3.055$, Event rate $_{\text{adjustiert}} = .045$). Die Prüfung auf einen zugrundeliegenden Publikations-Bias zeigt daher einen Hinweis auf das Vorliegen einer Effektverzerrung. Die Untersuchung hinsichtlich der Robustheit zeigt jedoch, dass der ermittelte Gesamteffekt kein reines Artefakt des Publikations-Bias ist. Das ermittelte Fail-safe- N nach Rosenthal fällt mit 3334 hoch aus und spricht für ein robustes Ergebnis. Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die einen herausragend großen Einfluss auf das Ergebnis hat. Die kumulative Meta-Analyse zeigt, dass der Gesamteffekt zu Beginn mit der ältesten Studie von Beigel (1954) niedriger ausfällt (Event rate $= .013$), sich jedoch unter Einschluss mehrerer Studienergebnisse auf Werte um $.020$ einpendelt.

Die Subgruppenanalyse (Tabelle 8) zeigt signifikante Unterschiede zwischen den Präferenzen von Frauen, je nach Altersgruppe ($Q = 17.419$, $df = 1$, $p < .0001$), Kontinent ($Q = 20.396$, $df = 3$, $p < .001$) und Gesellschaft ($Q = 4.502$, $df = 1$, $p < .05$).

Tabelle 8: Subgruppenanalyse – „Equal body size“ Präferenz von Frauen

Subgruppe	<i>k</i>	<i>Logit event rate</i>	<i>Event rate</i>	<i>Q (df)</i>	<i>p</i>
<i>Altersgruppe (Gesamt)</i>	16	-3.284	.036	17.419 (1)	< .0001
Unter 35 Jahre	11	-4.139	.016		
Über 35 Jahre	5	-1.863	.134		
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	16	-3.251	.037	20.396 (3)	.0001
Afrika	2	-0.804	.309		
Asien	3	-3.594	.027		
Europa	7	-3.909	.020		
Nordamerika	4	-3.457	.031		
<i>Gesellschaft (Gesamt)</i>	16	-3.361	.034	4.502 (1)	.034
Westlich	11	-3.848	.021		
Nicht-westlich	5	-2.403	.083		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Effektgrößen (*Logit event rate* und *Event rate*), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), zweiseitige Signifikanzwerte für *Q* (*p*)

Detailergebnisse zu Präferenzen der Männer

Die Heterogenität der Daten ist hoch ($Q = 189.448$, $df = 15$, $p < .0001$, $I^2 = 92.08\%$), weshalb der Gesamteffekt unter Annahme des random effects models berechnet wurde. Dieser ist mit einer Logit event rate von -2.002 (95% KI [-2.394, -1.610]) signifikant ($z = -10.010$, $p < .0001$) und entspricht einer relativen Häufigkeit von .119 (95% KI [.084, .167]).

Sowohl die Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = -.325$, $p_{1\text{-tailed}} = .040$) als auch Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .001$) sind signifikant und deuten auf einen Publikations-Bias hin. Der Funnel Plot zeigt eine Asymmetrie nach links, mit weniger Studien auf der rechten Seite. Die Trim-and-Fill Analyse ermittelt und adjustiert um eine fehlende Studie rechts vom Mittelwert (Logit event rate _{adjustiert} = -1.926, Event rate _{adjustiert} = .127). Die Untersuchung hinsichtlich der Robustheit zeigt jedoch, dass der ermittelte Gesamteffekt kein Artefakt des Publikations-Bias ist. Das ermittelte Fail-safe-*N* nach Rosenthal fällt mit 3516 hoch aus und steht für ein robustes Ergebnis.

Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die einen herausragend großen Einfluss auf das Ergebnis hat. Die kumulative Meta-Analyse zeigt, dass der Effekt zunächst aufgrund älterer Publikationen, wie Beigel (1954) und Shepperd und Strathman (1989), überschätzt wurde. Unter

Einschluss jüngerer Studien pendelt sich der kumulierte Gesamteffekt jedoch konstant auf eine Logit event rate von über -3.000 ein, was einer relativen Häufigkeit um .100 entspricht. Je nach Kontinent ($Q = 12.832$, $df = 3$, $p < .05$) und Gesellschaft ($Q = 9.233$, $df = 1$, $p < .01$) unterscheiden sich Männer signifikant. Bei der Altersgruppe zeigte sich dagegen knapp kein signifikanter Unterschied ($Q = 3.724$, $df = 1$, $p = .054$). Einen Überblick über die Ergebnisse der Subgruppenanalyse gibt Tabelle 9.

Tabelle 9: Subgruppenanalyse – „Equal body size“ Präferenz von Männern

Subgruppe	<i>k</i>	Logit event rate	Event rate	<i>Q</i> (<i>df</i>)	<i>p</i>
<i>Altersgruppe (Gesamt)</i>	16	-2.013	.118	3.724 (1)	.054
Unter 35 Jahre	11	-2.307	.091		
Über 35 Jahre	5	-1.386	.200		
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	16	-1.973	.122	12.832 (3)	.005
Afrika	2	-1.232	.226		
Asien	3	-1.155	.240		
Europa	7	-2.514	.075		
Nordamerika	4	-2.100	.109		
<i>Gesellschaft (Gesamt)</i>	16	-1.992	.120	9.233 (1)	.002
Westlich	11	-2.385	.084		
Nicht-westlich	5	-1.190	.233		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Effektgrößen (Logit event rate und Event rate), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), zweiseitige Signifikanzwerte für *Q* (*p*)

6.1.3 Präferenz: Größere Frau, relativ zum Mann

Die Meta-Analyse zu Präferenzen für eine, relativ zum Mann, größere Frau, umfasste 32 Stichproben, wovon 16 aus Männern und 16 aus Frauen bestehen. Aufgrund der hohen Heterogenität der Daten ($Q = 414.783$, $df = 31$, $p < .0001$, $I^2 = 92.53\%$) wurde ein random effects model angenommen. Der Gesamteffekt ist mit einer Logit event rate von -3.463 [95% KI [-3.979, -2.946]] bzw. einer relativen Häufigkeit von .030 [95% KI [.018, .050]] signifikant ($z = -13.142$, $p < .0001$). Die Gruppierung nach Geschlecht zeigt keinen signifikanten Unterschied zwischen Männern und Frauen ($Q = 1.980$, $df = 1$, $p = .159$).

Detailergebnisse zu Präferenzen der Frauen

Die Heterogenität der Daten ist hoch ($Q = 111.428$ $df = 15$, $p < .0001$, $I^2 = 86.54\%$), weshalb der Gesamteffekt unter Annahme des random effects models

berechnet wurde. Der Gesamteffekt ist mit einer Logit event rate von -3.797 (95% KI [-4.493, -3.101]) signifikant ($z = -10.687$, $p < .0001$). Dies entspricht einer relativen Häufigkeit von .022 (95% KI [.011, .043]).

Im Gegensatz zur Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = -.125$, $p_{1\text{-tailed}} = .250$) ist Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .040$) signifikant. Der Funnel Plot zeigt eine Asymmetrie nach links, mit weniger Studien auf der rechten Seite. Laut der Trim-and-Fill Methode von Duval und Tweedie fehlen rechts vom Mittelwert fünf Studien, woraufhin sich der Gesamteffekt vergrößern würde (Logit event rate $_{\text{adjustiert}} = -3.227$, Event rate $_{\text{adjustiert}} = .038$). Die Prüfung auf einen zugrundeliegenden Publikations-Bias zeigt daher einen Hinweis auf das Vorliegen einer derartigen Effektverzerrung. Die Untersuchung hinsichtlich der Robustheit zeigt jedoch, dass der ermittelte Gesamteffekt kein Artefakt des Publikations-Bias ist. Das ermittelte Fail-safe- N nach Rosenthal fällt mit 2746 hoch aus und steht für ein robustes Ergebnis. Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die einen herausragend großen Einfluss auf das Ergebnis hat. Die kumulative Meta-Analyse zeigt, dass sich der Gesamteffekt insgesamt über den Einschluss von Studien über die Zeit hinweg kaum verändert und durchwegs signifikant ist. Die Subgruppenanalyse (Tabelle 10) ergibt signifikante Unterschiede zwischen den Präferenzen von Frauen, je nach Altersgruppe ($Q = 14.356$, $df = 1$, $p < .001$), Kontinent ($Q = 8.449$, $df = 3$, $p < .05$) und Gesellschaft ($Q = 6.403$, $df = 1$, $p < .05$).

Tabelle 10: Subgruppenanalyse – „Male-shorter“ Präferenz von Frauen

Subgruppe	k	Logit event rate	Event rate	Q (df)	p
<i>Altersgruppe (Gesamt)</i>	16	-3.670	.025	14.356 (1)	.0002
Unter 35 Jahre	11	-4.618	.010		
Über 35 Jahre	5	-2.329	.089		
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	16	-3.805	.022	8.449 (3)	.038
Afrika	2	-1.645	.162		
Asien	3	-3.570	.027		
Europa	7	-4.655	.009		
Nordamerika	4	-4.141	.016		
<i>Gesellschaft (Gesamt)</i>	16	-3.740	.023	6.403 (1)	.011
Westlich	11	-4.416	.012		
Nicht-westlich	5	-2.729	.061		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (k), Effektgrößen (Logit event rate und Event rate), gewichtete Quadratsummen (Q), Freiheitsgrade (df), zweiseitige Signifikanzwerte für Q (p)

Detailergebnisse zu Präferenzen der Männer

Die Heterogenität der Daten ist hoch ($Q = 227.696$ $df = 15$, $p < .0001$, $I^2 = 93.41\%$), weshalb der Gesamteffekt unter Annahme des random effects models berechnet wurde. Der Gesamteffekt ist mit einer Logit event rate von -3.111 (95% KI $[-3.821, -2.402]$) signifikant ($z = -8.597$, $p < .0001$). Dies entspricht einer relativen Häufigkeit von $.043$ (95% KI $[.021, .083]$).

Im Gegensatz zur Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = .075$, $p_{1\text{-tailed}} = .343$) ist Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .002$) signifikant. Der Funnel Plot zeigt eine Asymmetrie nach links, mit weniger Studien auf der rechten Seite. Laut der Trim-and-Fill Methode von Duval und Tweedie fehlen rechts vom Mittelwert vier Studien, woraufhin sich der Gesamteffekt vergrößern würde (Logit event rate $\text{adjustiert} = -2.677$, Event rate $\text{adjustiert} = .064$). Die Prüfung auf einen zugrundeliegenden Publikations-Bias zeigt daher einen Hinweis auf das Vorliegen einer derartigen Effektverzerrung. Die Untersuchung hinsichtlich der Robustheit zeigt jedoch, dass der ermittelte Gesamteffekt kein Artefakt des Publikations-Bias ist. Das ermittelte Fail-safe- N nach Rosenthal fällt mit 2934 hoch aus und steht für ein robustes Ergebnis. Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine herausragend einflussreiche Studie. Die kumulative Meta-Analyse zeigt, dass der Gesamteffekt insgesamt über den Einschluss von Studien über die Zeit hinweg homogen ist.

Je nach Altersgruppe ($Q = 35.025$, $df = 1$, $p < .0001$), Kontinent ($Q = 11.512$, $df = 3$, $p < .05$) und Gesellschaft ($Q = 3.980$, $df = 1$, $p = .05$) unterscheiden sich Männer signifikant. Einen Überblick über die Ergebnisse der Subgruppenanalyse gibt Tabelle 11.

Tabelle 11: Subgruppenanalyse – „Male-shorter“ Präferenz von Männern

Subgruppe	<i>k</i>	<i>Logit event rate</i>	<i>Event rate</i>	<i>Q (df)</i>	<i>p</i>
<i>Altersgruppe (Gesamt)</i>	16	-2.702	.063	35.025 (1)	< .0001
Unter 35 Jahre	11	-3.593	.027		
Über 35 Jahre	5	-1.494	.183		
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	16	-3.032	.046	11.512 (3)	.009
Afrika	2	-1.169	.237		
Asien	3	-2.749	.060		
Europa	7	-4.224	.014		
Nordamerika	4	-2.726	.061		
<i>Gesellschaft (Gesamt)</i>	16	-3.146	.041	3.980 (1)	.046
Westlich	11	-3.741	.023		
Nicht-westlich	5	-2.120	.107		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Effektgrößen (*Logit event rate* und *Event rate*), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), zweiseitige Signifikanzwerte für *Q* (*p*)

6.2 Größenverhältnisse in realen Paaren

6.2.1 Reale Paare: Mann ist größer als die Frau

Die Daten sind stark heterogen ($Q = 110.163$, $df = 2$, $p < .0001$, $I^2 = 98.19\%$), weshalb der Gesamteffekt unter Annahme des random effects models berechnet wurde. Der ermittelte Gesamteffekt ist mit einer Logit event rate von 2.058 (95% *KI* [0.425, 3.691]) signifikant ($z = 2.470$, $p < .05$). Dieser Effekt entspricht einer relativen Häufigkeit von .887 (95% *KI* [.605, .976]).

Weder die Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = .000$, $p_{1\text{-tailed}} = .500$) noch Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .670$) deuten auf einen Publikations-Bias hin. Die Trim-and-Fill Analyse zeigt keine fehlenden Studien. Das Fail-safe-*N* (Rosenthal) von 1818 spricht für ein robustes Ergebnis. Die Metaregression deutet auf keinen Einfluss des Publikationsjahres auf den Gesamteffekt hin ($Slope = -0.034$, $Q_{Model} = 1.000$, $df = 1$, $p = .317$).

6.2.2 Reale Paare: Mann und Frau sind gleich groß

Die Daten lassen auf hohe Heterogenität schließen ($Q = 121.664$, $df = 2$, $p < .0001$, $I^2 = 98.36\%$). Aus diesem Grund wurde für die Berechnung des Gesamteffekts das random effects model angenommen. Der ermittelte Gesamteffekt (Logit event rate = -2.568, 95% *KI* [-4.425, -0.712]) ist signifikant (z

= -2.711, $p < .05$). Dies entspricht einer relativen Häufigkeit von .071 (95% KI [.012, .329]).

Die Prüfung auf einen Publikations-Bias liefert keinen Hinweis auf eine derartige Effektverzerrung. Die Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = .000$, $p_{1\text{-tailed}} = .500$) und Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .589$) sind nicht signifikant. Die Trim-and-Fill Methode identifiziert keine fehlenden Studien. Das Fail-safe- N (Rosenthal) von 1631 spricht für ein robustes Ergebnis. Die Metaregression deutet auf keinen Einfluss des Publikationsjahres auf den Gesamteffekt hin ($Slope = 0.026$, $Q_{Model} = 0.439$, $df = 1$, $p = .508$).

6.2.3 Reale Paare: Frau ist größer als der Mann

Da die Daten der neun vorhandenen Stichproben stark heterogen sind ($Q = 105.651$, $df = 8$, $p < .0001$, $I^2 = 92.43\%$), wurde für die folgenden Berechnungen jeweils das random effects model angenommen. Es zeigt sich ein signifikanter ($z = -16.365$, $p < .0001$) Gesamteffekt (Logit event rate = -2.852, 95% KI [-3.193, -2.510]). Dieses Ergebnis entspricht einer relativen Häufigkeit von .055 (95% KI [.039, .075]).

Weder die Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = -.194$, $p_{1\text{-tailed}} = .233$) noch Egger's Regressionstest ($p_{2\text{-tailed}} = .503$) deuten auf einen Publikations-Bias hin. Der Funnel Plot zeigt eine leichte Asymmetrie nach links, mit weniger Studien auf der rechten Seite. Die Trim-and-Fill Analyse identifiziert auf der rechten Seite jedoch keine fehlenden Studien. Das Fail-safe- N (Rosenthal) von 10021 spricht zudem für ein eindeutig robustes Ergebnis.

Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die einen herausragend großen Einfluss auf das Ergebnis hat. Die kumulative Meta-Analyse zeigt, dass der Effekt zunächst aufgrund älterer Publikationen, wie Beigel (1954) und Gillis und Avis (1980), überschätzt wird. Unter Einschluss jüngerer Studien pendelt sich der kumulierte Gesamteffekt jedoch konstant bei einer relativen Häufigkeit zwischen .020 und .050 ein.

Die Subgruppenanalyse (Tabelle 12) zeigt, sowohl was die Herkunft ($Q = 101.160$, $df = 2$, $p < .0001$) als auch die Gesellschaft ($Q = 30.839$, $df = 1$, $p < .0001$) betrifft, signifikante Unterschiede zwischen der relativen Häufigkeit von Partnerschaften, in denen der Mann kleiner ist als die Frau.

Tabelle 12: Subgruppenanalyse – „Frau größer als der Mann“ (reale Paare)

Subgruppe	<i>k</i>	Logit event rate	Event rate	<i>Q</i> (<i>df</i>)	<i>p</i>
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	9	-3.112	.043	101.160 (2)	< .0001
Afrika	5	-2.267	.094		
Europa	2	-3.202	.039		
Nordamerika	2	-5.916	.003		
<i>Gesellschaft (Gesamt)</i>	9	-2.884	.053	30.839 (1)	< .0001
Westlich	4	-3.268	.037		
Nicht-westlich	5	-2.288	.092		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Effektgrößen (Logit event rate und Event rate), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), zweiseitige Signifikanzwerte für *Q* (*p*)

6.3 Assortative Mating – Physische Attraktivität

Die Meta-Analyse bezüglich der Partnerähnlichkeit in der physischen Attraktivität umfasste 49 Stichproben und insgesamt 5425 Paare. Aufgrund der hohen Heterogenität der Daten ($Q = 120.668$, $df = 48$, $p < .0001$, $I^2 = 60.22\%$) wurde für die folgenden Berechnungen ein random effects model angenommen. Es zeigte sich ein signifikantes Ergebnis ($z = 14.992$, $p < .0001$) mit einer Gesamtkorrelation von $r = .356$ (95% *KI* [.313, .398]).

Bei der Prüfung auf einen zugrundeliegenden Publikations-Bias ergab die Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = .093$, $p_{1\text{-tailed}} = .174$) keinen Hinweis auf eine Effektverzerrung. Egger's Regression Test ($p_{2\text{-tailed}} = .029$) spricht jedoch für das Vorliegen eines Publikations-Bias. Der Funnel Plot zeigt eine symmetrische Verteilung um den Mittelwert. Die Duval und Tweedie Trim-and-Fill Analyse adjustiert den Gesamteffekt um eine fehlende Studie auf der linken Seite des Mittelwerts. Der Effekt würde sich nach der Berücksichtigung dieser fehlenden Studie jedoch lediglich in der dritten Kommastelle verändern ($r = .353$, 95% *KI* [.309, .395]). Die Untersuchung hinsichtlich der Robustheit zeigt, dass der ermittelte Gesamteffekt kein Artefakt des Publikations-Bias darstellt. Es

konnte ein Rosenthal's Fail-safe- N von 6894 und damit ein robustes Ergebnis festgestellt werden. Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die einen großen Einfluss auf das Ergebnis gehabt hätte. Die kumulative Meta-Analyse zeigt, dass sich am Anfang mit Schooley (1936) ein großer signifikanter Gesamteffekt von .413 ($p < .001$) zeigt, der sich unter Einschluss des Ergebnisses von Burgess und Wallin (1944) jedoch auf .285 ($p < .05$) verringert. Unter Einschluss weiterer Studienergebnisse liegt der Gesamteffekt jedoch kontinuierlich um .30. Die Metaregression deutet auf keinen Einfluss des Publikationsjahres auf den Gesamteffekt hin ($Slope = -0.001$, $Q_{Model} = 0.551$, $df = 1$, $p = .458$).

Um den Einfluss der Rating-Methode, der Herkunft, des Beziehungsstatus und der Altersgruppe zu erheben, wurden Subgruppenanalysen (Tabelle 13) durchgeführt. Dabei zeigten sich weder bei der Altersgruppe ($Q = 1.706$, $df = 2$, $p = .426$) und dem Kontinent ($Q = 0.297$, $df = 1$, $p = .586$), noch bei der Rating-Methode ($Q = 5.456$, $df = 3$, $p = .141$) und dem Beziehungsstatus ($Q = 0.633$, $df = 3$, $p = .889$), signifikante Unterschiede.

Tabelle 13: Subgruppenanalyse – Physische Attraktivität

Subgruppen	k	r	Q (df)	p
<i>Altersgruppe (Gesamt)</i>	49	.356	1.706 (2)	.426
Unter 35 Jahre	32	.351		
Über 35 years	8	.319		
Not specified	9	.412		
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	49	.357	0.297 (1)	.586
Europa	9	.334		
Nordamerika	40	.363		
<i>Ratingmethode (Gesamt)</i>	49	.356	5.456 (3)	.141
Peer Rating	5	.344		
Objektives Rating	26	.400		
Ratings kombiniert	12	.311		
Selbsteinschätzung	6	.275		
<i>Beziehungsstatus (Gesamt)</i>	49	.357	0.633 (3)	.889
Nicht verheiratet	14	.351		
Verheiratet	21	.358		
Gemischt	9	.386		
Not specified	5	.319		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (k), Effektgröße (r), gewichtete Quadratsummen (Q), Freiheitsgrade (df), zweiseitige Signifikanzwerte für Q (p)

6.4 Assortative Mating – Gesichtssymmetrie

Die Datensynthese bezüglich der Partnerähnlichkeit in der Gesichtssymmetrie umfasste zwei Stichproben und insgesamt 144 Paare. Die gemittelte Korrelation wurde aus inhaltlichen Gründen, trotz Homogenität der Daten ($Q = 1.216$, $df = 1$, $p = .270$, $I^2 = 17.77\%$), unter Annahme des random effects models berechnet. Diese ist mit einem Korrelationskoeffizienten von .246 [95% KI [.054, .420]] signifikant ($z = 2.501$, $p < .05$). Von weiteren Berechnungen wurde, aufgrund mangelnder Sinnhaftigkeit und zur Vermeidung von Fehlschlüssen, abgesehen.

6.5 Assortative Mating – Taillenumfang

Die Meta-Analyse bezüglich der Partnerähnlichkeit im Taillenumfang umfasste 22 Stichproben und insgesamt 10885 Paare. Aufgrund der hohen Heterogenität der Daten ($Q = 140.524$, $df = 21$, $p < .0001$, $I^2 = 85.06\%$) wurde ein random effects model angenommen. Es zeigte sich ein signifikantes Ergebnis ($z = 5.688$, $p < .0001$) mit einer Gesamtkorrelation von $r = .160$ (95% KI [.105, .214]).

Weder die Begg und Mazumdar Rangkorrelation ($\tau = -.052$, $p_{1\text{-tailed}} = .368$) noch der Egger's Regression Test ($p_{2\text{-tailed}} = .134$) deutet auf einen Publikation Bias hin. Die Trim-and-Fill Methode zeigt, dass links vom Mittelwert 6 Studien fehlen. Unter Einbezug dieser Studien würde sich der Gesamteffekt auf ein geschätztes $r_{\text{adjustiert}}$ von .109 (95% KI [.054, .163]) verringern. Da diese Schätzung auf 22 beobachteten Studienergebnissen beruht, spricht das Fehlen von 6 Effektgrößen (27,3% der inkludierten Studien) doch für das Vorhandensein eines Publikations-Bias. Das Rosenthal Fail-safe- N von 969 spricht jedoch nicht dafür, dass der ermittelte Gesamteffekt ein reines Artefakt des Publikations-Bias darstellt. Über die Sensitivitätsanalyse konnte die Studie von Ramirez (1993) identifiziert werden, die einen größeren Einfluss auf das Gesamtergebnis hat. Unter Ausschluss dieser Studie würde sich der Gesamteffekt auf .179 (95% KI [.130, .228], $z = 6.950$, $p < .0001$) erhöhen. Die kumulative Meta-Analyse, geordnet nach aufsteigendem Publikationsjahr, zeigt, dass sich zu Beginn mit

Ergebnissen von Tomici (1939) ein signifikanter Gesamteffekt ($r = .200$, 95% KI [.125, .273], $z = 5.145$, $p < .0001$) zeigte, welcher bis Tired et al. (1991) anstieg ($r = .242$, 95% KI [.121, .356], $z = 3.870$, $p < .001$) und signifikant blieb. Unter Einschluss weiterer Studienergebnisse über die Zeit hinweg verkleinerte sich der Gesamteffekt auf nicht signifikante Werte zwischen .111 und .126, bevor er sich ab dem Jahr 2000 relativ konstant bei durchwegs signifikanten Effekten zwischen .127 und .160 einpendelte. Ergebnissen der Metaregression zufolge hat das Publikationsjahr der Studien keinen Einfluss auf den Gesamteffekt ($Slope = -0.001$, $Q_{Model} = 0.338$, $df = 1$, $p = .561$). Bei der Gruppierung nach der Herkunft der Stichproben (Tabelle 14) zeigte sich ein knapp signifikanter Unterschied ($Q = 7.935$, $df = 3$, $p = .047$).

Tabelle 14: Subgruppenanalyse – Taillenumfang

Subgruppe	k	r	Q (df)	p
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	22	.159	7.935 (3)	.047
Afrika	1	.270		
Asien	7	.105		
Europa	7	.239		
Nordamerika	7	.111		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (k), Effektgröße (r), gewichtete Quadratsummen (Q), Freiheitsgrade (df), zweiseitige Signifikanzwerte für Q (p)

6.6 Assortative Mating – Hüftumfang

Die Meta-Analyse bezüglich der Partnerähnlichkeit im Hüftumfang umfasste 12 Stichproben und insgesamt 4559 Paare. Die Prüfung auf Heterogenität der Daten lässt auf Homogenität schließen ($Q = 8.780$, $df = 11$, $p = .642$, $I^2 = 00.00\%$). Aus inhaltlichen Gründen und vor allem in Hinblick auf die beobachtete Datenvariabilität bei dem Taillenumfang, als zweiten interessierenden Körperumfang, wurde für die Berechnung des Gesamteffekts dennoch ein random-effects model angenommen. Dabei zeigte sich ein signifikantes Ergebnis ($z = 8.777$, $p < .0001$) mit einer Gesamtkorrelation von $r = .130$ (95% KI [.101, .158]).

Die Verfahren zur Identifikation eines möglichen Publikations-Bias geben keinen Hinweis auf eine Effektverzerrung. Weder die Begg und Mazumdar

Rangkorrelation ($\tau = .000$, $p_{1\text{-tailed}} = .500$) noch der Egger's Regression Test ($p_{2\text{-tailed}} = .215$) sind signifikant. Die Duval and Tweedie Trim-and-Fill Methode zeigt jedoch, dass links vom Mittelwert drei Studien fehlen. Unter Einbezug dieser fehlenden Studien würde sich der Gesamteffekt verringern ($r_{\text{adjustiert}} = .122$ (95% KI [.094, .150])). Rosenthal's Fail-safe- N beträgt 156. Es wären daher 156 Studien mit nicht signifikanten Ergebnissen notwendig, um den ermittelten Gesamteffekt statistisch unbedeutend zu machen. Der Gesamteffekt ist somit als robust einzustufen und ist kein reines Artefakt eines Publikations-Bias. In der Sensitivitätsanalyse zeigt sich ein größerer Einfluss der Studie von Kim et al. (2006) auf den Gesamteffekt. Nach dem Ausschluss dieser Studie würde sich der Gesamteffekt auf .161 (95% KI [.109, .212], $z = 6.036$, $p < .0001$), erhöhen. Das Ergebnis der kumulativen Meta-Analyse zeigt, dass sich mit der frühesten Studie von Pomerat (1936) kein Effekt ($r = .07$, $z = 0.715$, $p = .475$) zeigt. Unter Einschluss der weiteren Studienergebnisse vergrößert sich der Gesamteffekt jedoch konstant auf Werte zwischen .12 und .16. Laut Ergebnissen der Metaregression hat das Publikationsjahr der Studien keinen Einfluss auf den Gesamteffekt ($Slope = -0.0003$, $Q_{\text{Model}} = 0.062$, $df = 1$, $p = .804$). Die Subgruppenanalyse (Tabelle 15) ergab keine Unterschiede hinsichtlich der Herkunft der Stichprobe ($Q = 1.181$, $df = 3$, $p = .757$).

Tabelle 15: Subgruppenanalyse – Hüftumfang

Subgruppe	k	r	Q (df)	p
Kontinent (Gesamt)	12	.130	1.181 (3)	.757
Afrika	1	.270		
Asien	5	.124		
Europa	3	.149		
Nordamerika	3	.136		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (k), Effektgröße (r), gewichtete Quadratsummen (Q), Freiheitsgrade (df), zweiseitige Signifikanzwerte für Q (p)

6.7 Assortative Mating – Waist-hip ratio

Die Meta-Analyse zu Assortative Mating im Merkmal WHR umfasste 17 Stichproben und insgesamt 8471 Paare. Der Q -Test fiel nicht signifikant aus, was auf Homogenität der Daten schließen lässt ($Q = 24.059$, $df = 16$, $p = .088$). Ein ermitteltes I^2 von 33.50% weist jedoch auf eine, wenngleich geringe,

Heterogenität hin. Aus diesem Grund wurde für die Berechnung des Gesamteffekts ein random-effects model angenommen. Es zeigte sich ein signifikantes Ergebnis ($z = 6.749$, $p < .0001$) mit einer Gesamtkorrelation von $r = .114$ (95% KI [.081, .147]).

Gemäß der Rangkorrelation nach Begg und Mazumdar ($\tau = .000$, $p_{1\text{-tailed}} = 500.$) und Egger's Regression Test ($p_{2\text{-tailed}} = .741$) gibt es keine Hinweise auf einen Publikations-Bias. Die Trim-and-Fill Analyse zeigt jedoch rechts vom Mittelwert zwei fehlende Studien. Die Adjustierung des Gesamteffekts vergrößert den Effekt geringfügig ($r_{\text{adjusted}} = .120$). Um den Gesamteffekt nicht signifikant zu machen, wären laut Rosenthal's Fail-safe- N 274 Studien mit Nulleffekten notwendig.

Über die Sensitivitätsanalyse konnte keine Studie identifiziert werden, die den Gesamteffekt stark verändern würde. In der kumulativen Analyse zeigt sich, dass die Effektstärke, unter Einschluss von Studien zwischen 1988 und 1996, durchwegs signifikant ausfällt und um .10 liegt. Eine geringfügige Verringerung des Gesamteffekts auf .09 bewirken die Studien von Wu et al. (2003) und Park et al. (2004). Unter Einschluss von Studien mit späterem Publikationszeitpunkt pendelt sich der Gesamteffekt jedoch wieder auf Werte um .10 ein. Die Metaregression zeigt keinen Einfluss des Publikationsjahres auf den Gesamteffekt ($Slope = 0.001$, $Q_{\text{Model}} = 0.076$, $df = 1$, $p = .783$).

Das Ergebnis der Subgruppenanalyse (Tabelle 16) zeigt keinen signifikanten Unterschied hinsichtlich der Herkunft ($Q = 5.952$, $df = 3$, $p = .113$).

Tabelle 16: Subgruppenanalyse – WHR

Subgruppe	k	r	Q (df)	p
<i>Kontinent (Gesamt)</i>	17	.114	5.952 (3)	.113
Asien	6	.069		
Australien	1	.220		
Europa	5	.152		
Nordamerika	5	.103		

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (k), Effektgröße (r), gewichtete Quadratsummen (Q), Freiheitsgrade (df), zweiseitige Signifikanzwerte für Q (p)

7 Diskussion

7.1 Präferenzen der Partnergröße

Der ermittelte Gesamteffekt für einen, relativ zur Frau, größeren Mann, ist mit einer relativen Häufigkeit von .855 signifikant und hoch. Damit entsprechen die Größenpräferenzen beider Geschlechter eindeutig der male-taller norm. Frauen präferieren einen größeren Beziehungspartner jedoch signifikant häufiger. Allerdings differiert das Ausmaß der Präferenz von Frauen je nach Altersgruppe, Kontinent und der Gesellschaft signifikant. Während die relative Häufigkeit bei Frauen unter 35 Jahren etwas höher ausfällt als bei älteren, ist diese insgesamt bei Frauen aus Europa und Nordamerika und westlichen Gesellschaften höher als im Vergleich zu Asien und Afrika bzw. Frauen aus nicht-westlichen Gesellschaften. Vergleichbare Gruppenunterschiede ergeben sich bei Männern. Die Prüfung auf einen Publikations-Bias liefert Hinweise auf eine Effektverzerrung. Die Adjustierung um fehlende Studien mit nicht-signifikanten Resultaten fällt jedoch nicht stark ins Gewicht und verändert nichts an der Eindeutigkeit des Ergebnisses.

Der Gesamteffekt hinsichtlich der Präferenz für die gleiche Partnergröße, ist mit einer relativen Häufigkeit von .068 signifikant und verhältnismäßig klein. Dies spricht für eine geringe Erwünschtheit von gleich großen Partnern in einer Beziehung. Es zeigt sich ein geschlechtsspezifischer Unterschied dahingehend, dass Männer signifikant häufiger gleich große Partner bevorzugen als Frauen. Über 35-Jährige präferieren die gleiche Partnergröße häufiger, als unter 35-Jährige. Dieser Unterschied ist bei Frauen klar signifikant, bei Männern knapp nicht signifikant. Signifikante Differenzen zeigen sich auch bei beiden Geschlechtern bezüglich des Kontinents und der Gesellschaft. Frauen aus Afrika, im Vergleich zu Asien, Europa und Nordamerika, bevorzugen häufiger gleich große Partner. Bei Männern zeigt sich ein ähnliches Bild, wobei Männer aus Asien und Afrika, im Vergleich zu Europa und Nordamerika, die gleiche Partnergröße häufiger präferieren. Die Adjustierung um identifizierte fehlende Studien mit signifikanten Resultaten veränderte den Gesamteffekt kaum.

Der Gesamteffekt hinsichtlich der geäußerten Präferenz für eine größere Frau, ist mit einer relativen Häufigkeit von .030 signifikant und sehr klein. Hier zeigt sich kein geschlechtsspezifischer Unterschied zwischen der relativen Häufigkeit der Präferenzen. Es ist damit sehr unwahrscheinlich, dass Männer und Frauen eine Beziehung präferieren, in der die Frau größer ist als der Mann. Es konnten bei beiden Geschlechtern signifikante Unterschiede in der Altersgruppe, dem Kontinent und der Gesellschaft festgestellt werden. Demnach präferieren über 35 jährige größere Frauen häufiger als Jüngere. Aus Afrika stammende Personen äußern, im Vergleich zu Nordamerika, Asien und Europa, deutlich häufiger die Präferenz für eine größere Frau. Dieser Wunsch ist besonders bei Männern ausgeprägt. Die Prüfung auf eine Effektverzerrung im Sinne des Publikations-Bias ergab, dass Studienresultate mit nicht-signifikanten Ergebnissen häufiger publiziert wurden. Die Adjustierung um fehlende Studien mit signifikanten Resultaten verändert das Ergebnis jedoch kaum.

Die hier festgestellten Unterschiede hinsichtlich der Altersgruppen sind mit Vorsicht zu interpretieren. Es ist anzunehmen, dass die hier ermittelten Altersunterschiede darauf zurückzuführen sind, dass die Mehrheit der über 35-Jährigen, sowohl bei Männern als auch Frauen, aus nicht-westlichen Gesellschaften stammt. Daher bleibt es unklar, ob tatsächlich ein Altersunterschied hinsichtlich der Größenpräferenzen besteht, oder nicht. Die ermittelten geschlechts-, herkunfts- und gesellschaftsbezogenen Differenzen erklären die überaus hohe Heterogenität der Daten. Zudem liegen auch in nicht-westlichen Gesellschaften keine homogenen Größenpräferenzen vor (China vs. Afrika). Die ältesten inkludierten Studien (Beigel, 1954; Cameron et al., 1977 und Shepperd & Strathman, 1989) sind mit ihren extremeren Ergebnissen in Richtung male-taller norm, laut den kumulativen Meta-Analysen, ebenfalls mitverantwortlich für die ermittelte Heterogenität. Die Meta-Analysen zu Präferenzen der Partnergröße sprechen für die Existenz einer male-taller norm. Die herkunfts- und gesellschaftsbezogenen Differenzen führen jedoch zu dem Schluss, dass die male-taller norm möglicherweise nicht universal gültig ist.

7.2 Größenverhältnisse in realen Paaren

Bei der Untersuchung von realen Paaren, in denen der Mann größer ist als die Frau, konnte mit einer relativen Häufigkeit von .887 ein signifikanter und großer Effekt ermittelt werden. Dieses Ergebnis spricht dafür, dass die Größenverhältnisse zwischen festen Beziehungspartnern überzufällig häufig gemäß der male-taller norm ausfallen. Die signifikante relative Häufigkeit für Paare, in denen die Partner gleich groß sind, ist mit .071 eindeutig geringer. Gemäß der signifikanten relativen Häufigkeit von .055 sind Paare, in denen der Mann kleiner ist als die Frau, eindeutig am seltensten vorzufinden. Diese kommen, im Vergleich zu Europa und Nordamerika, lediglich häufiger in Afrika bzw. in nicht-westlichen Gesellschaften vor. Die Tests bezüglich eines Publikations-Bias ergeben keinen Hinweis auf eine derartige Effektverzerrung und sprechen für robuste Gesamteffekte.

Die Mehrheit der Studien zur male-taller norm fokussierte auf die Häufigkeit von realen Paaren, in denen die Frau größer ist als der Mann. Anhand dieser Anteile wurden Rückschlüsse auf die Existenz einer male-taller norm gezogen. Dieses Vorgehen lässt jedoch den Anteil der Paare, bei denen die Partner von gleicher Körpergröße sind, unberücksichtigt. Nach der stärkeren Präferenz für gleiche Partnergröße von Männern, sowie beobachtetem Assortative Mating für Größe zu schließen, sollte dieser Anteil jedoch nicht ignoriert werden. Zumal es unwahrscheinlich ist, dass in den untersuchten Stichproben alle verbleibenden Paare relativ zur Frau größere Männer aufwiesen. Ein Transfer der Präferenzen bezüglich Partnergröße in die tatsächliche Partnerwahl ist jedoch denkbar und naheliegend. Ungewiss ist, aus welchen Gründen eine Orientierung an der male-taller norm stattfindet und ob diesbezüglich eine bewusste oder unbewusste Selektion erfolgt. Relative Größenpräferenzen erweisen sich für die Partnersuche als sinnvoll, da sie die Anzahl potentieller Partner für beide Geschlechter maximieren. Dies wird besonders darin deutlich, dass sehr kleine Männer und sehr große Frauen kleinere Größenunterschiede zwischen Beziehungspartnern bevorzugen, und umgekehrt besonders große Männer und kleine Frauen größere Unterschiede in der Körpergröße präferieren (Pawlowski, 2003; Salska et al., 2008, Stulp, Buunk, & Pollet, 2013).

Eine Erklärung für die Geschlechtsunterschiede bieten differierende Partnerwahlkriterien von Männern und Frauen. Männer fokussieren bei der Partnerwahl besonders auf Indikatoren für Fruchtbarkeit, wie z. B. Jugendlichkeit und Attraktivität. Da die überdurchschnittliche Körpergröße von Frauen keinen Fortpflanzungsvorteil mit sich bringt, stellt diese für Männer möglicherweise deshalb kein zentrales Kriterium der Partnerwahl dar (Nettle, 2002b). Es konnte zudem nachgewiesen werden, dass relativ größere Männer und kleinere Frauen verhältnismäßig mehr Kinder hatten und sich extreme Körpergrößen negativ auf den Fortpflanzungserfolg auswirkten (Nettle, 2002a, 2002b; Pawlowski, Dunbar, & Lipowicz, 2000). Für Frauen sind vor allem Ressourcen und der Status des Partners von vorrangiger Bedeutung (u. a. Buss & Barnes, 1989; Fletcher et al., 2004, Hatfield & Sprecher, 1995). Da die Körpergröße von Männern mit dem wahrgenommenen und tatsächlichen Status und anderen positiven Attributionen - im Sinne von „taller is better“ - assoziiert ist (Deaton & Arora, 2009; Jackson & Ervin, 1992;), könnte darin ein Grund für die verstärkte Präferenz für größere Männer auf Seiten der Frauen liegen.

Die Partnerwahl gemäß der male-taller norm könnte jedoch auch sozio-kulturelle Gründe haben und beispielsweise die Konformität mit Stereotypen und Geschlechterrollen widerspiegeln. Jackson und Ervin (1992) untersuchten Stereotype bezüglich der Körpergröße anhand von Studierenden aus den USA. Dabei zeigte sich, dass Frauen große Männer sozial attraktiver einschätzten und ihnen einen höheren beruflichen Status zuschrieben, als durchschnittlich großen und kleinen Männern. Im Vergleich zu kleinen Männern wurden große und durchschnittlich große Männer athletischer, physischer attraktiver und maskuliner eingeschätzt. Die Körpergröße von Frauen beeinflusste die Einschätzung von Männern hinsichtlich des beruflichen Status, nicht jedoch der sozialen Attraktivität. Größeren Frauen wurde ein höherer beruflicher Status und eine geringere Weiblichkeit zugeschrieben. Große und durchschnittlich große Frauen wurden attraktiver eingeschätzt, als kleine Frauen. Jackson und Ervin schlussfolgerten daraus, dass eine überdurchschnittliche oder durchschnittliche Größe weniger Qualitätsmerkmale per se sind, sondern viel mehr geringe Größe als Schwäche oder Nachteil gesehen wird.

Swami et al. (2008) untersuchten unter anderem den Einfluss von Geschlechternormen, Konformität und den Big 5 Persönlichkeitsmerkmalen auf Größenpräferenzen. Während, in Übereinstimmung mit Salska et al. (2008), nur geringe Assoziationen mit Geschlechternormen festgestellt werden konnten, zeigte sich bei Swami et al. (2008) ein positiver Zusammenhang zwischen der Konformität und einer Präferenz für größere Männer/kleinere Frauen. Neurotizismus war zudem ein Prädiktor für male-taller konforme Größenpräferenzen beider Geschlechter, während auch die Extraversion bei Männern im Speziellen die Präferenz für kleinere Frauen begünstigte. In einer späteren Studie von Swami et al. (2010) erwies sich wohlwollender Sexismus (benevolent sexism) bei Männern und Frauen jedoch als stärkster Prädiktor für der male-taller norm entsprechende Größenpräferenzen. Tendenzen des feindseligen Sexismus (hostile sexism) begünstigten diese ebenfalls. Die Annahme, dass Frauen schwächer sind und einen starken, beschützenden Mann benötigen, könnte eine Erklärung für die male-taller norm sein. Auch die Konformität mit sozialen Normen und die Erwartung einer positiven sozialen Bestätigung und Anerkennung könnten ein erklärender Mechanismus sein (Swami et al. 2010). Größenpräferenzen können weiters auch von der Zufriedenheit mit der eigenen Körpergröße beeinflusst sein. Stulp, Buunk und Pollet (2013) stellten fest, dass Frauen mit größeren Partnern eine signifikant höhere Zufriedenheit mit ihrer eigenen Körpergröße aufwiesen. Bei Männern war dieser Effekt nicht signifikant. Dass Größenpräferenzen von Frauen nicht statisch sind, sondern von ihrem Menstruationszyklus abhängen, stellten auch Pawlowski und Jasienska (2005) fest. Dabei zeigte sich, dass Frauen in ihrer follikularen (fruchtbaren) Phase, signifikant häufiger höhere Größenunterschiede zwischen Männern und Frauen bevorzugten. Verweij, Burri und Zietsch (2012) vermuten, dass Größenpräferenzen auch genetisch (mit-)bedingt sein könnten.

Die Befunde sprechen in Bezug auf Größenverhältnisse in realen Beziehungen ebenfalls für die Existenz einer male-taller norm. Da konsistent eine größere Bevorzugung von größeren Männern auf Seiten der Frauen beobachtet wurde, kann angenommen werden, dass die male-taller norm stärker vom weiblichen Geschlecht aufrecht erhalten oder „befolgt“ wird.

7.3 Physische Attraktivität

In Bezug auf die Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität konnte ein signifikanter Gesamteffekt mittlerer Größe festgestellt werden. Dies spricht für eine überzufällige selektive Partnerwahl in diesem Merkmal. Das ermittelte Ausmaß der Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität ist insgesamt nicht überraschend, da von 49 Paarkorrelationen 21 Werte zwischen .250 und .395 aufweisen. Das Ergebnis ist auch mit der Meta-Analyse von Feingold (1988), welcher einen Gesamteffekt von .39 (95% KI [.34, .44]) feststellte, vergleichbar. Die Prüfung auf einen Publikations-Bias ergab einen geringen Hinweis auf eine Effektverzerrung. Der ermittelte Gesamteffekt erweist sich jedoch als robust und stellt kein Artefakt des Publikations-Bias dar. Das Publikationsjahr der Primärstudien hat keinen Einfluss auf das Ergebnis.

Die Mehrheit (32 von 49) der Paarkorrelationen bezieht sich auf unter 35-Jährige Paare. Dies deutet auf eine ausgeprägte Ähnlichkeit in physischer Attraktivität bereits zum Beziehungsanfang und damit auf initiales Assortative Mating hin. Die Subgruppenanalyse zeigt, dass es hinsichtlich der Altersgruppe, des Kontinents, der Ratingmethode und des Beziehungsstatus der Stichproben keine signifikanten Unterschiede in der Partnerähnlichkeit gibt. Angesichts der ungleichen Verteilung der Paarkorrelationen auf die jeweiligen Gruppen, müssen diese Ergebnisse jedoch mit Vorsicht interpretiert werden. Beispielsweise wurden lediglich Stichproben aus Nordamerika und Europa untersucht. Herkunfts- und kulturbezogene Unterschiede sollten daher nicht ausgeschlossen, sondern in Zukunft explizit untersucht werden. Insgesamt erfolgte die Erhebung der physischen Attraktivität in den gefundenen Studien nicht einheitlich. Bei Selbsteinschätzungen ist mit Verzerrungen zu rechnen, da diese vermutlich mit der Stimmung, dem Selbstwert und der subjektiven Bedeutsamkeit der Attraktivität der befragten Person, konfundiert ist. Auch die Mediennutzung und die Attraktivität von Vergleichspersonen, könnten einen Einfluss haben. Bei der Einschätzung der Attraktivität des eigenen Partners hat sich weiters eine kognitive Verzerrung gezeigt, wonach man den Partner attraktiver einschätzt, als sich selbst („love is blind bias“, Swami, Stieger, Haubner, Voracek, & Furnham, 2009). Die objektive Beurteilung der physischen Attraktivität ist wiederum von der

Zusammensetzung der Urteilenden hinsichtlich Alter und Geschlecht, dem Stimulusmaterial und den Messskalen abhängig. Während Männer beispielsweise zu mittleren Urteilen tendieren, neigen Frauen häufiger zu extremen Attraktivitätseinschätzungen (Nedelec & Beaver, 2011). Der Zusammenhang zwischen dem Alter und der Attraktivität bei Attraktivitätseinschätzungen ist meist negativ ausgeprägt. Dieser fällt jedoch signifikant niedriger aus, wenn die zu beurteilende Person dem eigenen Geschlecht oder der eigenen Altersgruppe entspricht (Henss, 1991). Die in den Primärstudien verwendeten Fotos waren zudem manchmal schwarz-weiß oder farbig, bearbeitet oder unbearbeitet sowie individuell oder professionell angefertigt. Gesichtsausdrücke sowie Hintergrundvariablen wurden nicht in jedem Fall berücksichtigt

Angesichts der Komplexität der Partnerfindung und -wahl sowie der physischen Attraktivität an sich, ist anzunehmen, dass es nicht nur *eine* Erklärung für die Partnerähnlichkeit in diesem Merkmal gibt. Vielmehr ist es wahrscheinlich, dass mehrere Faktoren - wie beispielsweise soziale Homogamie, aktives Assortment sowie Mechanismen des Partnerschaftsmarktes - zusammenspielen. Aufgrund der hohen Erwünschtheit physischer Attraktivität und einem hohen Wettbewerb, findet womöglich jede/r den entsprechenden Partner, wie es die Matching Hypothese postuliert. Laut Mursteins (1970) Stimulus-Value-Role Theorie sind vor allem auditiv und visuell erfahrbare Eigenschaften und Qualität in der ersten Phase des Kennenlernens von vorrangiger Bedeutung.

7.4 Gesichtssymmetrie

In Bezug auf die Gesichtssymmetrie konnte eine signifikante gemittelte Korrelation mittlerer Größe festgestellt werden. Dieser Effekt stellt aufgrund der geringen Anzahl an Daten (2 Stichproben) keinen Gesamteffekt, im Sinne einer umfassenden Meta-Analyse, dar. Nichtsdestotrotz ist das Ergebnis ein erster Hinweis auf eine mögliche Ähnlichkeit von Partnern in diesem Merkmal. Vor allem in Hinblick auf die im Abschnitt 3.2.3 erläuterten Zusammenhänge mit Attraktivität und genetischer Qualität ist die assortative Paarpassung für körper- und gesichtsbezogene Symmetrie nicht unwahrscheinlich.

7.5 Mit Übergewicht assoziierte Merkmale

Für den Taillen- und Hüftumfang sowie für das waist-hip ratio konnten mit Paarkorrelationen von .160, .130 und .114 signifikante Gesamteffekte kleiner Größe zwischen gefunden werden (Cohen, 1988). Diese Ergebnisse sind mit den Ergebnissen der Meta-Analyse von Silbernagl (2012) bezüglich BMI, Körpergröße und Körpergewicht vergleichbar. Eine Übersicht über Ergebnisse bisheriger Meta-Analysen zu Assortative Mating befindet sich im Abschnitt 7.6 auf Seite 88. Die Prüfung auf einen Publikations-Bias ergab Hinweise auf eine Effektverzerrung. Während vor allem für die Körperumfänge Studien mit nicht-signifikanten Ergebnissen zu fehlen scheinen, wurden für das WHR zu wenig signifikante Studienergebnisse berichtet. Da das Publikationsjahr keinen Einfluss auf die Ergebnisse hatte, kam es bezüglich den untersuchten Variablen zu keinem ursprünglich vermuteten Anstieg in der Partnerähnlichkeit über die Zeit.

Die Subgruppenanalyse ergab signifikante Unterschiede hinsichtlich der Herkunft. Dabei zeichnet sich in den untersuchten Variablen die größte Partnerähnlichkeit bei europäischen Paaren ab. Etwas niedriger ist diese bei Paaren aus Nordamerika. Während bei asiatischen Paaren kleine Paarkorrelationen im Taillen- und Hüftumfang festgestellt werden konnte, liegt keine Ähnlichkeit im Merkmal WHR vor. Da sich die Paarkorrelationen beinahe ausschließlich auf verheiratete und über 35-jährige Paare beziehen, wurde von einer Gruppierung nach Altersgruppe und Beziehungsstatus abgesehen. Inhaltlich irreführende und möglicherweise falsche Schlüsse, aufgrund einer unausgewogenen Subgruppenanalyse, sollen dadurch vermieden werden.

Es bleibt weiters unklar, ob die festgestellte Partnerähnlichkeit durch initiale selektive Partnerwahl zustande kommt, oder das Resultat von Konvergenz über die Zeit ist. Gemäß Ekezie und Danborno (2008) sank mit zunehmender Ehedauer beispielsweise die Paarkorrelation im Taillenumfang, blieb beim Hüftumfang jedoch konstant. Heude et al. (2005) beobachteten wiederum keine Veränderung beim Taillenumfang, aber eine Verringerung der Partnerähnlichkeit im Hüftumfang.

Der gegenseitige Einfluss von Paaren aufgrund gemeinsamer Ernährungs-, Aktivitäts- und Lebensgewohnheiten sollte in diesem Zusammenhang nicht vernachlässigt sondern explizit untersucht werden. Bisherige Befunde belegen, dass sich Paare in ihrer mentalen und physischen Gesundheit sowie ihren Ernährungsgewohnheiten ähnlich sind (Meyler, Stimpson, & Peek, 2007). Für mehr Aufklärung, müsste man junge Beziehungspartner, die sich noch nicht lange in einer festen Beziehung befinden, langfristig untersuchen. Dabei sollte man das individuelle Aktivitätslevel, die Ernährungsgewohnheiten und den Konsum von Genussmitteln der Partner berücksichtigen und die Partnerähnlichkeiten - im Gewicht, BMI, Taillen- und Hüftumfang und WHR - in bestimmten Zeitabständen wiederholt erheben. Weiteres sollten die Ergebnisse auch mit Beziehungsfaktoren (z. B. Beziehungsstatus, -dauer und -zufriedenheit) und soziodemographischen Variablen in Beziehung gesetzt werden.

Die Hypothese, dass Assortative Mating im Zusammenhang mit dem steigenden Übergewicht von Kindern und Jugendlichen stehen könnte, gewinnt durch die vorliegenden Ergebnisse an weiterer Berechtigung. Ein starker Risikofaktor für Adipositas bei Kindern und Jugendlichen ist nämlich das elterliche Übergewicht (Bouchard, 2009). Zwillingsstudien zeigen konsistent eine Vererblichkeit des BMI im Bereich von 60 bis 90% (Maes, Neale, & Eaves, 1997), auch bei Zwillingen, die getrennt voneinander aufgewachsen sind (Stunkard, Harris, Pedersen, & McClearn, 1990). Russell, Wells und Rushton (1985) postulieren explizit, dass Assortative Mating in stärkerem Ausmaß für vererbare Merkmale auftritt. In Anbetracht des Umstandes, dass Assortative Mating zu einem Anstieg von Extremformen genotypischer Ausprägungen führen kann, könnte sich dadurch daher die Kluft zwischen Paaren mit geringem und solchen mit hohem Übergewichtsrisiko vergrößern. Neben der genetischen Komponente, könnte Assortative Mating auch indirekt mitverantwortlich für das steigende Übergewicht bei Kindern und Jugendlichen sein, etwa wenn sich Eltern in Bildung oder Status überzufällig ähnlich sind. Niedrige Ausprägungen in diesen Merkmalen stehen in Zusammenhang mit dem Risiko für Fettleibigkeit bei Kindern (Danielzik, Czerwinski-Mast, Langnäse, Dilba, & Müller, 2004; Lamerz et al., Shrewsbury & Wardle, 2008).

7.6 Ergebnisse bisheriger Meta-Analysen zu Assortative Mating

Ergebnisse bisheriger Meta-Analysen zu Assortative Mating (Tabelle 17) sprechen in den untersuchten Merkmalen für die Paarpassung gemäß des Ähnlichkeitsprinzips. Es zeigt sich, dass die Partnerähnlichkeit in augenscheinlichen oder im persönlichen Umgang besser erfahrbaren Merkmalen (z. B. Offenheit, Verträglichkeit, Intelligenz, physische Attraktivität), größer ist.

Tabelle 17: Ergebnisse bisheriger Meta-Analysen zu Assortative Mating

Referenz	Forschungsbereiche	<i>k</i>	<i>r</i>	<i>p</i>	95% KI
Silbernagl (2012)	<i>Soziodemographische Merkmale</i>				
	Alter	58	.818	< .001	.791, .842
	Bildung	82	.511	< .001	.472, .548
Lackner (2012)	<i>Persönlichkeitsmerkmale</i>				
	Offenheit	18	.190	< .0001	.122, .256
	Verträglichkeit	20	.146	< .0001	.101, .191
	Gewissenhaftigkeit	23	.145	< .0001	.077, .211
	Neurotizismus	56	.097	< .0001	.069, .124
	Extraversion	53	.079	< .0001	.053, .106
Lackner (2012)	<i>Kognitive Merkmale</i>				
	IQ Gesamt	47	.323	< .001	.276, .368
	Verbale Fähigkeiten	29	.320	< .0001	
	Schlussfolgerndes Denken	22	.277	< .0001	
	Merkfähigkeit	14	.164	< .0001	
	Wahrnehmungsgeschwindigkeit	15	.145	.059	
	Räumliche Fähigkeiten	22	.122	< .0001	
	Numerische Fähigkeiten	6	.067	.244	
	<i>Physische Merkmale</i>				
Feingold (1988)	Physische Attraktivität	27	.390	< .0001	.340, .440
Diese Studie	Physische Attraktivität	49	.356	< .0001	.313, .398
Diese Studie	Gesichtssymmetrie	2	.246	< .05	.054, .420
Silbernagl (2012)	Körpergröße	75	.226	< .001	.201, .251
Silbernagl (2012)	BMI	37	.162	< .001	.131, .193
Diese Studie	Taillenumfang	22	.160	< .0001	.105, .214
Silbernagl (2012)	Körpergewicht	49	.149	< .001	.130, .168
Diese Studie	Hüftumfang	12	.130	< .0001	.101, .158
Diese Studie	Taille-Hüft-Verhältnis	17	.114	< .0001	.081, .147

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Gesamteffekt (*r*), zweiseitiger Signifikanzwert (*p*), 95% Konfidenzintervall für *r*

7.7 Einschränkungen der Studie

Trotz der umfangreichen Literatursuche bleibt es fraglich, ob eine vollständige Abdeckung relevanter Studien gelungen ist. Merkmale, wie der Taillen- und Hüftumfang sowie das Taille-Hüft-Verhältnis wurden meist als Nebenvariablen erhoben. Dementsprechend wurden diese nur äußerst selten in Titeln oder Abstracts explizit genannt. Im Fall der Studie von van Dongen et al. (2013) waren diesbezügliche Daten dem Supplement zu entnehmen. Möglicherweise befinden sich weitere relevante Effektgrößen im Zusatzmaterial von Studien, welche im Rahmen der durchgeführten Literatursuche nicht erfasst wurden. Die Suche gestaltete sich auch aufgrund vieler falscher Suchergebnisse in diesen Variablen als schwierig. Viele der Suchergebnisse verwiesen auf Studien, die Cross-Trait-Korrelationen oder Eltern-Kind-Korrelationen in den Körperumfängen und dem WHR berichteten. Die Literatursuche wurde weiters in englischer und deutscher Sprache vorgenommen, was eine sprachliche Einschränkung darstellt. Dennoch ist davon auszugehen, dass die ermittelten Gesamteffekte aussagekräftig sind und für Assortative Mating sprechen.

Wie bereits in Abschnitt 7.3 im Detail ausgeführt, erfolgte die Erhebung der physischen Attraktivität in den gefundenen Studien nicht standardisiert. Jede Ratingmethode hat ihre Vor- und Nachteile, die sich dementsprechend auf das Gesamtergebnis auswirken können.

Bei den inkludierten Studien zu Körperumfängen wurde keine Differenzierung nach der Art des verwendeten standardisierten Messprotokolls vorgenommen. Dies könnte sowohl zu einer Unter- als auch Überschätzung der Partnerähnlichkeit in den genannten Merkmalen geführt haben. Bei der Erhebung der Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität wurde nicht nach der allgemeinen körperlichen und der gesichtsspezifischen Attraktivität differenziert. Allerdings ist die Gesichtsattraktivität, gemäß Currie und Little (2009), ein guter Indikator für die gesamte Attraktivität.

Mit Ausnahme von Studien zur physischen Attraktivität, wurden hinsichtlich Assortative Mating beinahe ausschließlich Partner gehobenen Alters in Langzeitbeziehungen untersucht. Dies ist insofern problematisch, als dass sich

unähnliche Paare möglicherweise bereits vorab getrennt haben könnten und somit gar nicht in die Stichproben hineinfallen. Aufgrund mangelnder Angaben zur Beziehungsdauer bleibt es auch unklar, ob sich die festgestellten Partnerähnlichkeiten aufgrund einer initialen Paarpassung zum Beziehungsanfang oder durch Konvergenzeffekte ergeben. Zu hinterfragen ist weiters die Vergleichbarkeit der untersuchten Stichproben, da in den Studien nur in den seltensten Fällen Angaben über die Schichtzugehörigkeit, die Bildung oder die Ethnizität vorliegen. Ebenfalls zu kritisieren ist das Fehlen von genauen Altersangaben, etwa in Form eines Mittelwerts. Aufgrund fehlender oder ungenauer Angaben (z. B. eine große Altersspannweite) blieb lediglich die grobe Berücksichtigung des Alters in Form von Altersgruppen übrig.

Relevante Daten aus den Primärstudien wurden nicht doppelt und nur von der Verfasserin der Arbeit kodiert. Damit zusammenhängende Fehler sind daher nicht auszuschließen, wobei auf einen zeitlichen Abstand zwischen der sorgfältigen Kodierungen geachtet wurde und wiederholt stichprobenartige Kontrollen über alle kodierten Daten vorgenommen wurden.

7.8 Ausblick

Größenverhältnisse realer Beziehungspartner aus westlichen Gesellschaften wurden in Populationen aus den USA und Großbritannien untersucht. Die Gegenüberstellung mit afrikanischen Ureinwohnern zieht die Universalität der Norm berechtigterweise in Zweifel. Dieser Vergleich stellt jedoch einen sehr starken Kontrast zu westlichen Populationen dar und führt möglicherweise zu einer starken Überschätzung kultureller und gesellschaftsbezogener Unterschiede. Zusätzliche Analysen von Stichproben aus urbanen und ruralen Regionen weiterer Länder wären eine sinnvolle und aufschlussreiche Ergänzung zu den bisherigen Befunden. Die Untersuchung der Partnerähnlichkeit hinsichtlich physischer Attraktivität sollte ebenfalls nicht nur auf Nordamerika und Europa beschränkt bleiben.

Es besteht weiters Forschungsbedarf hinsichtlich der Partnerähnlichkeit in körperlicher und gesichtsbezogener Symmetrie, da erst eine Studie die

Ähnlichkeit in Gesichtssymmetrie bei liierten Beziehungspartnern untersucht hat. Es wäre interessant zu erfahren, ob sich auch für Symmetrie das Phänomen Assortative Mating nachweisen lässt. Da Symmetrie mit der Attraktivität assoziiert wird und als Indikator für genetische Qualität diskutiert wird, ist auch hier ein Effekt anzunehmen. Weiters wäre es interessant zu erfahren, ob sich initiales Assortment für Gesundheit, Ernährungsgewohnheiten und das Aktivitätslevel feststellen lässt. Dies wäre eine alternative Herangehensweise an die Frage, ob und in welchem Ausmaß Assortative Mating für das steigende Übergewicht der Menschen (mit-)verantwortlich ist.

Um potentiell einflussreiche Variablen berücksichtigen zu können, wären ausführlichere Angaben zu den untersuchten Stichproben, wie etwa zu soziodemographischen Variablen und beziehungspezifischen Details, in zukünftigen Studien zur assortativen Paarpassung wünschenswert. Um das Ausmaß der Partnerähnlichkeit zum Beziehungsanfang untersuchen zu können, müssten vermehrt junge Paare untersucht werden.

7.9 Zusammenfassung

Diese Arbeit umfasst einen systematischen Review sowie Meta-Analysen über bisherige Forschungsbefunde zur überzufälligen selektiven Partnerwahl hinsichtlich physischer Merkmale. Die Ergebnisse sprechen für die überzufällige Partnerwahl nach dem Prinzip der Ähnlichkeit (Assortative Mating) in der physischen Attraktivität, dem Taillen- und Hüftumfang sowie dem Taille-Hüft-Verhältnis. Es konnte weiters ein erster Hinweis auf Assortative Mating im Merkmal Gesichtssymmetrie gefunden werden. Auch die Präferenz für einen, relativ zur Frau, größeren Mann (male-taller norm) spiegelt sich in den Größenverhältnissen von romantischen Beziehungspartnern überzufällig häufig wider. Die Präferenz für einen größeren Mann ist bei Frauen signifikant stärker ausgeprägt als bei Männern. Angesichts festgestellter kultureller Unterschiede bei den Größenpräferenzen und Größenverhältnissen bei liierten Partnern kann jedoch nicht von einer universalen Gültigkeit der male-taller norm ausgegangen werden.

8 Verzeichnisse

8.1 Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Stimulusmaterial von Pawlowski (2003).....	29
Abbildung 2: Verteilung der Stichproben auf 26 Nationen	62
Abbildung 3: Forest Plot – Präferenz „Mann größer als Frau“	124
Abbildung 4: Forest Plot nach Geschlecht – Präferenz „Mann größer als Frau“	124
Abbildung 5: Forest Plot – Präferenz „Gleiche Partnergröße“	125
Abbildung 6: Forest Plot nach Geschlecht – Präferenz „Gleiche Partnergröße“	125
Abbildung 7: Forest Plot – Präferenz „Frau größer als Mann“	126
Abbildung 8: Forest Plot nach Geschlecht – Präferenz „Frau größer als Mann“	126
Abbildung 9: Forest Plot – Mann größer als Frau (reale Paare)	127
Abbildung 10: Forest Plot – Mann und Frau gleich groß (reale Paare).....	127
Abbildung 11: Forest Plot – Frau größer als Mann (reale Paare)	127
Abbildung 12: Forest Plot – Physische Attraktivität.....	128
Abbildung 13: Forest Plot – Gesichtssymmetrie	128
Abbildung 14: Forest Plot – Taillenumfang	129
Abbildung 15: Forest Plot – Hüftumfang	129
Abbildung 16: Forest Plot – WHR	130
Abbildung 17: Funnel Plot – Präferenz „Mann größer als Frau“ von Frauen	130
Abbildung 18: Funnel Plot – Präferenz „Mann größer als Frau“ von Männern..	131
Abbildung 19: Funnel Plot – Präferenz „Gleiche Körpergröße“ von Frauen.....	131

Abbildung 20: Funnel Plot – Präferenz „Gleiche Körpergröße“ von Männern....	132
Abbildung 21: Funnel Plot – Präferenz „Frau größer als Mann“ von Frauen	132
Abbildung 22: Funnel Plot – Präferenz „Frau größer als Mann“ von Männern ..	133
Abbildung 23: Funnel Plot – Mann größer als Frau – reale Paare.....	133
Abbildung 24: Funnel Plot – Mann und Frau gleich groß – reale Paare	134
Abbildung 25: Funnel Plot – Frau größer als Mann – reale Paare.....	134
Abbildung 26: Funnel Plot – Physische Attraktivität.....	135
Abbildung 27: Funnel Plot – Taillenumfang	135
Abbildung 28: Funnel Plot – Hüftumfang	136
Abbildung 29: Funnel Plot – WHR	136

8.2 Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Verteilung der Paarkorrelationen auf die gemessenen Merkmale	60
Tabelle 2: Verteilung der Paarkorrelationen auf die Herkunft der Stichproben....	60
Tabelle 3: Verteilung der Altersgruppen	61
Tabelle 4: Verteilung des Beziehungsstatus.....	61
Tabelle 5: Ratingmethoden der physischen Attraktivität	61
Tabelle 6: Subgruppenanalyse – „Male-taller“ Präferenz von Frauen	64
Tabelle 7: Subgruppenanalyse – „Male-taller“ Präferenz von Männern.....	65
Tabelle 8: Subgruppenanalyse – „Equal body size“ Präferenz von Frauen	67
Tabelle 9: Subgruppenanalyse – „Equal body size“ Präferenz von Männern	68
Tabelle 10: Subgruppenanalyse – „Male-shorter“ Präferenz von Frauen	69

Tabelle 11: Subgruppenanalyse – „Male-shorter“ Präferenz von Männern	71
Tabelle 12: Subgruppenanalyse – „Frau größer als der Mann“ (reale Paare)	73
Tabelle 13: Subgruppenanalyse – Physische Attraktivität	74
Tabelle 14: Subgruppenanalyse – Taillenumfang	76
Tabelle 15: Subgruppenanalyse – Hüftumfang	77
Tabelle 16: Subgruppenanalyse – WHR	78
Tabelle 17: Ergebnisse bisheriger Meta-Analysen zu Assortative Mating	88
Tabelle 18: Gesamteffekte – Größenpräferenzen	121
Tabelle 19: Publikations-Bias Prüfung – Größenpräferenzen	121
Tabelle 20: Gesamteffekte – Größenverhältnisse in realen Paaren	122
Tabelle 21: Publikations-Bias Prüfung – Größenverhältnisse in realen Paaren	122
Tabelle 22: Gesamteffekte – Assortative Mating	123
Tabelle 23: Publikations-Bias Prüfung – Assortative Mating	123
Tabelle 24: Meta-Regressionen – Assortative Mating	123
Tabelle 25: Inkludierte Studien: Präferenzen bezüglich Partnergröße	137
Tabelle 26: Inkludierte Studien: Partnergröße in romantischen Beziehungen ..	138
Tabelle 27: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität ..	139
Tabelle 28: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit in der Gesichtssymmetrie .	141
Tabelle 29: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit im Taillenumfang	142
Tabelle 30: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit im Hüftumfang	143
Tabelle 31: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit im WHR	144

8.3 Literaturverzeichnis

Studien, die in die Meta-Analysen eingeschlossen wurden, sind mit * gekennzeichnet. Die Kennzeichnung mit ** steht für Studien, deren kodierte Ergebnisse aus einer Sekundärquelle, nämlich Feingold (1988), Katzmarzyk et al. (1999), Meltzer, McNulty, Jackson und Karney (2013) oder Spuhler (1968) entnommen wurden.

*Al-Kandari, Y., Crews, D. E., & Poirier, F. E. (2002). Length of marriage and its effect on spousal concordance in Kuwait. *American Journal of Human Biology*, 14, 1-8.

Ajslev, T. A., Ängquist, L., Silventoinen, K., Gamborg, M., Allison, D. B., Baker, J. L., & Sørensen, T. I. (2012). Assortative marriages by body mass index have increased simultaneously with the obesity epidemic. *Frontiers in Genetics*, 3, 1-7.

Anonymous (1903). Assortative mating in man. A cooperative study. *Biometrika*, 2, 481-498.

Ask, H., Ildstad, M., Engdahl, B., & Tambs, K. (2013). Non-random mating and convergence over time for mental health, life satisfaction, and personality: The Nord-Trøndelag health study. *Behavior Genetics*, 43, 108-119.

*Azizi, F., Farahani, Z. K., Ghanbarian, A., Sheikholeslami, F., Mirmiran, P., Momenan, A. A., Asl, S. Z., Hadaegh, F., & Eskandari, F. (2009). Familial aggregation of the metabolic syndrome: Tehran Lipid and Glucose Study. *Annals of Nutrition and Metabolism*, 54, 189-196.

*Badaruddoza, A. (2012). Heritability of certain anthropometric and physiometric phenotypes among three predominant caste populations in Punjab, India. *Journal of Biological Sciences*, 12, 74-82.

**Bailey, R. C., & Kelly, M. (1984). Perceived physical attractiveness in early, steady, and engaged daters. *Journal of Psychology*, 116, 39-43.

- **Bailey, R. C., & Price, J. P. (1978). Perceived physical attractiveness in married partners of long and short duration. *Journal of Psychology*, 99, 155-161.
- Barber, N. (1995). The evolutionary psychology of physical attractiveness: Sexual selection and human morphology. *Ethology and Sociobiology*, 16, 395-424.
- *Barelds, D. P., Dijkstra, P., Koudenburg, N., & Swami, V. (2011). An assessment of positive illusions of the physical attractiveness of romantic partners. *Journal of Social and Personal Relationships*, 28, 706-719.
- Bateson, P. P. G. (1983). Optimal outbreeding. In P. P. G. Bateson (Ed.), *Mate choice* (pp. 257-277). Cambridge: Cambridge University Press.
- *Bauer, J., & Ganser, C. (2007). Münchner Studie zu Partnerwahl und Partnerschaft. Forschungsprojekt, Ludwig-Maximilians-Universität München.
- *Becker, N. S., Touraille, P., Froment, A., Heyer, E., & Courtiol, A. (2012). Short stature in African pygmies is not explained by sexual selection. *Evolution and Human Behavior*, 33, 615-622.
- Beckman, L. (1962). Assortative mating in man. *Eugenics Review*, 54, 63-67.
- *Beigel, H. G. (1954). Body height in mate selection. *The Journal of Social Psychology*, 39, 257-268.
- Bell, A. G. (1883). Upon the formation of a deaf variety of the human race. *The National Academy of Sciences*, 2, 179-262.
- *Bentler, P. M., & Newcomb, M. D. (1978). Longitudinal study of marital success and failure. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 1053-1070.
- *Bleske-Rechek, A., Remiker, M. W., & Baker, J. P. (2009). Similar from the start: Assortment in young adult dating couples and its link to relationship stability over time. *Individual Differences Research*, 7, 142-158.
- Berscheid, E. & Walster, E. (1974). Physical attractiveness. In Berkowitz, L. (Ed.). *Advances in experimental social psychology*, 7 (pp. 157-215). New York: Academic Press.

- Berscheid, E., Dion, K., Walster, E., & Walster, G. W. (1971). Physical attractiveness and dating choice: A test of the matching hypothesis. *Journal of Experimental Social Psychology*, 7, 173-189.
- Bierhoff, H. W., & Grau, I. (1999). *Romantische Beziehungen. Bindung, Liebe, Partnerschaft*. Bern: Huber.
- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to meta-analysis*. Chichester, West Sussex, U.K., Hoboken: John Wiley & Sons.
- Bortz, J., & Döring, N. (2006). *Forschungsmethoden und Evaluation* (4. Aufl.). Heidelberg: Springer Medizin Verlag.
- Botwin, M. D., Buss, D. M., & Shackelford, T. K. (1997). Personality and mate preferences: Five factors in mate selection and marital satisfaction. *Journal of Personality*, 65, 107-136.
- Bouchard, C. (2009). Childhood obesity: Are genetic differences involved? *The American Journal of Clinical Nutrition*, 89, 1494S-1501S.
- Brislin, R. W., & Lewis, S. A. (1968). Dating and physical attractiveness: Replication. *Psychological Reports*, 22, 976.
- *Burgess, E. W., & Wallin, P. (1944). Homogamy in personality characteristics. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 39, 475-481.
- Burley, N. (1983). The meaning of assortative mating. *Ethology and Sociobiology*, 4, 191-203.
- *Burriss, R. P., Roberts, S. C., Welling, L. L., Puts, D. A., & Little, A. C. (2011). Heterosexual romantic couples mate assortatively for facial symmetry, but not masculinity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 37, 601-613.
- Buss, D. M. (1984). Marital assortment for personality dispositions: Assessment with three different data sources. *Behavior Genetics*, 14, 111-123.

- Buss, D. M. (1989). Sex differences in human mate preferences: Evolutionary hypotheses tested in 37 cultures. *Behavioral and Brain Sciences*, 12, 1-14.
- Buss, D. M., & Barnes, M. (1986). Preferences in human mate selection. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50, 559-570.
- Buss, D. M., Shackelford, T. K., Kirkpatrick, L. A., & Larsen, R. J. (2001). A half century of mate preferences: The cultural evolution of values. *Journal of Marriage and Family*, 63, 491-503.
- *Cameron, C., Oskamp, S., & Sparks, W. (1977). Courtship American style: Newspaper ads. *The Family Coordinator*, 26, 27-30.
- Caspi, A., & Herbener, E. S. (1990). Continuity and change: Assortative marriage and the consistency of personality in adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 250-258.
- **Cavior, N., & Boblett, P. J. (1972). The physical attractiveness of dating versus married couples. *Proceedings of the 80th Annual Convention of the American Psychological Association*, 7, 175-176.
- Cawley, J., Joyner, K., & Sobal, J. (2006). Size matters. The influence of adolescents' weight and height on dating and sex. *Rationality and Society*, 18, 67-94.
- **Centers, R. (1972). The completion hypothesis and the compensatory dynamic in intersexual attraction and love. *Journal of Psychology*, 82, 111-126.
- *Chien, K. L., Hsu, H. C., Chen, W. J., Chen, M. F., Su, T. C., & Lee, Y. T. (2007). Familial aggregation of metabolic syndrome among the Chinese: Report from the Chin-Shan community family study. *Diabetes Research and Clinical Practice*, 76, 418-424.
- Chu, S., & Geary, K. (2005). Physical stature influences character perception in women. *Personality and Individual Differences*, 38, 1927-1934.
- Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

- *Cornwell, R. E., & Perrett, D. I. (2008). Sexy sons and sexy daughters: The influence of parents' facial characteristics on offspring. *Animal Behaviour*, 76, 1843-1853.
- Courtial, A., Picq, S., Godelle, B., Raymond, M., & Ferdy, J. B. (2010). From preferred to actual mate characteristics: The case of human body shape. *PLoS ONE*, 5, e13010.
- Crow, J., & Felsenstein, J. (1968). The effect of assortative mating on the genetic composition of a population. *Eugenics Quarterly*, 15, 85-97.
- Cunningham, M. R., Roberts, A. R., Barbee, A. P., Druen, P. B., & Wu, C. H. (1995). "Their ideas of beauty are, on the whole, the same as ours": Consistency and variability in the cross-cultural perception of female physical attractiveness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 261-279.
- Currie, T. E., & Little, A. C. (2009). The relative importance of the face and body in judgments of human physical attractiveness. *Evolution and Human Behavior*, 30, 409-416.
- Danielzik, S., Czerwinski-Mast, M., Langnäse, K., Dilba, B., & Müller, M. J. (2004). Parental overweight, socioeconomic status and high birth weight are the major determinants of overweight and obesity in 5-7 y-old children: Baseline data of the Kiel Obesity Prevention Study (KOPS). *International Journal of Obesity*, 28, 1494-1502.
- Deaton, A., & Arora, R. (2009). Life at the top: The benefits of height. *Economics & Human Biology*, 7, 133-136.
- *Di Castelnuovo, A., Quacquareuccio, G., Arnout, J., Capuccio, F. P., Langeril, M., Dirckx, C., Donati, M. B., Krogh, V., Siani, A., van Dongen, M. C., Zito, F., Gaetano, G., & Iacoviello, L. (2007). Cardiovascular risk factors and global risk of fatal cardiovascular disease are positively correlated between partners of 802 married couples from different European countries. Report from the IMMIDIET project. *Thrombosis and Haemostasis*, 98, 648-655.

- Di Castelnuovo, A., Quacquarello, G., Donati, M. B., de Gaetano, G., & Iacoviello, L. (2009). Spousal concordance for major coronary risk factors: A systematic review and meta-analysis. *American Journal of Epidemiology*, 169, 1-8.
- Dion, K., Berscheid, E., & Walster, E. (1972). What is beautiful is good. *Journal of Personality and Social Psychology*, 24, 285-290.
- Duval, S., & Tweedie, R. (2000). Trim and fill: A simple funnel-plot based method of testing and adjusting for publication bias in meta-analysis. *Biometrics*, 56, 455-463.
- Dyrenforth, P. S., Kashy, D. A., Donnellan, M. B., & Lucas, R. E. (2010). Predicting relationship and life satisfaction from personality in nationally representative samples from three countries: The relative importance of actor, partner, and similarity effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99, 690-702.
- Eagly, A. H., Ashmore, R. D., Makhijani, M. G. & Longo, L. C. (1991). What is beautiful is good, but...: A meta-analytic review of research on the physical attractiveness stereotype. *Psychological Bulletin*, 110, 109-128.
- Eckland, B. (1982). Assortative Mating: Theories of mate selection. *Biodemography and Social Biology*, 29, 7-21.
- *Ekezie, J., & Danborn, B. (2008). Spousal similarities and differences in physical and cultural traits among the Igbo ethnic group in Nigeria. *The Internet Journal of Biological Anthropology*, 1, 1-6.
- Epstein, E., & Guttman, R. (1984). Mate selection in man: Evidence, theory, and outcome. *Social Biology*, 31, 243-278.
- *Feingold, A. (1981). Testing equity as an explanation for romantic couples "mismatched" on physical attractiveness. *Psychological Reports*, 49, 247-250.

- Feingold, A. (1988). Matching for attractiveness in romantic partners and same-sex friends: A meta-analysis and theoretical critique. *Psychological Bulletin*, 104, 226-235.
- Feingold, A. (1990). Gender differences in effects of physical attractiveness on romantic attraction: A comparison across five research paradigms. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 981-993.
- Feng, D., & Baker, L. (1994). Spouse similarity in attitudes, personality, and psychological well-being. *Behavior Genetics*, 24, 357-364.
- Figueredo, A. J., Sefcek, J. A., & Jones, D. N. (2006). The ideal romantic partner personality. *Personality and Individual Differences*, 41, 431-441.
- Fink, B., Neave, N., Manning, J. T., & Grammer, K. (2006). Facial symmetry and judgements of attractiveness, health and personality. *Personality and Individual Differences*, 41, 491-499.
- *Fink, B., Neave, N., Brewer, G., & Pawlowski, B. (2007). Variable preferences for sexual dimorphism in stature (SDS): Further evidence for an adjustment in relation to own height. *Personality and Individual Differences*, 43, 2249-2257.
- **Fisher, T. D., & McNulty, J. K. (2008). Neuroticism and marital satisfaction: The mediating role played by the sexual relationship. *Journal of Family Psychology*, 22, 112-122.
- Fletcher, G. J., Tither, J. M., O'Loughlin, C., Friesen, M., & Overall, N. (2004). Warm and homely or cold and beautiful? Sex differences in trading off traits in mate selection. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30, 659-672.
- Galton, F. (1889). *Natural inheritance*. London: Macmillian.
- Garrison, R. J., Anderson, V. E., & Reed, S. C. (1968). Assortative marriage. *Biodemography and Social Biology*, 51, 113-127.
- Gaunt, R. (2006). Couple similarity and marital satisfaction: Are similar spouses happier? *Journal of Personality*, 74, 1401-1420.

- *Gillis, J. S., & Avis, W. E. (1980). The male-taller norm in mate selection. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 6, 396-401.
- Gimelfarb, A. (1988). Processes of pair formation leading to assortative mating in biological populations: encounter-mating model. *American Naturalist*, 865-884.
- Glicksohn, J., & Golan, H. (2001). Personality, cognitive style and assortative mating. *Personality and Individual Differences*, 30, 1199-1209.
- Goffman, E. (1952). On cooling the mark out: Some aspects of adaptation to failure. *Psychiatry*, 15, 451-463.
- Gonzaga, G. C., Carter, S., & Buckwalter, J. G. (2010). Assortative mating, convergence, and satisfaction in married couples. *Personal Relationships*, 17, 634-644.
- Grammer, K. (2005). *Signale der Liebe: Die biologischen Gesetze der Partnerschaft*. München: Deutscher Taschenbuch Verlag.
- Grammer, K., & Thornhill, R. (1994). Human (*Homo sapiens*) facial attractiveness and sexual selection: The role of symmetry and averageness. *Journal of comparative psychology*, 108, 233-242.
- Graziano, W., Brothen, T., & Berscheid, E. (1978). Height and attraction: Do men and women see eye-to-eye? *Journal of Personality*, 46, 128-145
- Griffiths, R. W., & Kunz, P. R. (1973). Assortative mating: A study of physiognomic homogamy. *Social Biology*, 20, 448-453.
- Guégan, J. F., Teriokhin, A. T., & Thomas, F. (2000). Human fertility variation, size-related obstetrical performance and the evolution of sexual stature dimorphism. *Proceedings of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, 267, 2529-2535.
- Hamilton, W. D. (1964) The genetical evolution of social behaviour. I & II. *Journal of Theoretical Biology*, 7, 1-52.

- Hatfield, E., & Sprecher, S. (1995). Men's and women's preferences in marital partners in the United States, Russia, and Japan. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 26*, 728-750.
- Heath, A. C., & Eaves, L. J. (1985). Resolving the effects of phenotype and social background on mate selection. *Behavior Genetics, 15*, 15-30.
- Hebebrand, J., Wulfhage, H., Goerg, T., Ziegler, A., Hinney, A., Barth, N., Mayer, H., & Remschmidt, H. (2000). Epidemic obesity: Are genetic factors involved via increased rates of assortative mating? *International Journal of Obesity, 24*, 345-353.
- Hensley, W. E. (1994). Height as a basis for interpersonal attraction. *Adolescence, 29*, 469-474.
- Henss, R. (1991). Perceiving age and attractiveness in facial photographs. *Journal of Applied Social Psychology, 21*, 933-946.
- *Heude, B., Kettaneh, A., Rakotovo, R., Bresson, J. L., Borys, J. M., Ducimetière, P., & Charles, M. A. (2005). Anthropometric relationships between parents and children throughout childhood: The Fleurbaix-Laventie Ville Santé Study. *International Journal of Obesity, 29*, 1222-1229.
- *Higgins, L. T., & Sun, C. (2007). Gender, social background and sexual attitudes among Chinese students. *Culture, Health & Sexuality, 9*, 31-42.
- *Higgins, L. T., Zheng, M., Liu, Y., & Sun, C. H. (2002). Attitudes to marriage and sexual behaviors: A survey of gender and culture differences in China and United Kingdom. *Sex Roles, 46*, 75-89.
- *Hill, C. T., Rubin, Z., & Peplau, L. A. (1976). Breakups before marriage: The end of 103 affairs. *Journal of Social Issues, 32*, 147-168.
- *Hinsz, V. B. (1989). Facial resemblance in engaged and married couples. *Journal of Social and Personal Relationships, 6*, 223-229.

- Hönekopp, J. (2006). Once more: Is beauty in the eye of the beholder? Relative contributions of private and shared taste to judgments of facial attractiveness. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 32, 199-209.
- Hosoda, M., Stone-Romero, E. F., & Coats, G. (2003). The effects of physical attractiveness on job-related outcomes: A meta-analysis of experimental studies. *Personnel Psychology*, 56, 431-462.
- Humbad, M. N., Donnellan, M. B., Iacono, W. G., McGue, M., & Burt, S. A. (2010). Is spousal similarity for personality a matter of convergence or selection? *Personality and Individual Differences*, 49, 827-830.
- Jackson, L. A., & Ervin, K. S. (1992). Height stereotypes of women and men: The liabilities of shortness for both sexes. *The Journal of Social Psychology*, 132, 433-445.
- Jaffe, K., & Chacon-Puignau, G. (1995). Assortative mating: Sex differences in mate selection for married and unmarried couples. *Human Biology*, 67, 111-120.
- James, W. H. (1989). The norm for perceived husband superiority: A cause of human assortative marriage. *Social Biology*, 36, 271-278.
- Janghorbani, M., Momeni, F., & Dehghani, M. (2012). Hip circumference, height and risk of type 2 diabetes: Systematic review and meta-analysis. *Obesity Reviews*, 13, 1172-1181.
- Janssen, I., Katzmarzyk, P. T., & Ross, R. (2004). Waist circumference and not body mass index explains obesity-related health risk. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 79, 379-384.
- *Jelenkovic, A., Poveda, A., & Rebato, E. (2011). Quantitative genetics of human morphology and obesity-related phenotypes in nuclear families from the Greater Bilbao (Spain): Comparison with other populations. *Annals of Human Biology*, 38, 471-478.

- Jepsen, L. K., & Jepsen, C. A. (2002). An empirical analysis of the matching patterns of same-sex and opposite-sex couples. *Demography*, 39, 435-453.
- Jiang, Y., Bolnick, D. I., & Kirkpatrick, M. (2013). Assortative mating in animals. *The American Naturalist*, 181, E125-E138.
- Kalick, S. M., & Hamilton, T. E. (1986). The matching hypothesis reexamined. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 673-682.
- Kandler, C., Bleidorn, W., & Riemann, R. (2012). Left or right? Sources of political orientation: The roles of genetic factors, cultural transmission, assortative mating, and personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102, 633-645.
- *Katzmarzyk, P. T., Malina, R. M., Perusse, L., Rice, T., Province, M. A., Rao, D. C., & Bouchard, C. (2000). Familial resemblance in fatness and fat distribution. *American Journal of Human Biology*, 12, 395-404.
- *Katzmarzyk, P. T., Perusse, L., Rao, D. C., & Bouchard, C. (1999). Spousal resemblance and risk of 7-year increases in obesity and central adiposity in the Canadian population. *Obesity Research*, 7, 545-551.
- *Keller, M. C., Thiessen, D., & Young, R. K. (1996). Mate assortment in dating and married couples. *Personality and Individual Differences*, 21, 217-221.
- *Kim, H. C., Kang, D. R., Choi, K. S., Nam, C. M., Thomas, G. N., & Suh, I. (2006). Spousal concordance of metabolic syndrome in 3141 Korean couples: A nationwide survey. *Annals of Epidemiology*, 16, 292-298.
- *Kirkpatrick, C., & Cotton, J. (1951). Physical attractiveness, age, and marital adjustment. *American Sociological Review*, 16, 81-86.
- Koestner, R., & Wheeler, L. (1988). Self-presentation in personal advertisements: The influence of implicit notions of attraction and role expectations. *Journal of Social and Personal Relationships*, 5, 149-160.

- Kurdek, L. A., & Schmitt, J. P. (1987). Partner homogamy in married, heterosexual cohabiting, gay, and lesbian couples. *Journal of Sex Research*, 23, 212-232.
- Kurzban, R., & Weeden, J. (2005). HurryDate: Mate preferences in action. *Evolution and Human Behavior*, 26, 227-244.
- Lackner, A. (2012). *Systematischer Review und Meta-Analysen zu Effekten selektiver Partnerwahl (Assortative Mating), mit Fokus auf Kognition und Persönlichkeit*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Universität Wien.
- Lamerz, A., Kuepper-Nybelen, J., Wehle, C., Bruning, N., Trost-Brinkhues, G., Brenner, H., Hebebrand, J., & Herpertz-Dahlmann, B. (2005). Social class, parental education, and obesity prevalence in a study of six-year-old children in Germany. *International Journal of Obesity*, 29, 373-380.
- Langlois, J. H., Kalakanis, L., Rubenstein, A. J., Larson, A., Hallam, M., & Smoot, M. (2000). Maxims or myths of beauty? A meta-analytic and theoretical review. *Psychological Bulletin*, 126, 390-423.
- *Lee, M. H., Kim, H. C., Thomas, G. N., Ahn, S. V., Hur, N. W., Choi, D. P., & Suh, I. (2011). Familial concordance of metabolic syndrome in Korean population -Korean National Health and Nutrition Examination Survey 2005. *Diabetes Research and Clinical Practice*, 93, 430-436.
- Leonard, K. E., & Eiden, R. D. (1999). Husband's and wife's drinking: Unilateral or bilateral influences among newlyweds in a general population sample. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 13, 130-138.
- Little, A. C., DeBruine, L. M., & Jones, B. C. (2011). Exposure to visual cues of pathogen contagion changes preferences for masculinity and symmetry in opposite-sex faces. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 278, 2032-2039.
- *Little, A. C., Burt, D. M., & Perrett, D. I. (2006). Assortative mating for perceived facial personality traits. *Personality and Individual Differences*, 40, 973-984.

- Luo, S. H., & Klohnen, E. C. (2005). Assortative mating and marital quality in newlyweds: A couple-centered approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88, 304-326.
- Lynn, M., & Shurgot, B. A. (1984). Responses to lonely hearts advertisements effects of reported physical attractiveness, physique, and coloration. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 10, 349-357.
- MacDougall, A. K., & Montgomerie, R. (2003). Assortative mating by carotenoid-based plumage colour: A quality indicator in American goldfinches, *Carduelis tristis*. *Naturwissenschaften*, 90, 464-467.
- Maes, H. H., Neale, M. C., & Eaves, L. J. (1997). Genetic and environmental factors in relative body weight and human adiposity. *Behavior Genetics*, 27, 325-351.
- Manning, J. T. (2002). *Digit ratio: A pointer to fertility, behavior, and health*. Rutgers University Press, New Brunswick, NJ.
- Manning, J. T., Barley, L., Walton, J., Lewis-Jones, D. I., Trivers, R. L., Singh, D. et al. (2000). The 2nd:4th digit ratio, sexual dimorphism, population differences and reproductive success: Evidence for sexually antagonistic genes? *Evolution and Human Behavior*, 21, 163-183.
- Marlowe, F. W. (2004). Mate preferences among Hadza hunter-gatherers. *Human Nature*, 15, 365-376.
- Mascie-Taylor, C. G. (1989). Spouse similarity for IQ and personality and convergence. *Behavior Genetics*, 19, 223-227.
- Mascie-Taylor, C. G., & Boldsen, J. L. (1988). Assortative mating, differential fertility and abnormal pregnancy outcome. *Annals of Human Biology*, 15, 223-228.
- Mascie-Taylor, C. G., & Vandenberg, S. G. (1988). Assortative mating for IQ and personality due to propinquity and personal preference. *Behavior Genetics*, 18, 339-345.

- Mathews, C. A., & Reus, V. I. (2001). Assortative mating in the affective disorders: A systematic review and meta-analysis. *Comprehensive Psychiatry*, 42, 257-262.
- McCrae, R. R., Martin, T. A., Hrebickova, M., Urbánek, T., Boomsma, D. I., Willemsen, G., & Costa, P. T. (2008). Personality trait similarity between spouses in four cultures. *Journal of Personality*, 76, 1137-1164.
- *McKillip, J., & Riedel, S. L. (1983). External validity of matching on physical attractiveness for same and opposite sex couples. *Journal of Applied Social Psychology*, 13, 328-337.
- *McNulty, J. K., Neff, L. A., & Karney, B. R. (2008). Beyond initial attraction: Physical attractiveness in newlywed marriage. *Journal of Family Psychology*, 22, 135-143.
- **McNulty, J. K., O'Mara, E. M., & Karney, B. R. (2008). Benevolent cognitions as a strategy of relationship maintenance: "Don't sweat the small stuff".... But it is not all small stuff. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94, 631-646.
- **McNulty, J. K., & Russell, V. M. (2010). When "negative" behaviors are positive: A contextual analysis of the long-term effects of problem-solving behaviors on changes in relationship satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 98, 587-604.
- Mealey, L. (1985). Comment on genetic similarity theory. *Behavior Genetics*, 15, 571-574.
- Meltzer, A. L., McNulty, J. K., Jackson, G. L., & Karney, B. R. (2013). Sex differences in the implications of partner physical attractiveness for the trajectory of marital satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1-12. [Epub ahead of print].
- Meyler, D., Stimpson, J. P., & Peek, M. K. (2007). Health concordance within couples: A systematic review. *Social Science & Medicine*, 64, 2297-2310.

- Mita, T. H., Dermer, M., & Knight, J. (1977). Reversed facial images and the mere-exposure hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 35, 597-601.
- Mohr, E. (2012). *Das Taillen-Hüft-Verhältnis und die weibliche Attraktivität*. Unveröffentlichte Diplomarbeit. Universität Wien.
- Moreland, R. L., & Zajonc, R. B. (1982). Exposure effects in person perception: Familiarity, similarity, and attraction. *Journal of Experimental Social Psychology*, 18, 395-415.
- Murstein, B. (1970). Stimulus-Value-Role: A theory of marital choice. *Journal of Marriage and Family*, 32, 465-481.
- *Murstein, B. I. (1972). Physical attractiveness and marital choice. *Journal of Personality and Social Psychology*, 22, 8-12.
- *Murstein, B. I., & Christy, P. (1976). Physical attractiveness and marriage adjustment in middle-aged couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 34, 537-542.
- Murstein, B. I., & Williams, P. D. (1985). Assortative matching for sex-role and marriage adjustment. *Personality and Individual Differences*, 6, 195-201.
- Nagoshi, C. T., Johnson, R. C., & Ahern, F. M. (1987). Phenotypic assortative mating vs. social homogamy among Japanese and Chinese parents in the Hawaii family study of cognition. *Behavior Genetics*, 17, 477-485.
- Nedelec, J. L. & Beaver, K. M. (2011). Beauty is in the sex of the beholder: An examination of the effects of interviewer characteristics on assessments of respondent attractiveness. *Personality and Individual Differences*, 51, 930-934.
- Nettle, D. (2002a). Height and reproductive success in a cohort of British men. *Human Nature*, 13, 473-491.

- Nettle, D. (2002b). Women's height, reproductive success and the evolution of sexual dimorphism in modern humans. *Proceedings of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, 269, 1919-1923.
- *Okada. (1988). Assortative mating of modern Japanese - A study by the method of family line investigation. *Journal of the Anthropological Society of Nippon*, 96, 301-318.
- *Okuda, T., Miyazaki, T., Sakuragi, S., Moriguchi, J., Tachibana, H., Ohashi, F., & Ikeda, M. (2013). Significant but weak spousal concordance of metabolic syndrome components in Japanese couples. *Environmental Health and Preventive Medicine*, 1-9.
- Olson, I. R., & Marshuetz, C. (2005). Facial attractiveness is appraised in a glance. *Emotion*, 5, 498-502.
- *Park, H. S., Yim, K. S., & Cho, S. I. (2004). Gender differences in familial aggregation of obesity-related phenotypes and dietary intake patterns in Korean families. *Annals of Epidemiology*, 14, 486-491.
- Parsons, P. A. (1992). Fluctuating asymmetry: A biological monitor of environmental and genomic stress. *Heredity*, 68, 361-364.
- *Pawlowski, B. (2003). Variable preferences for sexual dimorphism in height as a strategy for increasing the pool of potential partners in humans. *Proceedings of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, 270, 709-712.
- Pawlowski, B., & Jasienska, G. (2005). Women's preferences for sexual dimorphism in height depend on menstrual cycle phase and expected duration of relationship. *Biological Psychology*, 70, 38-43.
- Pawlowski, B., & Koziel, S. (2002). The impact of traits offered in personal advertisements on response rates. *Evolution and Human Behavior*, 23, 139-149.
- Pawlowski, B., Dunbar, R. I. M., & Lipowicz, A. (2000). Evolutionary fitness: Tall men have more reproductive success. *Nature*, 403, 156-156.

- Pearson, K. (1907). Reply to certain criticisms of Mr G. U. Yule. *Biometrika*, 5, 470-476.
- Pearson, K., & Lee, A. (1903). On the laws of inheritance in man. *Biometrika*, 2, 357-462.
- *Pennock-Román, M. (1984). Assortative marriage for physical characteristics in newlyweds. *American Journal of Physical Anthropology*, 64, 185-190.
- **Pérusse, L., Leblanc, C., & Bouchard, C. (1988). Inter-generation transmission of physical fitness in the Canadian population. *Canadian Journal of Applied Sport Sciences*, 13, 8-14.
- *Pérusse, L., Rice, T., Province, M. A., Gagnon, J., Leon, A. S., Skinner, J. S., Wilmore, J. H., Rao, D. C., & Bouchard, C. (2000). Familial aggregation of amount and distribution of subcutaneous fat and their responses to exercise training in the HERITAGE family study. *Obesity Research*, 8, 140-150.
- *Peterson, J. L., & Miller, C. (1980). Physical attractiveness and marriage adjustment in older American couples. *Journal of Psychology*, 105, 247-252.
- Petticrew, M., & Roberts, H. (2006). *Systematic reviews in the social sciences: A practical guide*. Malden: Blackwell Publishing.
- Pierce, C. A. (1996). Body height and romantic attraction: A meta-analytic test of the male-taller norm. *Social Behavior and Personality*, 24, 143-149.
- *Pomerat, C. M. (1936). Homogamy and infertility. *Human Biology*, 8, 19-24.
- *Price, R. A., & Vandenberg, S. G. (1979). Matching for physical attractiveness in married couples. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 5, 398-400.
- Prentice, A. M., & Jebb, S. A. (2001). Beyond body mass index. *Obesity Reviews*, 2, 141-147.
- Price, R. A., & Vandenberg, S. G. (1980). Spouse similarity in American and Swedish couples. *Behavior Genetics*, 10, 59-71.

- *Ramirez, M. E. (1993). Familial aggregation of subcutaneous fat deposits and the peripheral fat distribution pattern. *International Journal of Obesity*, 17, 63-68.
- *Rebato, E., Salces, I., Jelenkovic, A., & Susanne, C. (2007). Familial resemblance in fatness and fat distribution in nuclear families from Biscay (Basque Country). *Journal of Human Ecology*, 15, 23-29.
- Reynolds, C. A., Baker, L. A., & Pedersen, N. L. (1996). Models of spouse similarity: Applications to fluid ability measured in twins and their spouses. *Behavior Genetics*, 26, 73-88.
- Reynolds, C. A., Baker, L. A., & Pedersen, N. L. (2000). Multivariate models of mixed assortment: Phenotypic assortment and social homogamy for education and fluid ability. *Behavior Genetics*, 30, 455-476.
- Reynolds, C. A., Barlow, T., & Pedersen, N. L. (2006). Alcohol, tobacco and caffeine use: Spouse similarity processes. *Behavior Genetics*, 36, 201-215.
- Rhodes, G., Yoshikawa, S., Clark, A., Lee, K., McKay, R., & Akamatsu, S. (2001). Attractiveness of facial averageness and symmetry in non-Western cultures: In search of biologically based standards of beauty. *Perception*, 30, 611-625.
- **Rich, J. D. (1985). The relation of physical attractiveness to jealousy among heterosexual couples. *Dissertation Abstracts International*, 46, 2124B. (University Microfilms No. 85-17,938)
- Robins, R. W., Caspi, A., & Moffitt, T. E. (2000). Two personalities, one relationship: Both partners' personality traits shape the quality of their relationship. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 251-259.
- Rosenthal, R. (1979). The "file drawer problem" and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86, 638-641.
- *Rotimi, C., & Cooper, R. (1995). Familial resemblance for anthropometric measurements and relative fat distribution among African Americans. *International Journal of Obesity*, 19, 875-880.

- Rushton, J. P. (1989). Genetic similarity, human altruism, and group selection. *Behavioral and Brain Sciences*, 12, 503-559.
- Russell, R. J., Wells, P. A., & Rushton, J. P. (1985). Evidence for genetic similarity detection in human marriage. *Ethology and Sociobiology*, 6, 183-187.
- *Salces, I., Rebato, E., & Susanne, C. (2004). Evidence of phenotypic and social assortative mating for anthropometric and physiological traits in couples from the Basque country (Spain). *Journal of Biosocial Science*, 36, 235-250.
- *Salska, I., Frederick, D. A., Pawlowski, B., Reilly, A. H., Laird, K. T., & Rudd, N. A. (2008). Conditional mate preferences: Factors influencing preferences for height. *Personality and Individual Differences*, 44, 203-215.
- Salzburger, W., Niederstätter, H., Brandstätter, A., Berger, B., Parson, W., Snoeks, J., & Sturmbauer, C. (2006). Colour-assortative mating among populations of *Tropheus moorii*, a cichlid fish from Lake Tanganyika, East Africa. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 273, 257-266.
- Sánchez-Andrés, A., & Mesa, M. S. (1994). Assortative mating in a Spanish population: Effects of social factors and cohabitation time. *Journal of biosocial Science*, 26, 441-450.
- Sangrador, J. L., & Yela, C. (2000). What is beautiful is loved: Physical attractiveness in love relationships in a representative sample. *Social Behavior and Personality*, 28, 207-218.
- *Santos, D. M., Katzmarzyk, P. T., Trégouet, D. A., Gomes, T. N., Santos, F. K., & Maia, J. A. (2013). Familial aggregation of metabolic syndrome indicators in Portuguese families. *BioMed Research International*, Article ID 314823, 1-7.
- Scheib, J. E., Gangestad, S. W., & Thornhill, R. (1999). Facial attractiveness, symmetry and cues of good genes. *Proceedings of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, 266, 1913-1917.

- *Schooley, M. (1936). Personality resemblances among married couples. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 31, 340-347.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42, 621-646.
- Sear, R. (2006). Height and reproductive success. How a Gambian population compares to the West. *Human Nature*, 17, 405-418.
- *Sear, R., & Marlowe, F. W. (2009). How universal are human mate choices? Size does not matter when Hadza foragers are choosing a mate. *Biology Letters*, 5, 606-609.
- *Sear, R., Allal, N. & Mace, R. (2004). Height, marriage and reproductive success in Gambian women, *Research in Economic Anthropology*, 23, 203-224.
- Seidell, J. C., Périusse, L., Després, J. P., & Bouchard, C. (2001). Waist and hip circumferences have independent and opposite effects on cardiovascular disease risk factors: The Quebec Family Study. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 74, 315-321.
- Sharma, K. (1986). Assortative mating for anthropometric traits in parents of Punjabi twins. *International Journal of Anthropology*, 1, 361-367.
- *Shepherd, J. W., & Ellis, H. D. (1972). Physical attractiveness and selection of marriage partners. *Psychological Reports*, 30, 1004.
- *Shepperd, J. A., & Strathman, A. J. (1989). Attractiveness and height: The role of stature in dating preference, frequency of dating, and perceptions of attractiveness. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 15, 617-627.
- 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, 666-675.

- Shrewsbury, V., & Wardle, J. (2008). Socioeconomic status and adiposity in childhood: A systematic review of cross-sectional studies 1990-2005. *Obesity*, 16, 275-284.
- Silbernagl, M. (2012). *Systematischer Review und Meta-Analysen zu Effekten selektiver Partnerwahl (Assortative Mating), mit Fokus auf Alter, Bildung und physische Aspekte*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Universität Wien.
- *Simon, V. A., Aikins, J. W., & Prinstein, M. J. (2008). Romantic partner selection and socialization during early adolescence. *Child Development*, 79, 1676-1692.
- Singh, D. (1995). Female judgment of male attractiveness and desirability for relationships: Role of waist-to-hip ratio and financial status. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 1089-1101.
- Singh, D., & Luis, S. (1995). Ethnic and gender consensus for the effect of waist-to-hip ratio and judgment of women's attractiveness. *Human Nature*, 6, 51-65.
- Skopek, J. (2012). Partnerwahl im Internet. Eine quantitative Analyse von Strukturen und Prozessen der Online-Partnersuche. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- *Sorokowski, P., & Butovskaya, M. L. (2012). Height preferences in humans may not be universal: Evidence from the Datoga people of Tanzania. *Body Image*, 9, 510-516.
- *Sorokowski, P., & Sorokowska, A. (2012). Judgments of sexual attractiveness: A study of the Yali tribe in Papua. *Archives of Sexual Behavior*, 41, 1209-1218.
- *Sorokowski, P., Sorokowska, A., Fink, B., & Mberira, M. (2012). Variable preferences for sexual dimorphism in stature (SDS) might not be universal: Data from a semi-nomad population (Himba) in Namibia. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 43, 32-37.

- Speakman, J. R., Djafarian, K., Stewart, J., & Jackson, D. M. (2007). Assortative mating for obesity. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 86, 316-323.
- **Spuhler, J. N. (1962). *Empirical Studies on quantitative human genetics*, p. 241-252. In United Nations World Health Organization seminar on use of vital and health statistics for genetic and radiation studies, 1960. World Health Organization, Geneva.
- *Spuhler, J. N. (1968). Assortative mating with respect to physical characteristics. *Eugenics Quarterly*, 15, 128-140.
- *Stevens, G., Owens, D., & Schaefer, E. C. (1990). Education and attractiveness in marriage choices. *Social Psychology Quarterly*, 53, 62-70.
- Strauss, A. (1946). The influence of parent-images upon marital choice. *American Sociological Review*, 11, 554-559.
- *Stulp, G., Buunk, A. P., Pollet, T. V., Nettle, D., & Verhulst, S. (2013). Are human mating preferences with respect to height reflected in actual pairings? *PLoS ONE*, 8, e54186.
- Stulp, G., Buunk, A. P., & Pollet, T. V. (2013). Women want taller men more than men want shorter women. *Personality and Individual Differences*, 54, 877-883.
- Stunkard, A. J., Harris, J. R., Pedersen, N. L., & McClearn, G. E. (1990). The body-mass index of twins who have been reared apart. *New England Journal of Medicine*, 322, 1483-1487.
- *Swami, V., Furnham, A., Balakumar, N., Williams, C., Canaway, K., & Stanistreet, D. (2008). Factors influencing preferences for height: A replication and extension. *Personality and Individual Differences*, 45, 395-400.

- Swami, V., Stieger, S., Haubner, T., Voracek, M., & Furnham, A. (2009). Evaluating the physical attractiveness of oneself and one's romantic partner: Individual and relationship correlates of the love-is-blind bias. *Journal of Individual Differences*, 30, 35-43.
- Swami, V., Coles, R., Wilson, E., Salem, N., Wyrozumska, K., & Furnham, A. (2010). Oppressive beliefs at play: Associations among beauty ideals and practices and individual differences in sexism, objectification of others, and media exposure. *Psychology of Women Quarterly*, 34, 365-379.
- Tambs, K., Sundet, J. M., & Berg, K. (1993). Correlations between identical twins and their spouses suggest social homogamy for intelligence in Norway. *Personality and Individual Differences*, 14, 279-281.
- Taylor, L. S., Fiore, A. T., Mendelsohn, G. A., & Cheshire, C. (2011). "Out of my league": A real-world test of the matching hypothesis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 37, 942-954.
- Thiessen, D., & Gregg, B. (1980). Human assortative mating and genetic equilibrium: An evolutionary perspective. *Ethology and Sociobiology*, 1, 111-140.
- *Tienboon, P., Rutishauser, I. H., & Wahlqvist, M. L. (1992). A family study of coronary risk factors in Geelong. *Australian Journal of Public Health*, 16, 20-25.
- **Tiret, L., Ducimetiere, P., Andre, J. L., Gueguen, R., Herbeth, B., Spyckerelle, Y., Rakotovo, R., & Cambien, F. (1991). Family resemblance in body circumferences and their ratios: The Nancy family study. *Annals of Human Biology*, 18, 259-271.
- Todosijević, B., Ljubinković, S., & Arančić, A. (2003). Mate selection criteria: A trait desirability assessment study of sex differences in Serbia. *Evolutionary Psychology*, 1, 116-126.
- **Tomici, L. (1939). Fattori somatici dell'attrazione matrimoniale nei coniugi sassaresi. *Genus*, 4, 1-36.

- Vandenberg, S. G. (1972). Assortative mating, or who marries whom? *Behavior Genetics*, 2, 127-157.
- *van Dongen, J., Willemsen, G., Chen, W. M., de Geus, E. J., & Boomsma, D. I. (2013). Heritability of metabolic syndrome traits in a large population-based sample. *Journal of Lipid Research*, 54, 2914-2923.
- Verweij, K. J., Burri, A. V., & Zietsch, B. P. (2012). Evidence for genetic variation in human mate preferences for sexually dimorphic physical traits. *PLoS ONE*, 7, e49294.
- Voracek, M., Dressler, S. G., & Manning, J. T. (2007). Evidence for assortative mating on digit ratio (2D: 4D), a biomarker for prenatal androgen exposure. *Journal of biosocial Science*, 39, 599-612.
- Voracek, M., Mohr, E., & Hagmann, M. (2013). On the importance of tail ratios for psychological science. *Psychological Reports*, 112, 872-886.
- Walster, E., Aronson, V., Abrahams, D., & Rottman, L. (1966). Importance of physical attractiveness in dating behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 4, 508-516.
- Walster, E., Berscheid, E., & Walster, G. W. (1973). New directions in equity research. *Journal of Personality and Social Psychology*, 25, 151-176.
- Watkins, M. P., & Meredith, W. (1981). Spouse similarity in newlyweds with respect to specific cognitive abilities, socioeconomic status, and education. *Behavior Genetics*, 11, 1-21.
- *Watson, D., Beer, A., & McDade-Montez, E. (2013). The role of active assortment in spousal similarity. *Journal of Personality*. [Epub ahead of print]
- Watson, D., Klohnen, E. C., Casillas, A., Nus Simms, E., Haig, J., & Berry, D. S. (2004). Match makers and deal breakers: Analyses of assortative mating in newlywed couples. *Journal of Personality*, 72, 1029-1068.
- *Webb, R. F. (2009). *The role of physical attractiveness in adolescent romantic relationships*. PhD dissertation, University of Tennessee.

- Weeden, J., & Sabini, J. (2005). Physical attractiveness and health in Western societies: A review. *Psychological Bulletin*, 131, 635-653.
- *White, G. L. (1980). Physical attractiveness and courtship progress. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, 660-668.
- WHO Consultation (2008). *Waist circumference and waist-hip ratio. Report of a WHO Expert Consultation, Geneva 8-11 December*, 1-39.
- Willoughby, R. R. (1933). Somatic homogamy in man. *Human Biology*, 5, 690-705.
- *Wu, D. M., Hong, Y., Sun, C. A., Sung, P. K., Rao, D. C., & Chu, N. F. (2003). Familial resemblance of adiposity-related parameters: Results from a health check-up population in Taiwan. *European Journal of Epidemiology*, 18, 221-226.
- *Yela, C., & Sangrador, J. L. (2001). Perception of physical attractiveness throughout loving relationships. *Current Research in Social Psychology*, 6, 57-75.
- Zajonc, R. B., Adelman, P. K., Murphy, S. T., & Niedenthal, P. N. (1987). Convergence in the physical appearance of spouses. *Motivation and Emotion*, 11, 335-346.
- Zajonc, R. B. (1968). Attitudinal effects of mere exposure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 9, 1-27.
- Zentner, M. R. (2005). Ideal mate personality concepts and compatibility in close relationships: A longitudinal analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 242-256.
- Zonderman, A. B., Vandenberg, S. G., Spuhler, K. P., & Fain, P. R. (1977). Assortative marriage for cognitive abilities. *Behavior Genetics*, 7, 261-271.

9 Anhang

9.1 Anhang A: Zusammenfassung der Ergebnisse

9.1.1 Ergebnisse – Präferenzen der Partnergröße

Tabelle 18: Gesamteffekte – Größenpräferenzen

Präferenz	<i>k</i>	<i>n</i>	<i>Q</i> (<i>df</i>)	<i>I</i> ²	<i>Event rate</i>	95% <i>KI</i>
<i>Mann größer (Gesamt)</i>	34	5889	1226.213 **** (33)	97.31%	.855 ****	.793, .900
Präferenz der Frauen	17	3594	276.537 **** (16)	94.21%	.910 ****	.856, .945
Präferenz der Männer	17	2295	514.704 **** (16)	96.89%	.773 ****	.676, .848
<i>Gleich groß (Gesamt)</i>	32	664	513.036 **** (31)	93.96%	.068 ****	.047, .097
Präferenz der Frauen	16	144	186.786 **** (15)	91.97%	.032 ****	.016, .063
Präferenz der Männer	16	520	189.448 **** (15)	92.08%	.119 ****	.084, .167
<i>Frau größer (Gesamt)</i>	32	327	414.783 **** (31)	92.53%	.030 ****	.018, .050
Präferenz der Frauen	16	89	111.428 **** (15)	86.54%	.022 ****	.011, .043
Präferenz der Männer	16	238	227.696 **** (15)	93.41%	.043 ****	.021, .083

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Stichprobenumfang (*n*), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), Ausmaß der Heterogenität zwischen den Studien (*I*²), relative Häufigkeit als Effektgröße (*Event rate*) – random-effects model, 95% Konfidenzintervall für Effektgröße, zweiseitige Signifikanzwerte * *p* < .05, ** *p* < .01, *** *p* < .001, **** *p* < .0001

Tabelle 19: Publikations-Bias Prüfung – Größenpräferenzen

		Präferenz „Mann größer“		Präferenz „Gleich groß“		Präferenz „Frau größer“	
		♀	♂	♀	♂	♀	♂
Rosenthal	Fail-safe- <i>N</i>	4360	1393	3334	3516	2746	2934
Begg/Mazumdar	<i>p</i> Wert <i>1-tailed</i>	.133	.064	.096	.040	.250	.343
Egger	<i>p</i> Wert <i>2-tailed</i>	.297	.002	.042	.001	.040	.002
Trim-and-Fill	Beobachtete relative Häufigkeit	.910	.773	.032	.119	.022	.043
	Angepasste relative Häufigkeit	.897	.717	.045	.127	.038	.064
	Hinzugefügte Studien	2	3	3	1	5	4

9.1.2 Ergebnisse – Größenverhältnisse in realen Paaren

Tabelle 20: Gesamteffekte – Größenverhältnisse in realen Paaren

Größenverhältnisse	<i>k</i>	<i>n</i>	<i>Q</i> (<i>df</i>)	<i>I</i> ²	<i>Event rate</i>	95% <i>KI</i>
Mann größer	3	11803	110.163 **** (2)	98.19%	.887 *	.605, .976
Gleich groß	3	458	121.664 **** (2)	98.36%	.071 *	.012, .329
Frau größer	9	1117	105.651 **** (8)	92.43%	.055 ****	.039, .075

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Anzahl der Paare (*n*), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), Ausmaß der Heterogenität zwischen den Studien (*I*²), relative Häufigkeit als Effektgröße (*Event rate*) –random-effects model, 95% Konfidenzintervall für Effektgröße, zweiseitige Signifikanzwerte * *p* < .05, ** *p* < .01, *** *p* < .001, **** *p* < .0001

Tabelle 21: Publikations-Bias Prüfung – Größenverhältnisse in realen Paaren

		♂ > ♀	♂ = ♀	♂ < ♀
Rosenthal	Fail-safe- <i>N</i>	1818	1631	10021
Begg/Mazumdar	<i>p</i> Wert <i>1-tailed</i>	.500	.500	.233
Egger	<i>p</i> Wert <i>2-tailed</i>	.670	.589	.503
Trim-and-Fill	Beobachtete relative Häufigkeit	.887	.071	.055
	Angepasste relative Häufigkeit	/	/	/
	Hinzugefügte Studien	0	0	0

9.1.3 Ergebnisse – Assortative Mating

Tabelle 22: Gesamteffekte – Assortative Mating

Merkmal	<i>k</i>	<i>n</i>	<i>Q</i> (<i>df</i>)	<i>I</i> ²	<i>r</i>	95% <i>KI</i>
Physische Attraktivität	49	5425	120.668 (48) ****	60.22%	.356 ****	.313, .398
Symmetrie	2	144	1.216 (1)	17.77%	.246 *	.054, .420
Taillenumfang	22	10885	140.524 (21) ****	85.06%	.160 ****	.105, .214
Hüftumfang	12	4559	8.780 (11)	0.00%	.130 ****	.101, .158
WHR	17	8471	24.059 (16)	33.50%	.114 ****	.081, .147

Anmerkung. Anzahl der Stichproben (*k*), Anzahl der Paare (*n*), gewichtete Quadratsummen (*Q*), Freiheitsgrade (*df*), Ausmaß der Heterogenität zwischen den Studien (*I*²), Effektgröße (*r*) unter Annahme des random-effects models, 95% Konfidenzintervall für *r*, zweiseitige Signifikanzwerte * *p* < .05, ** *p* < .01, *** *p* < .001, **** *p* < .0001

Tabelle 23: Publikations-Bias Prüfung – Assortative Mating

		Physische Attraktivität	Taillenumfang	Hüftumfang	WHR
Rosenthal	Fail-safe- <i>N</i>	6894	969	156	274
Begg/Mazumdar	<i>p</i> Wert <i>1-tailed</i>	.174	.368	.500	.500
Egger	<i>p</i> Wert <i>2-tailed</i>	.029	.134	.215	.741
Trim-and-Fill	Beobachteter <i>r</i>	.356	.160	.130	.114
	Angepasster <i>r</i>	.353	.109	.122	.120
	Hinzugefügte Studien	1	6	3	2

Tabelle 24: Meta-Regressionen – Assortative Mating

Merkmal	<i>k</i>	Koeffizient <i>b</i> (SE)	<i>p</i>
Physische Attraktivität	49	-0.0008 (0.001)	.458
Taillenumfang	22	-0.0009 (0.002)	.561
Hüftumfang	12	-0.0003 (0.001)	.804
WHR	17	0.0006 (0.002)	.783

Anmerkung. Prädiktorvariable ist das Publikationsjahr, Anzahl der Stichproben (*k*), Steigungskoeffizient (*b*), Standardfehler (SE), zweiseitiger Signifikanzwert für das Modell (*p*)

9.2 Anhang B: Plots

9.2.1 Forest Plots

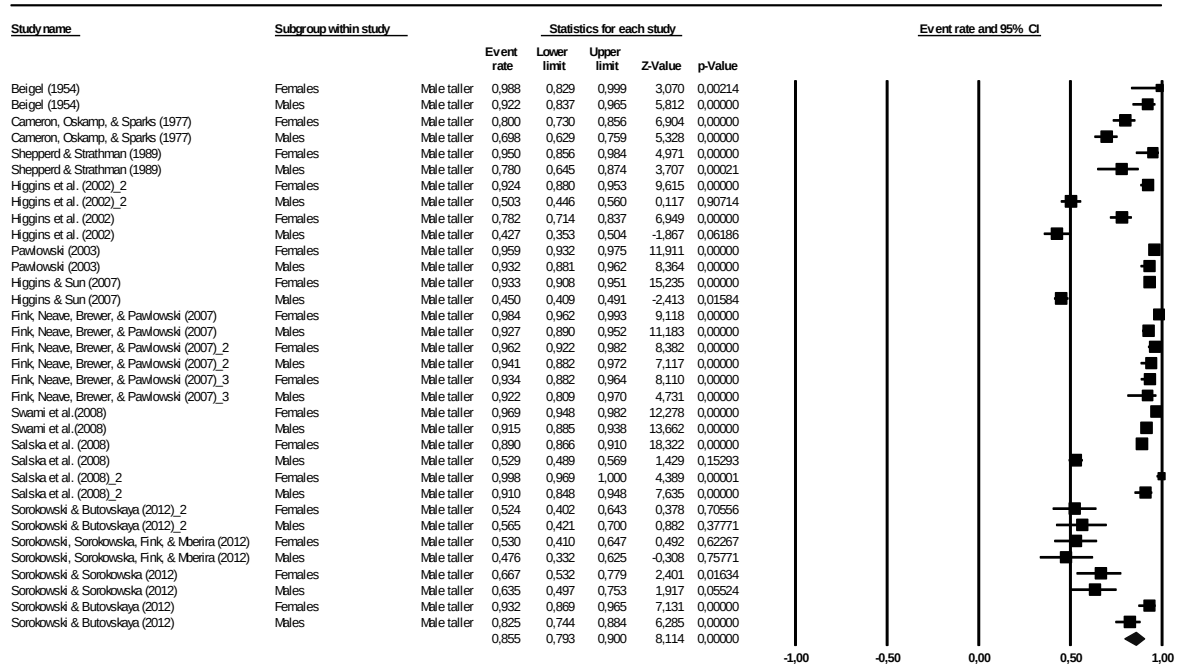


Abbildung 3: Forest Plot – Präferenz „Mann größer als Frau“ – random effects model

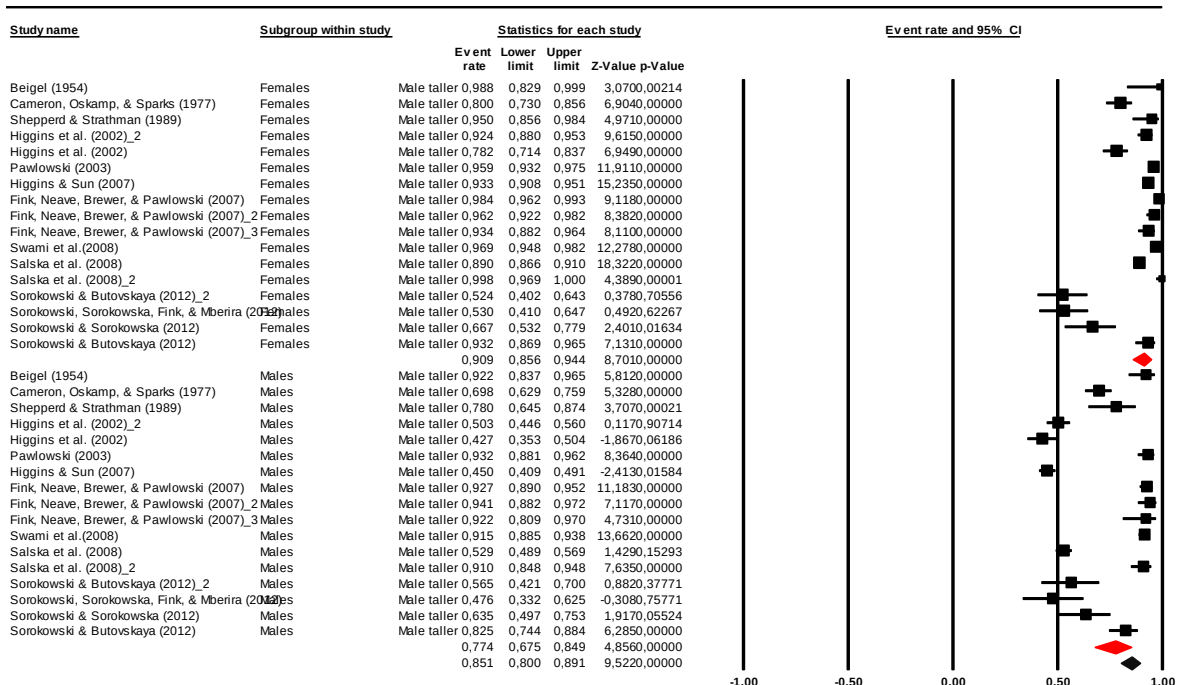


Abbildung 4: Forest Plot nach Geschlecht – Präferenz „Mann größer als Frau“ – random effects model

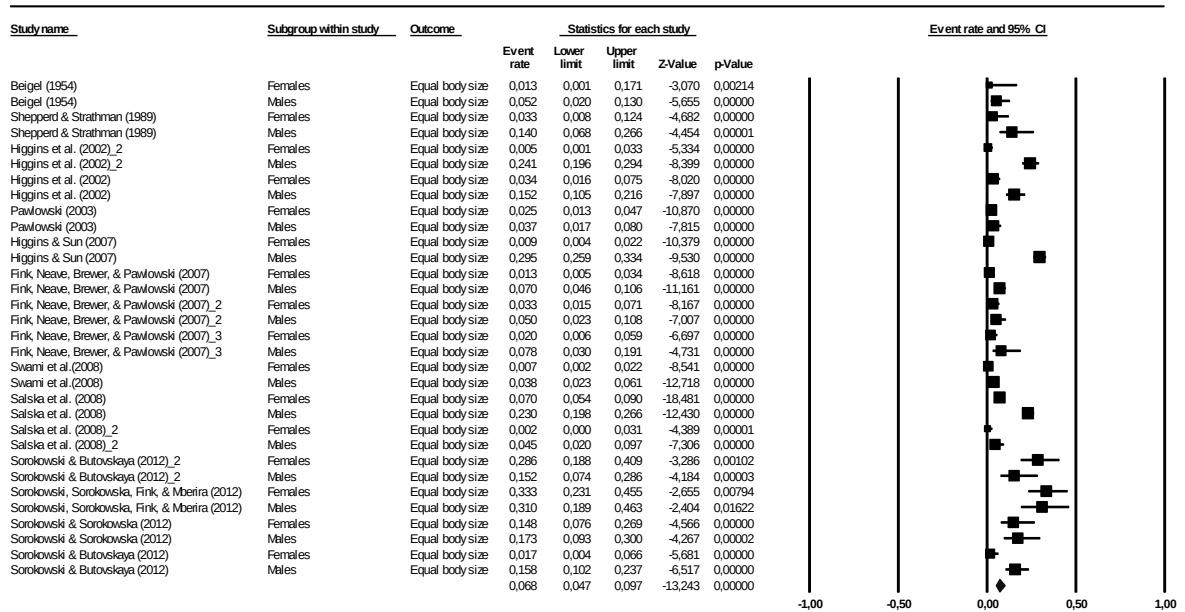


Abbildung 5: Forest Plot – Präferenz „Gleiche Partnergröße“ – random effects model

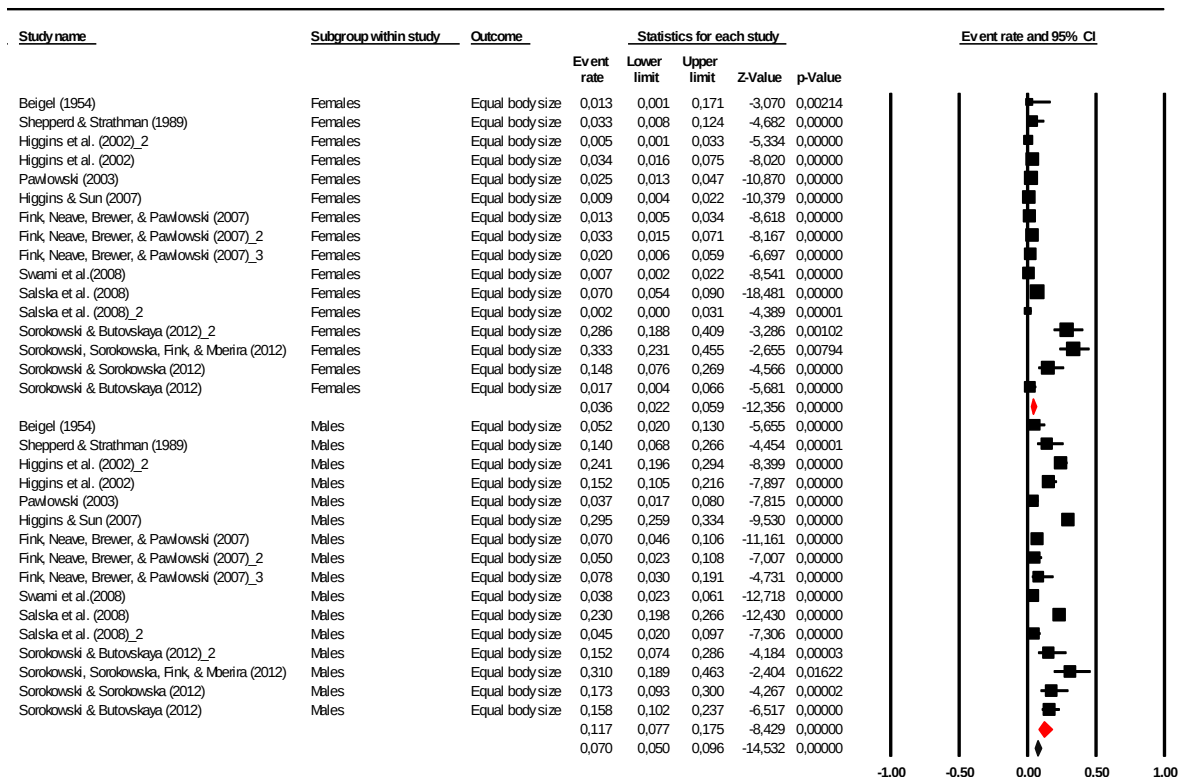


Abbildung 6: Forest Plot nach Geschlecht – Präferenz „Gleiche Partnergröße“ – random effects model

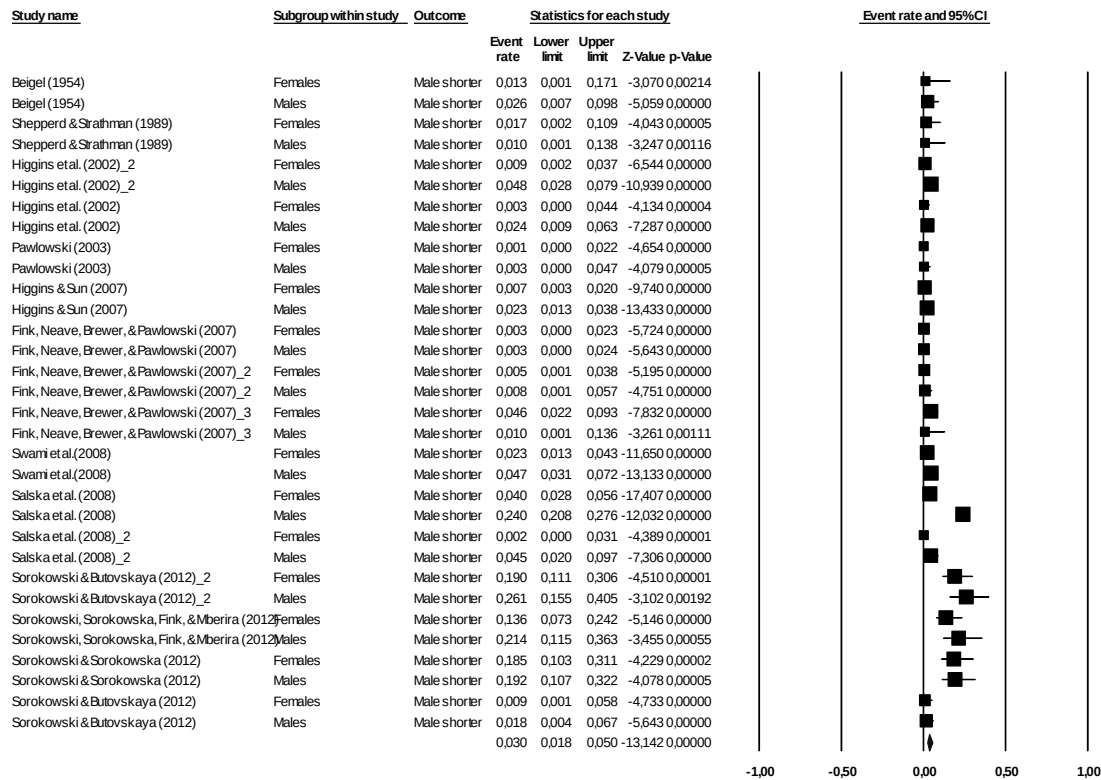


Abbildung 7: Forest Plot – Präferenz „Frau größer als Mann“ – random effects model

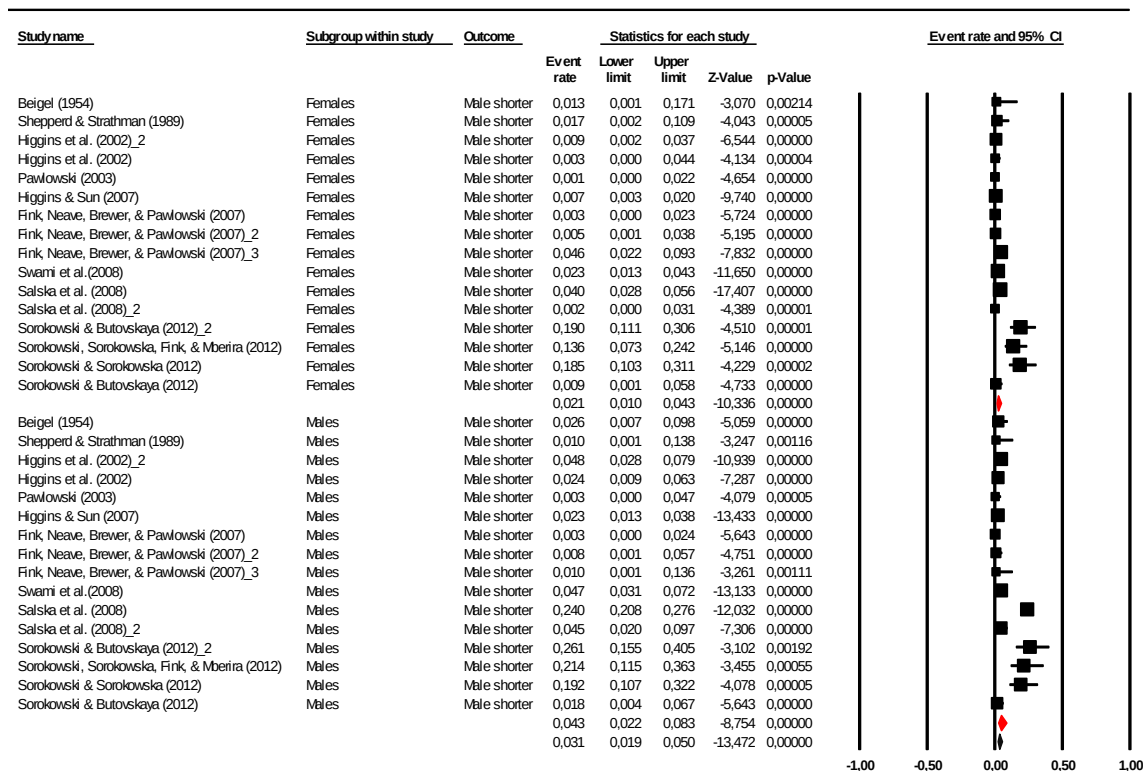


Abbildung 8: Forest Plot nach Geschlecht – Präferenz „Frau größer als Mann“ – random effects model

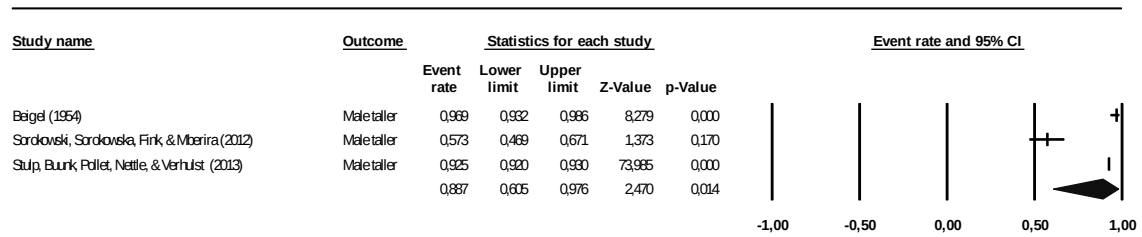


Abbildung 9: Forest Plot – Mann größer als Frau (reale Paare) – random effects model

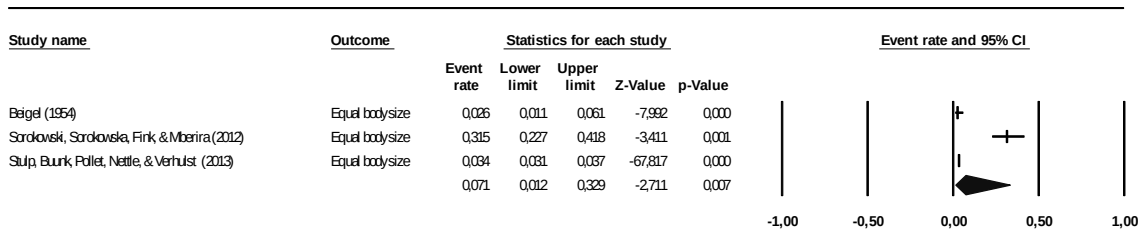


Abbildung 10: Forest Plot – Mann und Frau gleich groß (reale Paare) – random effects model

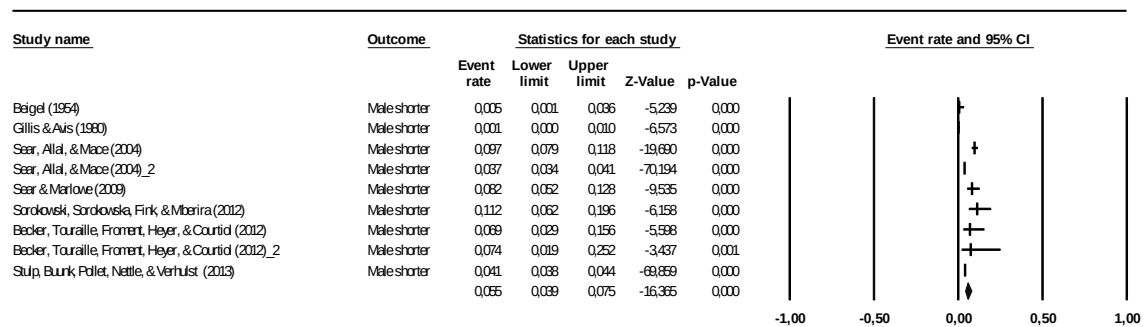


Abbildung 11: Forest Plot – Frau größer als Mann (reale Paare) – random effects model

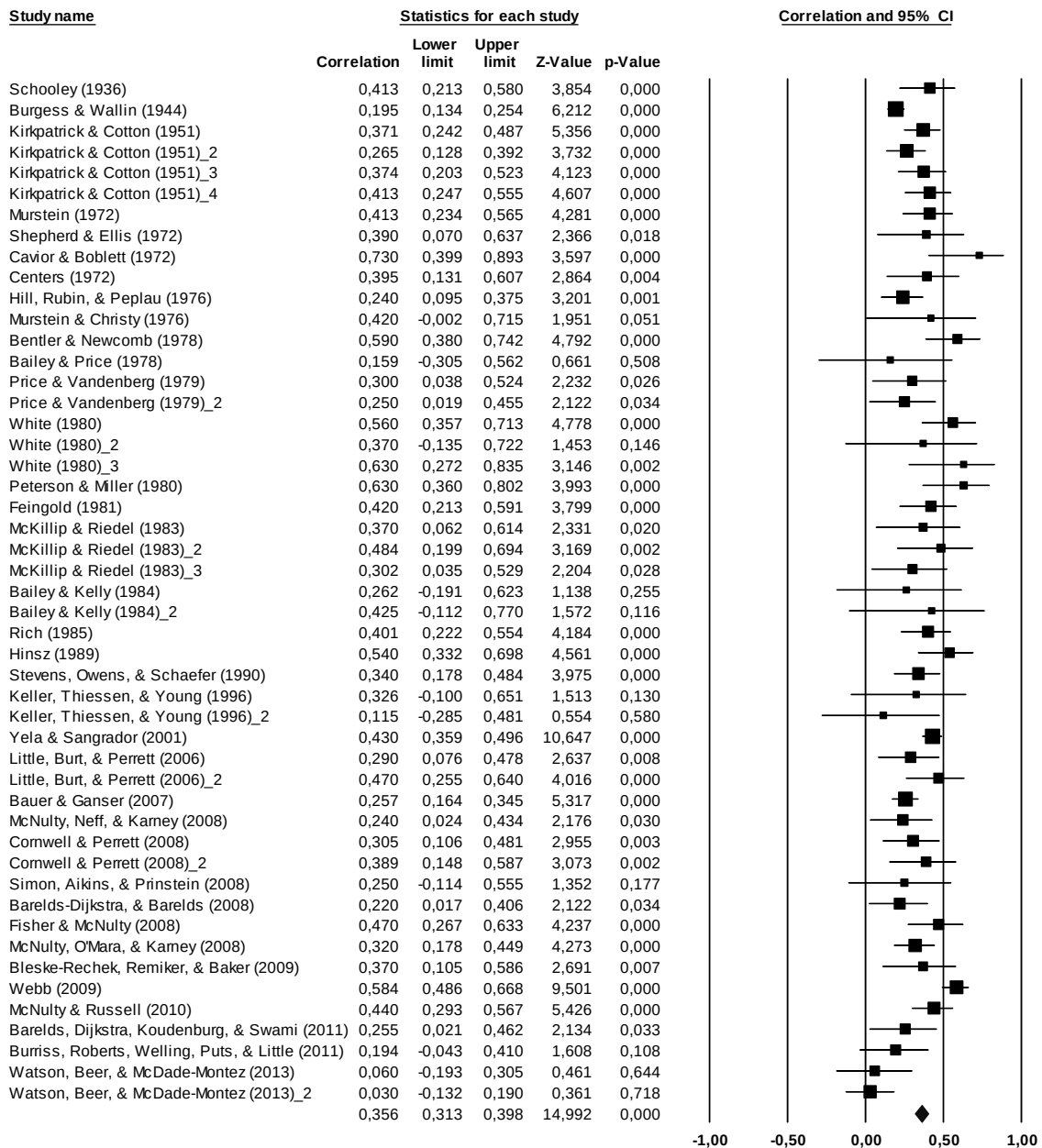


Abbildung 12: Forest Plot – Physische Attraktivität - random effects model

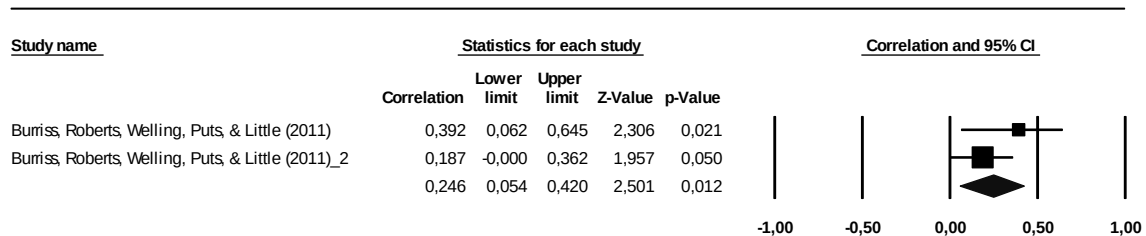


Abbildung 13: Forest Plot – Gesichtssymmetrie - random effects model

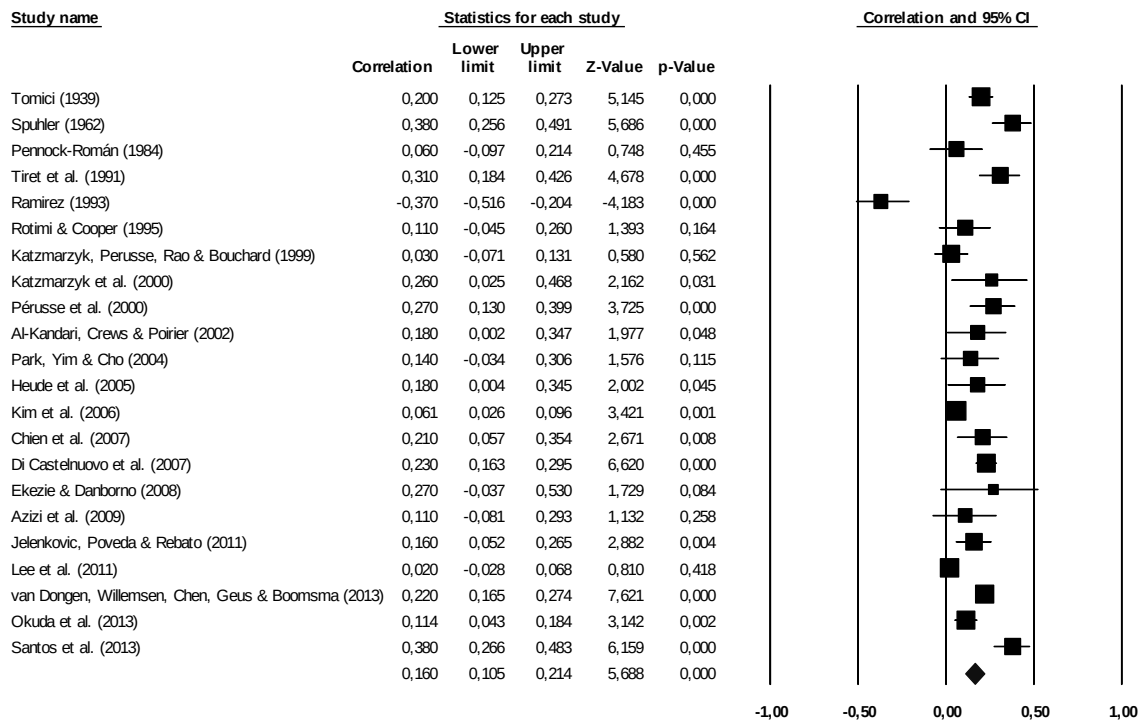


Abbildung 14: Forest Plot – Taillenumfang - random effects model

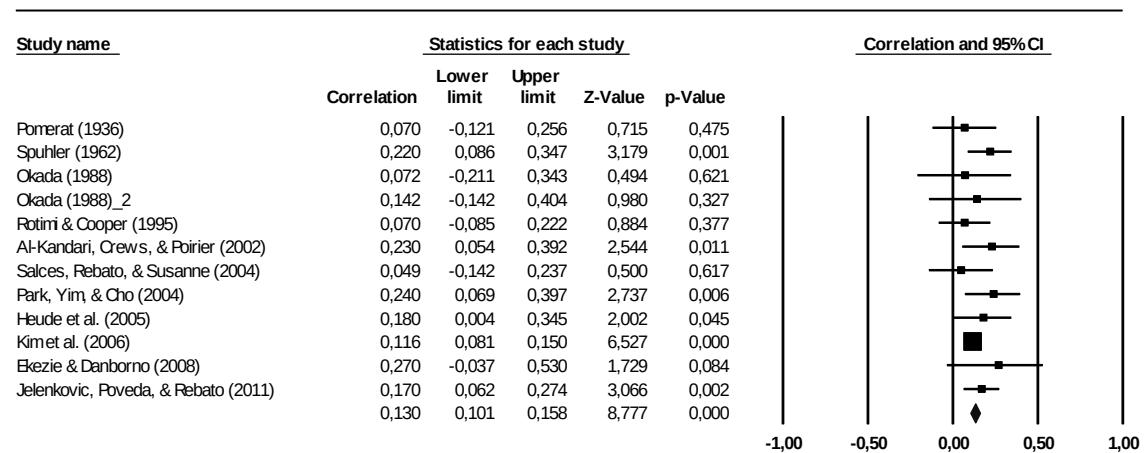


Abbildung 15: Forest Plot – Hüftumfang - random effects model

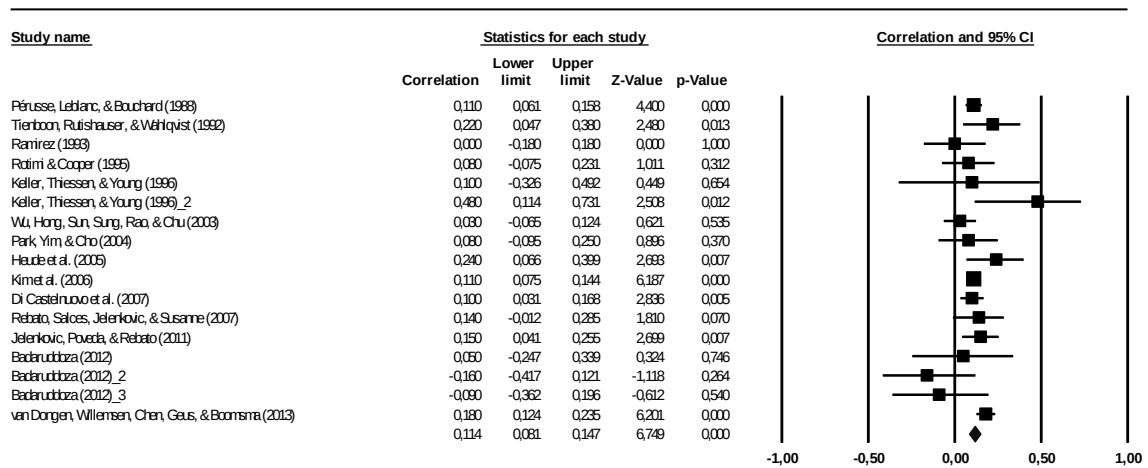


Abbildung 16: Forest Plot – WHR - random effects model

9.2.2 Funnel Plots

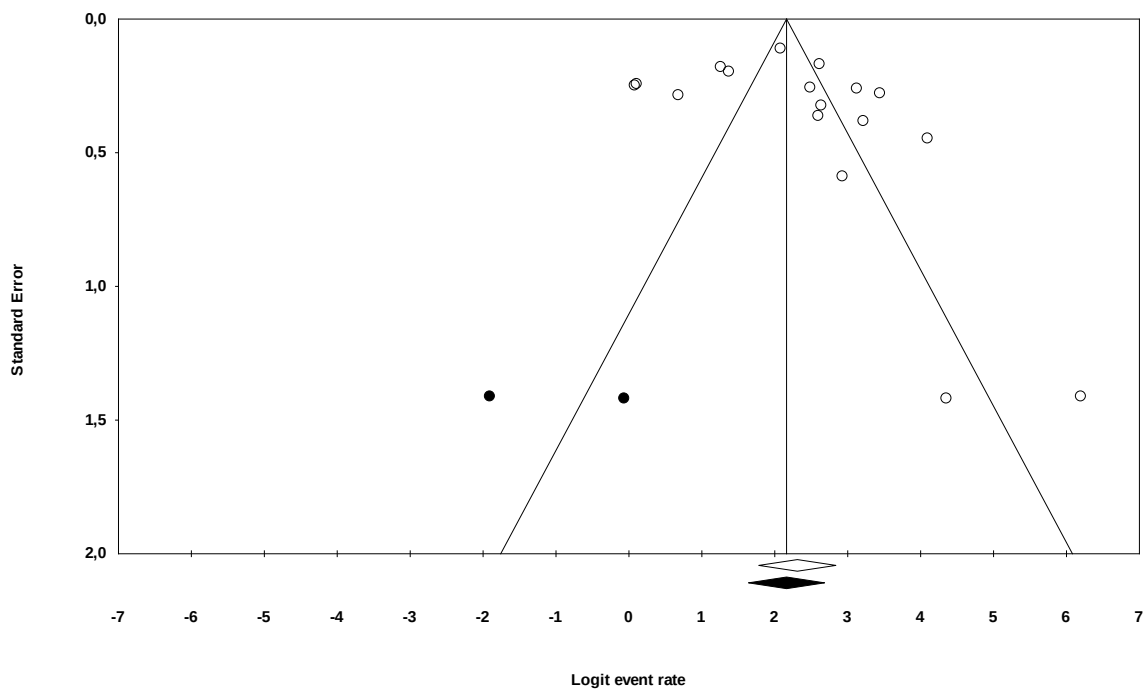


Abbildung 17: Funnel Plot – Präferenz „Mann größer als Frau“ von Frauen

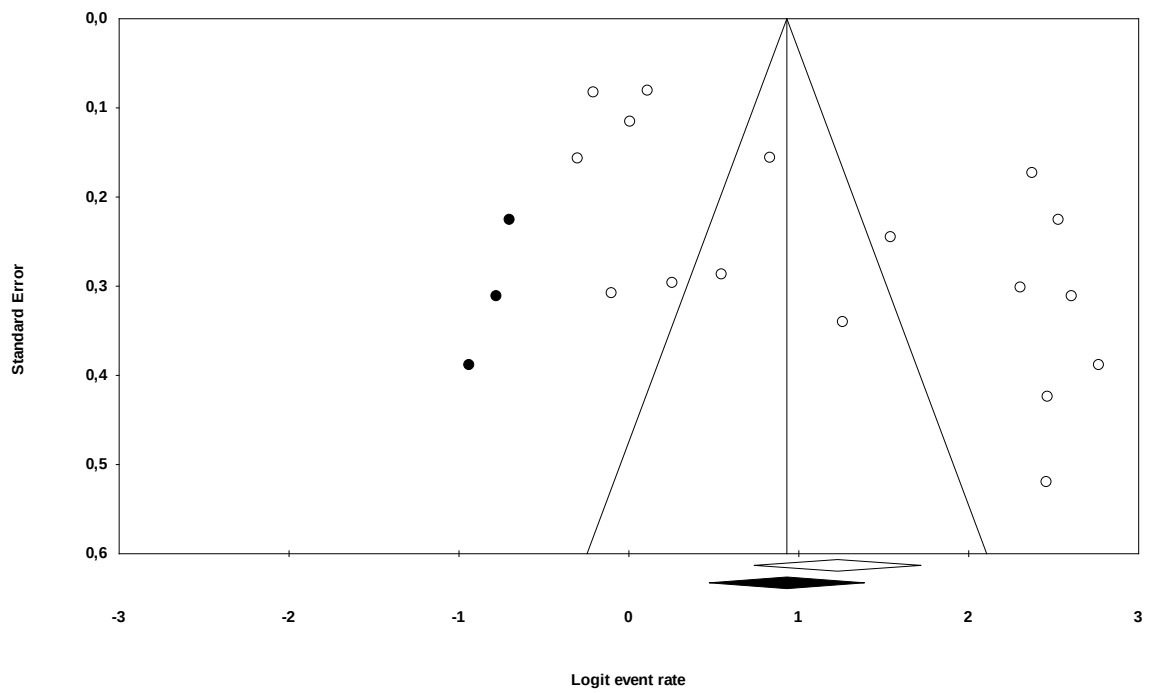


Abbildung 18: Funnel Plot – Präferenz „Mann größer als Frau“ von Männern

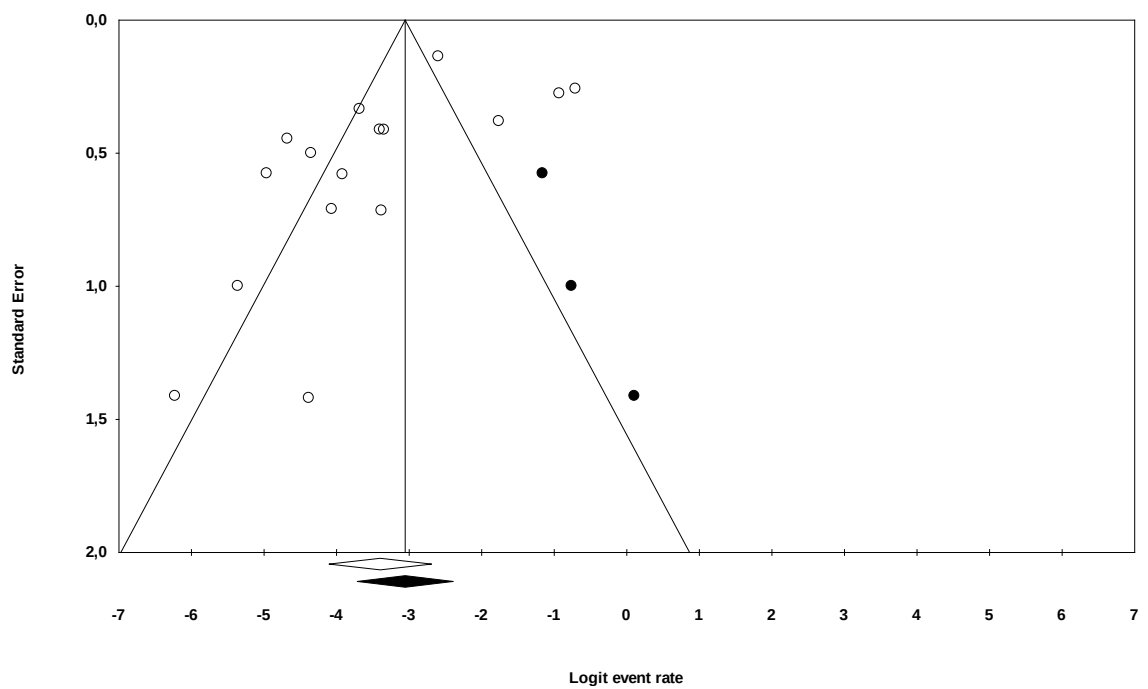


Abbildung 19: Funnel Plot – Präferenz „Gleiche Körpergröße“ von Frauen

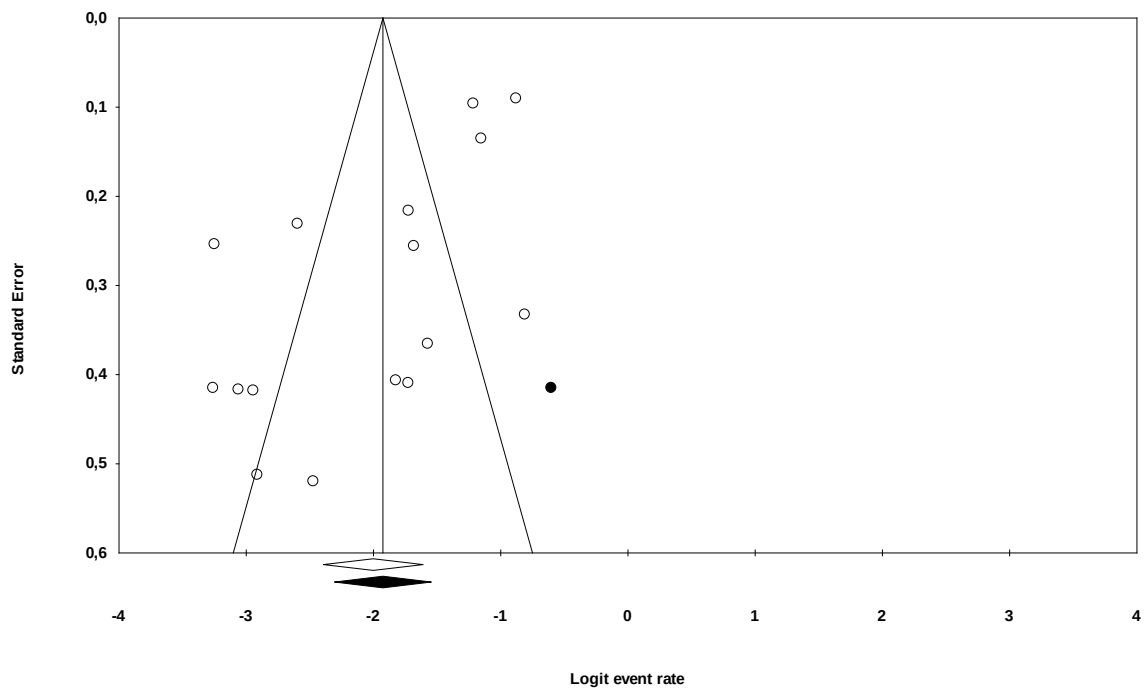


Abbildung 20: Funnel Plot – Präferenz „Gleiche Körpergröße“ von Männern

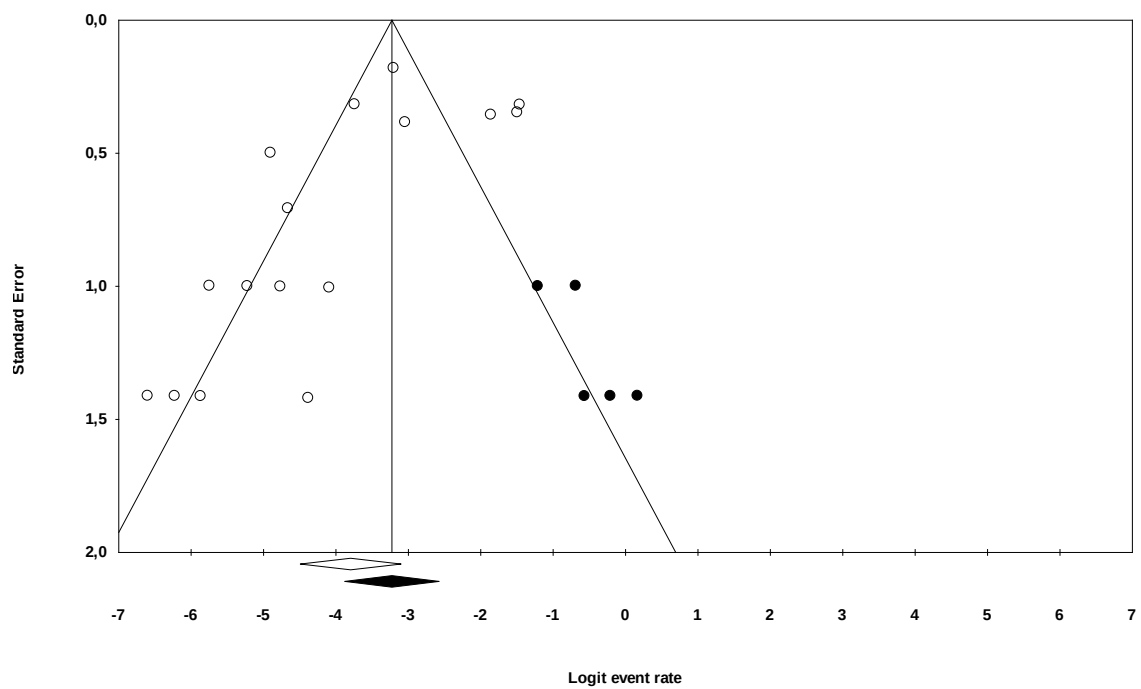


Abbildung 21: Funnel Plot – Präferenz „Frau größer als Mann“ von Frauen

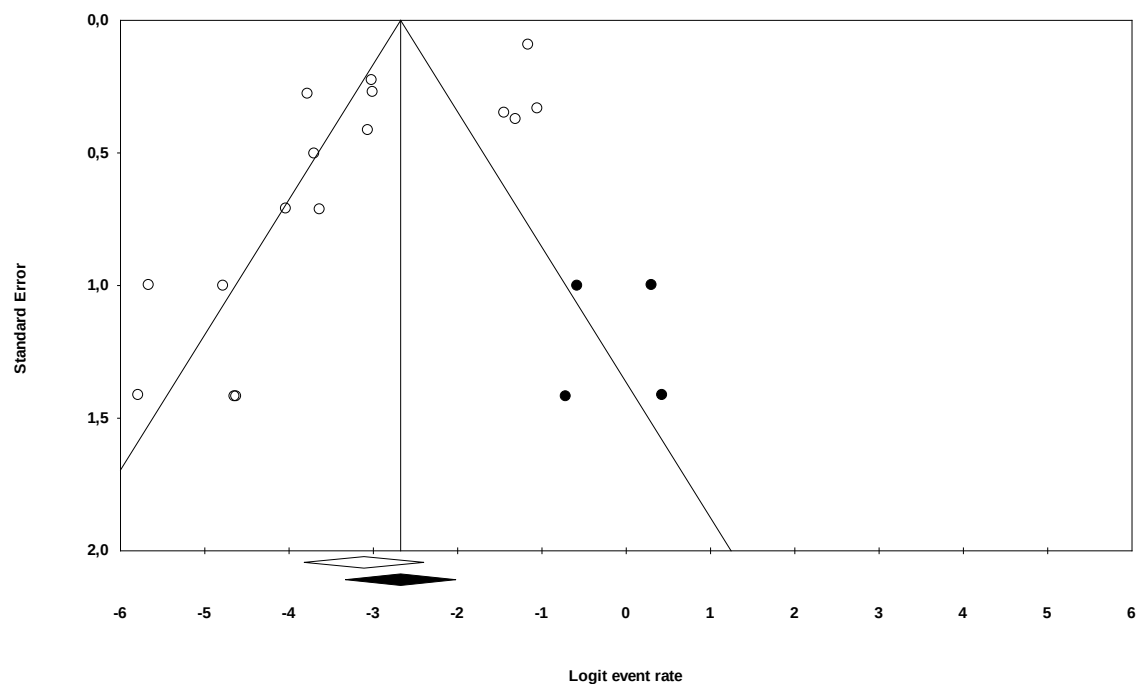


Abbildung 22: Funnel Plot – Präferenz „Frau größer als Mann“ von Männern

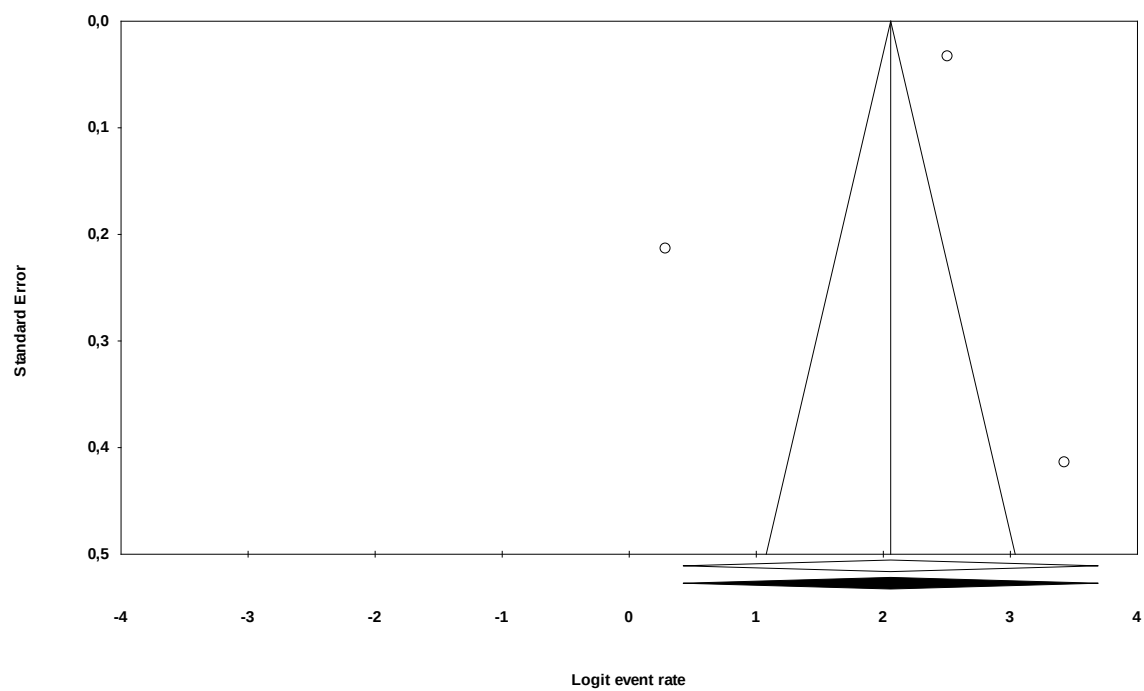


Abbildung 23: Funnel Plot – Mann größer als Frau – reale Paare

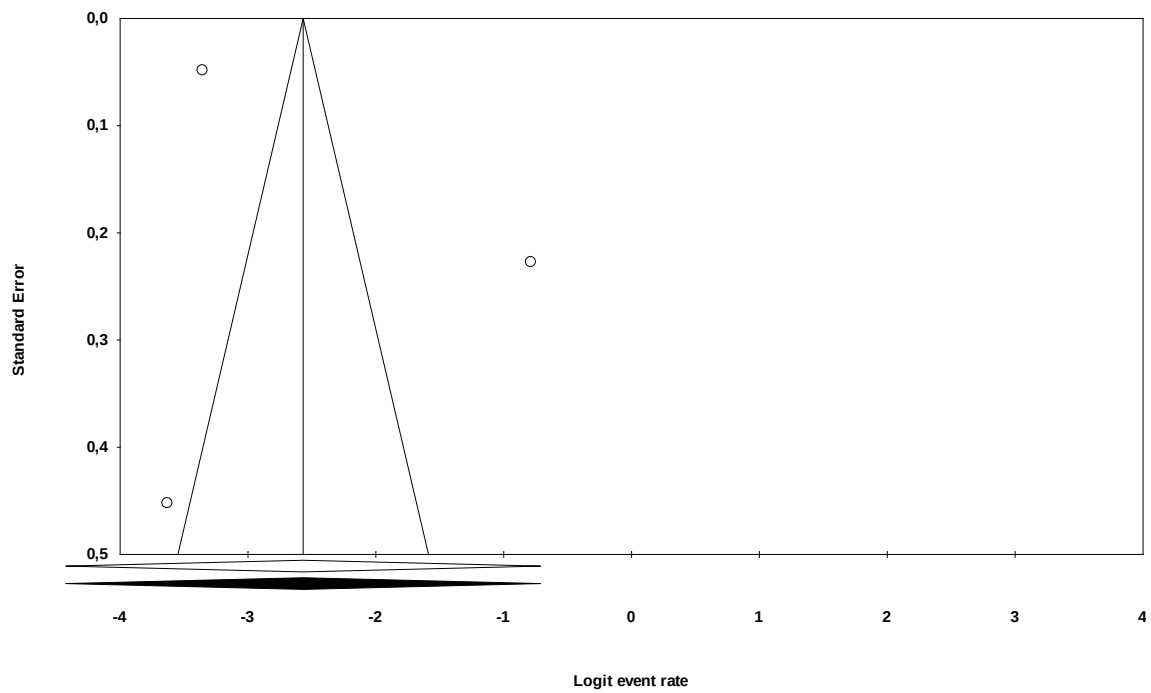


Abbildung 24: Funnel Plot – Mann und Frau gleich groß – reale Paare

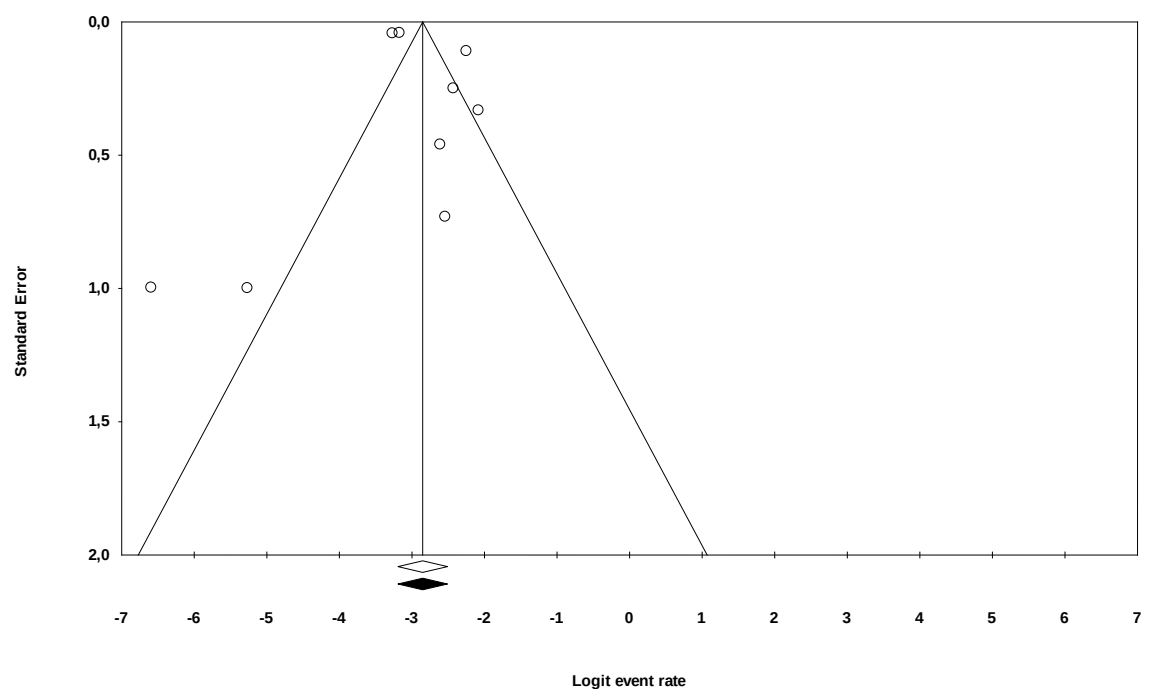


Abbildung 25: Funnel Plot – Frau größer als Mann – reale Paare

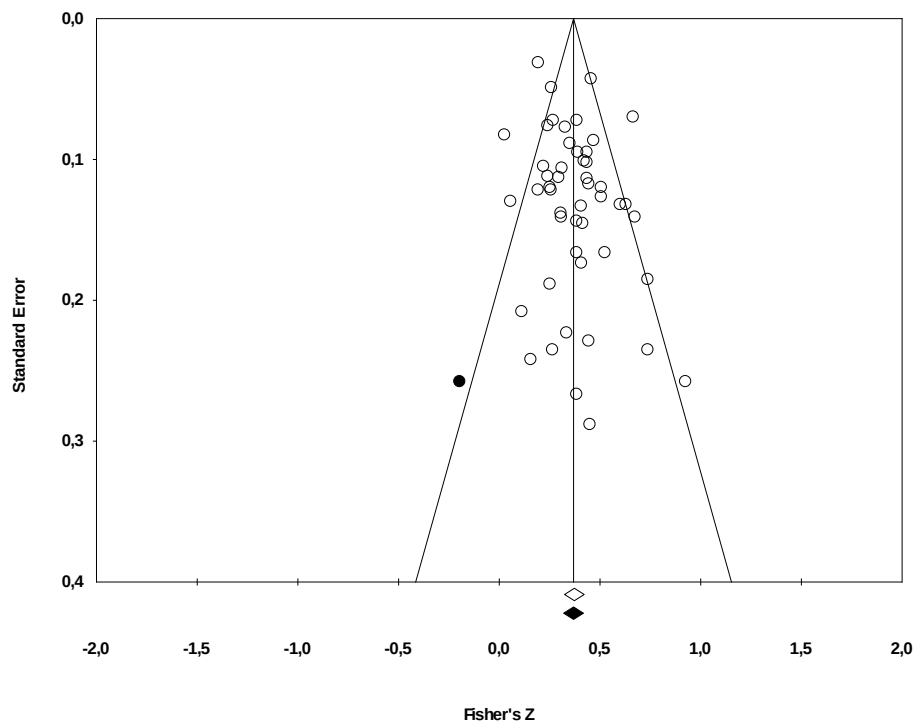


Abbildung 26: Funnel Plot – Physische Attraktivität

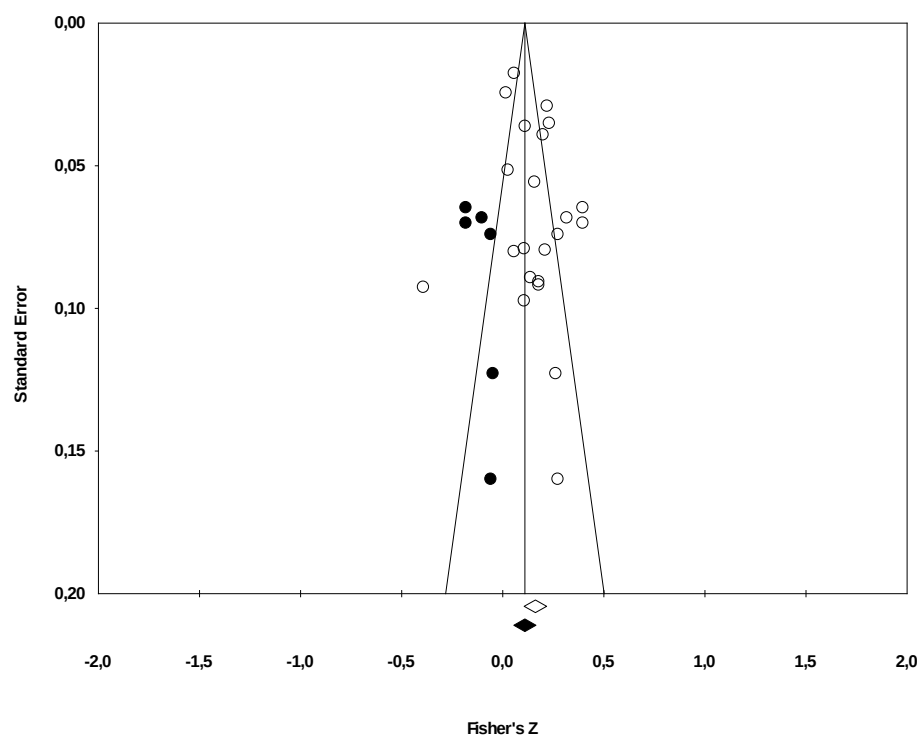


Abbildung 27: Funnel Plot – Taillenumfang



9.3 Anhang C: Übersicht über eingeschlossene Studien

Tabelle 25: Inkludierte Studien: Präferenzen bezüglich Partnergröße

Study	Age group	Nation	Population details	Gender	n	ø Height in cm	Height preferences		
							Absolute frequencies (Event rate)		
							♂ > ♀	♂ = ♀	♂ < ♀
Beigel (1954)	Up to 35 years	USA		Males:	77		71 (.922)	4 (.052)	2 (.026)
				Females:	39		39 (.999)	0 (.000)	0 (.000)
Cameron, Oskamp, & Sparks (1977)	Over 35 years	USA	Singles	Males:	192		134 (.698)		
				Females:	155		124 (.800)		
Fink, Neave, Brewer, & Pawlowski (2007)	Up to 35 years	Germany	Students	Males:	286	181.57	265 (.927)	20 (.070)	1 (.003)
				Females:	310	168.72	305 (.984)	4 (.013)	1 (.003)
Fink, Neave, Brewer, & Pawlowski (2007)	Up to 35 years	Austria	Students	Males:	119	180.37	112 (.941)	6 (.050)	1 (.008)
				Females:	184	166.83	177 (.962)	6 (.033)	1 (.005)
Fink, Neave, Brewer, & Pawlowski (2007)	Up to 35 years	UK	Students	Males:	51	180.04	47 (.922)	4 (.078)	0 (.000)
				Females:	152	165.41	142 (.934)	3 (.020)	7 (.046)
Higgins & Sun (2007)	Up to 35 years	China	Students	Males:	576		259 (.450)	170 (.295)	13 (.023)
				Females:	535		499 (.933)	5 (.009)	4 (.007)
Higgins, Zheng, Liu, & Sun (2002)	Up to 35 years	UK	Students	Males:	164		70 (.427)	25 (.152)	4 (.024)
				Females:	174		136 (.782)	6 (.034)	0 (.000)
Higgins, Zheng, Liu, & Sun (2002)	Up to 35 years	China	Students	Males:	294		148 (.503)	71 (.241)	14 (.048)
				Females:	211		195 (.924)	1 (.005)	2 (.009)
Pawlowski (2003)	Up to 35 years	Poland	Students	Males:	161	180.00	150 (.932)	6 (.037)	0 (.000)
				Females:	362	166.50	347 (.959)	9 (.025)	0 (.000)
Salska et al. (2008)	Over 35 years	USA	Singles	Males:	599	179.58	317 (.529)	138 (.230)	144 (.240)
				Females:	784	165.35	698 (.890)	55 (.070)	31 (.040)
Salska et al. (2008)	Up to 35 years	USA	Students	Males:	133	175.51	121 (.910)	6 (.045)	6 (.045)
				Females:	249	165.10	249 (.999)	0 (.000)	0 (.000)
Shepperd & Strathman (1989)	Up to 35 years	USA	Students	Males:	50	178.59	39 (.780)	7 (.140)	0 (.000)
				Females:	60	164.97	57 (.950)	2 (.033)	1 (.017)
Sorokowski & Butovskaya (2012)	Over 35 years	Poland	Students & University staff	Males:	114		94 (.825)	18 (.158)	2 (.018)
				Females:	117		109 (.932)	2 (.017)	1 (.009)

Sorokowski & Butovskaya (2012)	Over 35 years	Tanzania	Datoga people	Males: 46 Females: 63	166.72 157.69	26 (.565) 33 (.524)	7 (.152) 18 (.286)	12 (.261) 12 (.190)
Sorokowski & Sorokowska (2012)	Over 35 years	Indonesia	Yali tribe	Males: 52 Females: 54	151.00 142.90	33 (.635) 36 (.667)	9 (.173) 8 (.148)	10 (.192) 10 (.185)
Sorokowski, Sorokowska, Fink, & Mberira (2012)	Over 35 years	Namibia	Himba Tribe	Males: 42 Females: 66	174.80 165.80	20 (.476) 35 (.530)	13 (.310) 22 (.333)	9 (.214) 9 (.136)
Swami et al. (2008)	Up to 35 years	UK	Community from greater London	Males: 425 Females: 426	175.78 166.51	389 (.915) 413 (.969)	16 (.038) 3 (.007)	20 (.047) 10 (.023)

Tabelle 26: Inkludierte Studien: Partnergröße in romantischen Beziehungen

Study	N (couples)	Relationship status	Age group	ø Height in cm	Nation	Population details	Partner height in actual couples Absolute frequencies (Event rate)		
							♂ > ♀	♂ = ♀	♂ < ♀
Becker, Touraille, Froment, Heyer, & Courtiol (2012)	72	Married	Over 35 years	Males: 155.60 Females: 146.20	Congo	Pygmy Baka (hunter gatherers)			5 (.069)
Becker, Touraille, Froment, Heyer, & Courtiol (2012)	27	Married	Up to 35 years	Males: 167.70 Females: 157.50	Congo	Nzime (Non-pygmies)			2 (.074)
Beigel (1954)	192	Mixed			USA		186 (.969)	5 (.026)	1 (.005)
Gillis & Avis (1980)	720	Married			USA				1 (.001)
Sear & Marlowe (2009)	207	Married	Over 35 years	Males: 162.24 Females: 149.66	Tanzania	Hazda (hunter-gatherers)			17 (.082)
Sear, Allal, & Mace (2004)	889	Married	Over 35 years	Males: 168.19 Females: 157.82	Gambia	Rural Gambian population			86 (.097)
Sear, Allal, & Mace (2004)	12989	Married		Males: 174.50 Females: 162.03	UK				484 (.037)
Sorokowski, Sorokowska, Fink, & Mberira (2012)	89	Married			Namibia	Himba Tribe (Opuwo region)	51 (.573)	28 (.315)	10 (.112)
Stulp, Buunk, Pollet, Nettle, & Verhulst (2013)	12502	Mixed	Up to 35 years	Males: 177.86 Females: 163.75	UK	Parents	11566 (.925)	425 (.034)	511 (.041)

Tabelle 27: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit in physischer Attraktivität

Study	<i>N</i> (couples)	Relationship status	Age group	Nation	Population details	Type of rating	Zero-order <i>r</i>	Corrected <i>r</i>
Bailey & Kelly (1984)	21	Not married (dating)	Up to 35 years	USA	Students	Ratings combined	.262	
Bailey & Kelly (1984)	15	Not married (engaged)	Up to 35 years	USA	Students	Ratings combined	.425	
Bailey & Price (1978)	20	Married	Up to 35 years	USA	Students	Ratings combined	.159	
Barelds, Dijkstra, Koudenburg, & Swami (2011)	70	Mixed	Up to 35 years	Netherlands	Students	Ratings combined	.255	
Barelds-Dijkstra & Barelds (2008)	93		Over 35 years	Netherlands	Dutch residents	Self rating	.220	
Bauer & Ganser (2007)	412	Mixed	Over 35 years	Germany	Residents of Munich	Self rating	.257	
Bentler & Newcomb (1978)	53	Married (newlyweds)	Up to 35 years	USA	Residents of Los Angeles	Self rating	.590	
Bleske-Rechek, Remiker, & Baker (2009)	51	Not married (dating)	Up to 35 years	USA	Students	Ratings combined		.370
Burgess & Wallin (1944)	992	Not married (engaged)	Up to 35 years	USA	Residents of Chicago	Ratings combined	.195	
Burriss, Roberts, Welling, Puts, & Little (2011)	70		Up to 35 years	USA	Students & University staff	Objective rating	.194	
Cavior & Boblett (1972)	18	Married		USA		Objective rating	.730	
Centers (1972)	50	Not married (engaged)		USA	Students	Ratings combined	.395	
Cornwell & Perrett (2008)	91	Mixed	Over 35 years	UK	Parents of students	Objective rating		.305
Cornwell & Perrett (2008)	59	Mixed	Over 35 years	UK	Parents of students	Objective rating		.389
Feingold (1981)	75	Mixed	Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.420	
Fisher & McNulty (2008)	72	Married (newlyweds)	Up to 35 years	USA	Students & employees	Objective rating	.470	
Hill, Rubin, & Peplau (1976)	174	Not married	Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.240	
Hinsz (1989)	60	Mixed		USA		Objective rating	.540	

Keller, Thiessen, & Young (1996)	23	Not married (dating)		USA		Ratings combined	.326	
Keller, Thiessen, & Young (1996)	26	Married		USA		Ratings combined	.115	
Kirkpatrick & Cotton (1951)	192	Married	Up to 35 years	USA	Students (well adjusted couples)	Peer rating	.371	
Kirkpatrick & Cotton (1951)	192	Married	Up to 35 years	USA	Students (poorly adjusted couples)	Peer rating	.265	
Kirkpatrick & Cotton (1951)	113	Married	Up to 35 years	USA	Students (well adjusted couples)	Peer rating	.374	
Kirkpatrick & Cotton (1951)	113	Married	Up to 35 years	USA	Students (poorly adjusted couples)	Peer rating	.413	
Little, Burt, & Perrett (2006)	81	Married	Over 35 years	UK	Readers of a national newspaper	Objective rating	.430	.290
Little, Burt, & Perrett (2006)	65	Married	Up to 35 years	UK	Students	Objective rating	.500	.470
McKillip & Riedel (1983)	39	Not married (dating)	Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.370	
McKillip & Riedel (1983)	39	Mixed	Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.484	
McKillip & Riedel (1983)	53		Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.302	
McNulty & Russell (2010)	135	Married (newlyweds)	Up to 35 years	USA	Students & employees	Objective rating	.440	
McNulty, Neff, & Karney (2008)	82	Married (newlyweds)	Up to 35 years	USA	Students & employees	Objective rating	.240	
McNulty, O'Mara, & Karney (2008)	169	Married (newlyweds)	Up to 35 years	USA	Students & employees	Objective rating	.320	
Murstein & Christy (1976)	22	Married	Over 35 years	USA	Residents of New England	Ratings combined	.420	
Murstein (1972)	98	Not married (dating & engaged)	Up to 35 years	USA	Students	Ratings combined	.413	
Peterson & Miller (1980)	32	Married	Over 35 years	USA	Residents of the West Coast	Objective rating	.630	
Price & Vandenberg (1979)	55	Married	Up to 35 years	USA	Residents of Denver	Objective rating	.390	.300
Price & Vandenberg (1979)	72	Married	Over 35 years	Hawaii	Old couples (from Oahu)	Objective rating	.250	.250
Rich (1985)	100	Mixed		USA		Ratings combined	.401	

Schooley (1936)	80	Married	Up to 35 years	USA	Residents of Pennsylvania	Objective rating	.413
Shepherd & Ellis (1972)	36			UK	Residents of Scotland	Objective rating	.390
Simon, Aikins, & Prinstein (2008)	31	Not married (dating)	Up to 35 years	USA	Adolescents (High school)	Peer rating	.250
Stevens, Owens, & Schaefer (1990)	129	Married (newlyweds)		USA		Objective rating	.340
Watson, Beer, & McDade-Montez (2013)	62	Not married (dating)	Up to 35 years	USA	Residents & students from Iowa	Self rating	.060
Watson, Beer, & McDade-Montez (2013)	148	Married (newlyweds)	Up to 35 years	USA	Students	Self rating	.030
Webb (2009)	205	Not married (dating)	Up to 35 years	USA	Adolescents (High School, Tennessee)	Objective rating	.584
White (1980)	60	Not married (dating)	Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.560
White (1980)	17	Not married (cohabiting)	Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.370
White (1980)	21	Mixed (engaged & married)	Up to 35 years	USA	Students	Objective rating	.630
Yela & Sangrador (2001)	539			Spain	Residents of towns with 2.000 citizens	Self rating	.430

Tabelle 28: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit in der Gesichtssymmetrie

Study	<i>N</i> (couples)	Relationship status	Age group	Nation	Population details	Zero-order <i>r</i>	Corrected <i>r</i>
Burriss, Roberts, Welling, Puts, & Little (2011)	34		Up to 35 years	UK	Students & University staff members	.392	
Burriss, Roberts, Welling, Puts, & Little (2011)	110		Up to 35 years	USA	Students & University staff members	.187	

Tabelle 29: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit im Tailenumfang

Study	<i>N</i> (couples)	Relationship status	Age group	Nation	Population details	Zero-order <i>r</i>	Corrected <i>r</i>
Al-Kandari, Crews, & Poirier (2002)	121	Married	Up to 35 years	Kuwait	al-Kandari kin group	.180	
Azizi et al. (2009)	108	Married	Over 35 years	Iran	Urban Tehran residents		.110
Chien et al. (2007)	160	Married	Over 35 years	China	Chin-Shan Community in Taiwan	.210	
Di Castelnuovo et al. (2007)	802	Married	Over 35 years	Italy, Belgium, UK	Residents of Italy, Belgium and UK	.270	.230
Ekezie & Danborn (2008)	42	Married		Nigeria	Igbo Ethnic group	.270	
Heude et al. (2005)	124	Married	Over 35 years	France	Parents of prepubescent children		.180
Jelenkovic, Poveda, & Rebato (2011)	322	Married	Over 35 years	Spain	Residents of Greater Bilbao	.160	
Katzmarzyk et al. (2000)	69	Married	Over 35 years	Canada	Residents of northern Ontario	.220	.260
Katzmarzyk, Perusse, Rao, & Bouchard (1999)	376	Married	Over 35 years	Canada	Residents of urban and rural areas	.160	.030
Kim et al. (2006)	3141	Married	Over 35 years	Korea	Korean civilians	.068	.061
Lee et al. (2011)	1641	Married	Over 35 years	Korea	Residents of 600 districts		.020
Okuda et al. (2013)	756	Married	Over 35 years	Japan	Employees (electronics device manufacturing) and their partners	.146	.114
Park, Yim, & Cho (2004)	128	Married	Over 35 years	Korea	Parents of adolescent children		.140
Pennock-Román (1984)	158	Married	Up to 35 years	USA	Residents of the San Francisco Bay Area	.120	.060
Pérusse et al. (2000)	184	Married	Over 35 years	USA	Parents (White)		.270
Ramirez (1993)	119	Married		USA	Parents of children attending High School (Utah)		-.370
Rotimi & Cooper (1995)	162	Married	Over 35 years	USA	Parents (African Americans)	.110	
Santos et al. (2013)	240	Married	Over 35 years	Portugal	Parents with one or two children	.380	

Spuhler (1962)	205			USA	Residents of Michigan	.380
Tiret et al. (1991)	216	Married		France	Parents	.310
Tomici (1939)	647			Italy		.200
van Dongen, Willemsen, Chen, Geus, & Boomsma (2013)	1164	Married	Over 35 years	Netherlands	Families with twins (offspring)	.220

Tabelle 30: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit im Hüftumfang

Study	<i>N</i> (couples)	Relationship status	Age group	Nation	Population details	Zero-order <i>r</i>	Corrected <i>r</i>
Al-Kandari, Crews, & Poirier (2002)	121	Married	Up to 35 years	Kuwait	al-Kandari kin group	.230	
Ekezie & Danborn (2008)	42	Married		Nigeria	Igbo Ethnic group	.270	
Heude et al. (2005)	124	Married	Over 35 years	France	Parents of prepubescent children		.180
Jelenkovic, Poveda, & Rebato (2011)	322	Married	Over 35 years	Spain	Residents of Greater Bilbao	.170	
Kim et al. (2006)	3141	Married	Over 35 years	Korea	Korean civilians	.103	.116
Okada (1988)	50	Married	Over 35 years	Japan	Residents of Kanagawa, 1 st Generation	.072	
Okada (1988)	50	Married	Over 35 years	Japan	Residents of Kanagawa, 2 nd Generation	.142	
Park, Yim, & Cho (2004)	128	Married	Over 35 years	Korea	Parents of adolescent children		.240
Pomerat (1936)	107	Married	Up to 35 years	USA	Infertile married couples	.070	
Rotimi & Cooper (1995)	162	Married	Over 35 years	USA	Parents (African Americans)	.070	
Salces, Rebato, & Susanne (2004)	107	Married	Over 35 years	Spain	Residents of Biscay (Basque Country)	.049	
Spuhler (1962)	205			USA	Residents of Michigan	.220	

Tabelle 31: Inkludierte Studien: Partnerähnlichkeit im WHR

Study	<i>N</i> (couples)	Relationship status	Age group	Nation	Population details	Zero-order <i>r</i>	Corrected <i>r</i>
Badaruddoza (2012)	45	Married	Over 35 years	India	Brahmin Caste	.050	
Badaruddoza (2012)	51	Married	Over 35 years	India	Hindu Khatri Caste	-.160	
Badaruddoza (2012)	49	Married	Over 35 years	India	Bania Caste	-.090	
Di Castelnuovo et al. (2007)	802	Married	Over 35 years	Italy, Belgium, UK	Residents of Italy, Belgium and UK	.160	.100
Heude et al. (2005)	124	Not married (dating)	Over 35 years	France	Parents of prepubescent children		.240
Jelenkovic, Poveda, & Rebato (2011)	322	Married	Over 35 years	Spain	Residents of Greater Bilbao	.150	
Keller, Thiessen, & Young (1996)	23	Not Married (dating)		USA		.100	
Keller, Thiessen, & Young (1996)	26	Married		USA		.480	
Kim et al. (2006)	3141	Mixed	Over 35 years	Korea	Korean civilians	.216	.110
Park, Yim & Cho (2004)	128	Married	Over 35 years	Korea	Parents of adolescent children		.080
Pérusse, Leblanc, & Bouchard (1988)	1590	Married		Canada		.110	
Ramirez (1993)	119	Married		USA	Parents of children attending High School (Utah)		.000
Rebato, Salces, Jelenkovic, & Susanne (2007)	168	Mixed	Over 35 years	Spain	Parents, living in the Biscay province		.140
Rotimi & Cooper (1995)	162	Married	Over 35 years	USA	Parents (African Americans)	.080	
Tienboon, Rutishauser, & Wahlqvist (1992)	126	Married	Over 35 years	Australia	Parents of adolescents	.220	
van Dongen, Willemsen, Chen, Geus, & Boomsma (2013)	1164	Married	Over 35 years	Netherlands	Families with twins (offspring)	.180	
Wu, Hong, Sun, Sung, Rao, & Chu (2003)	431	Married	Over 35 years	China	Parents with two children	.060	.030

9.4 Anhang D: Kodierschema

ID = Number of study_trait abbreviation, e. g. 01_PA and 01_PA(2) for another sample
HP = Height preference PHA = Partner height – actual couples PA = Physical attractiveness SYMM = Facial symmetry WC = Waist circumference HC = Hip circumference WHR = Waist-hip ratio
Coder characteristics
Date of coding
Comment
Report characteristics
Type of report 1=Journal article 2=Book / Book chapter 3=Dissertation 4=Thesis (Bachelor/Diploma/PhD) 5=Other (seminar, conference or working paper)
Author(s)
Title
Year of publication
Journal name
Sample characteristics
Sample size (couples) <i>Specific coding concerning partner height preference:</i> Sample size (females) Sample size (males) Average height in cm (males) Average height in cm (females)
Age (in years) Age span (male, female and/or couple) Average age (male, female and/or couple) Age group 1 = Up to 35 years 2 = Over 35 years ? = Not specified
Relationship status 1 = Not married 2 = Married 3 = Mixed ? = Not specified

Details concerning relationship status 1 = Dating 2 = Cohabiting 3 = Engaged 4 = Newlyweds 5 = Length of relationship / marriage (in years) ? = Not specified
Continent 1 = Africa 2 = Asia 3 = Australia 4 = Europe 5 = North America 6 = Other ? = Not specified
Country / Nation
Study design
Measured trait 1 = Height preference 2 = Partner height (actual couples) 3 = Physical attractiveness 4 = Facial symmetry 5 = Waist circumference 6 = Hip circumference 7 = WHR
<i>Specific coding concerning physical attractiveness</i> Type of rating 1 = Self rating 2 = Partner rating 3 = Intraindividual rating 4 = Objective rating 5 = Peer rating ? = Not specified Details concerning objective/peer raters (e.g. internal consistency, overall number of raters, age) Details concerning standardization (e. g. photo editing)
Results
<i>Specific coding concerning Assortative Mating</i> Effect size r (zero-order) Corrected effect size r Number of covariates Type of covariate(s)
<i>Specific coding concerning partner height preferences</i> Absolute & relative frequencies for preference "male taller" Absolute & relative frequencies for preference "equal body size" Absolute & relative frequencies for preference "male shorter"
<i>Specific coding concerning partner height in actual couples</i> Absolute & relative frequencies for preference "male taller" Absolute & relative frequencies for preference "equal body size" Absolute & relative frequencies for preference "male shorter"

Eidesstattliche Erklärung

Ich versichere, dass ich die vorliegende Diplomarbeit ohne fremde Hilfe und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Quellen angefertigt habe, und dass die Arbeit in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt wurde. Alle Ausführungen der Arbeit, die wörtlich oder sinngemäß übernommen wurden, sind als solche gekennzeichnet.

Wien, am 06. Dezember 2013

Sophie Prenner

Curriculum Vitae

PERSÖNLICHE ANGABEN

- Name: Sophie Prenner
- Geburtsdatum: 23.02.1988
- Geburtsort: Wien
- Staatsangehörigkeit: Österreich

AUSBILDUNG

1994 – 1998	Volksschule, Steinlechnergasse 5-7, 1130 Wien
1998 – 2006	Bundesgymnasium, Fichtnergasse 15, 1130 Wien (Mit Auszeichnung bestanden)
10/2006 – 02/2010	Bakkalaureatsstudium der Publizistik- und Kommunikationswissenschaft, Universität Wien
seit 03/2009	Diplomstudium der Psychologie, Universität Wien Februar 2011: 1. Diplomzeugnis (Mit Auszeichnung bestanden)

BERUFLICHE TÄTIGKEITEN

Seit 2008	bgc – kommunikationslösungen, Junior Beraterin
Juli bis Mitte August 2012	Wissma Marktforschung, Praktikantin

AUSLANDSAUFENTHALT

02/2004 – 06/2004	Burnside High School, Christchurch (Neuseeland)
--------------------------	---