



Untreue in Partnerschaften:
Zur Prävalenz von Nichtvaterschaft
und zur Messung von Eifersucht

Inaugural-Dissertation

zur

Erlangung des Doktorgrades der
Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Fakultät
der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

vorgelegt von

Michael Wolf

geboren in Wiesbaden

April 2011

Aus dem Institut für Experimentelle Psychologie
der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

Gedruckt mit der Genehmigung der
Mathematisch-Naturwissenschaftlichen Fakultät der
Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

Referent: Prof. Dr. Jochen Musch

Koreferentin: Prof. Ute J. Bayen, Ph.D.

Tag der mündlichen Prüfung: 17.06.2011

Gewidmet meinem Vater

Danksagung

Mein ganz besonderer Dank gilt meinem Betreuer Prof. Dr. Jochen Musch, der mir nicht nur die Möglichkeit gegeben hat, über dieses spannende Thema zu promovieren, sondern mir auch jedwede Unterstützung in Form von Ressourcen, Zeit und Aufmerksamkeit hat zukommen lassen. Ohne seinen unermüdlichen Einsatz wäre die Promotion sicher nicht möglich gewesen. In meiner Zeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter hat er mich darüber hinaus durch seinen vorbildlichen Umgang mit Kollegen und Studenten sowie sein besonderes Engagement in Lehre und Forschung in meiner fachlichen und persönlichen Weiterentwicklung nachhaltig geprägt. Dafür möchte ich ihm ebenso meinen besonderen Dank aussprechen. Prof. Ute Bayen danke ich herzlich für die Übernahme der Zweitbetreuung dieser Arbeit.

Alina Noll und Jödis Graf danke ich für ihre Unterstützung bei der Datenerhebung sowie den ehemaligen Abteilungskollegen und Hilfskräften für die zahlreichen kleineren und größeren Hilfestellungen und den anregenden Gedankenaustausch zu den einzelnen Themen dieser Arbeit. Ebenso geht mein Dank an die Sekretärin der Abteilung, Frau Sabine Hillebrandt, die mir in allen organisatorischen Fragen hilfreich zur Seite stand.

Besonders bedanken möchte ich mich auch bei meiner guten Freundin Dr. Schiwa Amri, die nicht nur die Arbeit Korrektur las, sondern mir durch ihre zahlreichen Aufmunterungen auch in schwierigen Zeiten erfolgreich Mut zusprechen konnte.

Meiner lieben Familie bin ich für die unentwegte moralische wie tatkräftige Unterstützung in allen Lebenslagen während meines Promotionsstudiums zu tiefstem Dank verpflichtet.

Zu guter Letzt danke ich meiner Freundin Veronica von ganzem Herzen für ihre Liebe, ihre Geduld, ihre wertvollen Ratschläge und ihr Verständnis für die vielen Entbehrungen der letzten Jahre.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Untersuchungen zur Schätzung der Prävalenz von Nichtvaterschaften.....	5
2.1	Bisherige wissenschaftlich-empirische Studien zur Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate	7
2.2	Fragestellung	10
2.3	Studie 1: <i>Schätzung der Nichtvaterschaftsrate in Deutschland auf der Basis eines Knochenmarkspenderegisters</i>	13
2.4	Studie 2: <i>Schätzung der Nichtvaterschaftsrate in historischen Datensätzen auf der Basis multinomialer Modelle</i>	16
2.4.1	Das ABO- und MN-Blutgruppensystem	16
2.4.2	Multinomiale Modelle zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate.....	20
2.4.3	Die Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate in historischen Blutgruppenuntersuchungen	29
2.5	Diskussion.....	33
3	Untersuchungen zur Messung von Eifersucht	39
3.1	Theoretische Modelle und diagnostische Instrumente	41
3.2	Fragestellung	45
3.3	Studie 3: <i>Konstruktion und Validierung eines Fragebogens zur Erfassung von drei Facetten der Eifersuchtsneigung</i>	46
3.4	Diskussion.....	64
4	Schlussbemerkung und zusammenfassende Thesen.....	69
5	Literaturverzeichnis	73
6	Einzelarbeiten	86

Zusammenfassung

Lebenslange monogame Beziehungen stellen nicht die einzige Partnerschaftsform in menschlichen Gesellschaften dar. Im Laufe der Evolution haben Frauen und Männer vielmehr ein komplexes Repertoire an lang- und kurzfristigen Paarungsstrategien ausgebildet, um ihren Reproduktionserfolg zu maximieren (Buss & Schmitt, 1993). Dabei sehen sich beide Geschlechter mit dem Problem der potentiellen Untreue des Sexualpartners konfrontiert (Schmitt, 2005). In der vorliegenden Dissertation werden Untersuchungen zu zwei zentralen Teilgebieten der Forschung zur Wahrnehmung und zu den Folgen von Untreue in Partnerschaften berichtet.

In den ersten beiden Studien wurde der Frage nachgegangen, wie hoch die Prävalenzrate von Nichtvaterschaften in menschlichen Populationen ausfällt. Bisherige Untersuchungen konnten über diese für die evolutionäre Psychologie zentrale Populationskenngröße keine klare Auskunft geben, da die meisten auf nicht repräsentativen Stichproben basieren, die den Anteil der Nichtvaterschaften entweder systematisch über- oder unterschätzen (Anderson, 2006). In Studie 1 wurde deshalb ein großer Familiendatensatz eines deutschen Knochenmarkspenderegisters analysiert, um erstmalig eine weitestgehend unverzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate für die aktuell in Deutschland lebende Bevölkerung zu erhalten. Die beobachteten Inkonsistenzen im humanen Leukozytenantigen-System (HLA) führten zu einer Maximum-Likelihood-Schätzung der Nichtvaterschaftsrate von lediglich rund 1%. In Studie 2 werden die Ergebnisse der Prävalenzschätzungen anhand historischer Familiendatensätze aus unterschiedlichen Ländern berichtet, bei denen Mutter, Vater und jeweiliges Kind hinsichtlich der ABO- bzw. MN-Blutgruppe typisiert wurden. Die Daten wurden unter Verwendung multinomialer Modelle ausgewertet, die trotz der geringen Spezifität der beiden Blutgruppen als Markersysteme zur Identifizierung von Inkonsistenzen erwartungstreue und konsistente Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate ermöglichten. In den unselegierten und (pseudo-)zufällig gezogenen Stichproben wurde eine mittlere Nichtvaterschaftsrate von rund 5% beobachtet, die ebenfalls unterhalb der häufig in der Literatur zitierten Kuckuckskindrate von 10% lag.

Studie 3 entwickelte mit dem Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI) ein Verfahren zur Messung menschlicher Eifersucht als psychologischer Adaptation zur Prävention untreuer Verhaltensweisen. Das dreifaktorielle Inventar zur Erfassung der reaktiven, ängstlichen und präventiven Eifersucht wurde in drei Untersuchungen an 557 und 194 Erwachsenen sowie 230 heterosexuellen Paaren validiert und zeichnete sich dabei durch gute psychometrische Kennwerte und eine klare dreifaktorielle Ladungsstruktur aus. Eine Multitrait-Multimethod-Untersuchung auf der Basis von Selbst- und Partnerurteilen bestätigte die Konstruktvalidität des Inventars. Belege für seine konvergente und diskriminante Validität ergaben sich auch aus den differentiellen Zusammenhängen der drei Eifersuchtsskalen mit Maßen der Ängstlichkeit, des Selbstwerts, des Bindungsstils und der Beziehungsqualität.

Abstract

Lifelong monogamous relationships do not represent the only mating system in human societies. Rather, in the course of evolution men and women evolved a complex repertoire of both, long-term and short-term mating strategies to maximize their reproductive success (Buss & Schmitt, 1993). As a result, both sexes were confronted with the problem of potential infidelity of their sexual partners (Schmitt, 2005). The present thesis reports research on two central aspects concerning the perception and the consequences of infidelity in humans.

Two studies tried to estimate the prevalence of nonpaternity in human populations, a variable that is central to evolutionary theory. Previous studies failed to provide precise estimates since most of them were based on nonrandom samples leading to either over- or underestimates of the nonpaternity rate (Anderson, 2006). In study 1, a large family dataset of a German bone marrow transplant registry was analyzed to obtain a fairly unbiased estimate of the nonpaternity rate of the current population in Germany. The mother-father-child inconsistencies observed in the HLA system resulted in a maximum likelihood estimate of the nonpaternity rate of about 1%. Study 2 analyzed historical family datasets from different countries in which triplets of mother, father and child were typed for ABO and MN blood groups. Despite the poor specificity of both blood group marker systems with regard to the identification of observable inconsistencies, multinomial modeling techniques allowed to derive unbiased and consistent estimates of the nonpaternity rate from these data. For the unselected and thus pseudo-randomly drawn samples, a mean nonpaternity rate of about 5% was determined, a figure that again fell well below the frequently cited nonpaternity rate of 10%.

Study 3 addressed the topic of human jealousy, a psychological adaptation that evolved to prevent unfaithful behavior of the partner. The development and validation of the three-factorial Duesseldorf jealousy inventory (DEIFI) is described, which allows to measure reactive, anxious and preventive jealousy as temporally stable personality traits. In three validation studies with 557 and 194 adults as well as 230 heterosexual couples, the three subscales showed satisfying psychometric properties and a clear three-factorial loading pattern. A multitrait-multimethod analysis on the basis of self- and partner-reports supported the

construct validity of the inventory. Differential relations between the three jealousy subscales and scales measuring anxiety, self-esteem, attachment style and relationship quality provided additional evidence for their convergent and discriminant validity.

1 Einleitung

Im Jahr 2008 heirateten in Deutschland 377.055 Paare (Statistisches Bundesamt, 2010). Wie in Deutschland, beinhaltet das Ehegelöbnis auch in den meisten anderen Kulturen und Gesellschaften dieser Welt das Versprechen nach Treue und gegenseitiger Verpflichtung zwischen den beiden Liebenden, „bis dass der Tod sie scheidet“. Dass das Führen einer lebenslangen monogamen Beziehung jedoch nicht vollends dem menschlichen Naturell zu entsprechen scheint, wird durch eine Vielzahl von empirischen Befunden nahe gelegt. Beispielsweise stehen in Deutschland den rund 380.000 Eheschließungen pro Jahr ca. 190.000 Scheidungen gegenüber (Statistisches Bundesamt, 2010). Ethnologische Studien weisen ferner darauf hin, dass weltweit lediglich 16% der präindustriellen Kulturen monogame Ehesysteme besaßen; in über 80% der Fälle war das offizielle bzw. präferierte Paarungssystem polygyner Struktur (Frayser, 1985; Murdock, 1967). Auch der bei den Menschen zu beobachtende sexuelle Dimorphismus deutet auf eine polygyne evolutionäre Vergangenheit hin: Männer sind größer, physisch stärker und aggressiver als Frauen, erreichen die sexuelle Reife deutlich später, gehen riskanteren lebensgeschichtlichen Strategien nach und erleiden eine höhere Kindersterblichkeit im Vergleich zu Frauen (Archer & Lloyd, 2002; Clutton-Brock, 1988; Geary, 1998; Mealey, 2000; Wolfe & Gray, 1982).

Neben empirischen Hinweisen, dass sowohl Monogamie als auch Polygynie langfristige Strategien des menschlichen Paarungsverhaltens darstellen, konnten Anthropologen und Evolutionspsychologen darüber hinaus die Bedeutsamkeit von Kurzzeitstrategien als weitere Komponenten menschlichen Paarungsverhaltens herausstellen (Schmitt, 2005). Kurzfristige Paarungsstrategien treten dann auf, wenn Frauen gleichzeitig mit mehreren Männern verkehren bzw. Männer im selben Zeitraum sexuellen Kontakt zu mehreren Frauen pflegen. Ethnologische Untersuchungen konnten in dem Zusammenhang zeigen, dass vorehelicher und außerehelicher Sex, One-Night-Stands, kurze Affären und wechselnde Beziehungen in den meisten Kulturen verbreitet sind (Barry & Schlegel, 1984; Broude & Greene, 1976; Janowski, Nell & Buckmaster, 2002; Schmitt et al., 2004). Während gemeinhin der Glaube vorherrscht, dass insbesondere Männer zu promiskuitivem Sexualverhalten neigen, nehmen neuere Untersuchungen auch das weibliche Untreueverhalten und die daraus resultierenden Konsequenzen in den Fokus der Aufmerksamkeit (Platek & Shackelford, 2006). Beispielswei-

se gaben in einer repräsentativen Befragung von 2172 Amerikanern¹ 12% der Frauen an, zumindest eine außereheliche Affäre im Laufe ihrer Ehe gehabt zu haben (Wiederman, 1997). In einer weiteren Studie an 3500 zufällig ausgewählten US-Bürgern variierte der prozentuale Anteil derjenigen Männer und Frauen, die angaben, in einer ihrer Partnerschaften jemals untreu gewesen zu sein, in Abhängigkeit des Alters, der Art der Partnerschaft sowie der Beziehungsdauer zwischen 20% bis 75% (Laumann, Gagnon, Michael & Michaels, 1994). In einer eigenen unveröffentlichten Untersuchung an 460 in einer heterosexuellen Partnerschaft befindlichen Personen (im Alter von 18 bis 83 Jahren) konnten diese Ergebnisse auch für den deutschen Sprachraum repliziert werden. Während 25.2% der Befragten (24.5% der Frauen, 26% der Männer) angaben, in der Vergangenheit gegenüber einem Ihrer Ex-Partner untreu gewesen zu sein, lag der Prozentsatz derjenigen, die angaben in der Vergangenheit von einem Ihrer Ex-Partner betrogen worden zu sein, bei 35.7% (34.5% bei den Frauen, 36.4% bei den Männern).

Die genannten Studien verdeutlichen, dass langfristige oder gar lebenslange monogame Beziehungen nicht die einzige Partnerschaftsform in menschlichen Gesellschaften darstellen. Vertreter der Evolutionspsychologie sehen darin vielmehr Belege für ein komplexes Repertoire an Paarungsstrategien – sowohl langfristigen als auch kurzfristigen –, das sich bei Männern und Frauen im Laufe der Evolution entwickelt hat, weil es bestimmte adaptive Probleme erfolgreich zu lösen vermochte (Buss, 1992; Buss & Schmitt, 1993). Eines der größten adaptiven Probleme, mit dem sich beide Geschlechter im Rahmen der Paarungsverhaltens in der phylogenetischen Vergangenheit konfrontiert sahen und auch heute noch sehen, stellt die potentielle Untreue des Sexualpartners dar. Gemäß der Evolutionstheorie von Charles Darwin (1859) sowie der Theorie der inklusiven Fitness von William Hamilton (1964) postulieren Vertreter der Evolutionspsychologie, dass sich beim Menschen auch in Bezug auf das mögliche Untreueverhalten des Partners bestimmte psychologische Mechanismen ausgebildet haben, da es den Reproduktionserfolg derjenigen Individuen maximierte, die über diese Anpassungen verfügten.

Die vorliegende Dissertation befasst sich mit zwei Themenfeldern, die in direktem thematischen Zusammenhang zu untreuen Verhaltensweisen in der Partnerschaft bzw. den

¹ Im Folgenden wird zwecks besserer Lesbarkeit nur die männliche Form verwendet. Wenn nicht anders ausgewiesen, ist auch immer die weibliche Form mit eingeschlossen.

sich daraus hervorgebildeten Adaptationen stehen. Zum einen wurde der Frage nachgegangen, wie hoch die Prävalenz von Nichtvaterschaften in menschlichen Populationen ausfällt. Von einer Nichtvaterschaft ist dann die Rede, wenn der Ehemann bzw. Partner einer Frau der vermeintliche, jedoch nicht der biologische Vater des Kindes dieser Frau ist. Bisherige Untersuchungen konnten in dem Zusammenhang keine eindeutige Auskunft geben, da die meisten der untersuchten Stichproben nicht repräsentativ waren, sondern den Anteil der sog. „Kuckuckskinder“ entweder systematisch über- oder unterschätzten. Während in Studie 1 ein aktueller Datensatz eines Knochenmarkspenderegisters analysiert wurde, um erstmalig für Deutschland zu einer repräsentativen Schätzung der Nichtvaterschaftsrate zu gelangen, werden in Studie 2 die Ergebnisse der Prävalenzschätzungen auf der Basis historischer Familiendaten aus unterschiedlichen Ländern der Welt dargestellt, bei denen Vater, Mutter und jeweiliges Kind hinsichtlich des ABO- bzw. MN-Blutgruppensystems typisiert wurden. Der Vorteil dieser Daten besteht darin, dass diese ursprünglich nicht für den vorliegenden Zweck gesammelt wurden, aus diesem Grund nicht im Hinblick auf die aus ihnen ableitbare Prävalenz von Nichtvaterschaften hin analysiert wurden und deshalb in der bisherigen Forschung zur Schätzung der Prävalenz von Nichtvaterschaften noch keine Berücksichtigung fanden. Zudem stellen einige der Daten unselegierte Stichproben dar, die eine weitestgehend unverzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate erlauben. Die historischen Familiendaten wurden unter Verwendung multinomialer Modelle ausgewertet, um trotz der geringen Spezifität von Blutgruppen als Markersystemen zur Identifizierung von Nichtvaterschaften zu einer erwartungstreuen und konsistenten Prävalenzschätzung zu gelangen.

Studie 3 wendet sich schließlich der Messung von Eifersucht zu, einer aus Sicht der Evolutionspsychologie aufgrund des menschlichen Paarungsverhaltens hervorgerufenen psychologischen Adaptation, um untreuen Verhaltensweisen des Partners vorzubeugen. Konkret wird die Entwicklung und Validierung eines Fragebogeninventars – des Düsseldorfer Eifersuchtsinventars (DEIFI) – vorgestellt, welches die ökonomische Messung dreier verschiedener Eifersuchtsfacetten als zeitlich überdauernde Wesenszüge bei heterosexuellen Erwachsenen erlaubt.

Im Folgenden werden zunächst die bisherigen Bemühungen zur Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate vorgestellt und im Anschluss die Ergebnisse der beiden eigenen Studien dargelegt (Kapitel 2). Kapitel 3 widmet sich den Untersuchungen zur Messung von

Eifersucht und der Vorstellung des neu konstruierten Eifersuchtsinventars. Die zentralen Thesen der Arbeit werden in Kapitel 4 zusammengefasst. Die Arbeit schließt mit dem Literaturverzeichnis (Kapitel 5) sowie den angehängten Originalarbeiten (Kapitel 6).

2 Untersuchungen zur Schätzung der Prävalenz von Nichtvaterschaften

Im Tierreich beschränkt sich das Sexualverhalten meistens auf die Zeit, in der das Weibchen seinen Eisprung hat. Diese fruchtbaren Perioden gehen häufig mit auffälligen visuellen oder olfaktorischen Merkmalen einher, die die Paarungsbereitschaft der Weibchen gegenüber den Männchen in eindeutiger Weise signalisieren (z. B. Clarke, Barrett & Henzi, 2009; Miranda, Almeida, Hubbard, Barata & Canário, 2005; Rasmussen, Krishnamurthy & Sukumar, 2005). Im Gegensatz zu den meisten anderen Tier- und Primatenarten geht bei weiblichen Vertretern des *Homo sapiens* die Eisprungphase nicht mit anderen offensichtlich erkennbaren Hinweisreizen einher, weshalb man auch von verdeckter oder kryptischer Ovulation spricht (Alexander & Noonan, 1979; Pawlowski, 1999). Ferner findet beim Menschen die sexuelle Aktivität verteilt über den gesamten Zeitraum des weiblichen Zyklus statt. Diese im Laufe der Evolution entstandenen Veränderungen haben fundamentale Auswirkungen für die männlichen Vertreter des *Homo sapiens* zur Folge. Während sich eine Frau zu 100% sicher sein kann, dass sie die biologische Mutter aller ihrer Nachkommen ist, ist die Sicherheit der biologischen Vaterschaft für einen Mann keineswegs gegeben. Aufgrund der Tatsache, dass der Mann die fruchtbare Phase seiner Partnerin nicht mit Gewissheit zu bestimmen weiß, die Fertilisation der Eizelle intern, d.h. im Körper der Frau und nicht ersichtlich für Außenstehende stattfindet, und auch Frauen im Rahmen von kurzfristigen Paarungsstrategien zu Untreue neigen, kann davon ausgegangen werden, dass ein gewisser Anteil an Kuckuckskindern in sämtlichen menschlichen Populationen prävalent war und ist (Platek & Shackelford, 2006).

Die Höhe der Nichtvaterschaftsrate für unterschiedliche menschliche Populationen zu kennen, ist für viele wissenschaftliche (Teil-)Disziplinen von großer Bedeutung. Zum einen liegt es im genuinen Interessenbereich der Anthropologie, Wissen über potentielle kulturelle oder soziale Unterschiede in der Nichtvaterschaftsrate zu gewinnen. Zum anderen postulieren Vertreter der Evolutionspsychologie, dass sich aufgrund der naturgegebenen Vaterschaftsunsicherheit des Mannes in Kombination mit der steten Gefahr, von der eigenen Partnerin betrogen zu werden, in einem antagonistischen koevolutionären Prozess bestimmte psychologische „Gegen-Adaptationen“ auf männlicher Seite ausgebildet haben sollten

(sog. *male anti-cuckoldry tactics*; Gangestad, Thornhill & Garver-Apgar, 2005; Platek & Shackelford, 2006). Darunter werden beispielsweise die sexuelle Eifersucht und das Beschützerverhalten des Mannes, sowie die diskriminative Fürsorglichkeit unter Verwandten gefasst (Buss, Larsen, Westen & Semmelroth, 1992; Buss & Shackelford, 1997; Euler & Weitzel, 1996; Gaulin, McBurney & Brakeman-Wartell, 1997). Um prüfen zu können, inwiefern die Höhe der Nichtvaterschaftsrate Auswirkungen auf das Vorkommen und das Ausmaß der angenommenen Adaptationen hat, ist eine reliable Bestimmung der Kuckuckskindrate in unterschiedlichen Populationen unerlässlich. Darüber hinaus ist es bei der Analyse der Übertragung von genetischen Störungen (Aguilar-Martinez et al., 2007, Bonaiti-Pellié, Poisson, Bechtel, & Bechtel, 1992; Procopio, 2005) sowie der Bestimmung des Einflusses quantitativer Eigenschaften auf Basis von Stammbaumanalysen (Lathrop, Hooper, Huntsman & Ward, 1983) von großer Bedeutung, die Prävalenz der Nichtvaterschaftsrate zu kennen.

Wie hoch fällt die Kuckuckskindrate nun aus? Vor nicht allzu langer Zeit beklagten MacIntyre und Sooman (1991) die noch sehr dünne empirische Datenbasis zu diesem Thema und stellten heraus, dass viele der vermeintlich validen Angaben in medizinischen Lehrbüchern keine empirische Grundlage besitzen, sondern vielmehr auf Anekdoten, Gerüchten oder dem Hörensagen basieren. Die in England zum damaligen Zeitpunkt am weitesten verbreitete Angabe fußte beispielsweise auf einem Diskussionsbeitrag eines Herrn Dr. Philipp, der 1972 im Rahmen eines Symposiums den Anwesenden mitteilte, dass er in einer eigenen Blutgruppenstudie an rund 300 Familien aus dem Südosten Englands auf eine Kuckuckskindrate von rund 30% gestoßen sei (Philipp, 1973). Die dazugehörigen Daten wurden jedoch nie veröffentlicht und können daher keiner unabhängigen Reanalyse unterzogen werden. Aufgrund der fehlenden Datenbasis wurden in Folge dessen häufig ungeprüfte Nichtvaterschaftsraten in Höhe von rund 10-15% postuliert (bspw. Alfred, 2002; Blain & Brooks, 2007; Cervino & Hill, 2000; Stewart, 1989) und Studenten der Genetik in Lehrbüchern auch so vermittelt (Emery, 1983). Dass jedes 10. Kind ein Kuckuckskind sein könnte, wurde von den Medien bereitwillig aufgenommen, tradiert und sogar weiter ausgeschmückt. Beispielsweise berichtet die Berliner Morgenpost in einem Artikel aus dem Jahr 2008, dass sogar jedes 5. Kind nicht vom angenommenen Vater stammt, ohne jedoch auf eine konkrete Quelle zu verweisen (Nibbrig, 2008). So ist es auch nicht verwunderlich, dass in Umfragen Erwachsene einen ähnlich hohen Prozentsatz an Kuckuckskindern in der Gesellschaft für plausibel hal-

ten. Beispielsweise gaben 1558 befragte Österreicher an, dass sie von einer durchschnittlichen Nichtvaterschaftsrate von rund 12% ausgehen (14.5% bei den Frauen, 9.1% bei den Männern; Voracek, Fisher & Shackelford, 2009). In einer eigenen Studie an 460 in einer heterosexuellen Partnerschaft lebenden Erwachsenen (im Alter von 18 bis 83 Jahren) fanden sich sogar noch höhere Werte. So schätzen die Befragten den Prozentsatz der Kuckuckskindrate in Deutschland auf durchschnittlich 19.56% (21.12% bei den Frauen, 18% bei den Männern). Da die aus Befragungen herrührenden Prozentzahlen jedoch lediglich Vermutungen darstellen, können sie nicht als gültige Gradmesser über die faktische Höhe der Nichtvaterschaftsrate herangezogen werden.

Im nachfolgenden Kapitel 2.1 wird auf den bisherigen wissenschaftlich-empirischen Forschungsstand zur Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate eingegangen und anschließend die Fragestellung für die beiden eigenen Studien in Kapitel 2.2 geschildert. Kapitel 2.3 fasst die Untersuchung zur Schätzung der Nichtvaterschaftsrate in Deutschland auf Basis eines Knochenmarkspenderegisters zusammen, während Kapitel 2.4 die Analysen der Schätzung der Nichtvaterschaftsrate in historischen Datensätzen auf Basis multinomialer Modelle zum Gegenstand hat. In Kapitel 2.5 werden die Untersuchungsergebnisse im Hinblick auf die Fragestellung zusammenfassend diskutiert.

2.1 Bisherige wissenschaftlich-empirische Studien zur Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate

Seit Anfang der 1990er Jahre sind eine Reihe von Überblicksarbeiten erschienen, die auf Basis von veröffentlichten empirischen Studien den Versuch unternahmen, Mythen und Fakten zu trennen und zu einer validen Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate zu gelangen. Während MacIntyre und Sooman (1991) sowie Baker und Bellis (1995) lediglich einige wenige Studien identifizieren konnten, zeichnen sich die Arbeiten von Bellis, Hughes, Hughes und Ashton (2005), Anderson (2006) sowie Voracek, Haubner und Fisher (2008) durch eine gründlichere Recherche aus. Insgesamt berichten die Arbeiten über etwas mehr als 70 Studien, die die Bestimmung der Kuckuckskindrate in verschiedenen Populationen zum Gegenstand hatten, und die sich zwei unterschiedlichen Gruppen zuordnen lassen.

Zum einen handelt es sich um Stichproben, bei denen die Überprüfung der Vaterschaft Anlass für die Testung darstellte. Prävalenzschätzungen auf Basis solcher Studien sollten naturgemäß zu einer deutlichen Überschätzung der eigentlichen Nichtvaterschaftsrate führen, da die Stichprobe aus einer Population stammt, in denen bereits – mehr oder minder berechnigte – Zweifel an der Vaterschaft bestehen. So überrascht es nicht, dass Bellis et al. (2005) als auch Anderson (2006) zu sehr hohen Schätzungen der durchschnittlichen Nichtvaterschaftsraten von 26.9% bzw. 29.8% für diese Datengruppe gelangten. Diese meta-analytisch gewonnenen Schätzungen decken sich erwartungsgemäß mit den von der American Association of Blood Banks (AABB) herausgegebenen Zahlen. Beispielsweise berichtet die Organisation für das Jahr 2008, dass die an der Befragung teilnehmenden Laboratorien insgesamt 398.124 beauftragte Vaterschaftstests durchgeführt haben und dabei 103.098 Exklusionen identifizieren konnten, d.h. in 25.9% der Fälle der angenommene Vater nicht der biologische Vater war (AABB, 2008).

Bei den übrigen der in Bellis et al. (2005), Anderson (2006) und Voracek et al. (2008) erwähnten Studien handelt es sich zu einem überwiegenden Teil um Stichproben, die im Kontext von genetischen Untersuchungen oder Stammbaumanalysen bei Familien gewonnen wurden, die beispielsweise unter einer Erbkrankheit litten. Solche Stichproben können ebenso wenig als unselektiert und unverzerrt angesehen werden. Zum einen setzen genetische Untersuchungen die Freiwilligkeit aller Getesteten voraus (Walker, 2009). Zum anderen sind sich die Teilnehmer meist der Tatsache bewusst bzw. werden überwiegend durch den Arzt im Vorhinein darüber aufgeklärt, dass im Rahmen von Genanalysen Nichtvaterschaften als solche aufgedeckt werden können (Lisker & Carnevale, 2006; Lisker, Carnevale, Villa, Armendarces & Wertz, 1998). Da davon auszugehen ist, dass jene Familie, in denen der soziale Vater nicht der biologische Vater ist, überzufällig häufig solchen Untersuchungen fern bleiben und nicht daran teilnehmen werden, sollten Prävalenzschätzungen auf Basis dieser Studien zu einer Unterschätzung der eigentlichen Nichtvaterschaftsrate führen. Es überrascht daher nicht, dass im Vergleich zur ersten Gruppe deutlich niedrigere Kuckuckskindraten in diesen Stichproben gefunden wurden. Während Anderson (2006) eine Prävalenzrate von 1.7% bzw. 3.3% (einschließlich solcher Studien mit unbekannter methodischer Güte) berichtet, gelangen Bellis et al. (2005) und Voracek et al. (2008) zu ähnlich niedrigen Schätzzraten (3.7% vs. 3.1%, beide schließen Studien mit unbekannter methodischer Güte ein).

Die Arbeiten von Anderson (2006), Bellis et al. (2005) und Voracek et al. (2008) stellen insgesamt eine wertvolle Zusammenfassung derjenigen Studien dar, die bisher in dem Forschungsgebiet der Nichtvaterschaftsbestimmung veröffentlicht wurden. Aufgrund der fehlenden Repräsentativität beider Stichprobenarten lassen sich jedoch auf Basis dieser Überblicksartikel nur bedingt Rückschlüsse auf die wahre Nichtvaterschaftsrate ziehen. Da die meisten Studien diametralen Verzerrungen unterworfen sind, kann lediglich davon ausgegangen werden, dass die eigentliche Prävalenzrate irgendwo zwischen den auf Basis der beiden Stichprobenarten erzielten Schätzwerten liegt, d.h. zwischen 1.7% und 29.8%.

Einige Hinweise geben jedoch Grund zu der Annahme, dass die wahre Nichtvaterschaftsrate näher an dem unteren der beiden Schätzwerte liegt, der auf Basis von genetischen Untersuchungen und Stammbaumanalysen gewonnen wurde. Zum einen könnte der angenommene selektive Drop-Out derjenigen Familien, in denen der soziale Vater nicht der biologische Vater ist, durch den unbeabsichtigten Einschluss von nicht identifizierten oder den Forschern angezeigten Stiefkindern oder Adoptionen kompensiert werden (Anderson, 2006). Zum anderen können in der Klasse der genetischen Studien ein paar wenige Stichproben ausgemacht werden, die den Anforderungen an eine unselegierte und unverzerrte Stichprobe in hohem Maße gerecht werden. Diese Studien legen ebenso eine deutlich niedrigere Kuckuckskindrate im Vergleich zu den häufig tradierten 10% nahe.

Eine dieser Studien untersuchte über einen Zeitraum von 13 Monaten praktisch alle Neugeborenen (sowie deren Eltern) in einem Londoner Krankenhaus (Johnstone, 1954). Unter den 2596 hinsichtlich der ABO-Blutgruppe typisierten Familien konnten insgesamt 17 (oder 0.7%) Säuglinge identifiziert werden, deren Blutgruppe mit der des angenommenen Vaters nicht übereinstimmte. Wenn dieser Wert in Bezug zur geringen allgemeinen Vaterschaftsausschlusschance (*probability of exclusion*; vgl. Walker, 1978) der ABO-Blutgruppe adjustiert wird, erhält man für diese Stichprobe nach wie vor eine relativ geringe Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate von rund 4% (Edwards, 1957). Die individuelle Ausschlusschance bezeichnet den Anteil an Männern einer Population, die aufgrund der Merkmalsverteilung (z. B. der ABO-Blutgruppe) von Kind und Kindesmutter von der Vaterschaft ausgeschlossen werden können. Die allgemeine Vaterschaftsausschlusschance bezeichnet die durchschnittliche Leistungsfähigkeit eines gesamten Merkmalssystems (oder einer Kombina-

tion von Merkmalssystemen), einen zufällig aus der Population ausgewählten Mann als Vater eines Kindes auszuschließen (Patzelt & Schneider, 2007).

Eine weitere Stichprobe, die ebenfalls strikteren Gütekriterien genügt, wurde von Sasse, Müller, Chakraborty und Ott (1994) in der Schweiz durchgeführt. Sie untersuchten Individuen, bei denen im Rahmen der Eignungsprüfung zur Knochenmarkspende eine Gewebebestimmung des humanen Leukozytenantigen-Systems (HLA) vorgenommen wurde. Bei den 1264 typisierten Familien stießen Sasse et al. (1994) auf lediglich 8 Ausschlüsse, was zu einer Maximum Likelihood Schätzung der Nichtvaterschaftsrate von 0.64% führte.

2.2 Fragestellung

Die bisher veröffentlichten Studien zur Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate zeichnen kein klares Bild der tatsächlich anzunehmenden Höhe von Kuckuckskindern in menschlichen Gesellschaften. Es mangelt an Stichproben, die keiner systematischen Verzerrung unterliegen und eine repräsentative Schätzung des Gegenstandsbereichs ermöglichen. Eines der Ziele der vorliegenden Arbeit besteht darin, durch Untersuchungen an neuen und bisher unberücksichtigten Stichproben, die als weitestgehend unverzerrt und repräsentativ gelten können, diesem Mangel zu begegnen.

In einer ersten Studie wurde ein aktueller Datensatz eines Knochenmarkspenderegisters analysiert. Gegenüber den im Kontext von genetischen Untersuchungen und Stammbaumanalysen gesammelten Stichproben zeichnen sich Familiendaten aus Knochenmarkspenderegistern durch mehrere Vorteile aus. Zum einen existieren keine Hinweise auf einen Zusammenhang zwischen dem Vorkommen von Nichtvaterschaften und bestimmten Erkrankungen (beispielsweise Leukämie oder lymphatische Krebserkrankungen), die eine Suche nach geeigneten Knochenmarkspendern veranlassen. Zum anderen legen mehrere Studien nahe, dass Krebserkrankungen im Kindesalter unabhängig von umweltbedingten oder sozialen Faktoren wie dem Wohnort, der Ethnie, dem sozioökonomischen Status oder dem Untersuchungsjahr auftreten (Dockerty, Draper, Vincent, Rowan & Bunch, 2001; Doll, 1989; IARC, 1997). Keine dieser Variablen kann somit einen verzerrenden Einfluss auf die Schätzung der Nichtvaterschaftsrate ausüben. Das gleiche gilt für die Geburtsreihenfolge, einer weiteren Variablen, von der angenommen wird, dass sie einen Einfluss auf die Kuckucks-

kindrate haben kann (vgl. Schacht & Gershowitz, 1963). Untersuchungen konnten jedoch zeigen, dass Erst- und Spätergeborene das gleiche Risiko besitzen, an Leukämie oder malignen Lymphomen zu erkranken (Hemminki & Mutanen, 2001). Darüber hinaus besteht ein weiterer Vorteil der Daten von Knochenmarkspendern darin, dass Typisierungsrichtlinien vorschreiben, unbeabsichtigt identifizierte Fälle von Nichtvaterschaften nicht an die Eltern zu kommunizieren. Mütter und Väter werden daher im Vorfeld nicht über dieses Thema informiert oder gar vorgewarnt, so dass ein selektiver Drop-Out ausgeschlossen werden kann. Ferner sehen die medizinischen Richtlinien vor, dass beide Eltern typisiert werden, um das HLA-Gewebemuster des Patienten kreuzvalid zu bestimmen zu können. Dies garantiert, dass gemeinhin größte Anstrengungen unternommen werden, sowohl die Mutter als auch den Vater eines erkrankten Individuums zu typisieren. Zusätzlich werden beide Eltern aufgrund der dringenden Suche nach einem geeigneten Spender meist automatisch veranlasst, sich der Gewebetypisierung zu unterziehen.

Aufgrund der genannten Vorteile werden Familienstichproben, die im Kontext der Suche nach einem geeigneten Knochenmarkspender anfallen – wie die bereits erwähnte Untersuchung von Sasse et al. (1994) –, am ehesten den Ansprüchen einer unselegierten und unverzerrten Stichprobe gerecht. Eine Grundvoraussetzung dafür ist allerdings, dass die Stichprobe aus einem Land stammt, in dem alle Bevölkerungsschichten unabhängig ihres Einkommens medizinische Leistungen in Anspruch nehmen können, wie es beispielsweise in Deutschland der Fall ist. Da die Möglichkeit bestand, einen Familiendatensatz eines deutschen Spenderegisters zu analysieren, stellen die Ergebnisse eine erstmalige Schätzung der Nichtvaterschaftsrate für die aktuell in Deutschland lebende Bevölkerung dar, die als weitestgehend unverzerrt angesehen werden kann. Bei den übrigen bisher veröffentlichten drei Studien, die deutsche Studienteilnehmer zum Gegenstand hatten, ist die Validität der Prävalenzschätzung für die Allgemeinbevölkerung eindeutig in Frage zu stellen. In zwei Fällen handelt es sich um publizierte Untersuchungen, die eine Schätzung auf Basis von strittigen Vaterschaftsfällen vorgenommen haben und erwartungsgemäß zu sehr hohen Prozentzahlen gelangten. Während in der Untersuchung von Henke et al. (1999) ein Wert von 50.2% erzielt wurde, berichten Krawczak et al. (1993) eine Nichtvaterschaftsrate von 16.8%. Bei der dritten „Studie“ handelt es sich – wie im Falle von Philipp (1973) – lediglich um eine während einer Diskussionsrunde mündlich berichtete Nichtvaterschaftsrate von 10% (Ritz, 1985). Da keine

weiteren Informationen über die Zusammensetzung der Stichprobe, die dieser Schätzung zu Grunde liegt, zur Verfügung stehen, muss die Validität dieser Prävalenzschätzung ebenso in Frage gestellt werden. Die Ergebnisse der Analyse des Knochenmarkspenderegisters sind in der folgenden Arbeit zusammengefasst:

- Wolf, M., Musch, J., Enczmann, J. & Fischer, J. (in press). *Estimating the prevalence of nonpaternity in Germany*. Human Nature.

Neben den Daten aus Knochenmarkspenderegistern gibt es noch eine weitere Datenklasse, die über unselegierte Stichproben verfügt und zu einer weitestgehend unverzerrten Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate beitragen kann: historische Blutgruppendaten. In Folge der Entdeckung der Blutgruppen zu Beginn des 20. Jahrhunderts – insbesondere durch die Arbeiten von Karl Landsteiner (vgl. Landsteiner, 1901; Landsteiner & Levine, 1927a, 1927b; Landsteiner & Wiener, 1941) – wurde weltweit eine Vielzahl von Familienuntersuchungen vorgenommen, um insbesondere den Erbgang der unterschiedlichen Blutgruppen zu entschlüsseln. Das Besondere dieser Stichproben besteht darin, dass sie nicht zu Zwecken der Bestimmung der Kuckuckskindrate erhoben wurden. Dies erklärt, warum die meisten dieser Studien in bisherigen Übersichtsarbeiten keine Berücksichtigung fanden. Nichtsdestotrotz lassen sich aber Schätzungen aus diesen Daten ableiten. Historische Blutgruppendaten zeichnen sich darüber hinaus noch durch einen weiteren Vorzug aus. Da in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts die Menschen überwiegend uninformiert darüber waren, dass im Rahmen von Blutgruppenuntersuchen Nichtvaterschaften als solche identifiziert werden können, ist nicht mit einem selektiven Ausschluss derjenigen Familien zu rechnen, die Zweifel an der biologischen Vaterschaft des vermeintlichen Vaters hegten. Unter der Voraussetzung, dass die Stichproben pseudozufällig gezogen wurden, beispielsweise indem in einem Krankenhaus eine aufeinander folgende Reihe von Neugeborenen sowie deren Eltern typisiert wurden, kommen sie am ehesten einer Zufallsstichprobe gleich, die eine weitestgehend unverzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate ermöglichen.

Ein vermeintlicher Nachteil der historischen Familienuntersuchungen besteht darin, dass die eingesetzten Blutgruppen sehr unspezifisch sind und nur eine geringe Ausschlusswahrscheinlichkeit besitzen, Nichtvaterschaften als solche zu identifizieren. Die Daten wur-

den daher unter Verwendung multinomialer Modelle ausgewertet, um trotz der geringen Spezifität der Markersysteme zu einer erwartungstreuen und konsistenten Prävalenzschätzung zu gelangen. In der folgenden Arbeit werden die Logik des Einsatzes multinomialer Modelle zur Schätzung der Nichtvaterschaftsrate sowie die Ergebnisse der Analyse historischer Blutgruppendaten zusammengefasst:

- Wolf, M., Musch, J. & Erdfelder, E. (2011). *Estimating nonpaternity rates in historical samples using multinomial models of blood group incompatibility*. Manuscript submitted for publication.

2.3 Studie 1: Schätzung der Nichtvaterschaftsrate in Deutschland auf der Basis eines Knochenmarkspenderegisters

In der ersten Studie wurde ein aktueller Datensatz eines Knochenmarkspenderegisters analysiert, um zu einer weitestgehend unverzerrten Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate zu gelangen. Die Familiendaten stammen aus der Knochenmarkspendezentrale eines deutschen Universitätskrankenhauses und wurden im Zeitraum von 1993 bis 2008 gesammelt. Der Datensatz besteht aus insgesamt 971 Individuen (sowie deren biologischen Müttern und angenommenen Vätern), die aus 454 unterschiedlichen Familien stammen. Sämtliche personenbezogenen Angaben wurden vor Beginn der Studie entfernt, um einen anonymisierten Datensatz zu erhalten, der den medizinisch-ethischen Richtlinien für genetische Untersuchungen an Menschen gerecht wird (WMA, 2008; ZEKO, 1999).

Um erfolgreich Knochenmark transplantieren zu können, muss ein kompatibler Spender gefunden werden, der über die gleichen HLA-Gewebemerkmale wie der Patient verfügt. Das HLA-System ist der Name des humanen Haupthistokompatibilitätskomplexes (MHC), einer aus vielen Genen bestehenden Region, die sich auf dem kurzen Arm von Chromosom 6 befindet. Das HLA-System ist sehr polymorph und besitzt für die Immunerkennung, die Gewebeverträglichkeit bei Transplantationen sowie die immunologische Individualität eine besondere Bedeutung. Die HLA-Gene unterteilen sich in zwei Haupt- sowie weitere Subregionen. Die Allele verschiedener HLA-Regionen werden in einer Person gekoppelt in sog. Haplotypen vererbt. Jedes Individuum besitzt zwei HLA-Allele pro Genort,

ein mütterlich und ein väterlich ererbtes. Abweichungen vom Mendelschen Erbgang sind dann zu beobachten, wenn der angenommene Vater nicht der biologische Vater ist (Eckstein & Zimmermann, 2010).

In der vorliegenden Stichprobe wurden bei jeder Person vier HLA-Gewebemerkmale (A, B, DR, DQ) bestimmt. Beobachtete familiäre Inkonsistenzen im HLA-System wurden sorgfältig geprüft und mittels einer Retestung beim Vater validiert. Typisierungsfehler im Datensatz können daher nahezu ausgeschlossen werden. Ferner ist während des gesamten 15-jährigen Erhebungszeitraumes kein Fall bekannt geworden, in dem eine Mutter oder ein Vater die Testung verweigert hätte. Bei den vier erfassten Gewebemerkmalen handelt es sich um sehr polymorphe HLA-Gene, die sich aus über 300 verschiedenen Haplotypen zusammensetzen. Diese Anzahl garantiert eine nahezu perfekte Wahrscheinlichkeit, Fälle von Nichtvaterschaften aufzudecken (Chakravarti & Li, 1983). Unter der Annahme, dass jeder HLA-Haplotyp die gleiche Vorkommenshäufigkeit besitzt, berechneten Sasse et al. (1994) für das HLA-Markersystem eine allgemeine Vaterschaftsausschlusschance von 99%. In der Untersuchung wurde die Nichtvaterschaftsrate aber nicht nur unter Verwendung dieser sehr hohen Ausschlusschance berechnet, sondern auch auf Basis von deutlich niedrigeren allgemeinen Vaterschaftsausschlusschancen von 95% sowie 90%. Ziel dieser Sensitivitätsanalyse war es, einer möglichen Überschätzung der Ausschlusschance, bedingt durch beobachtbare Kopplungsungleichgewichte zwischen HLA-Markern (Bodmer & Bodmer, 1978), zu begegnen. Auf Basis dieser sehr niedrigen, geradezu konservativen Schätzer der allgemeinen Ausschlusswahrscheinlichkeit wird die Berechnung einer zuverlässigen oberen Grenze der Nichtvaterschaftsrate für die in Deutschland lebende Bevölkerung ermöglicht.

Unter den 971 getesteten Mutter-Vater-Kind-Tripeln fanden sich 9 (oder 0.93%) Inkonsistenzen. Unter Verwendung der in Sasse et al. (1994) angegebenen Formeln wurden anschließend zwei unterschiedliche Maximum-Likelihood (ML)-Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate vorgenommen. Zum einen unter der Annahme, dass Fälle von Nichtvaterschaften unabhängig voneinander und mit der gleichen Wahrscheinlichkeit für jedes Kind auftreten (konstante Nichtvaterschaftsrate). Zum anderen unter der – möglicherweise realistischeren – Annahme, dass sich Nichtvaterschaften nicht gleich verteilen, sondern in manchen Familien gehäuft vorkommen (variierende Nichtvaterschaftsrate). In Tabelle 1 sind die Ergebnisse beider ML-Schätzungen (konstant vs. variierende Nichtvaterschaftsrate) separat

für die drei unterschiedlichen allgemeinen Vaterschaftsausschlusschancen (0.90, 0.95 und 0.99) angegeben. Wie sich auf den ersten Blick entnehmen lässt, unterscheiden sich die unterschiedlichen Prävalenzschätzungen nur geringfügig. Insgesamt wurde die Höhe der Nichtvaterschaftsrate auf Basis dieses Datensatzes zwischen 0.94% und 1.03% geschätzt. Damit liegt die Prävalenzschätzung nur unwesentlich höher gegenüber den 0.64%, die Sasse et al. (1994) für einen schweizerischen Datensatz eines Knochenmarkspenderegisters finden konnten.

Tabelle 1

Prävalenzschätzungen der Nichtvaterschaftsrate auf Basis von drei unterschiedlichen allgemeinen Vaterschaftsausschlusschancen.

	Allgemeine Vaterschaftsausschlusschance		
	0.99	0.95	0.90
Konstante Nichtvaterschaftsrate			
ML-Schätzung der Nichtvaterschaftsrate	0.94 %	0.98 %	1.03 %
Konfidenzintervall (95%)	0.33 – 1.54 %	0.37 – 1.59 %	0.42 – 1.64 %
Variierende Nichtvaterschaftsrate			
ML-Schätzung der Nichtvaterschaftsrate	0.94 %	0.98 %	1.03 %
Konfidenzintervall (95%)	0.33 – 1.55 %	0.34 – 1.62 %	0.36 – 1.70 %

Anmerkungen. Die Konfidenzintervalle basieren auf Standardfehlern, die über die Quadratwurzel der asymptotischen Varianzen berechnet wurden; ML = Maximum-Likelihood.

2.4 Studie 2: Schätzung der Nichtvaterschaftsrate in historischen Datensätzen auf der Basis multinomialer Modelle

Das Ziel der zweiten Studie bestand zum einen darin, den bisher sehr geringen Datenbestand weitestgehend repräsentativer Studien zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate substantiell zu erweitern. Zu diesem Zweck wurden historische Familiendatensätze gesammelt, die hinsichtlich der ABO-Blutgruppe und in bestimmten Fällen auch bezüglich der MN-Blutgruppe typisiert wurden. Die Datensätze zeichnen sich insbesondere dadurch aus, dass sie ursprünglich nicht zu Zwecken der Bestimmung der Kuckuckskindrate erhoben wurden und – unter der Voraussetzung, dass die Stichprobe (pseudo-)zufällig gezogen wurde – daher eine weitestgehend unverzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate ermöglichen. Das zweite Ziel der Studie bestand darin, die Logik und die Vorteile von multinomialen Modellen zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate auf der Basis von Blutgruppenphänotypen darzustellen. Bevor die Ergebnisse der Prävalenzschätzungen präsentiert werden (Kapitel 2.4.3), wird zunächst auf die Eigenschaften der ABO- und MN-Blutgruppe eingegangen (Kapitel 2.4.1) und anschließend die Logik der multinomialen Modelle zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate erläutert (Kapitel 2.4.2).

2.4.1 Das ABO- und MN-Blutgruppensystem

Das ABO-Blutgruppensystem besteht aus drei verschiedenen Allelen (A, B, O). Jedes Individuum erhält jeweils ein Allel von beiden Elternteilen. Dadurch, dass die Allele A und B kodominant sind und O rezessiv, werden sechs verschiedene Genotypen und vier unterschiedliche Phänotypen konstituiert (siehe Tabelle 2). Während Karl Landsteiner das ABO-Blutgruppensystem im Jahre 1900 entdeckte, wurde der Erbgang von Felix Bernstein 1925 entschlüsselt. Einige Jahre später berichteten Landsteiner und Levine (1927a, 1927b) über die Entdeckung des MN-Blutgruppensystems. Diese Blutgruppe setzt sich aus zwei kodominanten Genen zusammen, die drei verschiedene Geno- und Phänotypen definieren (siehe Tabelle 2).

Tabelle 2

Darstellung des ABO- und MN-Blutgruppensystems und der dazugehörigen Phäno- und Genotypen.

ABO-Blutgruppensystem		MN-Blutgruppensystem	
Phänotyp	Genotyp	Phänotyp	Genotyp
A	AA oder AO	M	MM
B	BB oder BO	N	NN
AB	AB	MN	MN
O	OO		

Mit Ausnahme von selten vorkommenden Mutationen oder Typisierungsfehlern lässt sich ein Vater immer dann als leiblicher Vater eines bestimmten Kindes ausschließen, wenn auf der Basis der phänotypischen Blutgruppeninformation von Mutter, Vater und Kind eine Inkonsistenz im Mendelschen Erbgang beobachtet werden kann. Beispielsweise kann im ABO-Blutgruppensystem ein Mann mit der Blutgruppe A nicht der biologische Vater eines Kindes mit der Blutgruppe B sein, wenn die Mutter Trägerin der Blutgruppe O ist. Lediglich männliche Personen mit der Blutgruppe B (Genotyp BB und BO) bzw. der Blutgruppe AB kommen als potentielle leibliche Väter dieses Kindes in Betracht. In Tabelle 3 sind alle möglichen Blutgruppenkombinationen von Vater, Mutter und Kind für das ABO- und MN-Blutgruppensystem abgetragen. Ferner informiert die Tabelle darüber, welche Blutgruppenkombinationen kompatibel sind, d.h. den Vater als leiblichen Vater nicht ausschließen, welche inkompatibel sind, d.h. die Vaterschaft grundsätzlich in Frage stellen, und welche nicht vorkommen sollten, da die Blutgruppe der Mutter inkonsistent mit der Blutgruppe des Kindes ist. Solche eigentlich unmöglichen Kombinationen können allerdings das Resultat von Mutationen, Typisierungsfehlern oder einer Vertauschung des Kindes im Krankenhaus sein. Da jedoch das Vorkommen solcher Ereignisse sehr selten ist, werden sie als vernachlässigbar angesehen und in den nachfolgenden Analysen nicht berücksichtigt.

Tabelle 3

Darstellung der ABO- und MN-Blutgruppenphänotypen des Kindes, die entweder kompatibel oder inkompatibel mit der Blutgruppe des Vaters oder der Mutter sind.

Blutgruppe der Mutter	Blutgruppe des (angeblichen) Vaters	Blutgruppe des Kindes		
		Kompatibel mit dem Vater	Inkompatibel mit dem Vater	Inkompatibel mit der Mutter
ABO-System				
O	O	O	A, B	AB
O	A	O, A	B	AB
O	B	O, B	A	AB
O	AB	A, B	O	AB
A	O	O, A	B, AB	keine
A	A	O, A	B, AB	keine
A	B	O, A, B, AB	keine	keine
A	AB	A, B, AB	O	keine
B	O	O, B	A, AB	keine
B	A	O, A, B, AB	keine	keine
B	B	O, B	A, AB	keine
B	AB	A, B, AB	O	keine
AB	O	A, B	AB	O
AB	A	A, B, AB	keine	O
AB	B	A, B, AB	keine	O
AB	AB	A, B, AB	keine	O
MN-System				
M	M	M	MN	N
M	N	MN	M	N
M	MN	M, MN	keine	N
N	M	MN	N	M
N	N	N	MN	M
N	MN	N, MN	keine	M
MN	M	M, MN	N	keine
MN	N	N, MN	M	keine
MN	MN	M, N, MN	keine	keine

Tabelle 3 verdeutlicht, dass weder das ABO- noch das MN-Blutgruppensystem informative Markersysteme im Hinblick auf die Identifizierung von Nichtvaterschaften sind. Wenn das Kind und der in Frage kommende Vater ein gleiches Allel besitzen, so ist es lediglich möglich aber nicht zwangsläufig, dass der angebliche Vater auch der biologische Vater ist. Trotz dieser Einschränkung werden das ABO- und MN-Blutgruppensystem – in Kombination mit anderen Markersystemen – aufgrund des unzweifelhaften Erbgangs und der zuverlässigen Bestimmbarkeit häufig in Untersuchungen zum Nachweis der Vaterschaft verwendet (Silver, 1989).

Die allgemeine Vaterschaftsausschlusschance des ABO-Blutgruppensystems beträgt im Mittel lediglich 13% (Silver, 1989; vgl. Ellman & Kaye, 1979). Dieser Wert steht in Abhängigkeit der Häufigkeitsverteilung der drei Allele A, B und O in der jeweiligen Population und fällt für unterschiedliche ethnische Gruppen und geographische Regionen sehr unterschiedlich aus; er kann maximal einen Wert von rund 20% erreichen (Sun, Tsao & Teh, 1992). Die maximale allgemeine Vaterschaftsausschlusschance für das MN-Blutgruppensystem ist bei einer Gleichverteilung beider Allele in der Bevölkerung gegeben und beträgt 18.75% (Sun et al., 1992).

Wann immer ein unvollkommenes Markersystem zur Aufdeckung von Nichtvaterschaften eingesetzt wird, bleibt notwendigerweise ein großer Anteil an Kuckuckskindern unentdeckt. Um trotzdem zu einer exakten Schätzung der Nichtvaterschaftsrate zu gelangen, müssen bestimmte Methoden respektive mathematische Formeln eingesetzt werden, die die Ineffizienz des verwendeten Markersystems berücksichtigen. Wenn die allgemeine Vaterschaftsausschlusschance bekannt ist, kann die Nichtvaterschaftsrate in einfacher Weise dadurch bestimmt werden, dass der Anteil der identifizierten Inkompatibilitäten durch die allgemeine Ausschlusschance geteilt wird. Da die Höhe der allgemeinen Ausschlusschance von der Häufigkeitsverteilung der Allele abhängt, ist es jedoch notwendig, sowohl die Allelverteilung als auch die allgemeine Vaterschaftsausschlusschance auf der Basis desselben Datensatzes zu bestimmen, um zu einer exakten Schätzung der Nichtvaterschaftsrate für diesen Datensatz und die diesem zugrunde liegende Population zu gelangen. Die Verwendung einer mittleren allgemeinen Ausschlusschance (beispielsweise von 13% für das ABO-Blutgruppensystem) würde die Berechnung vereinfachen, hätte allerdings eine verzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate zur Folge. Die approximative Bestimmung der Allelver-

teilung für eine bestimmte Stichprobe mittels Atlanten, die über die weltweite Allelverteilung von Blutgruppen berichten (bspw. Mourant, Kopeč & Domaniewska-Sobczak, 1976), würde den Fehler zwar verringern aber nicht vollständig eliminieren. Potthoff und Whittinghill (1965; vgl. Erdfelder, 2000) haben daher ein multinomiales Modell zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate entwickelt, das auf der Basis desselben Datensatzes die Anzahl der beobachtbaren Inkonsistenzen bestimmt sowie eine Schätzung der Allelfrequenz in der Bevölkerung vornimmt, aus der die Stichprobe stammt. Dieser Ansatz ermöglicht somit die unverzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate inklusive der Bestimmung der zugehörigen Konfidenzintervalle.

2.4.2 Multinomiale Modelle zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate

Kategoriale Daten (beispielsweise die Anzahl von Phäno- oder Genotypen) stellen die Basis der meisten populationsgenetischen Fragestellungen dar. Die Multinomialverteilung, eine multivariate Verallgemeinerung der Binomialverteilung, stellt die theoretisch neutrale statistische Verteilung für die Analyse kategorialer Daten dar (Batchelder & Riefer, 1999; Weir, 1990). Innerhalb eines multinomialen Modells werden die Beobachtungen als unabhängig voneinander gefasst, und für jede Beobachtungskategorie existiert ein Parameter, der die Wahrscheinlichkeit repräsentiert, dass eine zufällige Beobachtung genau dieser Kategorie zugehörig ist. Aufgrund ihrer Eigenschaften sind multinomiale Modelle in besonderem Maße geeignet, die Erbllichkeit genetischer Merkmale zu modellieren. Dies rührt daher, dass ein multinomiales Modell dahingehend reparametrisiert werden kann, dass die Parameter, die die Wahrscheinlichkeit für eine bestimmte Beobachtungskategorie angeben, als Funktion bestimmter Modellparameter aufgefasst werden können (Batchelder & Riefer, 1999; Riefer & Batchelder, 1988). In einem multinomialen Blutgruppenvererbungsmodell repräsentieren die Parameter die unbekannten Allelfrequenzen, während die Beobachtungskategorien die Anzahl der beobachtbaren Phänotypen darstellen. Beispielsweise kann im Einklang mit dem ABO-Blutgruppenvererbungsmodell von Bernstein (1925) davon ausgegangen werden, dass die beiden Allele der Mutter und die beiden Allele des Vaters stochastisch unabhängig voneinander vererbt werden und in beiden Geschlechtern mit derselben Wahrscheinlichkeit a (für das A-Allel), b (für das B-Allel) und o (bzw. $1-a-b$; für das O-Allel) vorkommen (Erdfel-

der, 2000). Die unbekannten Allelhäufigkeiten lassen sich anschließend anhand der beobachtbaren Phänotypverteilung schätzen.

Erdfelder (2000) zeigte auf, wie sich ein multinomiales Blutgruppenvererbungsmodell graphisch als gerichteter und bewerteter (bzw. gewichteter) Baum darstellen lässt. Aus Platzgründen ist in Abbildung 1 nur ein Teil des Baummodells dargestellt, welches er für das ABO-Blutgruppensystem entwickelt hat. Der dargestellte Teil ist aber ausreichend, um die Logik des Ansatzes zu veranschaulichen. In einem ersten Schritt wird modelliert, mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Kind eines der beiden Allele mütterlicherseits ererbt, und in einem zweiten Schritt, mit welcher bedingten Wahrscheinlichkeit das Kind eines der beiden Allele väterlicherseits ererbt, gegeben dass mütterlicherseits ein bestimmtes Allel vererbt wird. Das gesamte Modell berücksichtigt alle denkbaren Genotypkombinationen von Mutter und angeblichem Vater. Es wird angenommen, dass immer das erste Allel mütter- und väterlicherseits an das Kind vererbt wird, so dass beispielsweise die Reihenfolgen AO und OA jeweils als separate Zweige in dem Baummodell aufgeführt werden. Abbildung 1 zeigt den Teilbereich des Baummodells, der sich auf den AA-Genotyp der Mutter bezieht. Das gesamte Baummodell erhält man, wenn man analoge Teilmodelle für die noch fehlenden anderen Allelkombinationen der Mutter ergänzt (Erdfelder, 2000). Notwendigerweise erhält das Kind in dieser in Abbildung 1 dargestellten Konstellation ein A-Allel der Mutter. Das Modell berücksichtigt anschließend die $3 * 3 = 9$ möglichen Genotypkombinationen des angeblichen Vaters (AA, AB, AO; BA, BB, BO; OA, OB, OO). Dadurch, dass es sowohl neun mögliche Allelkombinationen bei der Mutter als auch beim angeblichen Vater gibt, setzt sich das gesamte Baummodell aus insgesamt $9 * 9 = 81$ Ästen zusammen.

Schlussendlich sieht das Modell vor, dass für jedes durch Kreuzklassifikation resultierende Allelquadrupel von Mutter und angeblichem Vater eine Wahrscheinlichkeit f existiert, dass der angebliche Vater tatsächlich der biologische Vater des Kindes ist. Diese Wahrscheinlichkeit kann kleiner als 1 sein, sobald Kuckuckskinder in der Population vorkommen (Potthoff & Whittinghill, 1965). Durch die Berücksichtigung dieses Parameters f lässt sich mit dem von Erdfelder (2000) vorgestellten Modell – im Gegensatz zu dem von Bernstein (1925) ursprünglich formulierten Blutgruppenvererbungsmodell – nicht nur die Verteilung der ABO-Blutgruppenallele, sondern auch die Nichtvaterschaftsrate schätzen.

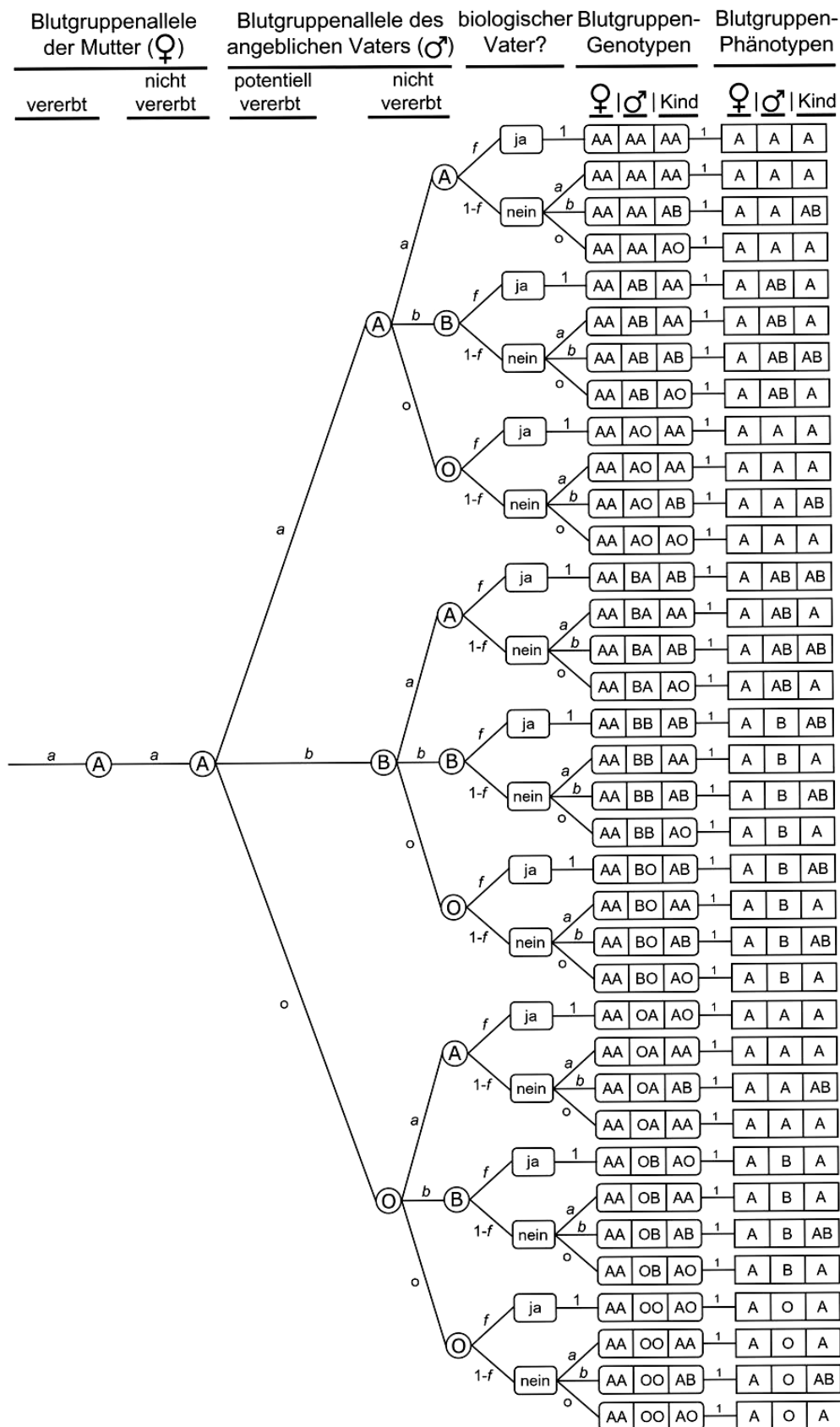


Abbildung 1: Darstellung eines Teils des multinomialen Modells zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate auf Basis des ABO-Blutgruppensystems. Erläuterungen finden sich im Text.

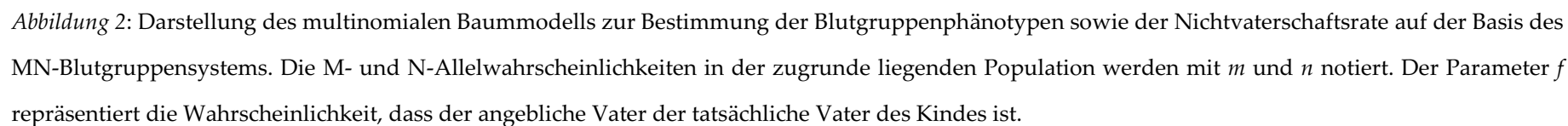
Der oberste Zweig dieses multinomialen Baummodells zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate in Abbildung 1 zeigt den Fall, dass mit der Wahrscheinlichkeit f der angebliche Vater auch der biologische Vater des Kindes ist. In diesem Fall ererbt das Kind ein A-Allel der Mutter sowie ein A-Allel des angeblichen Vaters. Die nachfolgenden drei Zweige des Baummodells skizzieren die Situation, dass mit der Wahrscheinlichkeit $1-f$ der angebliche Vater nicht der biologische Vater des Kindes ist. In diesem Fall erhält das Kind das erste Allel der Mutter (A-Allel) sowie ein „Zufallsallel“ des unbekannten Vaters, das mit der Wahrscheinlichkeit a ein A-Allel, mit der Wahrscheinlichkeit b ein B-Allel und mit der Wahrscheinlichkeit $1-a-b$ ein O-Allel sein kann. Dies bedeutet, dass die ursprünglich 81 Äste des Baummodells in $1 + 3 = 4$ Unteräste bzw. Zweige aufgeteilt werden, so dass sich ein Gesamtmodell von $81 * 4 = 324$ Zweigen ergibt (Erdfelder, 2000). Abbildung 1 zeigt die obersten 36 Zweige des Gesamtmodells.

Wie sich anhand der Abbildung leicht ablesen lässt, münden viele Zweige, obwohl sie unterschiedliche Genotypen repräsentieren, in die gleichen phänotypischen Beobachtungskategorien. Die Gesamtwahrscheinlichkeit, dass ein Kind Träger eines bestimmten ABO-Blutgruppenphänotyps ist, ergibt sich somit aus der Multiplikation der Wahrscheinlichkeiten entlang des entsprechenden Pfades, welche dann für jeden Ast, der in diese Beobachtungskategorie mündet (d.h. in den entsprechenden Blutgruppenphänotyp), addiert werden. Abbildung 1 verdeutlicht ebenso, dass lediglich ein kleiner Anteil der möglichen Allelkombinationen in beobachtbaren phänotypischen Inkonsistenzen resultiert. Wenn beispielsweise sowohl die Mutter als auch der angebliche Vater den Blutgruppengenotyp AA besitzen, und das Kind mit der Wahrscheinlichkeit $1-f$ nicht vom angeblichen Vater abstammt, dann ist das Kind nur dann als Kuckuckskind identifizierbar, wenn es vom leiblichen Vater ein B-Allel erhält. Nur in diesem einen Fall ist der Blutgruppenphänotyp des Kindes (AB) inkompatibel mit dem Phänotyp des angeblichen Vaters (A), gegeben, dass die Mutter ebenfalls den Phänotyp A besitzt. Wenn jedoch das Kind ein A- oder O-Allel vom biologischen Vater ererbt, kann es nicht als Kuckuckskind identifiziert werden, da es den gleichen Blutgruppenphänotyp wie die Mutter und der angebliche Vater besitzt (A). Dieses Beispiel verdeutlicht, dass das multinomiale Baummodell zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate auch diejenigen Fälle berücksichtigt, in denen eine Inkonsistenz auf der Genotypenebene auftritt, die auf der Phänotypebene jedoch unentdeckt bleibt. Das Modell erlaubt da-

her die Schätzung der Nichtvaterschaftsrate sowohl auf der Basis der beobachtbaren als auch der nicht beobachtbaren Blutgruppeninkompatibilitäten.

Das Modell basiert auf den Annahmen, dass (a) die angenommene Mutter auch tatsächlich die biologische Mutter des Kindes ist, (b) die Stichprobe aus einer Population stammt, in der jedes Individuum sich mit jedem anderen des anderen Geschlechts mit gleicher Wahrscheinlichkeit paart (Panmixie), so dass ein Hardy-Weinberg-Äquilibrium vorliegt, (c) die verschiedenen Allele in der weiblichen und männlichen Population gleiche relative Häufigkeiten aufweisen. All diese Annahmen finden sich gängigerweise in populationsgenetischen Modellen und werden als unproblematisch angesehen (Weir, 1990). Darüber hinaus liegt dem Modell eine weitere Zusatzannahme (d) zugrunde, dass jedes Mutter-Vater-Kind-Triple zufällig und unabhängig voneinander ausgewählt wurde, d.h. aus jeder Familie nur ein Kind Eingang in die Stichprobe fand. Um dieser Annahme gerecht zu werden, wurde in den nachfolgenden Modellanwendungen jeweils nur das erste Kind einer jeden Familie berücksichtigt. Multinomiale Baummodelle dieser Art lassen sich nicht nur für das ABO-Blutgruppensystem erstellen, sondern grundsätzlich auch für jedes andere Erbmerkmal, das nach einfachen mendelschen Regeln vererbt wird. Abbildung 2 zeigt das vollständige multinomiale Baummodell zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate für das MN-Blutgruppensystem, das sich aus zwei autosomal-kodominanten Allelen zusammensetzt.

Phänotypische Blutgruppeninformationen von Mutter-Vater-Kind-Tripeln – wie sie in Tabelle 4 dargestellt sind – stellen die Voraussetzung für die Anwendung der multinomialen Baummodelle zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate dar. Die Modellparameter, d.h. die Allelhäufigkeiten sowie die Nichtvaterschaftsrate, lassen sich über ML-Schätzer bestimmen. Kostenlose Statistikprogramme wie beispielsweise HMMTree (Stahl & Klauer, 2007) stehen zur Verfügung, die mit Hilfe des Expectation-Maximization (EM)-Algorithmus für binäre multinomiale Baummodelle (Hu & Batchelder, 1994) die ML-Schätzer der Modellparameter bestimmen. Der EM-Algorithmus (Dempster, Laird & Rubin, 1977) konzeptualisiert das Parameterschätzproblem als Problem fehlender Daten.



Der Algorithmus bestimmt denjenigen Satz an Parametern $\Theta = (\theta_1, \dots, \theta_s)$, der die Distanz zwischen den beobachtbaren Kategoriehäufigkeiten (die Häufigkeitsverteilung der Blutgruppenphänotypen der Mutter-Vater-Kind-Tripel) und den Häufigkeiten, die unter dem Modell zu erwarten sind, minimiert. HMMTree erlaubt anschließend die Berechnung der asymptotisch χ^2 -verteilten Likelihood-Quotienten-Statistik G^2 , um die Passung des multinomialen Modells inferenzstatistisch abzusichern (Hu & Batchelder, 1994; Read & Cressie, 1988). Wenn die Nullhypothese beibehalten werden kann, kann das Modell als bewährt gelten und die Daten werden durch das Modell und seine Parameter adäquat repräsentiert (Erdfelder, 2000). Die Verwendung von ML-Schätzern erlaubt eine effiziente und asymptotisch unverzerrte Schätzung der Modellparameter. Da die Parameter asymptotisch normalverteilt sind, kann die Varianz-Kovarianz-Matrix über die inverse Fisher-Informationsmatrix bestimmt werden, was die Berechnung von Konfidenzintervallen für alle Parameter ermöglicht (Hu & Batchelder, 1994). Um multinomiale Baummodelle mittels HMMTree analysieren zu können, müssen diese in binärer Form, d.h. mit nur zwei Ästen pro Wurzel, vorliegen. Das multinomiale Baummodell für das ABO-Blutgruppensystem in Abbildung 1 beinhaltet zugunsten der anschaulicheren Darstellung z. T. auch drei Äste pro Wurzel. Um es mittels der Software analysieren zu können, wurde es in einen rein binären Zustand reparametrisiert.

Zur Validierung des Ansatzes der multinomialen Modelle zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate, wurden zwei große Stichproben analysiert, die über die ABO-Blutgruppenverteilung von Mutter-Vater-Kind-Tripeln berichten. Der erste Datensatz stammt von Mickey, Gjertson und Terasaki (1986), die Daten von insgesamt 1393 Familien aus Oakland, Kalifornien, gesammelt haben, bei denen eine Begutachtung der Vaterschaft angeordnet oder gewünscht wurde. Es handelt sich somit um keine bevölkerungsrepräsentative Stichprobe. Dieser Datensatz eignet sich insofern zu Validierungszwecken, da Mickey et al. (1986) neben dem ABO-Blutgruppensystem drei weitere Markersysteme (das HLA-, das Rhesus- und das MNS-System) bei den Individuen erhoben haben. Zusammengenommen ergaben die vier Markersysteme eine nahezu perfekte allgemeine Vaterschaftsausschlusschance, so dass sichergestellt wurde, dass so gut wie alle Inkonsistenzen zwischen angeblichem Vater und Kind identifiziert werden konnten. Auf der Basis dieser vier Markersysteme konnten Mickey et al. (1986) insgesamt 347 Inkonsistenzen aufdecken, wodurch eine Schät-

zung der Nichtvaterschaftsrate von 25% für diesen Datensatz resultiert. Durch das ABO-System allein werden lediglich 39 angebliche Väter als biologische Väter ausgeschlossen, was eine Exklusionsrate von $39/1393 = 0.03\%$ ergibt (die in den Zellen der Tabelle 4 links dargestellten Zahlen stellen die Häufigkeiten der Blutgruppenphänotypen von Mickey et al., 1986, dar). Die in Tabelle 4 dargestellten Daten von Mickey et al. (1986) wurden unter Verwendung von HMMTree (Stahl & Klauer, 2007) mittels des multinomialen Baummodells für das ABO-Blutgruppensystem (vgl. Abbildung 1) analysiert, was zu folgenden Parameterschätzungen führte: $a = .27$ (95%-Konfidenzintervall = .26-.29), $b = .07$ (.06-.08), $o = .66$ (.65-.67) und $1-f = .21$ (.15-.26). Der Wert der asymptotisch χ^2 -verteilten Log-Likelihood-Modellanpassungsstatistik G^2 zeigt an, dass das multinomiale Modell auf die Daten hervorragend passt, $G^2 (df = 52) = 59.72$, $p = .22$. Die geschätzten Allelhäufigkeiten entsprechen exakt den von Mickey et al. (1986) angegebenen Werten (.2733, .0701, .6566) und korrespondieren auch mit den Angaben, die sich in Blutgruppenatlanten für diese Region finden lassen (Mourant et al., 1976). Weit wichtiger ist jedoch, dass das multinomiale Modell zu einer ML-Parameterschätzung von 21% gelangte. Diese Schätzung kommt derjenigen nahe, die Mickey et al. (1986) auf der Basis von vier Markersystemen erzielt haben (25%). Darüber hinaus liegen die 25% innerhalb des durch das Modell geschätzten 95%-Konfidenzintervalls (.15-.26).

Bei dem zweiten zu Validierungszwecken analysierten Datensatz handelte es sich um den bereits erwähnten von Johnstone (1954). Der Autor berichtet über die ABO-Phänotypverteilung von 2596 Mutter-Vater-Kind-Tripeln, die in einem Londoner Krankenhaus über einen Zeitraum von 13 Monaten gesammelt wurden. Der Datensatz ist im Vergleich zu dem von Mickey et al. (1986) insofern wertvoller, als dass die Stichprobe sich aus neugeborenen Kindern und deren Müttern und Vätern zusammensetzt, die als weitestgehend repräsentativ für die zugrunde liegende Population angesehen werden können. Johnstone (1954) fand 17 Inkonsistenzen ($17/2596 = 0.65\%$) in seinem Datensatz, auf deren Basis Edwards (1957) unter Annahme einer durchschnittlichen allgemeinen Vaterschaftsausschlusschance von 18% eine Nichtvaterschaftsrate in Höhe von 3.6% schätzte ($0.0065/0.18 = 0.036$). Bevor der Datensatz mittels des multinomialen Modells analysiert werden konnte, musste noch eine Korrektur an den Daten von Johnstone (1954) vorgenommen werden, da der Phänotyp einer Mutter mit der des Neugeborenen inkompatibel war (Mutter: O, angeblicher Vater: AB; Kind: AB). Da diese Mutter-Kind-Inkompatibilität lediglich in einer Mutation, fehlerhaften Typisierung

oder Vertauschung des Kindes begründet sein kann, wurde sie von der weiteren Analyse ausgeschlossen, so dass in die Auswertung insgesamt 2595 Mutter-Vater-Kind-Tripel eingingen (die in den Zellen der Tabelle 4 rechts dargestellten Zahlen stellen die Häufigkeiten der Blutgruppenphänotypen von Johnstone, 1954, dar).

Tabelle 4

Häufigkeiten der ABO-Blutgruppenphänotypen von Mutter, angeblichem Vater und Kind in der Stichprobe von Mickey, Gjertson und Terasaki (1986; linke Zahl in jeder Zelle) und Johnstone (1954; rechte Zahl in jeder Zelle).

Phänotyp von		angeblichem Vater			
Mutter	Kind	O	A	B	AB
O	O	239 / 546	127 / 197	38 / 59	3 / 1
	A	11 / 8	124 / 276	3 / 0	16 / 14
	B	4 / 1	3 / 1	22 / 55	7 / 18
	AB	0 / 0	0 / 0	0 / 0	0 / 1
A	O	93 / 181	56 / 79	8 / 20	0 / 1
	A	173 / 305	203 / 425	20 / 20	16 / 16
	B	2 / 1	2 / 0	18 / 33	5 / 9
	AB	4 / 0	0 / 0	15 / 26	2 / 6
B	O	33 / 48	11 / 20	2 / 1	1 / 1
	A	2 / 1	6 / 18	1 / 0	1 / 1
	B	25 / 50	11 / 20	12 / 17	1 / 5
	AB	1 / 0	14 / 33	0 / 0	0 / 4
AB	O	0 / 0	0 / 0	0 / 0	0 / 0
	A	12 / 15	15 / 18	2 / 2	0 / 1
	B	8 / 15	8 / 7	1 / 5	0 / 1
	AB	2 / 1	6 / 10	1 / 2	3 / 1

Anmerkungen. Blutgruppeninkompatibilitäten zwischen angeblichem Vater und Kind sind umrandet; Tabellenzellen mit fettgedruckten Zahlen indizieren Blutgruppeninkompatibilitäten zwischen Mutter und Kind.

Die Anwendung des multinomialen Modells führte zu folgenden Parameterschätzungen: $a = .27$ (95%-Konfidenzintervall = .26-.28), $b = .06$ (.06-.07), $o = .67$ (.66-.68), $1-f = .04$ (.02-.06). Erneut passte das Modell hervorragend auf die Daten, G^2 ($df = 52$) = 53.49, $p = .42$. Auch die geschätzten Allelhäufigkeiten entsprechen nahezu exakt denjenigen, die von Johnstone (1954) bzw. Mourant et al. (1976) angegeben werden. Darüber hinaus korrespondierte die ML-Parameterschätzung der Nichtvaterschaftsrate von 4% sehr gut mit der Schätzung von Edwards (1957), der einen Wert von 3.6% berichtet.

Beide Analysen bestätigen, dass mittels multinomialer Modellierungstechniken valide Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate einer Population auf der Basis eines einzelnen und – bezogen auf die individuelle Ebene – ineffizienten Markersystems vorgenommen werden können.

2.4.3 Die Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate in historischen Blutgruppenuntersuchungen

Nachdem der multinomiale Modellansatz zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate einer erfolgreichen Validierung unterzogen wurde, wurde mit Hilfe von (Online-)Datenbanken und Quellenverzeichnissen nach veröffentlichten Studien gefahndet, die über die ABO- und/oder MN-Phänotypverteilung von Mutter-Vater-Kind-Tripeln Auskunft geben. Dabei waren insbesondere einige medizinische Lehrbücher aus den 1920er und 1930er Jahren hilfreich (z. B. Hirszfeld, 1928, 1934; Lattes, 1925, 1932), die über sehr frühe Blutgruppentypisierungsuntersuchungen berichten. Um möglichst unverzerrte Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate zu erhalten, wurden diejenigen Datensätze von der Analyse ausgeschlossen, die über mindestens eines der folgenden Kriterien verfügte: (a) die Autoren der Studie berichteten über den Ausschluss von „zweifelhaften“ Fällen aufgrund erwarteter Nichtvaterschaft, (b) es handelte sich um eine vorausgewählte Stichprobe, um die Anzahl an Kuckuckskindern zu minimieren, (c) die Autoren berichteten über Probleme bei der Typisierung der Familien bzw. in der Studie wurde eine unreliable Typisierungsmethode angewandt, (d) es lagen nicht genügend Informationen über die Merkmale und Zusammensetzung der Stichprobe vor, um mögliche Verzerrungen ausschließen zu können. Obwohl sie offensichtlich keine unverzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate ermöglichen, wurden historische Studien

über strittige Vaterschaftsfälle in die Analyse mit aufgenommen. Die durch diese Studien geschätzte Nichtvaterschaftsrate sollte als „obere Schranke“ mit den Schätzwerten von Zufallsstichproben verglichen werden. In den Studien, in denen mehr als ein Kind pro Familie typisiert wurde, ging lediglich das Erstgeborene in die multinomiale Modellanalyse ein, um der Modellannahme (d) zu genügen, dass jedes Mutter-Vater-Kind-Triple zufällig und unabhängig voneinander ausgewählt sein sollte.

Durch die gründliche Recherche konnten insgesamt 32 Studien identifiziert werden, die den oben genannten Kriterien gerecht wurden. Außer den beiden Studien von Johnstone (1954) und Peritz (1967) sind keine weiteren Bestandteil in den bisherigen Überblicksarbeiten von Bellis et al. (2005), Anderson (2006) oder Voracek et al. (2008). Somit wird der bisher bekannte Datenbestand von Stichproben, die Auskunft über die Nichtvaterschaftsrate geben können, durch diese 30 bisher unberücksichtigten Studien substantiell erweitert. Die 32 Studien lassen sich im Hinblick auf den Grad ihrer Unverzerrtheit respektive Güte der Schätzung in vier unterschiedliche Kategorien unterteilen. Stichproben, die sich aus einer aufeinander folgenden Reihe von Neugeborenen zusammensetzen, liefern die wohl unverzerrteste Schätzung der Nichtvaterschaftsrate, da sie eine pseudozufällige Auswahl der zugrunde liegenden Population darstellen. Neben der bereits erwähnten Studie von Johnstone (1954) fallen sechs weitere Datensätze in diese Kategorie. Die zweite Kategorie besteht aus insgesamt 14 willkürlichen oder selbstselektierten Stichproben, die im Kontext von Stammbaumanalysen oder Untersuchungen von Krankheiten bezüglich der ABO- oder MN-Blutgruppe typisiert wurden. Obwohl keine der Studien mit dem Ziel durchgeführt wurde, die Nichtvaterschaftsrate zu bestimmen, können die daraus gewonnenen Schätzungen aufgrund der fehlenden Zufälligkeit der Stichprobenziehung nicht als unverzerrt angesehen werden. Vermutlich haben jene Familien mit geringerer Wahrscheinlichkeit an solchen Untersuchungen teilgenommen, bei denen die biologische Vaterschaft von den Familienmitgliedern per se in Zweifel gezogen wurde. Somit fallen die daraus resultierenden Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate wahrscheinlich zu konservativ aus. Die dritte Kategorie besteht aus insgesamt neun ebenso willkürlich gezogenen Stichproben, die sich insofern von der zweiten Kategorie unterscheiden, als dass sich ein Teil jeder Stichprobe aus Verwandten und Bekannten des/der Autoren zusammensetzt. Aufgrund dieser stärkeren Selbstselektion ist die Wahrscheinlichkeit noch größer, dass die geschätzten Nichtvaterschaftsraten nicht repräsentativ

für die zugrunde liegende Population sind und daher vermutlich noch konservativer ausfallen sollten. Die vierte Gruppe besteht aus zwei Studien, bei denen eine Begutachtung der Vaterschaft angeordnet oder gewünscht wurde. Bei diesen Datensätzen ist davon auszugehen, dass sie die Nichtvaterschaftsrate deutlich überschätzen. Diese Stichproben sollten im Vorhinein nicht ausgeschlossen werden, um zum einen die multinomialen Modelle einer zusätzlichen Validierung zu unterziehen und zum anderen einen oberen Grenzwert für die Nichtvaterschaftsrate zu erhalten, der mit den übrigen – vermutlich deutlich niedrigeren – kontrastiert werden kann.

Die insgesamt 32 Stichproben wurden im Zeitraum von 1922 bis 1967 publiziert und stammen aus neun unterschiedlichen Ländern bzw. Regionen (USA, Österreich, Dänemark, England, Deutschland, Italien, Polen, Japan/Korea und Mikronesien). Die meisten Datensätze wurden in den USA gesammelt (13 von 32, 41%). Hinsichtlich der Ethnizität setzten sich 30 der 32 Stichproben aus Personen mit kaukasischer Abstammung zusammen, eine Stichprobe war ostasiatischen Ursprungs und eine bestand aus Eingeborenen der Pazifikinsel Saipan.

Eine Tabelle mit ausführlichen Informationen über die Stichprobengröße, den Herkunftsort, die Kategoriezugehörigkeit, die Anzahl der beobachteten Inkonsistenzen in den Mutter-Vater-Kind-Tripeln, die Höhe der geschätzten Modellparameter, sowie den Wert der asymptotisch χ^2 -verteilten Log-Likelihood-Modellanpassungsstatistik G^2 jeder der 32 Datensätze findet sich in der Arbeit von Wolf, Musch und Erdfelder (2011; vgl. Kapitel 6). Stichproben, die sowohl über die ABO- als auch die MN-Phänotypverteilung berichten, wurden hinsichtlich beider Blutgruppensysteme separat ausgewertet, um die geschätzten Nichtvaterschaftsraten einander kreuzvalidieren zu können. In 13 der 32 Stichproben (41%) wurde weder für das ABO- noch für das MN-System eine Inkonsistenz beobachtet; notwendigerweise ist die ML-Schätzung der Nichtvaterschaftsrate für diese Datensätze null. Bei der Berechnung von Punktschätzern und zusammenfassenden Statistiken für die vier verschiedenen Studienkategorien wurde dies entsprechend berücksichtigt. In 41 von 47 Fällen passten die multinomialen Modelle auf die gegebene Datensituation. In den übrigen sechs Fällen wurde entweder das Modell für das ABO-System oder für das MN-System aufgrund eines schlechten Modellfits verworfen. Grundsätzlich sollten Parameterschätzungen bei Stichproben, in denen ein schlechter Modellfit resultiert, nicht weiter interpretiert werden. Interes-

santerweise ähneln jedoch die geschätzten Allelhäufigkeiten aller Stichproben – auch derjenigen, die über einen schlechten Modellfit verfügten – den in Blutgruppenatlanten angegebenen Werten für die jeweilige Region (Mourant et al., 1976). Darüber hinaus passte in drei der sechs Fälle das Modell für die ABO-Blutgruppe gut auf die Daten – trotz des gleichzeitig schlechten Modellfits für die MN-Blutgruppe – und in keinem dieser drei Fälle unterschied sich die geschätzte Nichtvaterschaftsrate für beide Blutgruppensysteme signifikant voneinander (indiziert durch die Überlappung der 95%-Konfidenzintervalle). Somit sprechen einige Anhaltspunkte dafür, dass trotz des schlechten Modellfits in den sechs Stichproben die geschätzten Nichtvaterschaftsraten als valide angesehen werden können.

Für jede der vier Studienkategorien wurde auf der Basis des ABO-Blutgruppensystems die mittlere geschätzte Nichtvaterschaftsrate bestimmt. Von den 32 Datensätzen stand die Stichprobe von Thomson und Clausen (1931) für diese Analyse nicht zur Verfügung, da sie lediglich über die MN-Phänotypverteilung der Mutter-Vater-Kind-Tripel berichtet. Für die erste sowie die zweite Studienkategorie wurde die mittlere geschätzte Nichtvaterschaftsrate sowohl inklusive als auch exklusive derjenigen Studien berechnet, deren Log-Likelihood-Modellanpassungsstatistik G^2 einen fehlenden Modellfit indizierte.

Für die sieben pseudozufällig gezogenen und mutmaßlich unverzerrten Stichproben, die sich jeweils aus einer aufeinander folgenden Reihe von Neugeborenen zusammensetzen, lagen die geschätzten Nichtvaterschaftswerte zwischen 3.50% und 14.90%. Gewichtet um die Stichprobengröße ergab sich eine mittlere geschätzte Nichtvaterschaftsrate von 4.70% ($MD = 4.02\%$, $SD = 2.22\%$) bei Berücksichtigung aller sieben Studien und von 5.10% ($MD = 4.02\%$, $SD = 2.51\%$) unter Ausschluss derjenigen beiden Datensätze, die einen fehlenden Modellfit aufwiesen.

In der zweiten Studienkategorie, bestehend aus 14 selbstselektierten Stichproben, die im Rahmen von Stammbaumanalysen oder Untersuchungen von Krankheiten erhoben wurden, variierten die ML-Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate zwischen 0% und 10.70%. Unter Berücksichtigung aller 14 Datensätze lag die gewichtete mittlere Nichtvaterschaftsrate bei 1.91% ($MD = 2.05\%$, $SD = 2.02\%$) bzw. bei 1.99% ($MD = 2.05\%$, $SD = 2.04\%$) unter Ausschluss der Studie, die einen fehlenden Modellfit besaß. Erwartungsgemäß ergab sich somit eine signifikant geringere gemittelte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate im Vergleich zu den pseudozufällig gezogenen Stichproben der ersten Kategorie, $t(19) = 2.88$, $p < .01$, $d = 1.31$ (vgl.

Bland & Kerry, 1998). Das Ergebnis war unabhängig davon, ob Studien mit einem fehlenden Modellfit inkludiert oder exkludiert wurden.

In der dritten Kategorie, die sich gegenüber der zweiten dadurch unterscheidet, dass Teile der Stichprobe aus dem Kreis der Verwandten und Bekannten eines der Autoren rekrutiert wurden, variierte die geschätzte Nichtvaterschaftsrate zwischen 0% und 4.50%, bei einer gewichteten mittleren Nichtvaterschaftsrate von 1.18% ($MD = 0\%$, $SD = 1.85\%$). Der Wert ist etwas geringer im Vergleich zur zweiten Studienkategorie und unterscheidet sich signifikant bedeutsam gegenüber den Studien der ersten Kategorie, $t(14) = 3.47$, $p = .01$, $d = 1.72$. Auch dieses Ergebnis wurde nicht durch den Ausschluss derjenigen Studien mit fehlendem Modellfit tangiert.

Wie zu erwarten war, ergaben sich sehr hohe ML-Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate für die beiden Stichproben der vierten Kategorie, die sich aus strittigen Vaterschaftsfällen zusammensetzen. Die gewichtete mittlere Nichtvaterschaftsrate von 32.27% ($MD = 25.71$, $SD = 9.47\%$) ähnelt denjenigen Werten, die Anderson (2006) und Bellis et al. (2005) in ihren Überblicksarbeiten für diese Art von Studien aufführen. Dieser hohe Wert stellt selbstverständlich keine repräsentative Schätzung der Nichtvaterschaftsrate für die Grundgesamtheit dar, sondern ist als oberer Grenzwert für die geschätzte Nichtvaterschaftsrate in historischen Blutgruppenstudien anzusehen.

2.5 Diskussion

„Mütter lieben ihre Kinder mehr, als Väter es tun, weil sie sicher sein können, dass es ihre eigenen sind.“ So lautet ein Zitat des griechischen Philosophen Aristoteles. Wie sicher können Männer in der Regel sein, dass ihre Nachkommen auch tatsächlich von ihnen abstammen? Den meisten der bisherigen Untersuchungen zur Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate mangelt es an fehlender Repräsentativität der zugrunde liegenden Stichproben, was zu einer systematischen Über- oder Unterschätzung des Anteils an Kuckuckskindern führt. Die Arbeiten von Bellis et al. (2005), Anderson (2006) und Voracek et al. (2008) stellen eine wertvolle Zusammenfassung der bisher veröffentlichten Studien zu dieser Fragestellung dar, lassen aber lediglich den Schluss zu, dass die „wahre“ Nichtvaterschaftsrate zwischen

1.7% und 29.8% liegt. In der vorliegenden Arbeit wurde durch Untersuchungen an neuen und bisher unberücksichtigten Stichproben versucht, diesem Mangel zu begegnen.

In Studie 1 konnte auf der Basis von Familiendaten eines Knochenmarkspenderegisters die aktuelle Prävalenzrate von Nichtvaterschaften in Deutschland auf rund 1% geschätzt werden. Dieser Wert fällt etwas niedriger im Vergleich zu den Schätzungen von Bellis et al. (2005), Anderson (2006) und Voracek et al. (2008) aus, die auf Studien basieren, die im Kontext von genetischen Untersuchungen oder Stammbaumanalysen gewonnen wurden; der Wert steht aber in Übereinkunft mit der Prävalenzrate eines vergleichbaren Datensatzes aus der Schweiz (Sasse et al., 1994). Die bisher veröffentlichten Studien, die auf Basis deutscher Studienteilnehmer die Nichtvaterschaftsrate bestimmten, gelangten zu deutlich höheren Nichtvaterschaftsraten von 10% (Ritz, 1985), 16.8% (Krawczak et al., 1993) oder sogar 50.2% (Henke et al., 1999). Diese Schätzungen sind allerdings nicht repräsentativ und daher als nicht valide anzusehen, weil entweder unklar ist, welche Stichprobe genau erhoben wurde bzw. sich die Stichprobe aus strittigen Vaterschaftsfällen zusammensetzt. Der Familiendatensatz des Knochenmarkspenderegisters in Studie 1 schließt somit eine Lücke, indem er erstmalig eine weitestgehend unverzerrte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate für die aktuell in Deutschland lebende Bevölkerung liefert. Die große Diskrepanz zwischen den Schätzwerten aus Studie 1 im Vergleich zu den bisherigen von Ritz (1985), Krawczak et al. (1993) und Henke et al. (1999) verdeutlicht auf anschauliche Art und Weise die Notwendigkeit der Verwendung unverzerrter Stichproben für die gültige und unverzerrte Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate.

Die Tatsache, dass die geschätzte Nichtvaterschaftsrate in Studie 1 sogar etwas unterhalb der von Anderson (2006) in seiner Meta-Analyse errechneten unteren Grenze von 1.7% liegt, ist möglicherweise auf die große Verbreitung und den erhöhten Einsatz von Verhütungsmitteln in modernen Gesellschaften zurückzuführen (vgl. Marks, 2001). Hinweise auf einen Rückgang der Nichtvaterschaftsraten – womöglich aufgrund der Einführung und des verstärkten Einsatzes der Antibabypille – ergaben sich auch in der Überblicksarbeit von Voracek et al. (2008). In den 32 aus verschiedenen Epochen stammenden Studien konnten die Autoren mittels Regressionsanalyse einen Rückgang der geschätzten Nichtvaterschaftsrate von 0.83-0.91% pro Dekade feststellen.

Trotz der vielen Vorzüge genügt der Datensatz in Studie 1 nicht allen strengen Anforderungen an eine repräsentative Stichprobe. Kinder, deren Väter vor der Knochenmarktypisierung starben oder die durch eine anonyme Samenspende gezeugt wurden, standen für die Auswertung selbstverständlicherweise nicht zur Verfügung. Konservativ lässt sich die Stichprobe am besten als unverzerrte Stichprobe von Knochenmarkstransplantationspatienten, die in einem Universitätskrankenhaus behandelt wurden, bezeichnen. Da jedoch das Einzugsgebiet des Universitätskrankenhauses nicht nur das Stadtgebiet einer deutschen Großstadt umfasste, sondern auch die umliegenden ländlichen Kreise, und darüber hinaus das deutsche Gesundheitssystem jedem in Deutschland lebenden Einwohner unabhängig von seinem Einkommen und sozioökonomischen Status eine qualitativ hochwertige medizinische Versorgung garantiert, kann die Stichprobe in Studie 1 durchaus als weitestgehend repräsentativ für die Allgemeinbevölkerung angesehen werden.

Es lässt sich fragen, ob es anstelle der Nichtvaterschaft alternative Erklärungen für die geringe Anzahl an genetischen Inkonsistenzen im Datensatz von Studie 1 gibt. Abnorme Vererbungsmuster wie beispielsweise eine uniparentale Disomie (bei einem Individuum stammen beide Chromosomen eines homologen Chromosomenpaares von einem Elternteil) können durchaus zu beobachtbaren Inkonsistenzen führen, die in Folge zu einer Überschätzung der Nichtvaterschaftsrate beitragen. Das Auftreten solcher Ereignisse ist jedoch verschwindend gering und in keinem der Mutter-Vater-Kind-Datensätze in Studie 1 ließen sich Anhaltspunkte dafür finden. Inkonsistenzen können auch durch Mutationen auf den HLA-Genen bedingt sein. Obwohl diese Möglichkeit in der Stichprobe nicht vollends ausgeschlossen werden kann, scheint dies aus zwei Gründen jedoch sehr unwahrscheinlich zu sein. Zum einen ist die Mutationsrate bei HLA-Genen im Vergleich zu anderen polymorphen Markern allgemein sehr gering (Jobling, Hurles & Tyler-Smith, 2004); zum anderen lagen keine Hinweise im Datensatz vor, dass Inkonsistenzen durch Mutationen resultierten. Die wenigen beobachtbaren Inkonsistenzen waren nicht auf ein einzelnes Gen beschränkt, sondern die Haplotyp-Kombination des Kuckuckskindes unterschied sich substantiell von der des angeblichen Vaters.

Anstelle von Faktoren, die zu einer Überschätzung der Nichtvaterschaftsrate führen, könnten im vorliegenden Datensatz vielmehr plausible Ursachen für eine mögliche Unterschätzung der Kuckuckskindrate vorliegen. Obwohl es sich bei den vier erfassten Gewebe-

merkmalen um sehr polymorphe HLA-Gene handelte, bleiben Inkonsistenzen mit hoher Wahrscheinlichkeit dann unentdeckt, wenn der angebliche und der biologische Vater miteinander verwandt sind (sie beispielsweise Brüder oder Cousins sind). Es könnte nun argumentiert werden, dass untreues Verhalten überwiegend innerhalb solch enger Verwandtschaftsverhältnisse auftritt und deshalb die angenommenen Vaterschaftsausschlusswahrscheinlichkeiten von 99%, 95% und 90% zu hoch angesetzt wurden, was möglicherweise zu einer Unterschätzung der Nichtvaterschaftsrate geführt haben könnte. Obwohl in der Literatur meines Wissens nach keine Hinweise existieren, dass Brüder oder Cousins im Vergleich zu männlichen Personen außerhalb der Verwandtschaft mit höherer Wahrscheinlichkeit die biologischen Väter von Kuckuckskindern werden, wurde zusätzlich eine Sensitivitätsanalyse unter der Annahme einer extrem niedrigen allgemeinen Vaterschaftsausschlusschance von 50% durchgeführt, um diesem Argument zu begegnen. Selbst unter dieser sehr konservativen Annahme wird die Höhe der Nichtvaterschaftsrate auf lediglich 1.85% geschätzt (95%-Konfidenzintervall: 0.64% - 3.06%). Somit lässt sich mit großer Sicherheit schlussfolgern, dass die Nichtvaterschaftsrate in Deutschland die Marke von 3% nicht übertrifft und schon gar nicht bei den viel zitierten 10% anzusiedeln ist.

Die in Studie 2 dargestellten historischen Familiendaten erweitern den bisher verfügbaren Bestand an Studien, die Auskunft über die Nichtvaterschaftsrate geben, substantiell. Mittels multinomialer Baummodelle zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate auf der Basis des ABO- und MN-Blutgruppensystems war es möglich, die Prävalenz von Kuckuckskindern in den archivalischen Quellen valide zu bestimmen, obwohl lediglich die Blutgruppenphänotypinformation vorlag. Die Ergebnisse der unselegierten und pseudozufällig gezogenen Stichproben legen dabei eine Nichtvaterschaftsrate in westlichen Industriegesellschaften in Höhe von rund 5% nahe. Dieser Wert fällt höher aus sowohl im Vergleich zu der auf Basis des Knochenmarkspenderegisters ermittelten Nichtvaterschaftsrate in Studie 1 als auch verglichen mit den in den Überblicksarbeiten von Bellis et al. (2005), Anderson (2006) und Voracek et al. (2008) publizierten Werten für Stichproben, die sich nicht aus strittigen Vaterschaftsfällen zusammensetzten. Die Studie von Voracek et al. (2008) legt nahe, diesen Wert von 5% jedoch nicht als einen aktuellen Schätzwert für die Nichtvaterschaftsrate in westlichen Gesellschaften anzusehen, sondern vielmehr als einen historischen, vor dem Zeitalter der „sexuellen Revolution“ und Einführung der Antibabypille Anfang der 1960er Jahre. So-

mit stehen die 1% und 5% nicht im Widerspruch zueinander. Vielmehr verdeutlicht die geschätzte Nichtvaterschaftsrate in Studie 2, dass selbst in historischen Populationen die Kuckuckskindrate meistens deutlich unterhalb der häufig zitierten 10% lag.

Die Gültigkeit der mittels der multinomialen Modelle geschätzten Nichtvaterschaftsraten konnte sowohl durch Validierungsuntersuchungen bestätigt werden, wird aber auch durch die geschätzten Allelhäufigkeiten belegt, die mit denjenigen Angaben korrespondieren, die sich in Blutgruppenatlanten für die jeweilige Region finden lassen (Mourant et al., 1976). Beispielsweise schätzte das Modell für das ABO-Blutgruppensystem die Häufigkeit des B-Allels in Stichproben ostasiatischen Ursprungs erwartungsgemäß hoch ein (Kirihara & Hakurinsai, 1928; Okaya, 1935).

Die in Studie 2 verwendeten multinomialen Modelle zeichnen sich durch einige Vorzüge aus. Im Gegensatz zu anderen Modellen zur Schätzung individueller Vaterschaftswahrscheinlichkeiten (beispielsweise der Essen-Möller-Methode; Gjertson et al., 2007) besteht der Vorteil von multinomialen Modellen darin, dass man auf die Festlegung von Apriori-Vaterschaftswahrscheinlichkeiten oder Exklusionswahrscheinlichkeiten verzichten kann. Die für die Bestimmung dieser Wahrscheinlichkeiten notwendige Allelverteilung wird vielmehr direkt aus der Grundgesamtheit geschätzt, aus der die Stichprobe entstammt. Darüber hinaus ermöglicht der Einsatz der multinomialen Modelle die Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate in historischen Datensätzen, die ursprünglich nicht für diesen Zweck erhoben wurden. Dadurch konnten 30 neue Studien dem bisher bekannten Datenbestand von Bellis et al. (2005), Anderson (2006) und Voracek et al. (2008) zugeführt werden. Ein weiterer Vorzug multinomialer Modelle besteht darin, dass sie nicht notwendigerweise auf die Analyse von Blutgruppen beschränkt sind, sondern auf jedes Erbmerkmal angewendet werden können, welches nach einfachen mendelschen Regeln vererbt wird. Frei verfügbare Statistikprogramme (bspw. Moshagen, 2010; Stahl & Klauer, 2007) übernehmen ferner die rechenbetonte Auswertung, so dass auch Nichtstatistiker die Methode anwenden und neue Modelle leicht für ihre Zwecke anpassen können. Der multinomiale Modellansatz mag sogar insbesondere für die kosteneffektive Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate in Tierpopulationen nützlich sein, bei denen eine DNA-Testung finanziell nicht tragbar ist.

Zusammenfassend legen die Ergebnisse beider Studien nahe, dass die häufig in Medienberichten zitierte, in vielen Veröffentlichungen tradierte und in Befragungen häufig zu

hörende Nichtvaterschaftsrate von 10% empirisch keine Bestätigung erfährt. Vielmehr kann in moderneren Gesellschaften von einer Nichtvaterschaftsrate ausgegangen werden, die sich zwischen 1% und 5% bewegt. Höhere Nichtvaterschaftsraten von 10% und mehr lassen sich höchstens für bestimmte Teilpopulationen vermuten, insbesondere jene mit niedrigem sozioökonomischen Status (Cerdeña-Flores, Barton, Marty-Gonzales, Rivas & Chakraborty, 1999; Schacht & Gershowitz, 1963), aber nicht für die Grundgesamtheit als solche.

3 Untersuchungen zur Messung von Eifersucht

Nahezu alle Menschen werden im Laufe ihres Lebens mit dem Phänomen Eifersucht konfrontiert. Es existiert kaum ein anderes Thema im Spannungsfeld von Liebe und Partnerschaft, das eine vergleichbare zentrale Rolle in der Literatur und im Film einnimmt. Insbesondere der von William Shakespeare in der Tragödie Othello vorgenommene Vergleich mit einem „grünäugigen Ungeheuer“ verleiht der Eifersucht auch heute noch ein lebendiges Antlitz. In Anlehnung an eine Katze, die mit ihrem Opfer erst spielt, bevor sie es tötet, versuchte der Dichter die schmerzhaften Emotionen auszudrücken, die einer eifersüchtigen Person innewohnen.

Dass Eifersucht primär durch negative Gefühle gekennzeichnet ist, konnte auch in einer Vielzahl von wissenschaftlichen Studien nachgewiesen werden. Häufig berichten Betroffene von Angst, Trauer, Ärger, Kränkung und Unsicherheit (Schmitt, Falkenau & Montada, 1995; Schmitt & Mees, 2003; Sharpsteen, 1993). Darüber hinaus scheint ein Charakteristikum der Eifersucht darin zu liegen, dass sie mit einem deutlich verminderten Selbstwertgefühl einhergeht (DeSteno, Valdesolo & Bartlett, 2006). Ein weiteres Kennzeichen der Eifersucht ist, dass sie von Gefühlen und Reaktionen des Misstrauens, der Bedrohung, des Verrats, der Zurückweisung und der Ausgeschlossenheit begleitet wird (Haslam & Bornstein, 1996; White & Mullen, 1989). Ferner zeigt sich, dass Eifersuchtsgefühle und Eifersuchtsreaktionen mit Persönlichkeitsvariablen wie Depression (Radecki-Bush, Farrell & Bush, 1993), Neurotizismus (Buunk, 1997; Tarrier, Becket, Harwood & Ahmet, 1989) und bestimmten Bindungsstilen (Rydell & Bringle, 2007) assoziiert sind und im Kontext von Suizidversuchen, Partnerschaftsproblemen, Scheidung und häuslicher Gewalt beobachtet werden (vgl. Buunk & Dijkstra, 2000; Buss, 2000; McClennen, Summers & Vaughan, 2002). Dies konnte auch in einer vom Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend beauftragten Studie zur Bestandsaufnahme in der institutionellen Ehe-, Familien-, und Lebensberatung (Klann & Hahlweg, 1994) bestätigt werden. In 28% der Beratungsanlässe gaben die Klienten Eifersucht als einen ungelösten Konfliktbereich im Bereich des Zusammenlebens an; bei einer Vergleichsgruppe von in einer Partnerschaftstherapie befindlichen Klienten erreichte dieser Wert sogar 41%.

Die meisten wissenschaftlichen Arbeiten zum Thema Eifersucht beziehen sich auf die Eifersuchtsreaktion in einer Partnerschaft, also die Reaktion einer Person gegenüber einem Rivalen oder Nebenbuhler (im Englischen als *romantic jealousy* bezeichnet). Grundsätzlich lässt sich Eifersucht aber auch allgemeiner fassen und als aversive Reaktion auf beliebige Personen oder Sachen definieren, die Zeit, Aufmerksamkeit oder Zuneigung des Partners streitig machen (vgl. Bringle & Evenbeck, 1979). Die vorliegenden Untersuchungen befassen sich allerdings mit dem in der Forschung schwerpunktmäßig vertretenden Thema der Eifersucht in einer Partnerschaft.

Es gibt mehrere Definitionen zur *romantischen Eifersucht*. Allen ist gemein, dass sie auf die Negativität des emotionalen Erlebnisses abheben und betonen, dass sie sowohl Ausdruck einer realen als auch lediglich gedachten Bedrohung der Exklusivität der Liebesbeziehung sein können. Konkret definieren Buunk und Bringle (1987) Eifersucht als eine aversive emotionale Reaktion, die als Ergebnis realer, vorgestellter oder als wahrscheinlich betrachteter Beziehungen des Partners zu anderen Personen auftreten. Eine ebenfalls prominente Definition stammt von White (1981a). Er definiert Eifersucht als eine sich in Gedanken, Gefühlen und Handlungen äußernde Reaktion auf die selbstwertbedrohende Gefährdung der Existenz oder der Qualität einer Partnerschaft. Sie entsteht durch die Wahrnehmung einer tatsächlichen oder auch nur möglichen Anziehung zwischen dem eigenen Partner und einem potentiellen – auch imaginären – Rivalen.

Unter einer evolutionären Perspektive sind partnerschaftliche Eifersuchtsgefühle und damit einhergehende Verhaltensweisen zweifellos als adaptiv anzusehen (Buss, 2000). Beide Geschlechter sahen sich insbesondere in der phylogenetischen Vergangenheit vor das Problem gestellt, sicherzustellen, dass die eigenen Gene an die Nachkommenschaft weitergegeben werden und sie einen Partner finden, der bereit und willig ist, Zeit und Ressourcen in diese Nachkommenschaft zu investieren. Für Evolutionspsychologen besitzt Eifersucht den Status einer Basisemotion, die als psychologische Adaptation der Sicherstellung dieser Ziele dient, indem sie Verhaltensweisen initiiert, die der Untreue des Partners erfolgreich vorbeugt bzw. diese verhindert (Buss, 2000; Buss et al., 1992). Verhaltensweisen, die in diesem Zusammenhang diskutiert werden, reichen beispielsweise von vermehrtem Engagement und höherer Zuneigung gegenüber dem Partner, dem Überwachen des Partners und

der Ausübung von Kontrolle, sowie offener Aggression und der Anwendung von Gewalt gegenüber dem Partner bzw. einem Rivalen (Buss, 1988; Buss & Shackelford, 1997).

In Kapitel 3.1 wird auf wichtige theoretische Modelle sowie diagnostische Instrumente zur Eifersucht eingegangen, Kapitel 3.2 widmet sich der Fragestellung der dritten Studie. Kapitel 3.3 stellt anschließend die Untersuchungen zur Konstruktion und Validierung des Fragebogens zur Erfassung von drei Facetten der Eifersuchtsneigung dar, deren Ergebnisse in Kapitel 3.4 diskutiert werden.

3.1 Theoretische Modelle und diagnostische Instrumente

Während weitestgehend Konsens darüber herrscht, wie sich Eifersucht im Kern definieren lässt, reichen die Diskussionen über die Entstehungsweise und das Bedingungsgefüge von Eifersuchtsgefühlen weit in die Geschichte der Psychologie hinein. Alle in dem Rahmen aufgestellten Modelle und Typologien versuchen der Komplexität des Themas dadurch zu begegnen, dass sie von einer Multidimensionalität des Konstrukts Eifersucht ausgehen (vgl. White & Mullen, 1989). Schon Sigmund Freud beschäftigte sich mit der Frage nach den Ursachen und Mechanismen der Eifersucht, wobei er zwischen einer normalen und einer abnormen, pathologischen Form der Eifersucht unterschied. Die abnorme Eifersucht differenzierte er ferner in drei unterschiedliche Typen, die er als konkurrierende, projizierte und wahnhaft-eifersüchtige Eifersucht bezeichnete (Freud, 1922).

Als einer der vielversprechendsten Ansätze ist das transaktionale Modell der Eifersucht von Bringle (1991) anzusehen. Eifersuchtsreaktionen werden in diesem Modell sowohl durch endogene (u. a. Persönlichkeit, Wertvorstellungen und Glaubenssysteme einer Person) als auch durch exogene Variablen (Beziehungsgeschichte, Interaktionsmuster in der Vergangenheit sowie situative Einflussgrößen) determiniert. Während das Individuum durch seine „sozialen Welten“ schreitet, bewertet es fortlaufend die Interaktionen und Ereignisse im Hinblick auf ihre Relevanz für die jeweils geführte partnerschaftliche Beziehung. Nach Bringle ist dabei die Wahrnehmung und Bewertung eines sozialen Ereignisses ein konstruktiver Prozess, in dem sich in jeweils unterschiedlicher Gewichtung die persönlichen Erwartungen des Individuums mit sensorischen Informationen der sozialen Situation zu einem finalen Eindruck kombinieren. Je nachdem, wie das Resultat dieser Transaktion zwischen

Personenvariablen und Beziehungs- bzw. situationalen Variablen ausfällt, ergeben sich nach Bringle zwei unterschiedliche Formen der Eifersucht: die *reaktive* Eifersucht (reactive jealousy) und die *verdächtigende* Eifersucht (suspicious jealousy). Die reaktive Eifersucht ist dadurch charakterisiert, dass sie – wie der Name schon sagt – als Reaktion auf ein eifersuchtsauslösendes Ereignis auftritt und demzufolge stärker durch exogene, situationale Faktoren determiniert ist. Das Ausmaß der emotionalen Reaktion steht bei dieser Eifersuchtsform in Abhängigkeit von der Stärke der eifersuchtsauslösenden Begebenheit und fällt beispielsweise dann maximal aus, wenn durch eine sexuelle Affäre des Partners mit einer anderen Person die Exklusivität der partnerschaftlichen Beziehung eindeutig verletzt wurde. Bei der verdächtigenden Eifersucht spielen laut Bringle hingegen die endogenen Variablen eine bedeutsamere Rolle. Diese Form der Eifersucht ist durch einen hohen Grad an Misstrauen gegenüber dem Partner sowie ein hohes Ausmaß an Besorgtheit und Ängstlichkeit über potentielle sexuelle und intime Kontakte des Partners mit anderen Personen gekennzeichnet. Es handelt sich um eine Form der selbsterzeugten Eifersucht, die meist ohne konkreten äußeren Anlass auftritt und durch irrationale Gedanken und Ausmalungen zukünftiger Zustände charakterisiert ist (Bierhoff & Grau, 1999). Unter diese Eifersuchtsform subsumiert der Autor ferner Verhaltensweisen wie das Nachspionieren und Suchen von Hinweisen, um Verdachtsmomente gegenüber dem Partner zu bestätigen, sowie Verhaltensweisen, die darauf abzielen, das Verhalten des Partners zu kontrollieren.

Das transaktionale Modell impliziert somit, dass sich unterschiedliche Formen von Eifersucht differenzieren lassen und diese dispositionellen Charakter besitzen. Dass Eifersucht, wie durch das Modell angenommen, durch situationale und Personenfaktoren bestimmt wird, konnte durch die Studie von Bringle, Renner, Terry und Davis (1983) bestätigt werden. In deren Untersuchung klärten der Personenfaktor sowie die Interaktion von Person und Situation die meiste Varianz im eifersüchtigen Verhalten der untersuchten Studienteilnehmer auf. Auch weitere Studien belegen das Vorhandensein einer Trait-Komponente bei der Eifersuchtsempfindung und -reaktion (vgl. Mathes, 1991).

Die Entwicklung von diagnostischen Instrumenten zur Erfassung der Eifersuchtsneigung als Trait-Komponente der menschlichen Persönlichkeit setzte Mitte der 1970er Jahre ein. Im englischsprachigen Raum wurde seither eine Vielzahl unterschiedlicher Inventare und Fragebögen zu dem Thema veröffentlicht (vgl. White & Mullen, 1989). Die meisten die-

ser Instrumente stellen eindimensionale Fragebögen zur Eifersuchtsmessung dar, so zum Beispiel die *Chronic Jealousy Scale* und *Relationship Jealousy Scale* von White (1981b, 1984), sowie die *Interpersonal Jealousy Scale* nach Mathes und Severa (1981). Zwei Verfahren neueren Datums versuchen, dem theoretisch postulierten multifaktoriellen Charakter von Eifersucht gerecht zu werden und unterschiedliche Facetten der Eifersuchtsneigung zu erfassen: die *Multidimensional Jealousy Scale* (MJS) nach Pfeiffer und Wong (1989) sowie die *Revised Anticipated Sexual Jealousy Scale* (RASJS) nach Buunk (1997). Obwohl sich beide Instrumente aus verschiedenen theoretischen Modellen ableiten und die Autoren unterschiedliche Skalenbezeichnungen für die zu erfassenden Facetten eingeführt haben, heben beide Inventare inhaltlich auf die gleichen Eifersuchtsdimensionen ab. Während Pfeiffer und Wong (1989) bei der Konstruktion der MJS das Eifersuchtsmodell von White (1981a) zu Grunde legten und zwischen einer emotionalen, kognitiven und behavioralen Eifersucht unterscheiden, lehnt sich Buunk (1997) inhaltlich sowie im Hinblick auf die Benennung der Facetten an das bereits dargestellte transaktionale Modell von Bringle (1991) an. Er unterteilt jedoch die verdächtige Eifersucht in zwei separate Komponenten, so dass neben der reaktiven Eifersuchtsfacette die RASJS auch der Erfassung eines ängstlichen sowie eines präventiven Eifersuchtsfaktors dienen soll. Die beiden Inventare entsprechen sich dergestalt, dass die emotionale Eifersuchtsfacette der MJS ebenso wie die reaktive Eifersuchtskomponente innerhalb der RASJS das dispositionelle Ausmaß affektiver Reaktionen erfassen soll, die eine Person gegenüber unterschiedlichen Graden der emotionalen oder sexuellen Untreue des Partners verspürt. Die Items zur kognitiven Facette der MJS entsprechen inhaltlich denen zur ängstlichen Eifersucht der RASJS und versuchen, bei einer Person den Grad an Misstrauen und Besorgtheit über potentielle sexuelle und intime Kontakte des Partners mit anderen Personen zu erfassen. Bei dieser Eifersuchtsform handelt es sich, wie bereits erwähnt, um eine tendenziell selbsterzeugte Form der Eifersucht, die dadurch charakterisiert ist, dass die Individuen sich z. T. wahnhafte Gedanken über die mögliche Untreue des Partners machen und dabei Gefühle der Angst, Sorge und des Misstrauens erleben. Die behaviorale Eifersuchtsfacette der MJS findet ihre Entsprechung in der präventiven Dimension der RASJS. Erfasst werden soll dabei eine Form der Eifersucht, die durch ein hohes Ausmaß an wahrgenommener Verpflichtung charakterisiert ist, selbst unschuldigen, oberflächlichen Kontakt des Partners mit einer Person des anderen Geschlechts zu kontrollieren bzw. präventiv zu verhindern. Dar-

über hinaus werden die Personen bei dieser Subfacette nach detektiven Verhaltensweisen gefragt, beispielsweise, wie sehr sie ihrem Partner nachspionieren.

Die MJS und RASJS verfolgen gleichermaßen die Ziele, dispositionelle Eifersucht multifaktoriell zu erheben sowie normale von pathologischen Eifersuchtsformen zu unterscheiden. Während Personen auf allen drei Facetten normale als auch extreme bzw. situationsunangepasste Ausprägungen aufweisen können, lässt sich die reaktive Form eher einem gesunden Pol und die anderen beiden Facetten eher einem pathologischen Pol zuordnen. Die meisten Personen sollten natürlicherweise eifersüchtig sein, wenn sie beispielsweise mitbekämen, dass ihr Partner mit einer anderen Person flirtet. In Übereinstimmung damit zeigte sich in den Untersuchungen von Pfeiffer und Wong (1989) sowie Barelds und Barelds-Dijkstra (2007), dass reaktive Eifersucht besonders stark in den Beziehungen vorkommt, die sich durch eine bislang hohe Partnerschaftsqualität auszeichneten.

Hingegen besitzen die im Kontext der ängstlichen und präventiven Eifersuchtsfacette vorkommenden Gefühle, Gedanken und Verhaltensweisen tendenziell pathologischen Charakter, insbesondere, wenn sie nicht auf realen Ereignissen gründen (vgl. Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007; Pfeiffer & Wong, 1989). Wie im transaktionalen Modell von Bringle (1991) beschrieben, sind diese beiden Eifersuchtsformen stärker durch endogene Wirkfaktoren bestimmt, so dass sich in diesen der Einfluss extremer Glaubenssysteme und Wertvorstellungen einer Person oder pathologischer Traits niederschlagen sollte. Darüber hinaus können die ängstliche und präventive Eifersuchtsfacette aber auch durch exogene Wirkfaktoren, wie beispielsweise eine als unbefriedigend erlebte Partnerschaft, die einen Nährboden für Gefühle des Misstrauens, der Sorge und der Verdächtigung bietet, ausgelöst werden. Empirisch konnte der Einfluss sowohl der endogenen als auch exogenen Wirkfaktoren auf die beiden Eifersuchtsformen untermauert werden. Es ergaben sich positive korrelative Zusammenhänge für diese beiden Eifersuchtsformen unter anderem mit Neurotizismus (Buunk, 1997), Unsicherheit in der Partnerschaft sowie Bindungsangst und Bindungsvermeidung (Knobloch, Solomon & Cruz, 2001; Rydell & Bringle, 2007). Negative Korrelationen wurden zur Mögen- und Liebenskala nach Rubin (1970), zur wahrgenommenen Intimität in der Partnerschaft sowie zur Qualität der Partnerschaft (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007; Knobloch et al., 2001; Pfeiffer & Wong, 1989) beobachtet.

In mehreren Validierungstichproben konnte für die MJS sowie die RASJS die angenommene Faktorenstruktur bestätigt werden, ebenso ergaben sich vielfache Belege für die konvergente und diskriminante Validität (Barelds & Dijkstra, 2006; Buunk, 1997; Knobloch et al., 2001; Pfeiffer & Wong, 1989; Rydell, McConnell & Bringle, 2004). Beide Verfahren zeichnen sich ferner durch eine gute bis sehr gute interne Konsistenz aus (Cronbachs $\alpha = .76 - .92$), obwohl sie mit fünf (RASJS) bzw. acht Items (MJS) pro Facette sehr sparsam ausgefallen sind. Pfeiffer und Wong (1989) berichten darüber hinaus über gute Retestreliabilitäten für die kognitive (.75) und emotionale Eifersuchtsfacette (.82) über einem Zeitraum von ein bis zwei Monaten. Der Koeffizient der behavioralen Facette fiel demgegenüber jedoch deutlich ab (.34). Aufgrund der Unterscheidung in drei distinkte, voneinander unabhängige Eifersuchtsfacetten, ließen sich mit Hilfe dieser Instrumente einige der sich in der Literatur als inkonsistent darstellenden Befunde aufklären und in ein neues Licht rücken (vgl. Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007; Pfeiffer & Wong, 1989).

3.2 Fragestellung

Während im englischsprachigen Raum mit der MJS und RASJS zwei reliable und valide Inventare zur multidimensionalen Erfassung der romantischen Eifersuchtsneigung existieren, fehlt im deutschsprachigen Raum ein solches Instrumentarium bisher. Aufgrund der Tatsache, dass die etablierten deutschsprachigen Verfahren zur Messung von Eifersucht in Partnerschaften (Bauer, 1988; Müller, 1994) eine unzureichende Differenzierungsfähigkeit besitzen und nicht zwischen reaktiven, ängstlichen und präventiven Aspekten der Eifersucht zu trennen vermögen, wird in der dritten Studie dieser Arbeit die Konstruktion und Validierung eines dreifaktoriellen Messinstruments in deutscher Sprache vorgestellt, das der wünschenswerten und theoretisch begründbaren Differenzierung zwischen diesen Aspekten gerecht wird: *Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar* (DEIFI). Bei diesem Inventar handelt es sich nicht um ein übersetztes, sondern um ein neuentwickeltes Messinstrument, da eine direkte Übersetzung von Fragebögen keineswegs trivial ist und aufgrund möglicher kultureller Unterschiede problematisch sein kann (Hilton & Skrutkowski, 2002).

Die Ergebnisse der Konstruktion und Validierung des DEIFI sind in der folgenden Arbeit zusammengefasst:

- Wolf, M., Noll, A. & Musch, J. (2011). *Ein Fragebogen zur Erfassung von drei Facetten der Eifersucht – Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI)*. Manuskript eingereicht zur Publikation.

3.3 Studie 3: Konstruktion und Validierung eines Fragebogens zur Erfassung von drei Facetten der Eifersuchtsneigung

Am Ende des Konstruktionsprozesses sollte ein Instrumentarium stehen, das auf der Basis einer geringen Itemmenge drei voneinander unabhängige Eifersuchtsfacetten zu erfassen vermag. Da man sich bei der Entwicklung des DEIFI aus oben genannten Gründen nicht auf bereits bewährte Items der beiden englischsprachigen Skalen stützen wollte, wurde in einem ersten Schritt ein sehr großer Itempool generiert. So konnte sichergestellt werden, dass im Rahmen des Selektionsprozesses genügend Items mit hoher psychometrischer Qualität vorliegen. Für jede Eifersuchtsfacette wurden von 18 Erwachsenen für jede der drei Eifersuchtskomponenten 45 in der Ich-Form formulierte Aussagen generiert. Zur Kontrolle der Akquieszenz wurde etwa ein Drittel der $3 \times 45 = 135$ Items negativ umgepolt. Die Aussagen wurden ferner geschlechtsspezifisch formuliert, d.h., dass bspw. in der Version für Frauen von „Partner“ und in der Version für männliche Personen von „Partnerin“ gesprochen wurde. Der Itemsatz wurde anschließend einer Stichprobe von 346 Personen vorgelegt, die sich selbst als heterosexuell einstufen. Die Stichprobe bestand zu relativ gleichen Anteilen aus Männern (166) und Frauen (180). Das durchschnittliche Alter lag bei 32 Jahren ($SD = 12.04$, Variationsbreite 15 bis 65 Jahre). 143 (41%) Teilnehmer waren Studenten unterschiedlicher Fachrichtungen, 79 (23%) Angestellte bzw. Beamte im mittleren Dienst, 34 (10%) Angestellte bzw. Beamte im höheren Dienst, 31 (9%) Arbeiter, 23 (7%) Schüler bzw. Auszubildende, 15 (4%) Selbständige, 13 (4%) Hausfrauen, 6 (2%) Ruheständler, und 2 Personen machten keine Angaben zu ihrem Beruf. Die Studienteilnehmer verteilten sich wie folgt auf die verschiedenen Formen von Partnerschaften: 211 (61%) lebten in einer festen Beziehung (mittlere Beziehungsdauer von 44 Monaten, $SD = 43.23$), 80 (23%) waren verheiratet (mittlere Dauer von

243 Monaten, $SD = 140.37$), und 55 (16%) gaben an, sich aktuell in keiner festen Partnerschaft oder Ehe zu befinden. Von den in einer Beziehung oder Ehe befindlichen Personen besaßen 82 (28%) gemeinsame Kinder mit dem Partner.

Die Teilnehmer wurden instruiert, auf einer fünfstufigen Likert-Skala diejenige Alternative anzukreuzen, die am ehesten auf sie zutrifft. Im Falle einer momentan nicht vorhandenen Partnerschaft sollten die Personen die partnerrelevanten Aussagen so beantworten, wie sie sich ihrer Meinung nach in zukünftigen Beziehungen fühlen und verhalten würden. Die Endpunkte lauteten 1 = *trifft gar nicht zu* und 5 = *trifft völlig zu*. Die Skalenmittelwerte wurden jeweils durch Aufsummierung aller Items einer Skala ermittelt, wobei negativ gepolte Items zuvor rekodiert wurden.

Auf Basis der 346 Datensätze wurde anschließend eine Itemanalyse vorgenommen, bei der die Kriterien der Itemschwierigkeit, der Trennschärfe und der Ladungsstruktur bei einer Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation herangezogen wurden. Der Eigenwerteverlauf wies auf drei Hauptfaktoren hin (32.9, 9.3, 4.6, 3.0, 2.8, 2.5, 2.4, 2.2, 2.1 usw.), die als reaktive, ängstliche und präventive Eifersucht identifiziert werden konnten. Abseits des Scree-Kriteriums nach Cattell (1966) ließen sich jedoch noch weitere Faktoren extrahieren. Ferner luden etliche Items nicht oder nur unzureichend auf einem der drei erwarteten Faktoren. Um zu einem ökonomischen Inventar zu gelangen, wurden deshalb die trennschärfsten und auf den drei Hauptfaktoren am reinsten ladenden Items ausgewählt, die sich darüber hinaus durch akzeptable Schwierigkeitsindizes – die mit Hilfe der Formel von Fisseni (2004, S. 34) für mehrstufige Items bestimmt wurden – im Bereich von .20 - .80 auszeichneten. Es erwiesen sich acht Items pro Facette als ausreichend, um zufriedenstellende bis hohe interne Konsistenzen zu erreichen (reaktive Eifersucht: Cronbachs $\alpha = .87$; ängstliche Eifersucht: $\alpha = .83$; präventive Eifersucht: $\alpha = .79$). Die Interkorrelationen der drei Skalen lagen bei $r_{(\text{reaktiv, ängstlich})} = .15$ ($p < .01$), $r_{(\text{reaktiv, präventiv})} = .33$ ($p < .01$), sowie $r_{(\text{ängstlich, präventiv})} = .34$ ($p < .01$). Der vollständige Itemsatz ist in Tabelle 5 aufgeführt. Zur Überprüfung der psychometrischen Eigenschaften sowie der konvergenten und diskriminanten Validität wurde das DEIFI zusammen mit weiteren standardisierten Messinstrumenten zur Selbsteinschätzung drei verschiedenen Stichproben² vorgegeben.

² Stichprobe 1 ist nicht Bestandteil des eingereichten Manuskripts von Wolf, Noll und Musch (2011).

Tabelle 5

Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI).

Items		
1.	R–	Wenn mein Partner mir von einem Seitensprung berichten würde, könnte ich darüber hinwegsehen.
2.	A	Aus Angst verlassen zu werden, erkundige ich mich häufig, wie zufrieden mein Partner mit unserer Beziehung ist.
3.	P–	Es fällt mir überhaupt nicht schwer, meinen Partner seinen eigenen Weg im Leben gehen zu lassen.
4.	R	Wenn mein Partner mich betrügen würde, könnte ich ihm nie wieder vertrauen.
5.	A	Ich befürchte, dass mein Partner sich zu einer anderen Frau körperlich mehr hingezogen fühlen könnte als zu mir.
6.	P–	Ich habe überhaupt kein Problem damit, meinem Partner gewisse Freiheiten einzuräumen.
7.	R	Wenn mein Partner mir einen One-Night-Stand gestehen würde, wäre ich außer mir vor Zorn.
8.	A	Aus Sorge, dass mein Partner eine andere Frau anziehender finden könnte, gebe ich mir besondere Mühe mit meiner äußeren Erscheinung.
9.	P–	Ich kann ganz beruhigt schlafen, wenn mein Partner abends alleine ausgeht.
10.	R–	Ich habe nichts dagegen, dass mein Partner eng mit anderen Frauen tanzt.
11.	A	Ich überlege ständig, ob andere Frauen für meinen Partner ansprechender sind als ich.
12.	P	Ich verlange von meinem Partner, dass er keine Freundschaften mit anderen Frauen pflegt.
13.	R	Wenn ich meinen Partner beim Flirten erwischen würde, wäre ich sehr erbost.
14.	A	Häufig denke ich darüber nach, ob mein Partner mich wirklich liebt.
15.	P–	Ich erlaube meinem Partner, auch ohne mich auszugehen und seinen Spaß zu haben.
16.	R–	Ich würde meinen Partner nicht verlassen, auch wenn er mich betrogen hätte.
17.	A–	Da ich keine Angst habe meinen Partner zu verlieren, sage ich ihm oft, was ich denke.
18.	P	Ich bin der Überzeugung, dass Kontrolle ein wichtiger Bestandteil von Partnerschaften ist.
19.	R	Ich wäre sehr enttäuscht, wenn mein Partner eine andere Frau geküsst hätte.
20.	A	Mich quälen Selbstzweifel, dass ich nicht gut genug für meinen Partner bin.
21.	P	Ich glaube, dass das Sprichwort „Vertrauen ist gut, Kontrolle ist besser“ einen wahren Kern besitzt.
22.	R	Ich könnte es niemals vergessen, wenn ich meinen Partner bei heimlichen Telefongesprächen mit einer anderen Frau erwischen würde.
23.	A	Aus Sorge, meinen Partner an eine andere Frau zu verlieren, frage ich ihn häufig, ob ich ihn noch sexuell zufrieden stelle.
24.	P–	Ich unterstütze meinen Partner stets darin, neue Kontakte und Freundschaften – auch zu anderen Frauen – aufzubauen.

Anmerkungen. R = reaktive Eifersucht, A = ängstliche Eifersucht, P = präventive Eifersucht. Dargestellt ist der Itemsatz für weibliche Teilnehmer; der parallele Itemsatz für männliche Teilnehmer entsteht durch Änderung aller geschlechtsbezogenen Wortformen. Auswertungshinweise: Die mit „–“ gekennzeichneten Items Nr. 1, 3, 6, 9, 10, 15, 16, 17, 24 werden umgepolt. Die Skalenwerte werden durch Aufaddieren der zugehörigen Items gebildet.

Anhand einer ersten großen Online-Stichprobe sollte die faktorielle Validität sowie die interne Konsistenz des DEIFI überprüft werden. Zu diesem Zweck wurde ein Fragebogen mit der Befragungssoftware Unipark erstellt und über einen Zeitraum von mehreren Wochen online freigeschaltet. Der Internet-Link zur Studie wurde auf der Homepage einer Partnervermittlungsagentur veröffentlicht; darüber hinaus wurden die Teilnehmer im Schneeballsystem im Bekannten- und Freundeskreis des Autors gewonnen. Der Fragebogen setzte sich aus den 24 Items des DEIFI (vgl. Tabelle 5) sowie demographischen Fragen zusammen. Zusätzlich wurden die Studienteilnehmer gebeten, am Ende der Studie anzukreuzen, ob sie ernsthaft an der Erhebung teilgenommen haben und die Daten für wissenschaftliche Zwecke verwendet werden können. Die abschließende Frage wurde deshalb eingebaut, weil Studien aufzeigen konnten, dass sich die Validität von Online-Studien verbessern lässt, wenn nach der Ernsthaftigkeit der Teilnahme gefragt wird (Diedenhofen, Aust, Ullrich & Musch, 2010).

Insgesamt 557 Personen, 430 weibliche (77%) und 127 männliche (23%), nahmen an der Untersuchung teil und gingen in die Auswertung ein. Die Daten von 336 weiteren erhobenen Teilnehmern mussten vorher ausgeschlossen werden, da sie entweder die Beantwortung des Fragebogens frühzeitig abgebrochen hatten oder die Frage nach der Ernsthaftigkeit der Teilnahme mit „Nein“ beantworteten. Das durchschnittliche Alter lag bei 39.99 Jahren ($SD = 11.14$, Variationsbreite 17 bis 75 Jahre). Hinsichtlich der Schulbildung gaben 6 Personen (1.1%) an, einen Volks- oder Hauptschulabschluss zu besitzen, 99 (17.8%) gaben die mittlere Reife/Fachoberschulreife an, 195 (35.0%) das Abitur, 241 (43.3%) einen Hochschul- oder Fachhochschulabschluss, 14 (2.5%) eine Promotion, und 2 (0.4%) eine Habilitation. Von den 557 Befragten waren 5 (0.9%) nicht berufstätig, 6 (1.1%) in der Ausbildung befindlich, 162 (29.1%) StudentenInnen, 17 (3.1%) Hausmänner/-frauen, 10 (1.8%) ArbeiterInnen, 165 (29.6%) mittlere Angestellte oder Beamte, 112 (20.1%) höhere Angestellte oder Beamte, 66 (11.8%) Selbständige, und 14 (2.5%) RuheständlerInnen. 248 (44.5%) befanden sich zum Zeitpunkt der Erhebung in einer festen Partnerschaft, 98 (17.6%) waren verheiratet und 211 (37.9%) waren Singles. Die durchschnittliche Beziehungsdauer betrug 73.28 Monate ($SD = 88.30$).

Zur Überprüfung der faktoriellen Struktur wurde das DEIFI einer Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation unter der Vorgabe von drei Komponenten unterzogen. Der Eigenwertverlauf deutet auf eine klare dreifaktorielle Struktur hin, wie im Screeplot zu sehen ist (sie-

he Abbildung 3). Insgesamt ergab sich eine Varianzaufklärung von 43.09%, wobei die erste Komponente 25.20%, die zweite 10.48% und die dritte 7.41% der Varianz aufklärte.

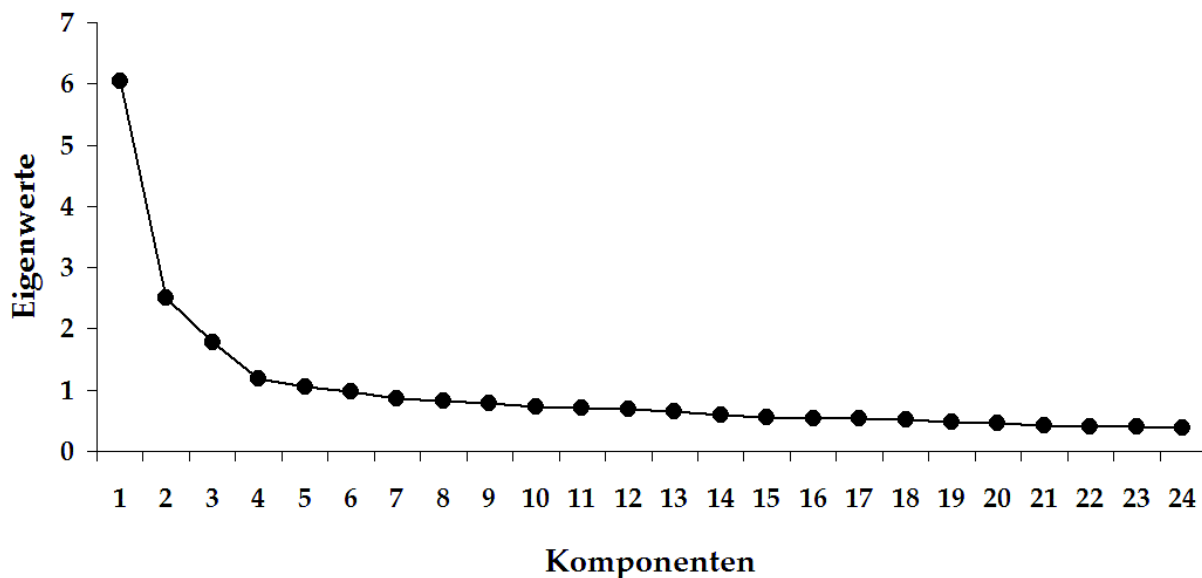


Abbildung 3: Darstellung des Eigenwerteverlaufs der Faktorenanalyse in Stichprobe 1.

In Tabelle 6 finden sich die Skalenkennwerte sowie Ergebnisse der Itemanalyse. Bis auf eine Ausnahme (Item 10) luden alle Items am stärksten auf dem theoretisch erwarteten Faktor und erwiesen sich als trennscharf. Die mit Cronbachs α berechneten internen Konsistenzen fielen für alle drei Skalen zufriedenstellend hoch aus (reaktive Eifersucht: .80; ängstliche Eifersucht: .81; präventive Eifersucht: .78).

Tabelle 6

Itemkennwerte und Faktorladungen des DEIFI in Stichprobe 1.

Item	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}	<i>a</i> ₁	<i>a</i> ₂	<i>a</i> ₃
Faktor 1: Reaktive Eifersucht <i>M</i> = 28.85, <i>SD</i> = 5.61, α = .80						
1	3.85	0.96	.54	.75	.02	.04
4	3.50	1.12	.50	.65	.19	.06
7	3.81	1.19	.49	.59	.06	.22
10	3.54	1.20	.48	.43	.17	.46
13	3.01	1.07	.55	.50	.14	.44
16	3.57	1.02	.44	.71	-.01	-.08
19	4.22	0.99	.60	.70	.08	.15
22	3.36	1.16	.46	.48	.08	.32
Faktor 2: Ängstliche Eifersucht <i>M</i> = 18.00, <i>SD</i> = 5.29, α = .81						
2	2.35	1.01	.44	.04	.60	.01
5	2.33	1.08	.56	.01	.71	.06
8	2.82	0.97	.47	.06	.58	.17
11	2.05	0.98	.67	.12	.73	.25
14	2.28	1.09	.56	.07	.65	.21
17	2.25	0.96	.31	.13	.37	.15
20	2.10	1.13	.66	.11	.77	.09
23	1.84	0.89	.46	.04	.60	.12
Faktor 3: Präventive Eifersucht <i>M</i> = 16.87, <i>SD</i> = 4.86, α = .78						
3	2.31	0.97	.57	.19	.12	.66
6	2.29	1.02	.42	.03	.07	.56
9	2.07	1.10	.55	.04	.28	.67
12	1.55	0.88	.49	.12	.10	.62
15	1.65	0.88	.58	.05	.13	.73
18	1.65	0.80	.40	-.01	.23	.44
21	2.23	1.02	.42	.19	.30	.41
24	3.12	1.06	.44	.26	.01	.57

Anmerkungen. *N* = 557, *M* = Mittelwert, *SD* = Standardabweichung, r_{it} = Trennschärfe (part-whole korrigiert), *a*₁ = Ladung auf Faktor 1 (reaktive Eifersucht), *a*₂ = Ladung auf Faktor 2 (ängstliche Eifersucht), *a*₃ = Ladung auf Faktor 3 (präventive Eifersucht), α = Cronbachs Alpha. Alle Kennwerte richten sich auf in Skalenrichtung gepolte Items. Fehlende Daten wurden durch den Itemmedian ersetzt.

Anhand der zweiten Stichprobe sollte die faktorielle Struktur, die interne Konsistenz und die Stabilität des DEIFI überprüft werden. Darüber hinaus sollte das Inventar anhand erwarteter Beziehungen zu den Außenkriterien Ängstlichkeit, Bindungsangst sowie Bindungsvermeidung validiert werden, die endogene Kausalfaktoren für pathologische Eifersuchtsformen darstellen. Die zweite Stichprobe wurde im Paper-Pencil-Verfahren erhoben. Zur Erfassung von Angst als zeitlich überdauernde Persönlichkeitseigenschaft kam die Trait-Skala des State-Trait-Angstinventars (STAI; Laux, Glanzmann, Schaffner & Spielberger, 1981) zum Einsatz. Die deutschsprachige Adaptation der Experiences in Close Relationships (ECR) von Brennan, Clark und Shaver (1998), der Bochumer Bindungsfragebogen (BoBi; Neumann, Rohmann & Bierhoff, 2007), diente der Erfassung der partnerschaftlichen Bindung entlang der beiden Dimensionen Bindungsangst und Bindungsvermeidung.

Da die ängstliche und präventive Eifersucht durch Gefühle der Sorge, des Misstrauens und der Verdächtigung gekennzeichnet sind, wurde für Personen mit hoher habitueller Ängstlichkeit eine höhere Ausprägung auf diesen beiden Eifersuchtsformen erwartet. Ein hohes Ausmaß an Bindungsangst ist ebenso durch eine starke gedankliche Beschäftigung mit der Partnerschaft wie durch die Sorge, vom Partner nicht ausreichend geliebt und beachtet zu werden, charakterisiert. In der Untersuchung von Neumann et al. (2007) konnte gezeigt werden, dass hoch Bindungsängstliche ständig um die Aufmerksamkeit des Partners bemüht sind und zu anklammerndem Verhalten neigen. Es wurde daher erwartet, dass sie ebenfalls höhere Werte in der ängstlichen und präventiven Eifersuchtskomponente aufweisen. Im Vergleich zur präventiven Eifersucht wurde für die ängstliche Eifersucht eine noch höhere Korrelation zur Ängstlichkeit und Bindungsangst erwartet, da beide Außenkriterien wesentliche Bestandteile der ängstlichen Eifersucht sind.

Personen mit hoher Bindungsvermeidung zeichnen sich dadurch aus, dass sie davon ausgehen, dass ihr Partner ihnen gegenüber gleichgültig oder sogar negativ eingestellt ist; sie versuchen daher, sich der Nähe des Partners weitgehend zu entziehen. Da Personen mit hoher Bindungsvermeidung aufgrund dessen eine geringere Partnerschaftszufriedenheit besitzen, wurde für sie eine geringere anlassbezogene reaktive Eifersucht erwartet. Aus dem gleichen Grund wurde erwartet, dass sich für die Bindungsvermeidung ein geringerer Zusammenhang zur ängstlichen und zur präventiven Eifersuchtskomponente im Vergleich zur Bindungs- und Traitangst beobachten lässt.

Die zweite Stichprobe bestand aus 194 Personen. Von diesen waren 126 Frauen (65%) und 68 Männer (35%). Ungefähr die Hälfte der Teilnehmer waren Studenten unterschiedlicher Fachrichtungen der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf (105 oder 54%). Von diesen standen nach einem halben Jahr 56 Personen für eine Retestung zur Verfügung. Bei den restlichen Studienteilnehmern handelte es sich um berufstätige Erwachsene unterschiedlichen Alters (89 oder 46%). Das Durchschnittsalter der Gesamtstichprobe lag bei 30.82 Jahren ($SD = 11.78$, Variationsbreite 18 bis 70 Jahre). Auf die verschiedenen Beziehungsformen verteilten sich die Personen wie folgt: 48 (25%) waren verheiratet, 97 (50%) lebten in einer festen Partnerschaft, 48 (25%) waren Singles, und eine Person machte keine Angabe zu ihrem Beziehungsstatus. Die mittlere Beziehungsdauer der Studienteilnehmer lag bei 86.68 Monaten ($SD = 107.05$).

Die 24 Items des DEIFI wurden einer Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation unter der Vorgabe von drei Komponenten unterzogen. Der Eigenwerteverlauf deutet auf eine klare dreifaktorielle Struktur des Inventars hin (5.50, 3.28, 2.17, 1.22, 1.18, 1.05, .97 ...). Die Faktorenlösungklärte insgesamt 45.63% der Varianz auf, wobei die erste Komponente 22.91%, die zweite 13.68%, und die dritte 9.04% der Varianz aufklärte. Tabelle 7 zeigt die Skalenskennwerte sowie die Ergebnisse der Itemanalyse. Bis auf eine Ausnahme (Item 17) luden alle Items am stärksten auf dem theoretisch erwarteten Faktor und erwiesen sich als trennscharf. Die theoretisch unerwarteten Nebenladungen waren allesamt kleiner als .27, was für eine gute faktorielle Validität der drei Skalen spricht. Während die Interkorrelation der reaktiven und neurotischen Skala sehr gering war ($r = .10$, $p > .05$), fielen die Korrelationen zwischen der reaktiven und präventiven Facette ($r = .34$, $p < .01$) sowie der neurotischen und der präventiven Facette ($r = .33$, $p < .01$) signifikant bedeutsam aus. Eine alternativ durchgeführte Faktorenanalyse mit obliquer Rotation, die aufgrund der moderaten Skaleninterkorrelationen ebenfalls begründbar wäre, führte zu einer nahezu identischen Ladungsmatrix. Die mit Cronbachs α berechneten internen Konsistenzen fielen für alle drei Eifersuchtsskalen zufriedenstellend hoch aus (reaktive Eifersucht: .83; ängstliche Eifersucht: .80; präventive Eifersucht: .80). Die Retestrelabilitätskoeffizienten für ein Zeitintervall von 6 Monaten verdeutlichen darüber hinaus, dass die drei Eifersuchtsfacetten auch über ein Zeitintervall von 6 Monaten zuverlässig durch das DEIFI erfasst werden können (reaktive Eifersucht: .85; ängstliche Eifersucht: .73; präventive Eifersucht: .74).

Tabelle 7

Itemkennwerte und Faktorladungen des DEIFI in Stichprobe 2.

Item	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}	<i>a</i> ₁	<i>a</i> ₂	<i>a</i> ₃
Faktor 1: Reaktive Eifersucht						
<i>M</i> = 28.42, <i>SD</i> = 6.04, α = .83, r_{it} = .85						
1	3.90	1.04	.67	.74	-.04	.25
4	3.25	1.23	.51	.66	-.05	.00
7	3.64	1.23	.58	.71	-.02	.06
10	3.78	1.09	.45	.55	.06	.17
13	3.02	1.07	.58	.65	.20	.24
16	3.45	1.10	.49	.66	-.08	-.10
19	4.21	1.02	.63	.71	.17	.12
22	3.18	1.17	.54	.64	.05	.17
Faktor 2: Ängstliche Eifersucht						
<i>M</i> = 17.20, <i>SD</i> = 5.20, α = .80, r_{it} = .73						
2	2.24	1.10	.51	.08	.65	.08
5	2.15	1.04	.56	.03	.69	.05
8	2.61	0.90	.44	.17	.54	.13
11	1.99	0.98	.73	.08	.84	.08
14	2.09	0.96	.47	-.09	.57	.17
17	2.20	0.96	.20	-.07	.20	.27
20	2.04	1.15	.64	-.13	.77	.10
23	1.88	0.91	.58	.08	.72	.16
Faktor 3: Präventive Eifersucht						
<i>M</i> = 16.27, <i>SD</i> = 5.09, α = .80, r_{it} = .74						
3	2.37	1.09	.46	.07	.01	.60
6	1.92	0.99	.55	-.02	.19	.68
9	1.99	1.11	.65	.20	.15	.75
12	1.59	1.00	.53	.12	.06	.75
15	1.48	0.77	.62	.20	.22	.50
18	1.59	0.72	.37	.08	.12	.44
21	2.28	1.00	.45	.17	.22	.50
24	3.05	1.20	.52	.13	-.02	.67

Anmerkungen. *N* = 194, *M* = Mittelwert, *SD* = Standardabweichung, r_{it} = Trennschärfe (part-whole korrigiert), *a*₁ = Ladung auf Faktor 1 (reaktive Eifersucht), *a*₂ = Ladung auf Faktor 2 (ängstliche Eifersucht), *a*₃ = Ladung auf Faktor 3 (präventive Eifersucht), α = Cronbachs Alpha, r_{it} = Retestreliabilität nach 6 Monaten (*N* = 56). Alle Kennwerte richten sich auf in Skalenrichtung gepolte Items. Fehlende Daten wurden durch den Itemmedian ersetzt.

Die Korrelationskoeffizienten des STAI und des BoBi mit den drei Eifersuchtsfacetten des DEIFI sind in Tabelle 8 aufgeführt. Erwartungsgemäß konnten signifikant positive Korrelationen des STAI-Gesamtwerts sowie der Bindungsangst mit der ängstlichen und der präventiven Eifersuchtskomponente gefunden werden. Der im Anschluss durchgeführte Test auf Unterschiede zwischen abhängigen Korrelationen von Meng, Rosenthal und Rubin (1992) zeigte erwartungskonform, dass sich sowohl für Trait-Angst ($z = 3.70$, $p < .001$) als auch für Bindungsangst ($z = 4.95$, $p < .001$) ein höherer Zusammenhang mit der ängstlichen als mit der präventiven Eifersuchtskomponente ergab.

Bei Teilnehmern mit hoher Bindungsvermeidung konnte erwartungsgemäß eine deutlich geringere reaktive Eifersucht beobachtet werden. Darüber hinaus ergab sich hypothesenkonform für die Bindungsvermeidung ein geringerer Zusammenhang zur ängstlichen und zur präventiven Eifersucht im Vergleich zur Bindungsangst ($z = 5.44$, $p < .001$ bzw. $z = 2.89$, $p < .01$). Ferner korrelierte die Bindungsvermeidung mit der ängstlichen und präventiven Eifersucht geringer als die Trait-Angst ($z = 3.83$, $p < .001$ bzw. $z = 2.25$, $p = .01$), was ebenso den Erwartungen entsprach.

Tabelle 8

Interkorrelationen des DEIFI mit den Validierungskonstrukten in Stichprobe 2.

	Reaktive Eifersucht	Ängstliche Eifersucht	Präventive Eifersucht
State-Trait-Angstinventar	.13	.44**	.15*
Bochumer Bindungsfragebogen - Angst	.12	.59**	.23**
Bochumer Bindungsfragebogen - Vermeidung	-.19*	.12	-.05

Anmerkungen. $N = 194$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Sinn und Zweck der Erhebung einer dritten Stichprobe bestand darin, die Eifersuchtsfacetten des DEIFI nicht nur mit bestimmten Persönlichkeits- und Partnerschaftsvariablen in Beziehung zu setzen, sondern die drei Faktoren einer Multitrait-Multimethod (MTMM)-Vali-

dierung auf der Basis von Selbst- und Partnerurteilen zu unterziehen. Während die drei Eifersuchtsfacetten die zu messenden Konstrukte (Traits) darstellen, repräsentieren die Selbsteinschätzung und das Partnerurteil zwei unterschiedliche Messmethoden (Methods). Der Vergleich zwischen der selbsteingeschätzten Eifersuchtsneigung mit der durch den Partner vorgenommenen Fremdeinschätzung stellt insofern ein hervorragendes Prüfkriterium der Validierung dar, als der Lebenspartner meist diejenige Zielperson im Leben des jeweiligen Individuums ist, auf die sich die eifersuchtsbezogenen Einstellungen und Verhaltensweisen richten. Daher sollte er am genauesten Auskunft über typische Verhaltens- und Erlebensweisen geben können. Es wurde erwartet, dass die drei postulierten Eifersuchtskomponenten sich sowohl im Selbst- als auch im Fremdurteil widerspiegeln und gemäß den Erwartungen diskriminant voneinander unterscheiden lassen sollten. Um dies prüfen zu können, kam das DEIFI in zwei unterschiedlichen Formen zum Einsatz. Einerseits sollten die Studienteilnehmer sich selbst auf den 24 Items bezüglich der drei Eifersuchtsfacetten einstufen, andererseits ihren Partner. Zur Erfassung des Partnerurteils wurden die Items entsprechend umformuliert.

Zur Überprüfung der konvergenten Validität des DEIFI wurde den Teilnehmern zusätzlich der 15 Item lange Eifersuchtsfragebogen (EFB) von Bauer (1988) vorgelegt. Entgegen der ursprünglich von Bauer vermuteten Eindimensionalität des Instruments lassen sich faktorenanalytisch zwei Komponenten unterscheiden, die von Schmitt et al. (1995) als *Eifersucht* und *kein Vertrauen* bezeichnet werden. Während für alle drei DEIFI-Skalen bedeutsame Zusammenhänge mit der EFB-Facette *Eifersucht* als globaler und ganzheitlicher Eifersuchtskomponente erwartet wurden, sollten sich für die ängstliche und die präventive Eifersucht lediglich bedeutsame Korrelationen mit der EFB-Teilkomponente *kein Vertrauen* ergeben, da die reaktive Eifersucht primär anlassbezogen auftritt und sich die inhaltlichen Überschneidungen der EFB-Teilkomponente auf die ängstliche und die präventive Eifersuchtskomponente beschränkt.

Darüber hinaus kamen als endogene Kausalfaktoren für pathologische Eifersuchtsformen erneut die beiden Bindungsskalen des BoBi (Neumann et al., 2007) zum Einsatz, für die sich die theoretisch erwarteten Zusammenhänge mit den DEIFI-Faktoren wie in Stichprobe 2 zeigen sollten. Ferner wurden weitere Instrumente vorgegeben, die nachfolgend beschrieben werden.

Zur Erfassung des Selbstwertgefühls wurde die von Collani und Herzberg (2003) ins Deutsche übersetzte Fassung der Self-Esteem-Scale nach Rosenberg (1965) vorgelegt. Bereits in der eingangs erwähnten Eifersuchtsdefinition postuliert White (1981a), dass Selbstwertgefühl und Eifersucht in einer starken Wechselwirkung zueinander stehen und eine Gefährdung des Selbstwerts ursächlich für die Entstehung von Eifersuchtsgefühlen sein kann. In einer Vielzahl korrelativer Studien bestätigte sich der erwartete negative Zusammenhang zwischen Eifersucht und Selbstwertgefühl (z. B. Buunk, 1997; De Moja, 1986). De Steno et al. (2006) konnten ebenso aufzeigen, dass eine Bedrohung des Selbstwerts ein erhöhtes Eifersuchtsempfinden medieren kann. Es wurde daher erwartet, dass alle drei Eifersuchtsfacetten des DEIFI negativ mit dem Selbstwertgefühl korrelieren. Der Zusammenhang sollte jedoch signifikant schwächer für die reaktive Eifersuchtskomponente ausfallen, da diese im Vergleich zu den anderen beiden stärker durch exogene Anlässe verursacht wird (Rydell & Bringle, 2007).

Als weitere Validierungskriterien wurden in der dritten Stichprobe folgende drei Indikatoren der Partnerschaftsqualität herangezogen: allgemeine Zufriedenheit in der Partnerschaft, sexuelle Zufriedenheit und empfundenes Glück in der Partnerschaft. Zur Messung der partnerschaftlichen Zufriedenheit wurde den Teilnehmern das von Hassebrauck (1991) entwickelte Instrumentarium zur Erfassung der Zufriedenheit in Paarbeziehungen (ZIP) vorgelegt. Neben diesem auf die generelle Zufriedenheit in der Partnerschaft abhebenden Messinstrument wurde das von Rohmann (2000) entwickelte Item zur Erfassung der sexuellen Zufriedenheit in der Partnerschaft vorgegeben. Als weiterer Indikator der Qualität der Paarbeziehung wurde das von den Paaren empfundene Glück in der Partnerschaft über das von Hahlweg (1979) in seinem Partnerschaftsfragebogen (PFB) verwendete Zusatzitem erfasst. Bezogen auf die drei Eifersuchtsfacetten des DEIFI wurden folgende Erwartungen abgeleitet: Für die ängstliche und präventive Eifersuchtsfacette sollte sich ein negativer korrelativer Zusammenhang mit den drei Indikatoren der Partnerschaftsqualität ergeben, da Partnerschaften, die von den Beteiligten als unzufriedenstellend erlebt werden, einen Nährboden für Gefühle des Misstrauens, der Sorge und der Verdächtigung bieten sollten, die der ängstlichen und präventiven Eifersuchtsform Vorschub leisten. In einer mit Zufriedenheit und Glück einhergehenden Partnerschaft sollte das Auftreten eines Rivalen als besonders starke

Bedrohung wahrgenommen werden, daher wurde eine positive Korrelation der reaktiven Eifersuchtskomponente mit den Indikatoren der Partnerschaftsqualität erwartet.

Als weitere Partnerschaftskonstrukte wurden das Vertrauen in den Partner sowie die empfundene Unsicherheit in der Partnerschaft zur Validierung der Eifersuchtsskalen herangezogen. Zur Erfassung des Vertrauens wurde die fünf Items umfassende Kurzsкала von Buck und Bierhoff (1986) zur Messung der Vertrauenswürdigkeit in eine konkrete Person verwendet. Die wahrgenommene Unsicherheit in der Partnerschaft wurde mit Hilfe einer für diesen Zweck erstellten deutschen Übersetzung einer fünf Items umfassenden Skala von Attridge, Berscheid und Sprecher (1998) erfasst. Erwartet wurde, dass Personen mit einer hohen erlebten Unsicherheit in der Paarbeziehung höhere Werte in der ängstlichen und präventiven Eifersuchtsfacette aufweisen sollten. Umgekehrt sollte ein hohes Vertrauen in den Partner mit geringer ängstlicher und präventiver Eifersucht einhergehen.

Um einschätzen zu können, inwieweit das DEIFI für die Tendenz anfällig ist, sozial erwünscht zu antworten, wurde schließlich noch das Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR; Paulhus, 1991) in der deutschen Fassung von Musch, Brockhaus und Bröder (2002) eingesetzt. Das zweifaktorielle Inventar erfasst zwei separierbare Teilkomponenten sozialer Erwünschtheit: die Tendenz zur Selbsttäuschung (self-deceptive enhancement) sowie die Tendenz zur Eindruckssteuerung oder Fremdtäuschung (impression management). Problematisch im Hinblick auf die Validität des DEIFI wäre, wenn eine geringe selbstberichtete Eifersucht im DEIFI mit einer hohen Tendenz zur Fremdtäuschung einherginge, da dies Zweifel an der Validität der selbstberichteten Eifersuchtsneigung nahelegte. In den Validierungsstudien von Musch et al. (2002) sowie Paulhus (1991) korrelierte die Selbsttäuschungsskala signifikant positiv mit dem Selbstwertgefühl als auch signifikant negativ mit dem Grad an Neurotizismus respektive Ängstlichkeit der Teilnehmer. Für die Fremdtäuschungsskala ergaben sich hingegen keine Zusammenhänge mit diesen beiden Konstrukten, von denen – wie bereits ausgeführt wurde – anzunehmen ist, dass sie zum Teil starke Zusammenhänge zu den Eifersuchtsfaktoren des DEIFI aufweisen sollten. Es wurde daher erwartet, dass von den beiden BIDR-Skalen die Tendenz zur Selbsttäuschung mit den Eifersuchtsfacetten in geringem oder sogar negativem Zusammenhang steht, da diese laut den Untersuchungen von Musch et al. (2002) sowie Paulhus (1991) partiell mit Eifersucht unvereinbar erscheint.

Stichprobe 3 bestand aus insgesamt 230 heterosexuellen Paaren, die an der Paper-Pencil-Erhebung teilnahmen. 104 Paare (45%) waren zum Zeitpunkt der Erhebung verheiratet und 126 (55%) lebten in einer festen Partnerschaft. Die durchschnittliche Beziehungsdauer betrug 141.00 Monate ($SD = 155.57$). Das mittlere Alter der Studienteilnehmer lag bei 35.78 Jahren ($SD = 14.75$), wobei die Altersspanne von 18 bis 83 Jahre reichte. Hinsichtlich der Schulbildung gaben 3 Personen (0.7%) an, (noch) keinen Schulabschluss zu haben, 58 (12.6%) gaben einen Volks- oder Hauptschulabschluss an, 127 (27.6%) die mittlere Reife/Fachoberschulreife, 159 (34.6%) das Abitur, 111 (24.1%) einen Hochschul- oder Fachhochschulabschluss und 2 (0.4%) eine Promotion. Von den 460 Befragten waren 4 (0.9%) nicht berufstätig, 12 (2.6%) SchülerInnen, 17 (3.7%) Auszubildende, 96 (20.9%) StudentenInnen, 32 (7%) Hausmänner/-frauen, 75 (16.3%) ArbeiterInnen, 103 (22.4%) mittlere Angestellte oder Beamte, 54 (11.7%) höhere Angestellte oder Beamte, 36 (7.8%) Selbständige, und 31 (6.7%) RuheständlerInnen.

Zur Überprüfung der faktoriellen Validität wurden die 24 Items des DEIFI einer Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation unter der Vorgabe von drei Komponenten unterzogen. Unter Anlegung des Scree-Kriteriums konnte erneut die klare dreifaktorielle Struktur des Inventars repliziert werden (5.23, 3.27, 2.35, 1.23, 1.12, .94 ...). Die erste Komponenteklärte 21.78%, die zweite 13.63% und die dritte 9.78% der Varianz auf. Zusammengenommen ergab sich eine Varianzaufklärung von 45.20%. In Tabelle 9 sind die Ergebnisse der Itemanalyse sowie die Skalenkennwerte aufgeführt. Alle Items zeigten ihre höchste Ladung auf dem theoretisch erwarteten Faktor; wie in Stichprobe 2 waren die Nebenladungen ausnahmslos kleiner als .27. Die Interkorrelationen der drei Subskalen lagen bei $r_{(\text{reaktiv, ängstlich})} = .24$ ($p < .01$), $r_{(\text{reaktiv, präventiv})} = .17$ ($p < .01$), sowie $r_{(\text{ängstlich, präventiv})} = .33$ ($p < .01$). Die interne Konsistenz fiel für alle drei Skalen erneut zufriedenstellend hoch aus.

Tabelle 9

Itemkennwerte und Faktorladungen des DEIFI in Stichprobe 3.

Item	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>a</i> ₁	<i>a</i> ₂	<i>a</i> ₃
Faktor 1: Reaktive Eifersucht <i>M</i> = 29.94, <i>SD</i> = 6.18, α = .83						
1	4.04	1.05	.61	.74	-.06	-.01
4	3.76	1.13	.66	.78	.04	-.05
7	3.99	1.18	.58	.68	.09	.09
10	3.69	1.20	.45	.55	.05	.20
13	3.25	1.14	.53	.61	.15	.27
16	3.52	1.22	.55	.70	.06	-.17
19	4.19	1.06	.63	.73	.11	.01
22	3.51	1.13	.50	.60	.16	.06
Faktor 2: Ängstliche Eifersucht <i>M</i> = 17.36, <i>SD</i> = 5.33, α = .80						
2	2.16	1.05	.53	.15	.66	.10
5	2.07	1.06	.60	.05	.73	.13
8	2.84	1.04	.29	.19	.35	.13
11	2.05	1.02	.74	.09	.83	.11
14	2.02	1.03	.52	-.07	.64	.19
17	2.25	.97	.31	.10	.36	.18
20	2.02	1.07	.57	.06	.72	.02
23	1.96	1.00	.53	.06	.68	.00
Faktor 3: Präventive Eifersucht <i>M</i> = 16.61, <i>SD</i> = 5.21, α = .79						
3	2.35	1.06	.51	.03	.10	.64
6	1.91	0.97	.63	.04	.15	.76
9	2.06	1.20	.56	.19	.20	.67
12	1.76	1.01	.48	.11	.26	.56
15	1.59	0.90	.56	-.12	.08	.72
18	1.62	0.84	.45	-.06	.24	.52
21	2.29	1.08	.37	.08	.09	.46
24	3.03	1.16	.40	.08	-.18	.61

Anmerkungen. *N* = 460, *M* = Mittelwert, *SD* = Standardabweichung, *r_{it}* = Trennschärfe (part-whole korrigiert), *a*₁ = Ladung auf Faktor 1 (reaktive Eifersucht), *a*₂ = Ladung auf Faktor 2 (ängstliche Eifersucht), *a*₃ = Ladung auf Faktor 3 (präventive Eifersucht), α = Cronbachs Alpha. Alle Kennwerte richten sich auf in Skalenrichtung gepolte Items. Fehlende Daten wurden durch den Itemmedian ersetzt.

Tabelle 10 berichtet über die sich aus Selbst- und Partnerurteil zusammensetzende MTMM-Korrelationsmatrix der Eifersuchtsskalen. Da die Voraussetzungen für die Analyse der MTMM-Matrix mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse nicht vorliegen (vgl. Marsh & Grayson, 1995), wurde stattdessen auf die von Campbell und Fiske (1959) vorgeschlagene korrelationsbasierte Auswertungsmethode zurückgegriffen. Zur Überprüfung der konvergenten Validität dienten die über die drei Eifersuchtsskalen gebildeten monotrait-heteromethod-Korrelationskoeffizienten zwischen der Selbsteinschätzung und dem Partnerurteil. Mit Werten von $r = .57$ (reaktive Eifersucht), $r = .41$ (ängstliche Eifersucht) und $r = .53$ (präventive Eifersucht) fielen diese ausnahmslos hoch und signifikant aus. Die im unteren linken Quadranten von Tabelle 10 liegenden heterotrait-heteromethod-Koeffizienten fielen in allen der insgesamt 12 Vergleiche mit Werten zwischen .11 und .22 niedriger aus als die entsprechenden konvergenten Validitäten, was dem 2. Kriterium nach Campbell und Fiske (1959) gerecht wurde. Zur weiteren Überprüfung der diskriminanten Validität diente der Vergleich zwischen den im oberen linken und im unteren rechten Quadranten von Tabelle 10 liegenden heterotrait-monomethod-Korrelationen mit den Validitätskoeffizienten. Lediglich ein Vergleich fiel dabei negativ aus: Die Korrelation zwischen der ängstlichen und präventiven Eifersucht, gemessen jeweils durch das Partnerurteil ($r = .42$), war etwas höher als der Validitätskoeffizient der ängstlichen Eifersucht, gemessen über Selbst- und Partnerurteil ($r = .41$). Alle anderen 11 Vergleiche erfüllten hingegen das 3. Kriterium, was als weiterer Beleg der diskriminanten Validität gewertet werden kann. Auch das von den Autoren eingeführte 4. Kriterium wurde in der vorliegenden Studie erfüllt: Das Muster der Merkmalsinterkorrelationen war sowohl innerhalb als auch zwischen den Methoden gleich. In allen vier Dreiecksmatrizen war die Korrelation zwischen der ängstlichen und präventiven Eifersucht am höchsten, während sie zwischen der reaktiven und präventiven Facette am geringsten war.

Tabelle 10

Multitrait-Multimethod-Matrix von Selbst- und Partnerurteil in Stichprobe 3.

		Selbsturteil			Partnerurteil		
		reaktiv	ängstlich	präventiv	reaktiv	ängstlich	präventiv
Selbsturteil							
	reaktiv	(.83)					
	ängstlich	.24	(.80)				
	präventiv	.17	.33	(.79)			
Partnerurteil							
	reaktiv	.57	.15	.11	(.81)		
	ängstlich	.19	.41	.18	.20	(.81)	
	präventiv	.16	.22	.53	.19	.42	(.76)

Anmerkungen. Fettgedruckte Koeffizienten stehen für die konvergenten monotrait-heteromethod-Validitäten. Die heterotrait-heteromethod-Koeffizienten sind außerhalb der Diagonalen im linken unteren Quadranten dargestellt. Die heterotrait-monomethod-Koeffizienten finden sich im oberen linken und im unteren rechten Quadranten; bei den in Klammern befindlichen Werten handelt es sich um die mittels Cronbach α geschätzten Reliabilitäten.

In Tabelle 11 sind die Korrelationskoeffizienten des DEIFI mit den für die Validierung herangezogenen Persönlichkeits- und Partnerschaftskonstrukten angegeben. Die Zusammenhänge des DEIFI mit den beiden Eifersuchtsskalen des EFB von Bauer (1988) können als Beleg für die konvergente Validität des Verfahrens gewertet werden. Es ergaben sich substantielle Korrelationen der EFB-Skala *Eifersucht* mit allen drei DEIFI-Facetten, während signifikante Zusammenhänge der EFB-Skala *kein Vertrauen* lediglich mit der ängstlichen und der präventiven Eifersuchtsfacette des DEIFI gefunden werden konnten.

Im Hinblick auf die beiden BoBi-Skalen bestätigten sich die korrelativen Vorhersagen. Bindungsangst korrelierte am stärksten mit der ängstlichen und der präventiven Eifersuchtskomponente; erwartungsgemäß fiel auch der Zusammenhang für die ängstliche Eifersuchtskomponente noch etwas stärker als für die präventive Eifersuchtsfacette aus ($z = 3.32$, $p < .001$). Wie in Stichprobe 2 konnte bei bindungsvermeidenden Teilnehmern eine geringe reaktive Eifersucht beobachtet werden. Ebenfalls wie erwartet ergab sich für die Bindungs-

vermeidung ein geringerer korrelativer Zusammenhang zur ängstlichen und zur präventiven Eifersucht im Vergleich zur Bindungsangst ($z = 6.48, p < .001$ bzw. $z = 2.87, p < .01$).

Die Rosenberg-Skala zur Messung des Selbstwertgefühls korrelierte erwartungsgemäß mit allen drei Eifersuchtskomponenten. Hypothesenkonform fiel dabei die Korrelation mit der reaktiven Eifersuchtsfacette etwas schwächer aus als mit den beiden übrigen Eifersuchtskalen, wie ein geplanter Kontrast für Korrelationen zeigte ($z = 5.64, p < .001$; Meng et al., 1992, Formel 6).

Die drei Konstrukte zur Erfassung der Partnerschaftsqualität – Zufriedenheit in der Partnerschaft, sexuelle Zufriedenheit und empfundenes Glück – korrelierten gemäß den Erwartungen mit allen drei Eifersuchtsfacetten. Für Personen mit hoher erlebter Unsicherheit in der Partnerschaft ergab sich die erwartete hohe ängstliche und präventive Eifersucht. Ein geringes Vertrauen in den Partner ging erwartungsgemäß mit hoher ängstlicher und präventiver Eifersucht einher.

Tabelle 11

Interkorrelationen des DEIFI mit den Validierungskonstrukten in Stichprobe 3.

	Reaktive Eifersucht	Ängstliche Eifersucht	Präventive Eifersucht
Eifersuchtsfragebogen - Eifersucht	.42***	.58***	.53***
Eifersuchtsfragebogen - Kein Vertrauen	.02	.48***	.37***
Bochumer Bindungsfragebogen - Angst	.21***	.63***	.41***
Bochumer Bindungsfragebogen - Vermeidung	-.10*	.33***	.26***
Selbstwertgefühl	-.13**	-.49***	-.29***
Allgemeine Zufriedenheit in der Partnerschaft	.13**	-.31***	-.16**
Sexuelle Zufriedenheit in der Partnerschaft	.13**	-.24***	-.15**
Empfundenes Glück in der Partnerschaft	.10*	-.34***	-.14**
Unsicherheit in der Paarbeziehung	.06	.59***	.34***
Vertrauen in den Partner	.07	-.33***	-.25***
Soziale Erwünschtheit (BIDR - Selbsttäuschung)	-.10*	-.36***	-.23***
Soziale Erwünschtheit (BIDR - Fremdtäuschung)	-.03	-.10*	.04

Anmerkungen. $N = 460$, BIDR = Balancend Inventory of Desirable Responding, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Abschließend wurde der Zusammenhang des DEIFI mit den beiden BIDR-Skalen der Selbst- und Fremdtäuschung überprüft. Die Fremdtäuschungsskala wies nur schwache Korrelationen mit den drei Eifersuchtsfacetten auf. Im Vergleich dazu zeigten sich erwartungskonform signifikante negative Zusammenhänge zwischen den Eifersuchtskomponenten und der Selbsttäuschungsskala, wobei die Korrelationen für die ängstliche und die präventive Komponente am stärksten ausfielen (vgl. Tabelle 11).

3.4 Diskussion

In Studie 3 wurde mit dem DEIFI ein deutschsprachiges Messinstrument entwickelt, das drei unterscheidbare Facetten der romantischen Eifersuchtsneigung zu erfassen erlaubt. Das DEIFI dient der ökonomischen Messung der reaktiven, der ängstlichen und der präventiven Eifersucht als zeitlich überdauernde Wesenszüge bei heterosexuellen Erwachsenen. In drei unterschiedlichen Stichproben konnte die befriedigende psychometrische Qualität des DEIFI belegt werden. Die Ermittlung der Item- und Skalenkennwerte ergab, dass die drei Eifersuchtsfacetten zuverlässig und zeitlich stabil erfasst werden können. Mit wenigen Ausnahmen zeigten sich gute bis sehr gute Kennwerte für die Trennschärfe der Items. In drei Stichproben führten orthogonale Komponentenanalysen zu einer Bestätigung der faktoriellen Validität des Inventars; mit nur zwei Ausnahmen besaßen die Items ihre stärkste Ladung auf dem zugeordneten Faktor.

Alle drei Skalen waren in einem theoriekonformen Muster mit dem EFB von Bauer (1988) korreliert, was die konvergente Validität des Messinstruments belegt. Weiterhin fanden sich bei der Überprüfung der Zusammenhänge der drei DEIFI-Skalen mit einer Reihe von Außenkriterien Belege für die konvergente und diskriminante Validität des Verfahrens. Die Konstruktvalidität des DEIFI konnte insbesondere durch eine Multitrait-Multimethod-Analyse auf der Basis von Selbst- und Partnerurteil erfolgreich nachgewiesen werden. Mittels einer korrelationsbasierten MTMM-Auswertung konnte jedes der von Campbell und Fiske (1959) spezifizierten Kriterien positiv bestätigt werden. Im Folgenden werden die Zusammenhänge mit den Persönlichkeits- und Partnerschaftsvariablen für jede der drei Eifersuchtsfacetten des DEIFI separat aufgegriffen und diskutiert. Die auf Basis von Studie 3 ge-

wonnenen Erkenntnisse sollen ferner dazu dienen, die drei Eifersuchtsdimensionen inhaltlich genauer zu umreißen und zu erläutern.

Die *reaktive* Eifersucht repräsentiert die Eifersuchtsreaktion, die sich bei den Betroffenen in Folge eines die Exklusivität der partnerschaftlichen Beziehung gefährdenden Ereignisses bemerkbar macht. Sie ist demzufolge stärker durch exogene, situationale Faktoren determiniert und steht weniger in Zusammenhang mit Aspekten der Persönlichkeit oder der aktuellen Befindlichkeit der jeweiligen Person. In der vorliegenden Arbeit zeigten sich im Vergleich zu den anderen beiden Eifersuchtskomponenten erwartungsgemäß deutlich niedrigere korrelative Zusammenhänge mit dem Selbstwertgefühl, sowie keine oder nur geringfügige mit der Trait-Ängstlichkeit und Bindungsangst. Das Ausmaß der reaktiven Eifersucht ist zum einen abhängig von der Bedeutsamkeit der eifersuchtsauslösenden Situation und fällt umso stärker aus, je eindeutiger der Partner emotional oder sexuell untreu wurde. Zum anderen empfinden jene Personen ein höheres Maß an reaktiver Eifersucht, die ihre Partnerschaft als bedeutsam wahrnehmen und eine hohe Partnerschaftszufriedenheit erleben, da ein die Beziehung gefährdendes Ereignis für sie deutlich schmerzhaftere Konsequenzen zur Folge hätte. Erwartungskonform ergaben sich signifikante Korrelationen mit allen drei Indikatoren der Partnerschaftszufriedenheit. Partnerschaftskonstrukte, die nicht auf die Qualität der Paarbindung abheben, sondern sich auf die wahrgenommene Unsicherheit der Partnerschaft sowie das Vertrauen in den Partner beziehen, stehen hingegen nicht im Zusammenhang mit dieser Eifersuchtsfacette. Da die reaktive Eifersucht als Folgereaktion auf eine reale Beziehungsbedrohung entsteht, kann sie als normale respektive natürliche und situationsangepasste Eifersuchtsreaktion angesehen werden.

Die *ängstliche* Eifersucht wird im Gegensatz zur reaktiven Eifersuchtsfacette nicht primär durch real stattfindende Ereignisse ausgelöst, sondern die damit assoziierten Gefühle, Gedanken und Verhaltensweisen können auch durch imaginiertes Untreueverhalten des Partners gegenüber einem Rivalen hervorgerufen werden. Als tendenziell selbsterzeugte Eifersuchtsform zeichnet sie sich daher stärker durch problematische und der Situation unangepasste Züge aus. Dies sollte insbesondere dann der Fall sein, wenn Individuen sich häufig mit irrationalen und unbegründeten Gedanken über ein mögliches sexuelles oder emotionales Untreueverhalten des Partners konfrontiert sehen. Im Zuge dessen sollten bei den betroffenen Personen depressive Gefühle, ein geringer Selbstwert sowie partnerschaftliche

Probleme auftreten (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007). Diese Zusammenhänge bestätigten sich auch in der vorliegenden Arbeit: Ängstliche Eifersucht korrelierte signifikant negativ mit dem Selbstwertgefühl. Ferner empfanden Personen mit hoher ängstlicher Eifersucht weniger Glück und partnerschaftliche Zufriedenheit. Personen mit niedrigen ängstlichen Eifersuchtstendenzen berichteten hingegen über ein größeres Vertrauen in die Partnerschaft und eine geringere Unsicherheit gegenüber dem Partner. Ebenso konnte in Studie 3 die Annahme bestätigt werden, dass im Gegensatz zur reaktiven Form die ängstliche Eifersucht stärker durch endogene, in der Persönlichkeit liegende Wirkfaktoren bedingt ist. Gemäß der Erwartung konnte ein hoher Zusammenhang zwischen ängstlicher Eifersucht und Trait-Ängstlichkeit sowie Bindungsangst festgestellt werden.

Personen, die durch eine hohe *präventive* Eifersucht charakterisiert sind, haben ein hohes Bedürfnis nach Kontrolle und Sicherheit. Sie betreiben zum Teil einen erheblichen Aufwand, den Kontakt ihres Partners mit Personen des anderen Geschlechts präventiv zu verhindern bzw. in relevanten Situationen aktiv zu kontrollieren. Manche Autoren bezeichnen diese Eifersuchtsform daher auch als possessive oder besitzergreifende Eifersucht (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007). Der Wunsch nach Kontrolle kann sich bei dieser Eifersuchtsform auch in detektiven Verhaltensweisen, wie dem Nachspionieren des Partners und dem Suchen nach Hinweisen auf untreues Verhalten, niederschlagen. Inhaltlich sind sich die ängstliche und präventive Eifersuchtsform insofern ähnlich, als dass beide durch endogene Wirkfaktoren beeinflusst werden. Bei beiden Facetten steht ferner die Sorge respektive fehlende Sicherheit im Mittelpunkt, die häufig im Zusammenhang mit einem geringen Selbstwertgefühl steht und vermutlich ursächlich durch dieses gespeist wird (DeSteno et al., 2006). Wie für die ängstliche Eifersucht konnte dies auch für die präventive Facette in dieser Arbeit empirisch bestätigt werden. Es ergaben sich erwartungskonforme Zusammenhänge mit dem Selbstwertgefühl, der Trait-Ängstlichkeit, der Bindungsangst sowie der wahrgenommenen Unsicherheit in der Partnerschaft und dem Vertrauen in den Partner. Ebenso wie die ängstliche Eifersucht kann auch die präventive Eifersucht darüber hinaus nicht nur durch faktisch geschehene, sondern auch durch lediglich imaginierte Untreueszenarien ausgelöst werden und dadurch problematische Ausprägungen annehmen. Dies ist dann gegeben, wenn der Wunsch nach Kontrolle ein solches Ausmaß erreicht, dass die betroffenen Personen selbst darunter leiden oder sie gegenüber dem Partner aggressiv werden bzw. Stalking-Verhalten

zeigen (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007). Die sich daraus ableitenden negativen Zusammenhänge mit den Indikatoren der partnerschaftlichen Zufriedenheit fanden in dieser Arbeit Bestätigung.

In der vorliegenden Arbeit wurde durch die Verwendung des BIDR (Musch et al., 2002) geprüft, inwieweit soziale Erwünschtheitstendenzen beim DEIFI eine Rolle spielen. Musch et al. (2002) weisen darauf hin, dass von den beiden BIDR-Skalen die Fremdtäuschungskomponente zur Kontrolle von Verstellungs- und Verfälschungstendenzen geeignet sei, während die Varianz in der Selbsttäuschungsskala – aufgrund der substantiellen Korrelation mit dem Selbstwertgefühl – eher inhaltlich interpretiert werden sollte. Auf Basis dessen sowie der in dieser Untersuchung gefundenen Ergebnisse lässt sich schlussfolgern, dass beim DEIFI von nur minimalen Verzerrungstendenzen aufgrund sozial erwünschten Antwortverhaltens im Sinne einer Täuschung Fremder ausgegangen werden kann. Die selbstberichtete Eifersucht im DEIFI scheint demnach substantiellen Charakter zu haben und nicht das Resultat einer bewussten Eindruckssteuerung zu sein. Dies kann als weiterer Beleg für die inhaltliche Validität der Eifersuchtsskalen gewertet werden. Darüber hinaus unterstreichen die Befunde dieser Arbeit die Forderung nach einer inhaltlichen Interpretation der Selbsttäuschungsskala, die in dieser Untersuchung mit $r = .46$ einen gleich hohen Zusammenhang mit dem Selbstwertgefühl aufwies wie in der Untersuchung von Musch et al. (2002). Daher sollte sie nicht als zu kontrollierender Varianzanteil aus anderen Variablen auspartialisiert werden.

Trotz der insgesamt guten psychometrischen Eigenschaften und Belege für die konvergente und diskriminante Validität des Verfahrens könnte eine Schwäche des DEIFI darin gesehen werden, dass die Items notwendigerweise geschlechtsspezifisch formuliert sowie für eine heterosexuelle Partnerschaft ausgelegt sind. Dies wurde im Rahmen der Itemkonstruktion absichtlich vorgenommen, um zum einen sperrige und unvertraut klingende Formulierungen (z. B. „Person des anderen Geschlechts“ oder „wenn mein/e Partner/in eine/n andere/n Frau/Mann geküsst hätte“) zu vermeiden. Zum anderen bestand der originäre Fokus in der Konstruktion eines Inventars für heterosexuelle Personen, da Studien deutliche Unterschiede in der Eifersuchtsneigung zwischen heterosexuellen und homosexuellen Probanden finden konnten (u. a. Bringle, 1995; Sheets & Wolfe, 2001). Die Entwicklung eines einzigen Instruments für beide sexuellen Orientierungen schien vor diesem Hintergrund

unrealistisch. In zukünftigen Studien ließe sich diese Annahme jedoch einer empirischen Prüfung unterziehen.

Das DEIFI eignet sich sowohl für den Einsatz im Bereich der Wissenschaft als auch als diagnostisches Instrumentarium im Praxiskontext. Als Forschungsinstrument kann das Inventar in Studien verwendet werden, in denen Eifersucht im Zusammenhang mit Aspekten der Persönlichkeit oder Partnerschaft untersucht wird. Da es verschiedene Facetten zu unterscheiden vermag, kann es ebenso zur Aufdeckung von Interaktionen, als auch zur Neubewertung von altbekannten Zusammenhängen mit anderen Merkmalen beitragen. Im Bereich der Praxis wäre beispielsweise ein Einsatz im Rahmen der Paartherapie denkbar, um bei den Klienten die differentielle Eifersuchtsstruktur erfassen und gegebenenfalls extreme oder situationsunangepasste Tendenzen rückmelden zu können.

4 Schlussbemerkung und zusammenfassende Thesen

Seit Anbeginn der Menschheit sehen sich beide Geschlechter im Rahmen des Paarungsverhaltens mit dem Problem der potentiellen Untreue des Sexualpartners konfrontiert (Schmitt, 2005; Shackelford, Pound, Goetz & Lamunyon, 2005). Vertreter der Evolutionspsychologie postulieren, dass sich aufgrund der damit verbundenen Kosten bestimmte psychologische Mechanismen ausgebildet haben sollten, die es den Trägern dieser Anpassungen erlaubten, erfolgreicher mit dem Problem der Untreue umzugehen. Die vorliegende Arbeit befasst sich mit zwei Themengebieten, die sich als Konsequenz von untreuem Verhalten in der Paarbeziehung rein faktisch ergeben können (Vorhandensein von Nichtvaterschaften) bzw. in Form einer sich ausgebildeten Adaptation im Laufe der phylogenetischen Vergangenheit ausgebildet haben sollten (Eifersucht).

In den beiden ersten Studien konnte anhand mehrerer historischer sowie eines aktuellen Datensatzes eine unverzerrte und für die jeweilige Population weitestgehend repräsentative Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate bestimmt werden. Während auf Basis historischer Blutgruppenuntersuchungen an Mutter-Vater-Kind-Tripeln die Nichtvaterschaftsrate auf durchschnittlich rund 5% geschätzt wird, beträgt sie für einen aktuellen Datensatz eines deutschen Knochenmarkspenderegisters rund 1%. Die Ergebnisse beider Studien belegen eindrucksvoll, dass die sowohl in den Medien und zum Teil auch in der Fachliteratur häufig zitierte Schätzung der Nichtvaterschaftsprävalenz von 10% in den westlichen Industrieländern nicht haltbar ist und in das Reich der Mythen gehört. Die Diskrepanz zwischen den beiden Schätzwerten von 5% bzw. 1% lässt sich einerseits auf den allgemein beobachtbaren Rückgang der Nichtvaterschaftsrate in den zurückliegenden Dekaden – vermutlich aufgrund des verstärkten Einsatzes von Verhütungsmitteln (vgl. Voracek et al., 2008) – zurückführen. Andererseits ist die höhere Kuckuckskindrate in den historischen Datensätzen womöglich in dem allgemein niedrigeren sozioökonomischen Status – einer Variablen, die nachweislich Einfluss auf die Nichtvaterschaftsrate haben kann (vgl. Cerda-Flores et al., 1999; Schacht & Gershowitz, 1963) – der Allgemeinbevölkerung aus dieser Zeit begründet.

Im Lichte dieser Erkenntnisse drängt sich die Frage auf, ob die in den beiden Studien bestimmte Nichtvaterschaftsrate repräsentative Prävalenzschätzungen für Populationen un-

serer Vorfahren darstellen, die im Zeitalter des Pleistozäns ums Überleben gekämpft haben. Unter der Annahme, dass das menschliche Sexualverhalten in der evolutionären Vergangenheit geformt wurde, erlauben Verhaltensdaten aus der heutigen Zeit womöglich einen alternativen und besseren Zugang, um die Nichtvaterschaftsrate in prähistorischen Kulturen plausibel schätzen zu können. Anstatt auf Basis von biologischen Markern die Anzahl der Nichtvaterschaften zu bestimmen, versuchten einige Studien daher eine Schätzung der Kuckuckskindrate mittels des über Fragebögen erfassten Sexualverhaltens der Teilnehmer vorzunehmen. In ihrer Studie an 2708 britischen Frauen schätzten beispielsweise Bellis und Baker (1990) auf der Basis des berichteten Prozentsatzes an außereheleichen Geschlechtsverkehr und des jeweiligen Zeitpunktes im Menstruationszyklus die Nichtvaterschaftsrate auf 7-14%. Einen anderen Zugang zur Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate anhand von Verhaltensdaten wählten hingegen Gaulin et al. (1997). Sie baten ihre Studienteilnehmer anzugeben, wie viel Fürsorge ihnen von Onkeln und Tanten mütter- und väterlicherseits zuteil wurde. Unter der Annahme, dass Verwandte umso mehr in diejenigen Nachkommen investieren, die in einem engeren genetischen Verwandtschaftsverhältnis zu ihnen stehen (was eine Funktion der Vaterschaftsgewissheit darstellt), bestimmten die Autoren die Kuckuckskindrate auf Basis der Fürsorglichkeitsratings. Die darüber vorgenommene Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate lag zwischen 13% und 20%. Unter Anwendung des gleichen Ansatzes konnten Hoier, Euler und Hänze (2001) für eine deutsche Stichprobe die Nichtvaterschaftsrate auf 8% (auf der Grundlage der Daten bei Onkeln) bzw. 30% (auf Grundlage der Daten bei Tanten) schätzen. Anhand dieser Studien lässt sich schlussfolgern, dass die Nichtvaterschaftsrate in menschlichen Populationen der evolutionären Vergangenheit womöglich deutlich höher war als 5% oder sogar 10%. Ferner würden diese Untersuchungen die besondere Notwendigkeit der Ausbildung adaptiver psychologischer Mechanismen beim Mann als Gegenmaßnahmen zum potentiellen Untreueverhalten der Sexualpartnerin verdeutlichen. Eine dieser Gegenmaßnahmen könnte die Eifersucht in Paarbeziehungen darstellen.

In Studie 3 wird die erfolgreiche Entwicklung und Validierung eines dreifaktoriellen Inventars vorgestellt, welches zwischen reaktiver, ängstlicher und präventiver Eifersuchtsneigung zu differenzieren erlaubt. Abseits der Vorteile, welches das DEIFI als erstem deutschsprachigen Fragebogen zur ökonomischen Erfassung der drei Eifersuchtsfacetten für

Forschung und Praxis bietet, verdeutlichen die Ergebnisse, dass es sich bei dem Konstrukt Eifersucht um einen zeitlich überdauernden Wesenszug handelt, der beiden Geschlechtern gemein ist. Auch wenn von den drei Eifersuchtskomponenten die ängstliche und die präventive Eifersucht tendenziell pathologischen Charakter besitzen, da sie selbsterzeugt sind und in Zusammenhang mit depressiven Gefühlen, einem geringen Selbstwert, unsicheren Bindungsmustern und partnerschaftlichen Problemen stehen, so besitzen diese beiden Eifersuchtsformen aus einer evolutionspsychologischen Perspektive zweifellos adaptiven Wert. Die durch ein imaginiertes Untreuverhalten des Partners gegenüber einem Rivalen ausgelösten Gefühle, Gedanken und Verhaltensweisen mögen zwar im Falle der ängstlichen und präventiven Eifersucht unbegründet und irrational sein, in der phylogenetischen Vergangenheit dürften sie jedoch mit dazu beigetragen haben, dass aufgrund erhöhter Wachsamkeit bzw. kontrollierendem und nachspionierendem Verhalten der Partner an untreuem Verhalten erfolgreich gehindert wurde. Die im Eifersuchtswahn zum Teil beobachtbaren maladaptiven und fitnessabträglichen Verhaltensweisen, wie beispielsweise das Verletzen oder Töten des eigenen Partners respektive der eigenen Person, lassen sich in diesem Theorierahmen als gestörtes adaptives Nebenprodukt – wie es vergleichsweise auch im Falle des Alkoholismus als gestörtem Nebenprodukt der Vorliebe für reife Früchte diskutiert wird (Dudley, 2002) – interpretieren.

Zusammenfassend lassen sich für die vorliegende Dissertation die folgenden Thesen formulieren:

- 1.) Die meisten der bisher veröffentlichten Untersuchungen zur Prävalenzschätzung der Nichtvaterschaftsrate basieren auf nicht repräsentativen Stichproben, die den Anteil der Kuckuckskinder in der zugrunde liegenden Population entweder systematisch über- oder unterschätzen.
- 2.) In Deutschland gesammelte Datensätze aus Knochenmarkspenderegistern sowie historische Blutgruppenuntersuchungen ermöglichen eine weitestgehend unverzerrte Bestimmung der Nichtvaterschaftsrate. Die auf Basis dieser Stichproben vorgenommene Schätzung der Nichtvaterschaftsrate ergab einen

Wert in Höhe von rund 1% für die Daten aus dem Spenderegister sowie rund 5% für repräsentative historische Blutgruppendaten.

- 3.) Die häufig in den Medien und zum Teil auch in Lehrbüchern und Fachartikeln kolportierte Schätzung der Nichtvaterschaftsrate von 10% ist empirisch nicht haltbar und als zu hoch anzusehen.
- 4.) Mittels multinomialer Modelle können valide Schätzungen der Nichtvaterschaftsrate inklusive der Allelverteilung einer Population auf der Basis eines einzelnen und unspezifischen Markersystems, das nach einfachen mendelschen Regeln vererbt wird (wie beispielsweise die ABO-Blutgruppe), vorgenommen werden.
- 5.) Mit der reaktiven, ängstlichen und präventiven Eifersucht existieren drei unterschiedliche Eifersuchtsfacetten, die zeitlich überdauernde Wesenszüge darstellen und sich mittels Fragebogeninventar erfassen lassen. Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI) erlaubt die reliable und valide Messung dieser Eifersuchtskomponenten auf ökonomische Art und Weise für den deutschsprachigen Raum.

5 Literaturverzeichnis

- AABB (American Association of Blood Banks) 2008. *Annual report summary for testing in 2008*.
Zugriff am 04.04.2011, <http://www.aabb.org/sa/facilities/Documents/rtannrpt08.pdf>
- Aguilar-Martinez, P., Jourdan, E., Brun, S., Cunat, S., Giansily-Blaizot, M., Pissard, S. & Schved, J. F. (2007). A novel mutation of the beta-globin gene promoter (-102 C>A) and pitfalls in family screening. *American Journal of Hematology*, 82, 1088-1090.
- Alexander, R. D. & Noonan, K. M. (1979). Concealment of ovulation, parental care and human social evolution. In N. A. Chagnon & W. Irons (Eds.), *Evolutionary biology and human social behavior: An anthropological perspective* (pp. 436-453). North Scituate, MA: Duxbury.
- Alfred, J. (2002). Flagging non-paternity. *Nature Reviews Genetics*, 3, 161.
- Anderson, K. G. (2006). How well does paternity confidence match actual paternity? Evidence from worldwide nonpaternity rates. *Current Anthropology*, 47, 513-520.
- Archer, J. & Lloyd, B. B. (2002). *Sex and gender*. New York: Cambridge University Press.
- Attridge, M., Berscheid, E. & Sprecher, S. (1998). Dependency and insecurity in romantic relationships: Development and validation of two companion scales. *Personal Relationships*, 5, 31-58.
- Baker, R. R. & Bellis, M. A. (1995). *Human sperm competition: copulation, masturbation, and infidelity*. London: Chapman and Hall.
- Barelds, D. P. H. & Barelds-Dijkstra, P. (2007). Relations between different types of jealousy and self and partner perceptions of relationship quality. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 14, 176-188.
- Barelds, D. P. H. & Dijkstra, P. (2006). Reactive, anxious and possessive forms of jealousy and their relation to relationship quality among heterosexuals and homosexuals. *Journal of Homosexuality*, 51, 183-198.
- Barry, H. & Schlegel, A. (1984). Measurements of adolescent behavior in the standard sample of societies. *Ethnology*, 23, 315-329.
- Batchelder, W. H. & Riefer, D. M. (1999). Theoretical and empirical review of multinomial process tree modeling. *Psychonomic Bulletin & Review*, 6, 57-86.

- Bauer, B. (1988). *Eifersucht in Partnerschaften: Zusammenhang der Eifersuchtsdisposition mit ausgewählten Persönlichkeitsmerkmalen und demographischen Variablen*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Universität Trier.
- Bellis, M. A. & Baker, R. R. (1990). Do females promote sperm competition: Data for humans. *Animal Behaviour*, 40, 997-999.
- Bellis, M. A., Hughes, K., Hughes, S. & Ashton, J. R. (2005). Measuring paternal discrepancy and its public health consequences. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59, 749-754.
- Bernstein, F. (1925). Zusammenfassende Betrachtungen über die erblichen Blutstrukturen des Menschen. *Zeitschrift für induktive Abstammungs- und Vererbungslehre*, 37, 237-270.
- Bierhoff, H.-W. & Grau, I. (1999). *Romantische Beziehungen: Bindung, Liebe, Partnerschaft*. Bern: Huber.
- Blain, D. & Brooks, B. P. (2007). Molecular diagnosis and genetic counselling in ophthalmology. *Archives of Ophthalmology*, 125, 196-203.
- Bland, J. M. & Kerry, S. M. (1998). Weighted comparison of means. Statistics Notes. *British Medical Journal*, 316, 129.
- Bodmer, W. F. & Bodmer, J. G. (1978). Evolution and function of the HLA system. *British Medical Bulletin*, 34, 309-316.
- Bonaiti-Pellié, C., Poisson, N., Bechtel, Y. & Bechtel, P. (1992). Sensitivity of transmission probabilities to paternity exclusion in segregation analysis. *Genetic Epidemiology*, 9, 67-71.
- Brennan, K., Clark, C. & Shaver, P. (1998). Self-report measurement of adult attachment. An integrative overview. In J. Simpson & W. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships* (pp. 46-76). New York: Guilford.
- Bringle, R. G. (1991). Psychosocial aspects of jealousy: A transactional model. In P. Salovey (Ed.), *The psychology of jealousy and envy* (pp. 103-131). New York: Guilford Press.
- Bringle, R. G. (1995). Sexual jealousy in the relationships of homosexual and heterosexual men: 1980 and 1992. *Personal Relationships*, 2, 313-325.
- Bringle, R. G. & Evenbeck, S. (1979). The study of jealousy as a dispositional characteristic. In M. Cook & G. Wilson (Eds.), *Love and attraction* (pp. 201-204). Oxford: Pergamon Press.

- Bringle, R. G., Renner, P., Terry, R. L. & Davis, S. (1983). An analysis of situation and person components of jealousy. *Journal of Research in Personality*, 17, 354-368.
- Broude, G. E. & Greene, S. J. (1976). Cross-cultural codes on twenty sexual attitudes and practices. *Ethnology*, 15, 410-429.
- Buck, E. & Bierhoff, H.-W. (1986). Verlässlichkeit und Vertrauenswürdigkeit: Skalen zur Erfassung des Vertrauens in eine konkrete Person. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 7, 205-223.
- Buss, D. M. (1988). From vigilance to violence: Tactics of mate retention in American undergraduates. *Ethology and Sociobiology*, 9, 291-317.
- Buss, D. M. (1992). Mate preference mechanisms: Consequences for partner choice and intrasexual competition. In J. H. Barkow, L. Cosmides & J. Tooby (Eds.), *The adapted mind* (pp. 249-266). New York: Oxford University Press.
- Buss, D. M. (2000). *The dangerous passion: Why jealousy is as necessary as love and sex*. New York: The Free Press.
- Buss, D. M., Larsen, R. J., Westen, D. & Semmelroth, J. (1992). Sex differences in jealousy: Evolution, physiology, and psychology. *Psychological Science*, 3, 251-255.
- Buss, D. M. & Schmitt, D. P. (1993). Sexual strategies theory: An evolutionary perspective on human mating. *Psychological Review*, 100, 203-232.
- Buss, D. M. & Shackelford, T. K. (1997). From vigilance to violence: Mate retention tactics in married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 346-361.
- Buunk, B. P. (1997). Personality, birth order and attachment styles as related to various types of jealousy. *Personality and Individual Differences*, 23, 997-1006.
- Buunk, B. P. & Bringle, R. G. (1987). Jealousy in love relationships. In D. Perlman & S. Duck (Eds.), *Intimate Relationships* (pp. 123-149). Newbury Park: Sage Publications.
- Buunk, B. P. & Dijkstra, P. (2000). Extra dyadic relationships and jealousy. In C. Hendrick & S. S. Hendrick (Eds.), *Close relationships: A sourcebook* (pp. 317-330). London: Sage Publications.
- Campbell, D. T. & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multi-trait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.

- Cerda-Flores, R. M., Barton, S. A., Marty-Gonzalez, L. F., Rivas, F. & Chakraborty, R. (1999). Estimation of nonpaternity in the Mexican population of Nuevo Leon: Validation study with blood group markers. *American Journal of Physical Anthropology*, 109, 281-293.
- Cervino, A. C. L. & Hill, A. V. S. (2000). Comparison of tests for association and linkage in incomplete families. *American Journal of Human Genetics*, 67, 120-132.
- Chakravarti, A. & Li, C. C. (1983). The probability of exclusion based on the HLA locus. *American Journal of Human Genetics*, 35, 1048-1052.
- Clarke, P. M., Barrett, L. & Henzi, S. P. (2009). What role do olfactory cues play in chacma baboon mating? *American Journal of Primatology*, 71, 493-502.
- Clutton-Brock, T. H. (1988). *Reproductive success: Studies of individual variation in contrasting breeding systems*. Chicago: University of Chicago Press.
- Collani, G. von & Herzberg, P. Y. (2003). Zur internen Struktur des globalen Selbstwertgefühls nach Rosenberg. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 24, 9-22.
- Darwin, C. R. (1859). *On the origin of species*. London: John Murray.
- De Moja, C. A. (1986). Anxiety, self-confidence, jealousy, romantic attitudes toward love in Italian undergraduates. *Psychological Reports*, 58, 138.
- Dempster, A. P., Laird, N. M. & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 39, 1-38.
- DeSteno, D., Valdesolo, P. & Bartlett, M. Y. (2006). Jealousy and the threatened self: Getting to the heart of the green-eyed monster. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91, 626-641.
- Diedenhofen, B., Aust, F., Ullrich, S. & Musch, J. (2010). *Seriousness checks are useful to improve data validity in online research*. Talk at the 10th Congress of General Online Research (GOR 10), May 26-28th, Pforzheim.
- Dockerty, J. D., Draper, G., Vincent, T., Rowan, S. D. & Bunch, K. J. (2001). Case-control study of parental age, parity and socioeconomic level in relation to childhood cancers. *International Journal of Epidemiology*, 30, 1428-1437.
- Doll, R. (1989). The epidemiology of childhood leukaemia. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 152, 341-351.

- Dudley, R. (2002). Fermenting fruit and the historical ecology of ethanol ingestion: Is alcoholism in modern humans an evolutionary hangover? *Addiction*, 97, 381-388.
- Eckstein, R. & Zimmermann, R. (2010). *Immunhämatologie und Transfusionsmedizin*. München: Urban & Fischer.
- Edwards, J. H. (1957). A critical examination of the reputed primary influence of ABO phenotype on fertility and sex ratio. *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 11, 79-89.
- Ellman, I. M. & Kaye, D. H. (1979). Probabilities and proof: Can HLA and blood group testing prove paternity? *New York University Law Review*, 54, 1131-1162.
- Emery, E. A. H. (1983). *Elements of medical genetics (6th ed.)*. Edinburgh: Churchill Livingstone.
- Erdfelder, E. (2000). *Multinomiale Modelle in der kognitiven Psychologie*. Unveröffentlichte Habilitationsschrift. Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität, Bonn.
- Euler, H. A. & Weitzel, B. (1996). Discriminative grandparental solicitude as reproductive strategy. *Human Nature*, 7, 39-59.
- Fisseni, H.-J. (2004). *Lehrbuch der psychologischen Diagnostik*. Göttingen: Hogrefe.
- Frayser, S. G. (1985). *Varieties of sexual experience: An anthropological perspective on human sexuality*. New Haven, CT: HRAF Press.
- Freud, S. (1922). Über einige neurotische Mechanismen bei Eifersucht, Paranoia und Homosexualität. *Internationale Zeitschrift für Psychoanalyse*, 8, 249-258.
- Gangestad, S. W., Thornhill, R. & Garver-Apgar, C. E. (2005). Adaptations to ovulation. In D. M. Buss (Ed.), *The handbook of evolutionary psychology* (pp. 344-371). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Gaulin, J. C., McBurney, D. H. & Brakeman-Wartell, S. L. (1997). Matrilateral biases in the investment of aunts and uncles: A consequence and measure of paternity uncertainty. *Human Nature*, 8, 139-151.
- Geary, D. C. (1998). *Male, female: The evolution of human sex differences*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Gjertson, D. W., Brenner, C. H., Baur, M. P., Carracedo, A., Guidet, F., Luque, J. A., Lessig, R., Mayr, W. R., Pascali, V. L., Prinz, M., Schneider, P. M. & Morling, N. (2007). ISFG: Recommendations on biostatistics in paternity testing. *Forensic Science International Genetics*, 1, 223-231.

- Hahlweg, K. (1979). Konstruktion und Validierung des Partnerschaftsfragebogens PFB. *Zeitschrift für Klinische Psychologie*, 8, 17-40.
- Hamilton, W. D. (1964). The genetical evolution of social behaviour. Part I & II. *Journal of Theoretical Biology*, 7, 1-52.
- Haslam, N. & Bornstein, B. (1996). Envy and jealousy as discrete emotions: A taxometric analysis. *Motivation and Emotion*, 20, 255-272.
- Hassebrauck, M. (1991). ZIP - Ein Instrumentarium zur Erfassung der Zufriedenheit in Paarbeziehungen. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 22, 256-259.
- Hemminki, K. & Mutanen, P. (2001). Birth order, family size, and the risk of cancer in young and middle-aged adults. *British Journal of Cancer*, 84, 1466-1471.
- Henke, L., Fimmers, R., Josephi, E., Cleef, S., Dülmer, M. & Henke, J. (1999). Usefulness of conventional blood groups, DNA-mini-satellites, and short tandem repeat polymorphisms in paternity testing: a comparison. *Forensic Science International*, 103, 133-142.
- Hilton, A. & Skrutkowski, M. (2002). Translating instruments into other languages: development and testing processes. *Cancer Nursing*, 25, 1-7.
- Hirszfeld, L. (1928). *Konstitutionsserologie und Blutgruppenforschung*. Berlin: Springer.
- Hirszfeld, L. (1934). Hauptprobleme der Blutgruppenforschung in den Jahren 1927-1933. *Ergebnisse der Hygiene, Bakteriologie, Immunitätsforschung und experimentellen Therapie*, 15, 54-218.
- Hoier, S., Euler, H. A. & Hänze, M. (2001). Diskriminative Fürsorglichkeit von Tanten und Onkeln: Eine empirische Untersuchung aus evolutionspsychologischer Perspektive. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 3, 206-215.
- Hu, X. & Batchelder, W. H. (1994). The statistical analysis of general processing tree models with the EM algorithm. *Psychometrika*, 59, 21-47.
- IARC (International Agency for Research on Cancer, 1997). *Social inequalities and cancer*. IARC Scientific Publications No. 138, Lyon.
- Jankowiak, W., Nell, D. & Buckmaster, A. (2002). Extra-marital affairs: a reconsideration of the meaning and universality of the "double standard". *Journal of Comparative and Cross-Cultural Research*, 13, 2-21.
- Jobling, M. A., Hurles, M. E. & Tyler-Smith, C. (2004). *Human evolutionary genetics*. New York: Garland Publishing.

- Johnstone, J. M. (1954). Heterospecific pregnancy. *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 8, 117-123.
- Kirihara, S. & Hakurinsai, A. (1928). The heredity law of the human blood groups. *Nagoya Journal of Medical Science*, 2, 75-102.
- Klann, N. & Hahlweg, K. (1994). *Beratungsbegleitende Forschung - Evaluation von Vorgehensweisen in der Ehe-, Familien- und Lebensberatung und ihre spezifischen Auswirkungen* (Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend Band 48.1). Stuttgart: Kohlhammer.
- Knobloch, L. K., Solomon, D. H. & Cruz, M. G. (2001). The role of relationship development and attachment in the experience of romantic jealousy. *Personal Relationships*, 8, 205-224.
- Krawczak, M., Böhm, I., Nürnberg, P., Hampe, J., Hundrieser, J., Pöche, H., Peters, C., Slomski, R., Kwiatkowska, J., Nagy, M., Pöpper, A., Epplein, J. T. & Schmidtke, J. (1993). Paternity testing with oligonucleotide multilocus probe (CAC)₅/(GTG)₅: a multicenter study. *Forensic Science International*, 59, 101-117.
- Landsteiner, K. (1900). Zur Kenntnis der antifermentativen, lytischen und agglutinierenden Wirkungen des Blutserums und der Lymphe. *Zentralblatt Bakteriologie*, 27, 357-362.
- Landsteiner, K. (1901). Über Agglutinationserscheinungen normalen menschlichen Blutes. *Wiener Klinische Wochenschrift*, 14, 1132-1134.
- Landsteiner K. & Levine, P. (1927a). A new agglutinable factor differentiating individual human bloods. *Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine*, 24, 600-602.
- Landsteiner, K. & Levine, P. (1927b). Further observations on individual differences of human blood. *Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine*, 24, 941-942.
- Landsteiner, K. & Wiener, A. S. (1941). Studies on an agglutinin (Rh) in human blood reacting with anti-rhesus sera and with human isoantibodies. *Journal of Experimental Medicine*, 74, 309-320.
- Lathrop, G. M., Hooper, A. B., Huntsman, J. W. & Ward, R. H. (1983). Evaluating pedigree data. I. The estimation of pedigree error in the presence of marker mistyping. *American Journal of Human Genetics*, 35, 241-262.

- Lattes, L. (1925). *Die Individualität des Blutes in der Biologie, in der Klinik und in der gerichtlichen Medizin*. Berlin: Springer.
- Lattes, L. (1932). *Individuality of the blood in biology and in clinical and forensic medicine*. Oxford: University Press.
- Laumann, E. O., Gagnon, J. H., Michael, R. T. & Michaels, S. (1994). *The social organization of sexuality: Sexual practices in the United States*. Chicago: University of Chicago Press.
- Laux, L., Glanzmann, P., Schaffner, P. & Spielberger, C. D. (1981). *Das State-Trait-Angstinventar (STAI)*. Weinheim: Beltz.
- Lisker, R. & Carnevale, A. (2006). Changing opinions of Mexican geneticists on ethical issues. *Archives of Medical Research*, 37, 794-803.
- Lisker, R., Carnevale, A., Villa, J. A., Armendares, S. & Wertz D. C. (1998). Mexican geneticists' opinions on disclosure issues. *Clinical Genetics*, 54, 321-329.
- MacIntyre, S. & Sooman, A. (1991). Non-paternity and prenatal genetic screening. *Lancet*, 338, 869-871.
- Marks, L. V. (2001). *Sexual chemistry: a history of the contraceptive pill*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Marsh, H. W. & Grayson, D. (1995). Latent variable models of multitrait-multimethod data. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: Concepts, issues, and applications* (pp. 177-187). Thousand Oaks, London: Sage.
- Mathes, E. W. (1991). A cognitive theory of jealousy. In P. Salovey (Ed.), *The Psychology of jealousy and envy* (pp. 52-78). New York: Guilford Press.
- Mathes, E. W. & Severa, N. (1981). Jealousy, romantic love, and liking: theoretical considerations and preliminary scale development. *Psychological Reports*, 49, 23-31.
- McClennen, M. C., Summers, A. B. & Vaughan, C. (2002). Gay men's domestic violence: Dynamics, help-seeking behaviours and correlates. *Journal of Gays and Lesbian Social Services*, 14, 23-49.
- Mealey, L. (2000). *Sex differences: Development and evolutionary strategies*. San Diego, CA: Academic Press.
- Meng, X.-L., Rosenthal, R. & Rubin, D. B. (1992). Comparing correlated correlation coefficients. *Psychological Bulletin*, 111, 172-175.

- Mickey, M. R., Gjertson, D. W. & Terasaki, P. I. (1986). Empirical validation of the Essen-Möller probability of paternity. *American Journal of Human Genetics*, 39, 123-132.
- Miranda, A., Almeida, O. G., Hubbard, P. C., Barata, E. N. & Canário, A. V. M. (2005). Olfactory discrimination of female reproductive status by male tilapia (*Oreochromis mossambicus*). *Journal of Experimental Biology*, 208, 2037-2043.
- Moshagen, M. (2010). multiTree: A computer program for the analysis of multinomial processing tree models. *Behavior Research Methods*, 42, 42-54.
- Mourant, A. E., Kopeč, A. C. & Domaniewska-Sobczak, K. (1976). *The distribution of human blood groups and other polymorphisms*. Oxford: University Press.
- Müller, E.-A. (1994). *Eifersucht in heterosexuellen Liebesbeziehungen – ein eigenständiges Persönlichkeitsmerkmal?* Unveröffentlichte Dissertation, Universität Marburg.
- Murdock, G. P. (1967). *Ethnographic Atlas*. Pittsburgh: The University of Pittsburgh Press.
- Musch, J., Brockhaus, R. & Bröder, A. (2002). Ein Inventar zur Erfassung von zwei Faktoren sozialer Erwünschtheit. *Diagnostica*, 48, 121-129.
- Neumann, E., Rohmann, E. & Bierhoff, H.-W. (2007). Entwicklung und Validierung von Skalen zur Erfassung von Vermeidung und Angst in Partnerschaften. Der Bochumer Bindungsfragebogen (BoBi). *Diagnostica*, 53, 33-47.
- Nibbrig, H. H. (2008). Jedes fünfte Baby ein „Kuckuckskind“. *Berliner Morgenpost*. Zugriff am 04.04.2011, http://www.morgenpost.de/printarchiv/berlin/article 337139/Jedes_fuenfte_Baby_ein_Kuckuckskind.html
- Okaya, N. (1935). Die Verteilung der Blutgruppen im ABO- und MN-System bei den Mikronesiern auf der Insel Saipan. *Hainzagaku zasshi (Archiv für Gerichtliche Medizin und Kriminologie)*, 8, 106-119.
- Patzelt, D. & Schneider, P. M. (2007). Forensische Serologie/Molekulare Genetik. In B. Madea (Hrsg.), *Praxis Rechtsmedizin* (S. 495-537). Heidelberg: Springer.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego: Academic Press.
- Pawlowski, B. (1999). Loss of oestrus and concealed ovulation in human evolution: The case against the sexual-selection hypothesis. *Current Anthropology*, 40, 257-275.

- Peritz, E. (1967). A statistical study of intrauterine selection factors related to the ABO system. *Annals of Human Genetics*, 30, 259-270.
- Pfeiffer, S. M. & Wong, P. T. P. (1989). Multidimensional jealousy. *Journal of Social and Personal Relationships*, 6, 181-196.
- Philipp, E. E. (1973). Comment in discussion: Moral, social, and ethical issues. In G. E. W. Wolstenholme & D. W. Fitzsimons (Eds.), *Law and ethics of A.I.D. and embryo transfer* (pp. 663-666). Amsterdam: Associated Scientific Publishers.
- Platek, S. M. & Shackelford, T. K. (Eds.) (2006). *Female infidelity and paternal uncertainty*. New York: Cambridge University Press.
- Potthoff, R. F. & Whittinghill, M. (1965). Maximum-likelihood estimation of the proportion of nonpaternity. *American Journal of Human Genetics*, 17, 480-494.
- Procopio, M. (2005). Misattributed paternity: a bias in the family studies in schizophrenia? *Medical Hypotheses*, 64, 1046-1049.
- Rasmussen, L. E. L., Krishnamurthy, V. & Sukumar, R. (2005). Behavioural and chemical confirmation of the preovulatory pheromone, (Z)-7-dodecenyl acetate, in wild Asian elephants: its relationship to musth. *Behavior*, 142, 351-396.
- Radecki-Bush, C., Farrell, A. D. & Bush, J. P. (1993). Predicting jealous responses: The influence of adult attachment and depression on threat appraisal. *Journal of Social and Personal Relationships*, 10, 569-588.
- Read T. & Cressie N. (1988). *Goodness-of-fit statistics for discrete multivariate data*. New York: Springer.
- Riefer, D. M. & Batchelder, W. H. (1988). Multinomial modeling and the measurement of cognitive processes. *Psychological Review*, 95, 318-339.
- Ritz, E. (1985). The clinical spectrum of hereditary nephritis. *Nephrology forum, Kidney International*, 27, 83-92.
- Rohmann, E. (2000). *Gerechtigkeitserleben und Erwartungserfüllung in Partnerschaften*. Frankfurt: Lang.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rubin, Z. (1970). Measurement of romantic love. *Journal of Personality and Social Psychology*, 16, 265-273.

- Rydell, R. J. & Bringle, R. G. (2007). Differentiating reactive and suspicious jealousy. *Social Behavior and Personality*, 35, 1099-1114.
- Rydell, R. J., McConnell, A. R. & Bringle, R. G. (2004). Jealousy and commitment: Perceived threat and the effect of relationship alternatives. *Personal Relationships*, 1, 451-468.
- Sasse, G., Müller, H., Chakraborty, R. & Ott, J. (1994). Estimating the frequency of nonpaternity in Switzerland. *Human Heredity*, 44, 337-343.
- Schacht, L. E. & Gershowitz, H. (1963). Frequency of extramarital children as determined by blood groups. In F. Brockington, J. Francois & L. Gedda (Eds.), *Proceedings of the Second International Congress on Human Genetics* (pp. 894-897). Rome: Instituto G. Mendel.
- Schmitt, A. & Mees, U. (2003). Eifersuchstypen: Qualitative Unterschiede und differentielle Beziehungen zu Liebe, Bindung und Merkmalen der Liebesbeziehung. In U. Mees & A. Schmitt (Hrsg.), *Emotionspsychologie: Theoretische Analysen und empirische Untersuchungen* (S. 155-190). Oldenburg: BIS-Verlag.
- Schmitt, D. P. (2005). Fundamentals of human mating strategies. In D. M. Buss (Ed.), *The handbook of evolutionary psychology* (pp. 258-291). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Schmitt, D. P., Alcalay, L., Allik, J., Angleitner, A., Ault, L., Austers, I. et al. (2004). Patterns and universals of mate poaching across 53 nations: The effects of sex, culture, and personality on romantically attracting another person's partner. *Journal of Personality and Social Psychology*, 86, 560-584.
- Schmitt, M., Falkenau, K. & Montada, L. (1995). Zur Messung von Eifersucht über stellvertretende Emotionsbegriffe und zur Bereichsspezifität der Eifersuchtsneigung. *Diagnostica*, 41, 131-149.
- Shackelford, T. K., Pound, N., Goetz, A. T. & Lamunyon, C. W. (2005). Female infidelity and sperm competition. In D. M. Buss (Ed.), *The handbook of evolutionary psychology* (pp. 372-393). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Sharpsteen, D. J. (1993). Romantic jealousy as an emotion concept: a prototype analysis. *Journal of Social and Personal Relationships*, 10, 69-82.
- Sheets, V. L. & Wolfe, M. D. (2001). Sexual jealousy in heterosexuals, lesbians, and gays. *Sex Roles*, 44, 255-276.
- Silver, H. (1989). Paternity testing. *Critical Reviews in Clinical Laboratory Sciences*, 27, 391-408.

- Stahl, C. & Klauer, K. C. (2007). HMMTree: A computer program for latent-class hierarchical multinomial processing tree models. *Behavior Research Methods*, 39, 267-273.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2010). *Statistisches Jahrbuch*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Stewart, A. D. (1989). Screening for cystic fibrosis. *Nature*, 341, 696.
- Sun, C., Tsao, K. & Teh, C. (1992). Exclusion probabilities of red cell antigen systems for Chinese. *Chinese Journal of Microbiology and Immunology*, 25, 33-40.
- Tarrier, N., Beckett, R., Harwood, S. & Ahmed, Y. (1989). Comparison of morbidly jealous and a normal female population on the Eysenck Personality Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 10, 1327-1328.
- Thomson, O. & Clausen, J. (1931). Om forekomst af Landsteiner's Immunreceptorer M og N og disses Betydning i Paternitetssager. *Hospitalstidende*, 74, 321-330.
- Voracek, M., Haubner, T. & Fisher, M. L. (2008). Recent decline in nonpaternity rates: a cross-temporal meta-analysis. *Psychological Reports*, 103, 799-811.
- Voracek, M., Fisher, M. & Shackelford, T. K. (2009). Sex differences in subjective estimates of non-paternity rates in Austria. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 652-656.
- Walker, A. P. (2009). The practice of genetic counseling. In W. R. Uhlmann, J. L. Schuette & B. M. Yashar (Eds.), *A guide to genetic counseling* (pp. 1-36). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Walker, R. H. (1978). Probability in the analysis of paternity test results. In H. Silver (Ed.), *Paternity testing* (pp. 69-135). Washington, DC: American Association of Blood Banks.
- Weir, B. S. (1990). *Genetic data analysis: methods for discrete population genetic data*. Sunderland, MA: Sinauer Associates.
- White, G. L. (1981a). A model of romantic jealousy. *Motivation and Emotion*, 5, 295-310.
- White, G. L. (1981b). Some correlates of romantic jealousy. *Journal of Personality*, 49, 129-147.
- White, G. L. (1984). Comparison of four jealousy scales. *Journal of Research in Personality*, 18, 115-130.
- White, G. L. & Mullen, P. E. (1989). *Jealousy: Theory, research and clinical strategies*. New York: Guilford Press.
- Wiederman, M. W. (1997). Extramarital sex: Prevalence and correlates in a national survey. *Journal of Sex Research*, 34, 167-174.

- WMA (World Medical Association, 2008). *World Medical Association Declaration of Helsinki: ethical principles for research involving human subjects. Adopted by the 18th WMA, Helsinki, Finland, June, 1964. Amended by the 59th WMA General Assembly, Seoul, Korea, October, 2008.* Zugriff am 04.04.2011,
<http://www.wma.net/en/30publications/10policies/b3/17c.pdf>
- Wolf, M., Musch, J., Enczmann, J. & Fischer, J. (in press). *Estimating the prevalence of nonpaternity in Germany.* Human Nature.
- Wolf, M., Musch, J. & Erdfelder, E. (2011). *Estimating nonpaternity rates in historical samples using multinomial models of blood group incompatibility.* Manuscript submitted for publication.
- Wolf, M., Noll, A. & Musch, J. (2011). *Ein Fragebogen zur Erfassung von drei Facetten der Eifersucht – Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI).* Manuskript eingereicht zur Publikation.
- Wolfe, L. D. & Gray, J. P. (1982). A cross-cultural investigation into the sexual dimorphism of stature. In R. L. Hall (Ed.), *Sexual dimorphism in Homo sapiens: A question of size* (pp. 197-230). New York: Praeger.
- ZEKO (Zentrale Ethikkommission bei der Bundesärztekammer, 1999). Zur Verwendung von patientenbezogenen Informationen für die Forschung in der Medizin und im Gesundheitswesen. *Deutsches Ärzteblatt*, 96, A-3201–A-3204.

6 Einzelarbeiten

Nachfolgend finden sich die einzelnen Arbeiten, auf denen die vorliegende Dissertation basiert.

- Wolf, M., Musch, J., Enczmann, J. & Fischer, J. (in press). *Estimating the prevalence of nonpaternity in Germany*. Human Nature.
- Wolf, M., Musch, J. & Erdfelder, E. (2011). *Estimating nonpaternity rates in historical samples using multinomial models of blood group incompatibility*. Manuscript submitted for publication.
- Wolf, M., Noll, A. & Musch, J. (2011). *Ein Fragebogen zur Erfassung von drei Facetten der Eifersucht – Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI)*. Manuskript eingereicht zur Publikation.

Estimating the prevalence of nonpaternity in Germany

Michael Wolf, Jochen Musch, Juergen Enczmann, and Johannes Fischer

Michael Wolf (corresponding author)

Institute of Experimental Psychology, Heinrich-Heine-University of Duesseldorf,

Universitaetsstr. 1, D-40225 Duesseldorf, Germany

E-Mail: michael.wolf@uni-duesseldorf.de

Phone: +49-(0)211-8112062

Fax: +49-(0)211-8111753

Jochen Musch

Institute of Experimental Psychology, Heinrich-Heine-University of Duesseldorf,

Duesseldorf, Germany

Juergen Enczmann

Institute for Transplantation Diagnostics and Cell Therapeutics,

Heinrich-Heine-University of Duesseldorf Medical School, Duesseldorf, Germany

Johannes Fischer

Institute for Transplantation Diagnostics and Cell Therapeutics,

Heinrich-Heine-University of Duesseldorf Medical School, Duesseldorf, Germany

Abstract

The prevalence of nonpaternity in human societies is difficult to establish. To obtain a current and fairly unbiased estimate of the nonpaternity rate in Germany, we analysed a dataset consisting of 971 children and their parents in whom human leukocyte antigen (HLA) typing had been carried out in the context of bone marrow transplantation. In this sample, 9 exclusions (0.93%) could be identified on the basis of more than 300 HLA-haplotypes defined by four HLA genes. Given this number of exclusions, a maximum likelihood estimate of the nonpaternity rate in the population of 0.94% was obtained with asymptotic 95% confidence limits of 0.33% and 1.55%, respectively. This result is in accordance with recent surveys as well as findings from Switzerland for a comparable sample, and suggests that earlier estimates of the nonpaternity rate which were often in excess of 10% may have been largely exaggerated.

Keywords: nonpaternity, cuckoldry, human leukocyte antigen, bone marrow transplantation, maximum likelihood

Introduction

Since ancient times, an asymmetry between human males and females was noted regarding the certainty of their parenthood: Unlike males, females can always be sure of their maternity (“Mama’s baby, papa’s maybe”). For several reasons, it is of considerable interest to accurately assess the paternity rate in human societies. Cultural and social differences in nonpaternity rates cannot be investigated without determining the nonpaternity rate at the population level (Cerdeira-Flores et al. 1999). Moreover, the nonpaternity rate is a central variable in evolutionary theory. Many evolutionary models are based on the assumption that the nonpaternity rate is larger than zero, and that it was the constant evolutionary pressure of female infidelity in combination with paternal uncertainty that led to the evolution of an entire arsenal of anti-cuckoldry tactics among human males (Platek and Shackelford 2006). For example, it has been argued that male sexual jealousy, mate guarding behavior and differential grandparental solicitude may be psychological adaptations to the problem of paternity uncertainty (Buss et al. 1992; Buss and Shackelford 1997; Euler and Weitzel 1996). Determining the nonpaternity rate is also of importance for the analysis of the transmission of genetic disorders (Aguilar-Martinez et al. 2007; Bonaiti-Pellié et al. 1992) and for the estimation of the genetic influence on quantitative traits (Lathrop et al. 1983). This is because cases of nonpaternity represent forms of error in pedigree analysis that may have significant implications for heritability estimates; knowing the nonpaternity rate of the general population therefore allows to adjust for this source of variance (Procopio 2005).

The actual rate of nonpaternity, however, is difficult to determine. Rates of about 10% and more have frequently been cited (e.g., Cohen 1977; Phillip 1973; Stewart 1989). However, MacIntyre and Sooman (1991) criticized that most of the empirical support for such figures seems to be based on hearsay, anecdotes or unverifiable sources. Several recent reviews have therefore tried to separate the myth from the evidence (Anderson 2006; Bellis et al.

2005; Voracek et al. 2008). Taken together, in these reviews more than 70 studies of the nonpaternity rate in different countries were collected and analyzed. Among these studies, two major groups may be distinguished. On the one hand, samples from paternity testing laboratories have often been reported. Estimates of the nonpaternity rate based on such samples, however, are likely to be gross overestimates because these samples were drawn from a population in which fathers were already uncertain regarding their paternity. It is therefore not surprising that Bellis et al. (2005) as well as Anderson (2006) arrived at very high estimates of the nonpaternity rate of 26.9% and 29.8%, respectively, for this type of data.

A second type of data which has also frequently been used to estimate the nonpaternity rate was mainly collected in genetic studies. However, as pointed out by Anderson (2006) and Bellis et al. (2005), the samples in these latter studies can hardly be considered to be truly random – and thus unbiased – either. This is because the participants in genetic and lineage studies are usually aware or informed of the fact that cases of nonpaternity may be revealed in the course of the investigation. If it is up to the participants to decide whether they want to drop out, nonpaternity rates are underestimated to the extent to which families in which the social father is not a child's biological father fail to participate. It is therefore hardly surprising that for this second type of data, Anderson (2006) arrived at a very low estimate of the nonpaternity rate of only 1.7% (excluding studies of unknown methodology) and 3.3% (including such studies). Bellis et al. (2005) as well as Voracek et al. (2008) arrived at quite similar figures of 3.7% and 3.1%, respectively, in their review of the nonpaternity rate in samples investigated for reasons other than disputed paternity (including such of unknown methodology).

While most of the above mentioned studies are thus biased either toward low or high nonpaternity rates, they can probably still be regarded as providing an upper and lower bound for the true prevalence of nonpaternity. There is some reason to expect, however, that the true

nonpaternity rate might be closer to the lower bound provided by samples collected for genetic studies. This is because in these studies, a possible downward bias due to the selective drop-out of men not believing that they have fathered their putative children may have been compensated for by a possible upward bias due to the unintentional inclusion of misidentified stepchildren and covert adoptions (Anderson 2006). Moreover, some of the samples collected in genetic studies seem to meet more closely the central criteria that have to be met in order to arrive at an unbiased estimate, namely, random sampling and a low drop-out rate. One such study investigated virtually all newborns for a 13 month time period in a hospital in London (Johnstone 1954). Among the 2596 screened children, only 17 (or 0.7%) exclusions could be found. Adjusting this figure for the low probability of exclusion (PE) resulting from the use of a rather inefficient marker system (namely, ABO blood groups) still yields a relatively low nonpaternity rate estimate of about 4% (Edwards 1957).

Another sample that met rather strict criteria of unbiasedness was investigated by Sasse et al. (1994). This study investigated a data set consisting of 1,264 individuals from Switzerland in whom human leukocyte antigen (HLA) tissue typing had been carried out to search for bone marrow donors.

Samples drawn from a population of bone marrow transplant patients have several benefits over samples collected in genetic or lineage studies. Firstly, there is no evidence that the nonpaternity rate is associated with diseases like leukaemia or lymphoma which are prompting screenings for appropriate bone marrow donors. Moreover, findings from several studies also suggest that the incidence of childhood cancer is not related to environmental and social factors such as place, ethnicity, socioeconomic status, and date of study (Dockerty et al. 2001; Doll 1989; IARC 1997). None of these variables can therefore bias estimates of the nonpaternity rate. The same is also true for birth order, another variable that is potentially

related to nonpaternity (Schacht and Gershowitz 1963) but known to be unrelated to the risk of lymphoma or leukaemia (Hemminki and Mutanen 2001).

As a second advantage of investigating such screening data, typing routines stipulate that unintentionally identified cases of nonpaternity have to remain secret and must not be communicated. Mothers and potential nonfathers are therefore not forewarned and not encouraged to drop out from the screening. Moreover, the thorough testing of both parents is important to cross-validate the HLA pattern of the patient. This guarantees that every effort is made to investigate both the mother and father of a sick individual. Additionally, the urgent need to find an appropriate donor usually leads both parents to comply with the request to undergo the typing procedure. For these reasons, among all samples that may possibly be collected to estimate nonpaternity rates, samples collected in the course of a bone marrow donor search for the purpose of HLA typing of families perhaps most closely meet the requirements of a truly random sample of the population. This conclusion, however, rests on the premise that the sample under investigation is drawn from a population where every individual has equal access to medical care in case of a bone marrow disease. Given that there is a universal, state-supported health care system both in Germany and in Switzerland, the present sample and the sample of Sasse et al. (1994) meet this requirement. It is therefore remarkable that Sasse et al. (1994) observed only 8 exclusions in the 1,264 families they investigated, resulting in a maximum likelihood estimate of the nonpaternity rate in Switzerland of only 0.64%.

To summarize, the existing empirical evidence regarding the nonpaternity rate in human populations is rather mixed. Some of the better controlled studies seem to suggest nonpaternity rates well below the often cited rate of about 10%. To obtain rather unbiased estimates of the nonpaternity rate, it is however essential to examine families that are chosen at random. For this reason, we retrospectively examined individuals and their parents for whom HLA typing had been carried out in the context of a bone marrow donor search. Since we examined

data originating from a German transplant database, our study also provided what – to the best of our knowledge – is the first fairly unbiased estimate of the nonpaternity rate in Germany, a country in which so far only three published studies have been conducted on the basis of blood group or DNA markers to estimate the nonpaternity rate. In two of these studies, rather high estimates of 50.2% and 16.8%, respectively, have been reported. The validity of these estimates is rather questionable, however, given that they were both based on data collected to examine cases of disputed paternity (Henke et al. 1999; Krawczak et al. 1993). The third study actually is only a report of a statement made during a discussion rather than a full study; in this statement, the nonpaternity rate was reported to be “at least 10%” (Ritz 1985, p. 90). Since Ritz (1985) does not provide any information concerning the procedure and the sample that was being referred to in this statement, this third study cannot be regarded as providing a reliable estimate of the nonpaternity rate either.

Method

Family and Marker Data

We analyzed the data that were collected for a bone marrow transplant database of a German university hospital over a time span of 15 years (1993 – 2008). The data comprised 971 individuals, their biological mother, and their presumptive father, all of which were typed for four different HLA markers (A, B, DR, DQ). The 971 individuals were members of 454 different families. Prior to conducting our analysis, all personal data were removed from the data set to guarantee anonymity in accordance with the medical-ethical guidelines for genetic testing in humans (WMA 2008; ZEKO 1999).

Data Treatment and Exclusion Rate

The HLA system – the major histocompatibility complex in humans – contains a large number of genes situated on chromosome 6 that are related to the immune system function in humans. As with other genetic markers, a child inherits alleles from this genetic region (HLA haplotypes) in equal parts from both parents. Mendelian inconsistencies occur, however, if the presumed father is not the biological father.

Observable inconsistencies in the HLA-typing of a family are usually scrutinized closely, and followed up by a retest of the presumed father to verify the result. It is therefore highly probable that the present data set contains very few, if any, typing errors. Importantly, during the entire data collection phase, not a single case occurred where the mother or presumed father of an individual refused to be typed.

Since every known marker system is imperfect in that it can detect cases of genetic inconsistency with a certain probability only, the observable number of excluded individuals is an underestimate of the true number of cuckolded children in a population. To arrive at a more exact estimate, it is necessary to take the inefficiency of a marker system in detecting inconsistencies into account. The so-called probability of exclusion – defined as the probability of excluding a random male from the population as the biological father of a given child – is a function of the marker system and the frequency distribution of the relevant alleles in the respective population. The individuals in our sample were tested for four different, highly polymorphic HLA genes resulting in more than 300 different haplotypes. A nearly perfect probability of detecting cases of nonpaternity was thus guaranteed (Chakravarti and Li 1983). Assuming that each HLA haplotype has equal frequency, Sasse et al. (1994) computed a total probability of exclusion for the HLA marker system of .99. Rather than relying on this very high probability of exclusion, we performed a sensitivity analysis to adjust for any potential bias resulting from possible nonrandom associations between HLA markers, which may lead

to an overestimate of the probability of exclusion (Bodmer and Bodmer 1978). To this end, we also computed nonpaternity rate estimates assuming probabilities of exclusions of only .95 and .90. Using these very low and therefore, conservative alternative estimates of the probability of exclusion – in addition to the probability of exclusion of .99 that was used by Sasse et al. (1994) – allowed us to determine a reliable upper bound for the nonpaternity rate in Germany.

Results

Among the 971 individuals in the data set, a total of 9 (or 0.93%) exclusions were found. Based on this figure and in accordance with the procedure detailed in Sasse et al. (1994), we calculated two different maximum likelihood (ML) estimates of the nonpaternity rate. The first estimate was based on the assumption that cases of nonpaternity occur independently and with the same probability for each child, whereas the second estimate was based on the more relaxed – and possibly more realistic – assumption that the chance for a case of nonpaternity is higher in some families than in others. The necessary formulae for both estimates are given in Sasse et al. (1994).

Table 1 shows both ML estimates (assuming constant or varying nonpaternity rates) separately for three different probabilities of exclusion (.90, .95, and .99). As can be seen from the table, assuming a varying rather than constant nonpaternity rate led to only minimally larger 95% confidence intervals (CI). In a similar vein, ML estimates of the nonpaternity rate varied only very little, between 0.94% and 1.03%, as a function of the presumed probability of exclusion. Thus, taken together, regardless of the underlying assumptions the nonpaternity rate in the present sample is estimated to be only marginally higher than the respective figure reported by Sasse et al. (1994) for a comparable sample from Switzerland (0.64%; CI [95%] = 0.19 – 1.09).

Discussion

Based on a sample of father-mother-child triplets collected in a search for bone marrow donors, we were able to estimate the prevalence of nonpaternity in Germany at roughly 1%. This is a somewhat lower estimate than those provided in recent surveys of Anderson (2006), Bellis et al. (2005), and Voracek et al. (2008). It agrees well with the nonpaternity estimate for a comparable Swiss sample (Sasse et al. 1994), however. While two previous studies of the nonpaternity rate in Germany arrived at considerably higher estimates of 50.2% (Henke et al. 1999) and 16.8% (Krawczak et al. 1993), these studies analyzed mothers and fathers trying to resolve paternity disputes. They were therefore far from being representative of the German population at large. The present data therefore fill a gap by providing what seems to be the first fairly unbiased estimate of the nonpaternity rate in Germany. The large discrepancy between the present and the two diverging earlier estimates emphasizes the importance of using unbiased samples when trying to obtain valid estimates of the nonpaternity rate.

In spite of its virtues, the present sample is not a truly random sample of the population. Children whose fathers died before the data collection took place, or that were conceived through anonymous sperm donors were of course not eligible for sampling. Our sample might therefore perhaps best be described as an unbiased sample of bone marrow transplant patients seeking treatment at a university hospital. However, given that the catchment area of the hospital not only included the urban center of a large German city but also the surrounding rural communities, and provided that there is universal access to the state-supported health system for every German regardless of his or her socioeconomic status, the present sample may still be considered as quite representative of the general population.

One may wonder whether there are alternative explanations for even the small number of genetic inconsistencies we observed in our data set. It is indeed possible that abnormal inheritance patterns such as uniparental disomy – a person receiving two copies of a chromo-

some from one parent and no copies from the other parent – lead to apparent inconsistencies, resulting in an overestimate of the nonpaternity rate. Such conditions are exceedingly rare, however, and were not detected in any of the cases in the present study.

Inconsistencies may also be the result of mutations of the HLA genes. Although we cannot rule out the possibility that mutations led to false paternity exclusions in our sample, we consider this to be highly unlikely for two reasons. First, compared to other polymorphic markers the mutation rate of HLA genes is generally quite low (Jobling et al. 2004). Second, in the present dataset there were no hints indicating that inconsistencies resulted from a mutation. If there was an inconsistency, it was not limited to a single gene possibly resulting from a mutation; rather, in these cases the haplotype combination of the excluded child differed substantially from that of his or her presumed father.

Instead of factors leading to an overestimate of the nonpaternity rate, there were rather some potential reasons for a possible underestimate of the amount of cuckolds in the present study. Although the highly polymorphous HLA markers usually allow to detect inconsistencies with a very high probability, inconsistencies are more likely to go undetected when the presumed and the biological father are related to each other (e.g., as brothers or cousins). It may be argued that if a large proportion of all cases of infidelity occur in such close kinship, our assumed probability of exclusion levels of 0.99, 0.95, or 0.90 may have been overly optimistic, and may have led to an underestimate of the nonpaternity rate. However, we are not aware of any evidence supporting the notion that brothers or cousins are more likely to become the biological father of a cuckolded child than a person outside the family. Nevertheless, to address this concern, we conducted an additional sensitivity analysis by hypothetically assuming an extremely low probability of exclusion of only 0.50. Even under this most conservative assumption, the proportion of cuckolded children was estimated at only 1.85%, with 95% confidence limits of 0.64% and 3.06%. Thus, even under most unrealistic worst case

assumptions, it seems safe to conclude that the nonpaternity rate in Germany does not surpass 3%.

From an anthropological point of view, it is interesting whether there are any geographic differences with regard to the nonpaternity rate. The present estimate fell close to other presumably unbiased estimates of the nonpaternity rate ranging between 0.64% and 1.35% that were obtained in studies from Switzerland (Sasse et al. 1994), England (Brock and Shrimpton 1991; Sykes and Irven 2000) and the US (Broman 1999). Thus, at least in current western industrialized societies, the nonpaternity rate seems to be rather low. It is however important to note that socioeconomic variables may influence this rate. Both Cerda-Flores et al. (1999) and Schacht and Gershowitz (1963) found nonpaternity rates to be a function of socioeconomic status; families with a high socioeconomic background tended to have less cuckolded children.

Speculatively, one may wonder whether the nonpaternity rates in ancestral human populations were more close to the present estimate, or to the meta-analytic estimates for current populations provided by Anderson (2006), Bellis et al. (2005), and Voracek et al. (2008). To the extent that human sexual behavior was shaped in the past, behavioural data from today may provide an alternative means of arriving at a plausible estimate of the nonpaternity rate. One class of studies therefore tried to estimate the number of cuckolded men by assessing sexual behaviour patterns via questionnaire, and arrived at considerably higher estimates than the present study. In a survey of 2,708 British women by Bellis and Baker (1990), 6% reported extra-pair copulations, and 1.8% even had double matings within the previous 28 days. Based on the probability of conception by day of menstrual cycle, the authors calculated an estimate of the nonpaternity rate of about 7 to 14%, about half of which as the result of double mating. In a more representative study of sexual behaviour in America, Laumann et al. (1994) also found that about 16% of 3,500 randomly selected Americans reported more than one

concurrent sexual relationship in the past year, and 24% of men and 15% percent of women reported extramarital affairs over the duration of their marriage. Similar figures have also been reported by Wiederman (1997).

Gaulin and colleagues (1997; cf. Hoier et al. 2001) proposed yet another approach to estimate nonpaternity rates based on a behavioural measure. They asked participants to rate the amount of solicitude they had received throughout their childhood from their matri- and their patrilineal aunts and uncles, respectively. Assuming that relatives will invest in offspring in direct proportion to their genetic relatedness, which in turn is a function of their certainty of biological parenthood, Gaulin et al. (1997) tried to estimate the nonpaternity rate via kin investment data. Based on the extent to which more solicitude was provided by matrilineal aunts and uncles, who can be more sure of being genetically related to their nephews and nieces than their patrilineal counterparts, Gaulin et al. (1997) arrived at an estimate of the nonpaternity rate of between 13% and 20%. Using the same approach in a German sample, Hoier et al. (2001) estimated the nonpaternity rate at about 8 to 32%. Based on these data resulting from competing approaches, and provided that ancestral populations did not have access to contraceptives, one may conjecture that nonpaternity rates may have been considerably higher in the human past. In present Germany, however, a cuckolded child seems to be a rather rare event.

References

- Aguilar-Martinez, P., Jourdan, E., Brun, S., Cunat, S., Giansily-Blaizot, M., Pissard, S., & Schved, J. F. (2007). A novel mutation of the beta-globin gene promoter (-102 C>A) and pitfalls in family screening. *American Journal of Hematology*, 82, 1088-1090.
- Anderson, K. G. (2006). How well does paternity confidence match actual paternity? Evidence from worldwide nonpaternity rates. *Current Anthropology*, 47, 513-520.
- Bellis, M. A., & Baker, R. R. (1990). Do females promote sperm competition: Data for humans. *Animal Behaviour*, 40, 997-999.
- Bellis, M. A., Hughes, K., Hughes, S., & Ashton, J. R. (2005). Measuring paternal discrepancy and its public health consequences. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59, 749-754.
- Bodmer, W. F., & Bodmer, J. G. (1978). Evolution and function of the HLA system. *British Medical Bulletin*, 34, 309-316.
- Bonaiti-Pellié, C., Poisson, N., Bechtel, Y., & Bechtel, P. (1992). Sensitivity of transmission probabilities to paternity exclusion in segregation analysis. *Genetic Epidemiology*, 9, 67-71.
- Brock, D. J. H., & Shrimpton, A. E. (1991). Non-paternity and prenatal genetic screening. *Lancet*, 338, 1151.
- Broman, K. W. (1999). Cleaning genotype data. *Genetic epidemiology*, 17, 79-83.
- Buss, D. M., Larsen, R. J., Westen, D., & Semmelroth, J. (1992). Sex differences in jealousy: Evolution, physiology, and psychology. *Psychological Science*, 3, 251-255.
- Buss, D. M., & Shackelford, T. K. (1997). From vigilance to violence: Mate retention tactics in married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 346-361.
- Cerda-Flores, R. M., Barton, S. A., Marty-Gonzalez, L. F., Rivas, F., & Chakraborty, R. (1999). Estimation of nonpaternity in the Mexican population of Nuevo Leon: Validation

- tion study with blood group markers. *American Journal of Physical Anthropology*, 109, 281-293.
- Chakravarti, A., & Li, C. C. (1983). The probability of exclusion based on the HLA locus. *American Journal of Human Genetics*, 35, 1048-1052.
- Cohen, J. (1977). *Reproduction*. London: Butterworths.
- Dockerty, J. D., Draper, G., Vincent, T., Rowan, S. D., & Bunch, K. J. (2001). Case-control study of parental age, parity and socioeconomic level in relation to childhood cancers. *International Journal of Epidemiology*, 30, 1428-1437.
- Doll, R. (1989). The epidemiology of childhood leukaemia. *Journal of the Royal Statistical Society A*, 152, 341-351.
- Edwards, J. H. (1957). A critical examination of the reputed primary influence of ABO phenotype on fertility and sex ratio. *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 11, 79-89.
- Euler, H. A., & Weitzel, B. (1996). Discriminative grandparental solicitude as reproductive strategy. *Human Nature*, 7, 39-59.
- Gaulin, J. C., McBurney, D. H., & Brakeman-Wartell, S. L. (1997). Matrilateral biases in the investment of aunts and uncles: A consequence and measure of paternity uncertainty. *Human Nature*, 8, 139-151.
- Hemminki, K., & Mutanen, P. (2001). Birth order, family size, and the risk of cancer in young and middle-aged adults. *British Journal of Cancer*, 84, 1466-1471.
- Henke, L., Fimmers, R., Josephi, E., Cleef, S., Dülmer, M., & Henke, J. (1999). Usefulness of conventional blood groups, DNA-mini-satellites, and short tandem repeat polymorphisms in paternity testing: a comparison. *Forensic Science International*, 103, 133-142.

- Hoier, S., Euler, H. A., & Hänze, M. (2001). Diskriminative Fürsorglichkeit von Tanten und Onkeln: Eine empirische Untersuchung aus evolutionspsychologischer Perspektive [Discriminative solicitude of aunts and uncles: An empirical investigation from an evolutionary psychology perspective]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 3, 206-215.
- IARC (International Agency for Research on Cancer) 1997. *Social inequalities and cancer*. IARC Scientific Publications No. 138, Lyon.
- Jobling, M. A., Hurles, M. E., & Tyler-Smith, C. (2004). *Human evolutionary genetics*. New York: Garland Publishing.
- Johnstone, J. M. (1954). Heterospecific pregnancy. *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 8, 117-123.
- Krawczak, M., Böhm, I., Nürnberg, P., Hampe, J., Hundrieser, J., Pöche, H., Peters, C., Slomski, R., Kwiatkowska, J., Nagy, M., Pöpper, A., Epplein, J. T., & Schmidtke, J. (1993). Paternity testing with oligonucleotide multilocus probe (CAC)₅/(GTG)₅: a multicenter study. *Forensic Science International*, 59, 101-117.
- Lathrop, G. M., Hooper, A. B., Huntsman, J. W., & Ward, R. H. (1983). Evaluating pedigree data. I. The estimation of pedigree error in the presence of marker mistyping. *American Journal of Human Genetics*, 35, 241-262.
- Laumann, E. O., Gagnon J. H., Michael R. T., & Michaels S. (1994). *The social organization of sexuality: Sexual practices in the United States*. Chicago: University of Chicago Press.
- MacIntyre, S., & Sooman, A. (1991). Non-paternity and prenatal genetic screening. *Lancet*, 338, 869-871.

- Philipp, E. E. (1973). Comment in discussion: Moral, social, and ethical issues. In G. E. W. Wolstenholme & D. W. Fitzsimons (Eds.), *Law and ethics of A.I.D. and embryo transfer* (pp. 663-666). Amsterdam: Associated Scientific Publishers.
- Platek, S. M., & Shackelford, T. K. (2006). *Female infidelity and paternal uncertainty*. New York: Cambridge University Press.
- Procopio, M. (2005). Misattributed paternity: a bias in the family studies in schizophrenia? *Medical Hypotheses*, 64, 1046-1049.
- Ritz, E. (1985). The clinical spectrum of hereditary nephritis. *Nephrology forum, Kidney International*, 27, 83-92.
- Sasse, G., Müller, H., Chakraborty, R., & Ott, J. (1994). Estimating the frequency of nonpaternity in Switzerland. *Human Heredity*, 44, 337-343.
- Schacht, L. E., & Gershowitz, H. (1963). Frequency of extramarital children as determined by blood groups. In F. Brockington, J. Francois, & L. Gedda (Eds.), *Proceedings of the Second International Congress on Human Genetics* (pp. 894-897). Rome: Instituto G. Mendel.
- Stewart, A. D. (1989). Screening for cystic fibrosis. *Nature*, 341, 696.
- Sykes, B., & Irven, C. (2000). Surnames and the Y chromosome. *American Journal of Human Genetics*, 66, 1417-1419.
- Voracek, M., Haubner, T., & Fisher, M. L. (2008). Recent decline in nonpaternity rates: a cross-temporal meta-analyses. *Psychological Reports*, 103, 799-811.
- Wiederman, M. W. (1997). Extramarital sex: Prevalence and correlates in a national survey. *Journal of Sex Research*, 34, 167-174.
- WMA (World Medical Association) 2008. *World Medical Association Declaration of Helsinki: ethical principles for research involving human subjects. Adopted by the 18th WMA, Helsinki, Finland, June, 1964. Amended by the 59th WMA General Assembly,*

Seoul, Korea, October, 2008. Retrieved February 12, 2011, from

<http://www.wma.net/en/30publications/10policies/b3/17c.pdf>

ZEKO (Zentrale Ethikkommission bei der Bundesärztekammer) 1999. Zur Verwendung von patientenbezogenen Informationen für die Forschung in der Medizin und im Gesundheitswesen [On the use of patient based information in medical research and the health care system]. *Deutsches Ärzteblatt*, 96, A-3201–A-3204.

Michael Wolf received his diploma degree in psychology from the University of Bonn and is currently a doctoral student at the University of Duesseldorf. His research interests include evolutionary perspectives on jealousy and infidelity, source memory, and multinomial modeling.

Jochen Musch is head of the Department of Psychological Assessment and Individual Differences at the Institute of Experimental Psychology, University of Duesseldorf. His research interests include evolutionary psychology, statistical research methods, and multinomial modeling.

Juergen Enczmann is a biochemist and received his Ph.D. in Immunology from the University of Tuebingen. He is the lab director of the ASHI-accredited Immunogenetics Lab of the University Hospital of Duesseldorf. His main interest is the analysis of HLA-incompatibility in clinical transplantations.

Johannes Fischer is acting director of the Institute for Transplantation Diagnostics and Cell Therapeutics. He received his MD in 1993 and he is specialized in transfusion medicine. He has been involved in the field of hematopoietic allogeneic stem cell transplantation since 1995. Beside this his research further focuses on the influence of psychosocial stress on stem cells and the immune system.

Table 1

Estimates of the nonpaternity rate for three different probabilities of exclusion

		Probability of Exclusion		
		0.99	0.95	0.90
Constant nonpaternity rate				
ML ^b estimate of	nonpaternity rate	0.94 %	0.98 %	1.03 %
CI (95%) ^a		0.33 – 1.54 %	0.37 – 1.59 %	0.42 – 1.64 %
Varying nonpaternity rate				
ML ^b estimate of	nonpaternity rate	0.94 %	0.98 %	1.03 %
CI (95%) ^a		0.33 – 1.55 %	0.34 – 1.62 %	0.36 – 1.70 %

^a CI = confidence intervals; confidence intervals are based on standard errors calculated as the square roots of the asymptotic variances.

^b ML = maximum likelihood

Running Head: ESTIMATING NONPATERNITY RATES

Estimating nonpaternity rates using multinomial models of blood group incompatibility

Michael Wolf and Jochen Musch

University of Duesseldorf, Germany

Edgar Erdfelder

University of Mannheim, Germany

Corresponding author:

Michael Wolf

Institute of Experimental Psychology

University of Duesseldorf

Building 23.03

Universitaetsstr. 1

D-40225 Duesseldorf

E-Mail: michael.wolf@uni-duesseldorf.de

Word count: 8394

Abstract

Even though the prevalence of nonpaternity in human societies is difficult to establish, recent reviews suggest a nonpaternity rate of about 2 to 3%. Such estimates have to be treated with caution, however, to the extent to which they are based on nonrandom and possibly biased samples. To enlarge the available data base, we analyzed historical data for mother-father-child triplets published between 1922 and 1967 that were typed for ABO and MN blood groups. Despite the poor specificity of these simple blood group marker systems, multinomial modeling techniques allowed us to calculate estimates of the nonpaternity rate for each sample. Overall, 32 samples were included in the analysis which differed from each other with respect to the magnitude of their potential bias. For samples that were not preselected for cases in which fatherhood was either in doubt or beyond any dispute, the nonpaternity rate was estimated at about 5%. For nonrandom samples that were either a) typed in the course of a disease or linkage study or b) that included acquaintances or relatives of the authors, a significantly lower mean estimate of the nonpaternity rate of about 2% and 1%, respectively, was determined. As expected, two additional samples consisting of cases of disputed paternity provided considerably higher estimates of about 32%. Taken together, the present findings suggest that previous reviews may have slightly underestimated the nonpaternity rate in the population. Furthermore, the study demonstrates the usefulness of multinomial analyses of historical blood group data for the investigation of nonpaternity rates and their correlates.

Keywords: nonpaternity, cuckoldry, multinomial modeling, blood groups, archival data

1. Introduction

Females' concealed ovulation is a unique and fundamental adaptation that fostered the important role of sexual behaviour in the process of hominization. The fact that unlike females of most other species, human females lack obvious cues to their fertile period may even have played a vital part in the evolutionary success of *homo sapiens* (Parker, 1987). Human males can only guess which moment of the menstrual cycle is optimal regarding copulation and insemination of their partner. Concealed ovulation along with internal fertilization thus created an adaptive problem for human males by increasing the uncertainty regarding the true paternity of their female partner's offspring. If not all males are successful in making sure that they are the actual fathers of their presumed progeny, an unknown proportion of cuckolds is to be expected, and has indeed been observed in human populations (Anderson, 2006; Bellis, Hughes, Hughes, & Ashton, 2005; Voracek, Haubner, & Fisher, 2008).

Why is it of interest, besides to satisfy curiosity, to determine the general rate of nonpaternity in a given population? Firstly, gathering knowledge about potential cultural and social differences in the nonpaternity rate is of genuine interest to anthropologists. Secondly, the nonpaternity rate plays a decisive role within evolutionary theory. For a large number of species, nonpaternity rates higher than zero have been observed (Smith, 1984), and many evolutionary models therefore assume that the constant pressure of female infidelity in combination with paternal uncertainty has driven the evolution of a whole array of male anti-cuckoldry tactics (Platek & Shackelford, 2006). Among others, male sexual jealousy, mate guarding behavior, and sex differences in kin investment have been argued to be adaptations addressing this problem (Buss, 2000; Buss, Larsen, Westen, & Semmelroth, 1992; Buss & Shackelford, 1997; Daly & Wilson, 1988; Euler & Weitzel, 1996; Gaulin, McBurney, & Brakeman-Wartell, 1997). To assess whether nonpaternity rates modulate the prevalence and the extent of such adaptations, it is important to reliably determine the nonpaternity rate for different

populations. Finally, determining the nonpaternity rate is of importance for the analysis of the transmission of genetic disorders (Aguilar-Martinez et al., 2007, Bonaiti-Pellié, Poisson, Bechtel, & Bechtel, 1992; Procopio, 2005) and for the estimation of the genetic influence on quantitative traits (Lathrop, Hooper, Huntsman, & Ward, 1983). This is because knowing the nonpaternity rate of the general population is often necessary to adjust for missing family data on an individual level.

So, how many cuckolds are out there? In the past, nonpaternity rates of 10% or more have frequently been cited, although empirical support for such figures is rather dubious or non-existent (e.g., Cohen, 1977; Philipp, 1973; Stewart, 1989). Three recent reviews (Anderson, 2006; Bellis et al., 2005; Voracek et al., 2008) reported more than 70 studies that inform about the nonpaternity rate in different populations. One central aspect in which these studies differ is whether detailed DNA information or less informative blood group marker systems were used to estimate the nonpaternity rate.

Since the discovery of the different blood group systems (e.g., ABO, MN, P, Rhesus, Duffy, Kell) in the course of the 20th century, it is possible to prove nonpaternity by excluding the fatherhood of a man whose blood group is incompatible with that of his presumed child (Silver, 1989). Unfortunately, however, blood group markers are quite unspecific. Even when individuals are tested for several blood groups, a considerable proportion of nonfathers may go undetected. This is because not all genotypic incompatibilities may become visible if only phenotypic data are being investigated, and because no genotypic incompatibility occurs if the biological and the social father share the same alleles. This may occur quite frequently for blood groups for which there are only a small number of different polymorphisms, making cuckoldry impossible to detect on the basis of a particular blood group system alone. For these reasons, the number of males who can be identified as nonfathers on the basis of their blood group is always less than the number of males who actually are nonfathers (Anderson,

2006). To nevertheless arrive at an unbiased estimate of the nonpaternity rate, the observed number of exclusions therefore has to be adjusted for the probability of exclusion of the specific marker system being used. For each marker system, the probability of exclusion is defined as the conditional probability, given the mother and child results, that a nonfather would be excluded from paternity based on the empirically observed allele frequencies of the respective marker system. Modern DNA-based paternity tests are capable of detecting cases of nonpaternity with a probability of more than 99.9% (Henke et al., 1999; Silver, 1989). Because of their very high degree of accuracy, such DNA tests can even accurately confirm – rather than only exclude – paternity (Pena & Chakraborty, 1994). This makes it possible, in principle, to obtain (near to) perfect estimates of the nonpaternity rate at the population level, provided that a random sample from this population is being available.

Unfortunately, however, many estimates of the nonpaternity rate are potentially biased because they are not based on random samples, but on samples that were collected on special occasions. Samples collected to test the paternity of a presumed father are likely to lead to overestimates of the true amount of cuckoldry because they are rarely performed if there is no reason for being suspicious (Anderson, 2006). On the other hand, samples collected for genetic and lineage studies of families that, for example, suffer from a genetic illness are likely to lead to underestimates of the nonpaternity rate. This is because the participants in such studies are free to refuse to participate, and are usually aware of the possibility that cases of nonpaternity may be revealed in the course of such examinations (Anderson, 2006; Bellis et al., 2005). An unknown number of women who are uncertain regarding the biological father of their child may therefore refrain from participating in such studies. Many genetic counselors (88% according to a survey of Lisker, Carnevale, Villa, Armendares, & Wertz, 1998) explicitly inform their female patients if a planned genetic test is capable of revealing nonpater-

nity. Females are thus given a choice whether to proceed with the testing if this is likely to reveal cuckoldry.

Given the above considerations, it is hardly surprising that very different estimates were obtained for these two different types of samples. On the one hand, the median estimate of the nonpaternity rate for samples where paternal uncertainty was the very motivation for testing was as high as 26.9% (in Bellis et al., 2005) and 29.8% (in Anderson, 2006). On the other hand, for genetic and lineage studies, as well as studies conducted for reasons other than disputed paternity, Anderson (2006) obtained a nonpaternity rate of only 1.7% (excluding studies of unknown methodology) and 3.3% (including such studies). These figures very much resemble those found in two other surveys (3.7% in Bellis et al., 2005, including studies of unknown methodology; and 3.08% in Voracek et al., 2008).

Due to limitations of the samples, only tentative conclusions regarding the true prevalence of nonpaternity can as yet be drawn (Wolf, Musch, Enczmann & Fischer, in press). Since the two existing types of studies suffer from fundamentally different biases pointing into different directions, the nonpaternity rate of the general population is likely to lie somewhere between the upper and lower bounds suggested by the two diverging sets of data. To obtain an unbiased estimate of the true nonpaternity rate, it would be best to examine randomly chosen children from the population of interest. Unfortunately, such truly random samples are simply not available for most populations. However, within the pool of studies reported by Anderson (2006), Bellis et al. (2005), and Voracek et al. (2008), there are two samples that can be identified as probably providing rather unbiased estimates, because they were based on a pseudo-random sampling procedure and because they are characterized by a low probability of selective dropout. These two samples were collected in studies that consecutively screened all births delivered at a certain hospital during a continuous period of time.

The first of these two studies investigated the children receiving birth in a hospital in London (Johnstone, 1954). Overall, during a 13-month period, 2596 children and their presumed parents were typed for their ABO blood group, and 17 (or 0.7%) exclusions were found. Adjusting this figure for the inefficiency of the ABO blood group marker system yielded an estimate of the nonpaternity rate of “nearly 4 percent” (Edwards, 1957, p. 85). The second study examining a reasonably representative sample tested 396 children born at a hospital in Nuevo Leon, Mexico, over a short period of time (Cerde-Flores, Barton, Marty-Gonzales, Rivas, & Chakraborty, 1999). This latter study used seven blood groups to estimate nonpaternity rates. Because even this large number of markers did not guarantee the identification of all nonfathers, maximum likelihood estimation (Sasse, Müller, Chakraborty, & Ott, 1994) was used to arrive at an estimate of the nonpaternity rate, which was 11.8% for the general population of Nuevo Leon. A likely explanation for this high nonpaternity rate was the great number of families living in poor socioeconomic conditions. Subdividing their sample into groups of low, median and high socioeconomic status, Cerde-Flores et al. (1999) estimated the nonpaternity rate for these three groups at 19.8%, 4.7% and 2.9%, respectively.

Taken together, the summary articles of Anderson (2006), Bellis et al. (2005) and Voracek et al. (2008) provide valuable reviews of what is a rather incoherent body of research regarding the nonpaternity rates in different populations. What they suggest is that the number of nonfathers in human populations seems to be generally rather low, ranging between about 1.7% (Anderson, 2006) and 5% (cf. Cerde-Flores et al., 1999). Higher estimates of the nonpaternity rate of about 10% and more may be realistic for lower socioeconomic strata (Cerde-Flores et al., 1999, Schacht & Gershowitz, 1963), but they do not seem to be valid for the population at large, at least in western societies. Thus, at present, it is difficult to draw firm conclusions regarding the nonpaternity rate since the summaries of Anderson (2006), Bellis et

al. (2005) and Voracek et al. (2008) contain only very few data sets that can be considered representative for the population under investigation.

Fortunately, however, there is one group of data that has not yet been thoroughly scrutinized for the occurrence of incompatibilities, but can nevertheless help to shed further light on the issue of how many cuckolds there actually are. This is because for historical reasons, a considerable amount of blood group data has been collected in the first half of the 20th century for purposes other than determining the prevalence of nonpaternity. This was due to the discovery of different blood group systems, the properties and inheritance of which was tested in a large number of studies involving the screening of thousands of mother-father-child triplets all over the world. The samples collected for this purpose are especially valuable because in most of them, individuals were not preselected for cases in which fatherhood was in doubt; routinely conducted paternity tests were not yet established in the first decades of the last century. Moreover, at that time most of the tested individuals were ignorant of the fact that blood group typing could potentially reveal cases of nonpaternity. This precluded the kind of self-selection on the part of the participants which calls the unbiasedness of today's samples into question. Provided that pseudo-random sampling techniques (as for example the investigation of a consecutive series of births in a given hospital) were applied, some of this archival studies can be classified as probably allowing for some of the most unbiased estimates of the nonpaternity rate that have yet been available.

The goal of this paper is twofold. First, using archival data sets originally published for reasons unrelated to the purpose of paternity testing, we wanted to considerably expand the data base available for estimating the prevalence of nonpaternity in different populations. We thus also hoped to add additional studies to the hitherto very small but nevertheless important body of representative samples allowing for unbiased estimates of the prevalence of nonpaternity. To this end, we collected historical datasets where ABO and – in some cases – MN

blood group phenotyping had been carried out. As explained above, blood group phenotypes are rather unspecific in detecting cases of nonpaternity; this is particularly true for samples for which only one blood group marker system has been collected. However, as we will show, multinomial models are capable of providing efficient and asymptotically unbiased estimates of the prevalence of nonpaternity even if the available data is limited to blood group phenotype. A second goal of the present paper therefore is to outline the logic and the advantages of multinomial models of blood group phenotype for the purpose of estimating the number of cuckolds in a given population.

In their review of attempts at determining nonpaternity rates, Baker and Bellis (1995) have argued that there is “obviously no control” (p. 200) for the problem of distinguishing between fathers and nonfathers with identical blood groups. In the following, we will show that while this statement is true at the level of individuals, at the population level it is still possible to obtain unbiased estimates of the nonpaternity rate if multinomial models are being applied to ABO (or MN) phenotype data. Prior to presenting the results of our analysis of archival blood group data, we therefore outline the characteristics of these two blood group systems, as well as the multinomial model that can be used to estimate the nonpaternity rate based on phenotype data of a single blood group marker system.

2. Methods

2.1. The ABO and MN blood group systems

An individual’s ABO blood group genotype is determined by the inheritance of one of three alleles (A, B, or O) from each parent. Since the A and B alleles are codominant, and are both dominant over O, the ABO blood group system comprises six different genotypes giving rise to four different phenotypes as shown in Table 1. Karl Landsteiner discovered the ABO blood group system in 1900, and Felix Bernstein (1925) was the first to reveal its inheritance

pattern. The MN system was discovered some years later by Landsteiner and Levine (1927a, 1927b), and shown to depend upon one pair of allelomorphic genes constituting three different pheno- and genotypes (see Table 1).

--- Insert Table 1 about here ---

With the very rare exception of typing errors and mutations, a father can reliably be excluded as the child's biological father on the base of easily accessible phenotype information whenever a Mendelian inconsistency occurs that gives rise to an observable incompatibility. In the ABO blood group system, for example, an alleged father with blood group A cannot be the biological father of a child of blood group B, if the mother has blood group O. Only a father of genotype BB, BO or AB (and thus, of phenotype B or AB) can possibly be the biological father of this child. Table 2 shows all possible parental blood group combinations separately for the ABO and the MN system. Some of these combinations are compatible in the sense that they do not rule out the father as the putative biological father. Some other combinations are unexpected, however, because the blood group of the father is incompatible with the blood groups of the mother and the child. In such incompatible cases, the putative father cannot be the biological father of the child. Combinatorially, there also is a third group of impossible combinations in which the blood group of the mother is inconsistent with the blood group of the child. Such combinations, however, can only occur as the result of typing errors, mutations, or an unnoticed exchange of the child, all of which are very rare events and are therefore assumed to be negligible in the following analyses.

--- Insert Table 2 about here ---

As can easily be seen from Table 2, neither the ABO nor the MN blood group systems are very informative markers with regard to the identification of cuckolds. If the child and the putative father share one or both alleles, it is only possible, but not necessary that the putative father is indeed the biological father. Possibly, the alleged father just happens to have the same genotype as the biological father. Nevertheless, the ABO blood group system has been widely used as part of a battery of blood group systems in parentage studies because of its well established pattern of inheritance and the ready availability of reliable reagents (Silver, 1989).

Whenever a random male other than her present partner gets the father of a female's offspring, the probability that he can be excluded as the true father on the sole basis of ABO phenotyping has been calculated to be only about 13% (Silver, 1989; cf. Ellman & Kaye, 1979). This figure, however, is a function of the frequency distribution of the three alleles (A, B, and O). For different ethnic and regional groups, the probability of exclusion therefore varies from 0% (e.g., in some populations in South America exclusively consisting of individuals with blood group O; Salzano, 1957) up to almost 20% (under the most favorable distribution of the three alleles providing a maximum probability of exclusion; Sun, Tsao, & Teh, 1992). The maximum probability of exclusion for the MN system is 18.75% and occurs if both alleles are distributed equally throughout the population (Sun et al., 1992).

Whenever imperfect marker systems such as ABO or MN are used to detect cases of nonpaternity, a large proportion of illegitimate children cannot be identified as such. To nevertheless arrive at an exact estimate of the nonpaternity rate, methods or formulae therefore have to be applied that take the inefficiency of the marker system into account. If the probability of exclusion is known, the nonpaternity rate can be determined by dividing the exclusion rate by the probability of exclusion. Since the probability of exclusion depends on the allele distribution in the population from which a sample is drawn, it is necessary to determine

the allele distribution and the probability of exclusion using the very same dataset to arrive at an exact estimate of the nonpaternity rate. The use of an average probability of exclusion for a given marker system (e.g., 13% for the ABO blood group system) would be more convenient, but would come at the cost of distorted estimates. Trying to approximate the allele distribution using blood group distribution atlases (e.g., Mourant, Kopeč, & Domaniewska-Sobczak, 1976) would help to diminish the bias, but cannot completely eliminate it. Potthoff and Whittinghill (1965; cf. Erdfelder, 2000) therefore proposed a multinomial modeling approach that uses the same data set to determine the number of observable inconsistencies and to estimate the allele frequencies in the population from which the sample was drawn. This multinomial modeling approach allows to obtain unbiased estimates, including confidence intervals, of the nonpaternity rate. In the following, we explain the advantages of this approach, show how it can be implemented using standard software for parameter estimation, and use this approach to determine the nonpaternity rate in different historical populations using archival blood group data.

2.2. Using multinomial modeling to determine the nonpaternity rate in a population

Categorical data (e.g., counts of pheno- or genotypes) form the basis of most applications in population genetics. The most general and theoretically neutral statistical distribution for the analysis of such data is the multinomial distribution, a generalization of the binomial distribution to more than two categories (Weir, 1990). In a multinomial model, observations are conceived as independent, and for each category a parameter represents the probability of a random observation falling into that category. Due to their characteristics, multinomial models are well suited to model the heredity of genetic traits. This is because a multinomial model can be reparameterized by expressing the probability parameters for each category as a function of some model parameters (Batchelder & Riefer, 1999; Riefer & Batchelder, 1988).

In a multinomial model of blood group inheritance, these parameters represent the unknown allele frequencies, whereas the observed category frequencies represent the observable phenotypes. For example, following Bernstein (1925) it can be assumed that in the case of the ABO blood group system, the two alleles of the mother and the two alleles of the father are inherited independently, and are distributed in both sexes with the same probabilities for a , b , and o (with probability $1-a-b$), respectively. These unknown allele frequencies may then be estimated on the basis of the distribution of the observable phenotypes.

Erdfelder (2000) showed how a multinomial model of blood group inheritance can be graphically illustrated as a directed weighted tree. For reasons of space, only a part of the multinomial model he developed for the ABO blood group system is shown in Fig. 1, which is however sufficient to outline the idea of the approach. What is modeled in a first step is the probability of a child inheriting one of the two alleles of the mother, and in a second step the conditional probabilities of the same child inheriting one of the two alleles of the alleged father. Fig.1 shows the part of the model that is relevant for mothers who are homozygotic carriers of blood group A. By necessity, the child inherits an A allele from this mother. The model next considers the 9 possible genotypes of the father (AA, AB, AO; BA, BB, BO; OA, OB, OO). Without loss of generality because the allele frequencies are the same for the two genes, it is assumed that in the course of sexual reproduction – in which one randomly selected allele out of two possible alleles is passed on –, it is always the first allele that is being inherited by the mother and by the father, whereas the second allele is assumed to not be inherited. To arrive at a complete tree of the model, however, the order of the two alleles has to be taken into account. The two possible orders AO and OA are therefore represented separately in the tree model. Because there are three different alleles at each of the two loci (i.e., A, B, and O), this results in $3 \cdot 3 = 9$ different allele orders. Cross-classifying these 9 possible

orders for both, the mother and the alleged father leads to a model comprising $9 \cdot 9 = 81$ different allele combinations and thus, model branches.

As a final addition to the model, it has to be considered next that for each allele quadruple of the mother and alleged father, there is only a certain fatherhood probability f that the alleged (f)ather is indeed the biological father. This probability may be less than 1 whenever cuckoldry occurs in a given population (Potthoff & Whittinghill, 1965). By including this parameter f , the proposed model – unlike the original model of blood group inheritance formulated by Bernstein (1925) – allows to estimate the nonpaternity rate in addition to the frequency distribution of the blood group alleles.

The uppermost branch of Fig. 1 shows the case in which, with probability f , the alleged father is indeed the biological father. In this case, the child inherits one A allele from the mother (who is a homozygotic carrier of A) and another A allele from the alleged father (who is also a homozygotic carrier of A). With a complementary probability of $1-f$, however, the alleged father is not the biological father. In this case, which is represented by the second to fourth uppermost branches in Fig. 1, the genotype of the child consists of the first allele of the mother (A) and a random allele of an unknown father, which can be of either type A, B, or O (with probability a , b and o , respectively). Each branch representing the two alleles inherited by the mother and the father (e.g., A, A) is thus again split into four subbranches. The first of these subbranches represents the genotype that arises if the alleged father is indeed the biological father; with probability f , this leads to a child with genotype AA. The second to fourth of the subbranches in Fig. 1 represent the genotypes that arise if a random allele is inherited by an unknown other man. With probability $(1-f) \cdot a$, this also leads to a child with genotype AA; however, with probability $(1-f) \cdot b$ or $(1-f) \cdot o$, this leads to a child with genotype AB or AO, respectively. Taking all possible combinations into account, this leads to a

full model comprising $81 \cdot 4 = 324$ branches (Erdfelder, 2000). Figure 1 shows the uppermost 36 of these branches.

--- Insert Fig. 1 about here ---

As can be seen in Fig. 1, several branches representing different unobservable genotypes may lead to the same phenotypic observation. The overall probability that a child is in possession of a certain blood group phenotype is therefore provided by the sum of the branch probabilities of all branches leading to the same observable phenotypic category. As can also be seen from this figure, only a small proportion of the possible allele combinations results in observable, phenotypic inconsistencies. If, for example, both the mother and the alleged father are of genotype AA, and the child is the result of cuckoldry with a probability of $1-f$, the child can be identified as cuckolded only when it happens to inherit a B allele from its biological father. This is because only in this case, the phenotype of the child (AB) will be incompatible with the phenotype of the mother and the cuckolded father (A). If, however, the child happens to inherit either an A or an O allele from its biological father, it cannot be identified as cuckolded because its blood group phenotype will be identical to that of its parents (A). Thus, the multinomial model can also account for cases in which an incompatibility occurs at the genotype level which is unobservable on the phenotype level. The model therefore allows for an estimation of the nonpaternity rate which is based on both, observable and unobservable cases of incompatibility. The central assumptions on which the model is based are that (a) for every triplet, the presumed mother is indeed the biological mother of the child (that is, the frequency of nonmaternity is assumed to be zero), (b) the sample is drawn from a population with random mating (panmixia), resulting in a Hardy-Weinberg equilibrium, (c) the same distribution of allele frequencies holds for both the female and the male population. These are typical as-

sumptions made in population genetic models, and they are generally regarded as unproblematic (Weir, 1990). An additional assumption (d) that has to be met is that all triplets in the sample are selected at random and independently of each other, with only one child being sampled from each family. To ensure that this assumption is met, only the first child of each family is considered in all subsequent applications of the model. In a similar vein as for the ABO blood group system, multinomial models may also be formulated for other inheritance patterns including the MN blood group system consisting of two autosomal alleles without dominance.

To apply multinomial blood group inheritance models, phenotypic data of the blood groups in mother-father-child triplets are needed, as shown in Table 3. The parameters of the model – that is, the allele frequencies and the nonpaternity rate – can then be determined using maximum likelihood estimation. This can be done using computer programs such as HMMTree (Stahl & Klauer, 2007), which utilizes the EM-(expectation-maximization)-algorithm adapted for binary tree models (Hu & Batchelder, 1994) to obtain maximum likelihood estimates of the model parameters. The EM-algorithm (Dempster, Laird, & Rubin, 1977) conceptualises the parameter estimation problem as a missing data problem; it determines the set of parameters $\Theta = (\theta_1, \dots, \theta_s)$ which minimizes the distance between the category frequencies that were observed (the frequency distribution of blood group phenotypes among mother-father-child triplets) and the frequencies that are expected under a given model. HMMTree then allows to compute the asymptotically χ^2 distributed log-likelihood ratio statistics G^2 to assess the fit of the multinomial model (Hu & Batchelder, 1994; Read & Cresie, 1988). If the null hypothesis holds, the model provides an adequate description of the data. Using maximum likelihood estimation allows for an efficient and asymptotically unbiased estimate of the model's parameters. Since the parameters can be shown to be asymptotically standard-normal distributed, the variance-covariance matrix can be obtained by taking

the inverse of the Fisher information matrix which also allows for the computation of confidence intervals for all parameters (Hu & Batchelder, 1994). To feed the model into the HMMTree software, our model, which includes ternary branches, has to be reparameterized into a data-equivalent model with binary branches. A computer file including the necessary model equations can be obtained from the first author.

To validate our approach, we analyzed two large samples for which ABO blood group typing had been carried out. The first sample was collected by Mickey, Gjertson, and Terasaki (1986) who reported the ABO blood group distribution of 1393 mother-father-child triplets, a nonrandom sample of disputed cases from the population of Oakland, California, for which paternity testing had been requested. It was possible to use this sample to validate our multinomial model approach because in addition to the ABO blood group system, Mickey et al. (1986) also collected data for three other marker systems (the HLA, Rhesus- and MNS- system). These other marker systems guaranteed a near to perfect probability of exclusion and thus ensured that virtually all inconsistencies could be identified as such. Using all four marker systems, Mickey et al. (1986) identified 347 inconsistencies, resulting in an estimate of the nonpaternity rate of 25%. Relying on the ABO blood group system alone would have led to the identification of 39 inconsistencies and thus, an exclusion rate of $39/1393 = 0.03\%$ (the raw phenotype frequencies reported by Mickey et al., 1986, are reproduced by the numbers in the left of each cell of Table 3). Feeding the phenotype frequencies reported in Table 3 into our multinomial model for the ABO blood group system resulted in the following parameter estimates: $a = .27$ ($CI_{95\%} = .26$ to $.29$), $b = .07$ ($.06$ to $.08$), $o = .66$ ($.65$ to $.67$), and $1-f = .21$ ($.15$ to $.26$). The asymptotically χ^2 -distributed likelihood ratio statistic G^2 indicates that our multinomial model of the ABO blood group inheritance fits these data well, $G^2 (df = 52) = 59.72$, $p = .22$. The estimated allele frequencies provide a perfect match to the ones reported by Mickey et al. (1986; $a = .2733$, $b = .6566$, $o = .0701$), and also correspond closely to those

reported in a blood group distribution atlas for the region of interest (Mourant et al., 1976). Most importantly, our model for the ABO blood group arrived at an estimate of the nonpaternity rate of 21%. This estimate parallels that reported by Mickey and colleagues (25%) using four different marker systems, as the latter figure is well within the 95% confidence interval of the former. This result supports the notion that based on a multinomial model of the phenotype data of a single blood group system such as ABO, it is possible to derive valid estimates of the nonpaternity rate in a population in spite of the low probability of exclusion that is afforded by this simple blood group system.

The second data set we analyzed to validate our approach was published by Johnstone (1954). He reported the ABO phenotypes of 2,596 triplets of mothers, husbands, and infants which were collected for consecutive births occurring in a West London hospital during a 13-month period. These data are particularly valuable because unlike the data of Mickey et al. (1986), they provide a representative sample not preselected for cases in which fatherhood was in doubt. Johnstone (1954) noticed 17 inconsistencies ($17/2596 = 0.65\%$) in his sample, but did not try to determine the nonpaternity rate based on this figure when he first published his data. Reanalyzing this dataset and roughly assuming an average probability of exclusion of 18%, Edwards (1957) estimated the proportion of cuckolds at 3.6% ($0.0065/0.18 = 0.036$). Using our model to analyze the data of Johnstone (1954), we first conducted one correction which was necessary because in the original dataset, the phenotype of one mother was incompatible with that of her newborn (mother: O, alleged father: AB, child: AB). Because this single mother-child incompatibility can only have occurred as the result of mistyping, a mutation, or an exchange of the child, we excluded it from further analysis. This resulted in a sample of 2,595 mother-alleged-father-child triplets (the raw phenotype frequencies are given by the numbers in the right of each cell of Table 3).

Applying our model resulted in the following parameter estimates for this sample: $a = .27$ ($CI_{95\%} = .26$ to $.28$), $b = .06$ ($.06$ to $.07$), $o = .67$ ($.66$ to $.68$), $1-f = .04$ ($.02$ to $.06$). The model fitted the data very well, $G^2 (df = 52) = 53.49$, $p = .42$. Again, the estimated allele frequencies provided an almost perfect match to the ones reported by Johnstone (1954) and Mourant et al. (1976); moreover, the estimated nonpaternity rate of 4% corresponded very well with the 3.6% estimate of Edwards (1957), providing support for the validity of the multinomial model.

Both of the above analyses confirm that using multinomial modeling techniques, it is possible to obtain valid estimates of the nonpaternity rate at the population level on the basis of a single marker system, even if this single marker is inefficient in determining nonpaternity at the individual level. A major advantage of the multinomial modeling approach is that the ABO phenotype – which can easily be determined using serological methods – is the only marker that is needed to arrive at an unbiased estimate of the nonpaternity rate, and that no sumptuous genotyping of individuals is necessary to make the method work.

--- Insert Table 3 about here ---

2.3. Estimating nonpaternity rates in historical blood group samples

On the basis of the above successful validation of our model, we started gathering published data on the distribution of ABO and MN phenotypes in mother-father-child triplets using online databases and bibliographies. We first used PubMed to locate journal articles dating back to 1948, the earliest year covered by this database. Since we were also interested in studies that were conducted earlier, we located additional books and articles by performing a cross-reference backward search through the relevant literature. Several reviewing books from the 1920s and 1930s helped us to locate additional references to early blood group typ-

ing studies (e.g., Hirszfeld, 1928, 1934; Lattes, 1925, 1932). However, to obtain as unbiased an estimate of the nonpaternity rate as possible, we decided to exclude data sets meeting one of the following criteria: (a) the authors of the original study reported the exclusion of “dubious cases” due to suspected cuckoldry, (b) the sample was preselected to minimize the expected number of nonpaternities, (c) the authors reported typing problems or the use of an unreliable typing method, and (d) there was not enough information regarding the sample characteristics to rule out potential biases. Although obviously biased, we also included historical studies of disputed paternity cases to obtain an upper bound with which we wanted to compare the estimates based on random samples. In studies in which the phenotype of more than one child from each family was reported, we had to restrict our analysis to the first born child to satisfy the condition of random and independent sampling, which is a central assumption of our model.

After a thorough search, we could identify 32 samples that satisfied the above criteria for inclusion. These samples substantially expand the known body of data sets because none of these studies – with the exception of Johnstone (1954) and Peritz (1967) – is already included in previous reviews and analyses of the nonpaternity rate (Anderson 2006; Bellis et al., 2005; Voracek et al., 2008).

We divided this data set in four groups of studies differing with respect to their presumed unbiasedness. Samples consisting of a consecutive series of newborns arguably provide the most unbiased estimates of the nonpaternity rate since they provide a pseudo-random sample of the respective population. Including the study of Johnstone (1954), we were able to find seven studies that satisfied this criterion. The second group consisted of 14 convenience samples that were typically typed in the course of a disease or linkage study. Even though none of these studies was conducted to estimate the nonpaternity rate, estimates based on these studies are not necessarily unbiased because of the nonrandom way in which the partici-

pants were recruited. Families with high paternity confidence may have participated with a higher probability, and the resulting estimate of the nonpaternity rate may therefore be downward biased in these studies. A third group consisted of nine studies that also performed non-random sampling in convenience samples with the additional characteristic that at least a part of the sample included relatives and acquaintances of (at least one of) the study authors. Arguably, an estimate of the nonpaternity rate based on such studies might be even more downward biased if the authors excluded known or presumed cases of cuckoldry from their samples. The fourth group of studies consisted of two samples collected on the occasion of disputed paternity testing. Even though we expected these two samples to overestimate the true nonpaternity rate, we nevertheless included them as an additional validation of our model and to determine what arguably should be an upper bound to the nonpaternity rate in the population.

The 32 samples we identified were published between 1922 and 1967 and were collected in nine different countries and regions (USA, Austria, Denmark, England, Germany, Italy, Poland, Japan / Korea, and Micronesia). The USA was the country in which most samples were collected (13 out of 32, or 41%). Regarding ethnicity, 30 out of 32 samples (94%) were Caucasian, one sample was of East Asian origin, and one consisted of natives of the Pacific Island of Saipan.

3. Results

The results are presented in Table 4. For each dataset, information regarding location, sample size, kind of data collection and observable number of inconsistencies is provided.

In 13 of the 32 samples (41%), no inconsistencies – neither for the ABO nor for the MN blood group system – were found for any mother-father-child triplet. The resulting maximum likelihood estimate of the nonpaternity rate in these samples is necessarily zero, which

which was taken into account when calculating point estimates and summary statistics for the four different groups of data.

Whenever a sample was typed for both, ABO and MN phenotype, we performed separate analysis for both systems to cross-validate our estimates of the nonpaternity rate. Table 4 shows the resulting estimates of the model parameters, as well as the approximately χ^2 distributed G^2 values as an indicator of how well the models fitted the different sets of data. As can be seen, our models fitted the data in 41 out of 47 cases. In the remaining six cases, either the ABO or the MN model was rejected because of a poor fit to the data.

In principle, parameters estimates resulting from a set of data for which a model is providing a poor fit should not be interpreted. However, in three of the six cases, the ABO model of the same families fitted the data well in spite of a poor fit provided by the MN model, and in each of these three cases the estimates of the nonpaternity rate obtained for the ABO and the MN data did not differ significantly as indicated by an overlap of the 95% confidence intervals. Furthermore, in all samples – including those for which there was evidence of model misfit – the estimated allele frequencies corresponded closely to those reported in a blood group distribution atlas for the particular regions (Mourant et al., 1976). This provides some evidence that even the poorly fitting datasets still seem to provide rather valid estimates of the nonpaternity rate.

There were altogether four study groups: (1) pseudo-random/unbiased samples; (2) nonrandom convenience samples collected in the course of disease or linkage studies excluding or (3) including acquaintances and relatives of the study authors; and (4) nonrandom convenience samples from disputed paternity cases. For each of these four study groups, we computed an average estimate of the nonpaternity rate on the basis of the ABO blood group system data. Of the 32 samples shown in Table 4, the only sample that was not included for this computation was the one reported by Thomson and Clausen (1931), for which MN blood

group data only were available. For the first and the second group of studies, the mean estimated nonpaternity rate was calculated by either including or excluding the samples for which a model misfit had been observed.

For the seven pseudo-random and presumably unbiased samples, which consecutively screened all births at some location for a certain period of time, estimates of the nonpaternity rate ranged from 3.50% to 14.90%. Weighing these estimates by sample size yielded a mean nonpaternity rate estimate of 4.70% ($Mdn = 4.02\%$, $SD = 2.22\%$) if all seven samples were included, and a mean estimate of 5.10% ($Mdn = 4.02\%$, $SD = 2.51\%$) after excluding the samples of Haselhorst (1930) and Klaften (1927) for which a significant misfit of the model was observed.

In the second group of studies consisting of samples that were typed in the course of disease or linkage analyses, estimates of the nonpaternity rate ranged from 0% to 10.70% with a weighted mean estimate of the nonpaternity rate of 1.91% ($Mdn = 2.05\%$, $SD = 2.02\%$) if all studies were included, and a weighted mean estimate of the nonpaternity rate of 1.99% ($Mdn = 2.05\%$, $SD = 2.04\%$) after excluding the nonfitting sample of Okaya (1935). As expected, for these nonrandom convenience samples which were collected in the course of disease or linkage studies, a significantly lower weighted mean estimate of the nonpaternity rate was observed than for the first group of studies consisting of consecutive births, $t(19) = 2.88$, $p < .01$, $d = 1.31$. This result was not affected by whether or not estimates from samples for which the model did not fit were included.

In the third group of studies, which differed from the second group in that some parts of the sample were acquired among the acquaintances and relatives of at least one of the study authors, estimates of the nonpaternity rate varied between 0% and 4.50% with a weighted mean of 1.18% ($Mdn = 0\%$, $SD = 1.85\%$). This figure is only slightly below the one observed in the second group of studies, but significantly lower than the weighted mean estimated non-

paternity rate in the first group of studies consisting of a consecutive series of births, $t(14) = 3.47$, $p = .01$, $d = 1.72$. Again, this pattern of results was not affected by whether or not estimates from samples for which the model did not fit were included.

Not unexpectedly, very high nonpaternity rate estimates were obtained in the two samples of the fourth group of studies consisting of disputed paternity cases. In this latter group, the weighted mean nonpaternity rate estimate of 32.27% ($Mdn = 25.71\%$, $SD = 9.47\%$) mirrors the high estimates reported in some recent studies of disputed paternity testing (Anderson, 2006; Bellis et al., 2005). The rather high estimate might be regarded as an upper bound to the nonpaternity rate occurring in the historical blood group samples we investigated.

--- Insert Table 4 about here ---

4. Discussion

Previous reviews of the nonpaternity rate in human populations (Anderson, 2006; Bellis et al., 2005; Voracek et al., 2008) estimated the nonpaternity rate in samples that were not collected with the explicit purpose of deciding disputed paternity cases at between 1.7% and 3.7%. However, many of these samples were collected in the course of genetic and lineage studies from which participants could retreat or were excluded if their paternity was in doubt. It is therefore likely that the true prevalence of nonpaternity is underestimated in such studies. Accordingly, Anderson (2006) argued that the true level of nonpaternity probably lies somewhere in between the levels he estimated for groups with very high vs. very low paternity confidence (1.7% vs. 29.8% nonpaternity rate, respectively).

The present study extends the available set of data by adding a large number of archival data sets not included in previous reviews because they had not originally been conducted to provide estimates of the nonpaternity rate. Based on our multinomial models of the ABO

and MN blood group inheritance, we were able to determine estimates of the prevalence of nonpaternity for these archival data even though blood group phenotypes only could be collected at the time they had been conducted. The findings we thus obtained suggest a nonpaternity rate in western industrialized societies of about 5%. This figure seems to suggest that previous reviews may have slightly underestimated the nonpaternity rate in the population. However, most of the data we analyzed were published much earlier than the data analyzed by Anderson (2006), Bellis et al. (2005) and Voracek et al. (2008). It is therefore also possible that there was a decrease of the nonpaternity rate in the last few decades. Voracek et al. (2008) argued that this might indeed be the case as a result of the increasing use of modern contraceptive methods, particularly the birth-control pill.

A major virtue of the present new data is that they include seven studies that consecutively screened all births at a certain location for a given period of time. Unlike most other studies, this allowed to obtain estimates that were based on a sample that was arguably not affected by any bias (cf. Wolf et al., in press). Another notable characteristic of the studies we analyzed is that all but one of these seven datasets were collected between 1920 and 1930, a time where scientists had just begun to unveil the rules of inheritance of the ABO and other blood group systems. At this time, it was not yet common knowledge in the general population that blood specimens may be utilized for paternity testing. It is also for this reason that these datasets are much less likely than more recently collected samples to suffer from a selective dropout due to suspected cases of nonpaternity.

Our analysis also included some potentially biased convenience samples. These samples were either collected in genetic and lineage studies or in families which included acquaintances of the study authors. Arguably, this kind of sample potentially suffers from selective dropout, and there is reason to suspect that estimates of the nonpaternity rate obtained in such convenience samples may be downward biased. It is therefore interesting to note that the

estimates of the nonpaternity rate we obtained in the seven pseudo-random samples (about 5%) fell in between those obtained in potentially downward biased convenience samples (about 1-2%), and those obtained in probably upward biased samples of disputed paternity cases (about 32%). Thus, taken together, our estimates of the nonpaternity rate clearly varied as a function of the potential bias of each study group, thereby justifying our decision to analyze these study groups separately.

In our analyses, we relied on a multinomial modeling approach to determine nonpaternity rates. This approach has several advantages. Unlike some models used for testing in individual cases of disputed paternity (e.g., Essen-Möller formula, Gjertson et al., 2007), multinomial models are nowhere dependent on the assumption of prior probabilities. Nothing was or had to be assumed about the allele frequencies of the marker system in the population; instead, these frequencies were estimated directly from the data. The multinomial models also allowed for the analysis of historical datasets which had never been analyzed before. Using a multinomial model, archival phenotype data that could easily be collected even in the first decades of the last century were sufficient to derive estimates for unobservable parameters such as the nonpaternity rate in the population and the allele frequencies of the marker system. Based on this approach, we were able to add 30 new samples to the already existing body of datasets analyzed in previous reviews of the prevalence of nonpaternity (Anderson 2006; Bellis et al., 2005; Voracek et al., 2008).

The estimates we obtained for the allele frequencies of the blood group marker systems attest to the validity of our results. All estimated frequencies corresponded closely to the frequencies reported in the blood group distribution atlas of Mourant et al. (1976), and they also confirm the known increased prevalence of the B allele in East Asian populations (Kiri-hara & Hakurinsai, 1928; Okaya, 1935).

Another benefit of using the present multinomial modeling approach is that it can flexibly be adapted to datasets which do not separately report the mother's and alleged father's blood phenotype, but the pooled phenotype combinations of both parents only. In the present analysis, we made use of this feature when analyzing the data of Thomson and Clausen (1931; see Table 4).

Perhaps the most notable feature of the present approach is that it allowed us to estimate the nonpaternity rate in samples of mother-father-child triplets that were not originally collected for this purpose. In fact, some of the studies we reanalyzed were even collected at times at which the inheritance pattern of the respective blood group system was not yet firmly established. Thus, metaphorically speaking, our approach allowed us to conduct a time travel in order to collect and analyze the data of interest.

It is also important to note that our approach is not limited to the analysis of blood groups, but can also be applied to other genetic traits which are inherited according to simple Mendelian laws. In principle, it thus allows to estimate the nonpaternity rate by phenotyping any genetic marker. Because freely available software for parameter estimation exists to manage the computational burden associated with our approach (Moshagen, 2010; Stahl & Klauer, 2007), even nonstatisticians can easily apply the method or construct new multinomial models adapted to their specific purposes. Thus, any simple Mendelian trait in conjunction with a multinomial model may provide a cost-effective and unbiased estimate of the nonpaternity rate in human or nonhuman populations. This feature might prove to be particularly useful for a low cost determination of the nonpaternity rate in animal populations for which extensive DNA testing is not affordable.

References

References marked with an asterisk indicate studies that were analyzed to determine the non-paternity rate.

- Aguilar-Martinez, P., Jourdan, E., Brun, S., Cunat, S., Giansily-Blaizot, M., Pissard, S., & Schved, J. F. (2007). A novel mutation of the beta-globin gene promoter (-102 C>A) and pitfalls in family screening. *American Journal of Hematology*, 82, 1088-1090.
- Anderson, K. G. (2006). How well does paternity confidence match actual paternity? Evidence from worldwide nonpaternity rates. *Current Anthropology*, 47, 513-520.
- Baker, R. R., & Bellis, M. A. (1995). *Human sperm competition: copulation, masturbation, and infidelity*. London: Chapman and Hall.
- Batchelder, W. H., & Riefer, D. M. (1999). Theoretical and empirical review of multinomial process tree modeling. *Psychonomic Bulletin & Review*, 6, 57-86.
- Bellis, M. A., Hughes, K., Hughes, S., & Ashton, J. R. (2005). Measuring paternal discrepancy and its public health consequences. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59, 749-754.
- *Berger, H. H. (1943). *Erblichkeit und Vererbung der agglutinablen Blutkörperchen-eigenschaft P* [Heritability and inheritance of the agglutinable blood cell characteristic P]. Unpublished doctoral dissertation, University of Cologne, Cologne, Germany.
- Bernstein, F. (1925). Zusammenfassende Betrachtungen über die erblichen Blutstrukturen des Menschen [Summarizing considerations on the inheritable blood structures of mankind]. *Zeitschrift für induktive Abstammungs- und Vererbungslehre*, 37, 237-270.
- Bonaiti-Pellié, C., Poisson, N., Bechtel, Y., & Bechtel, P. (1992). Sensitivity of transmission probabilities to paternity exclusion in segregation analysis. *Genetic Epidemiology*, 9, 67-71.

- Buss, D. M. (2000). *The Dangerous Passion*. New York: Free Press.
- Buss, D. M., Larsen, R. J., Westen, D., & Semmelroth, J. (1992). Sex differences in jealousy: Evolution, physiology, and psychology. *Psychological Science*, 3, 251-255.
- Buss, D. M., & Shackelford, T. K. (1997). From vigilance to violence: Mate retention tactics in married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 346-361.
- Cerda-Flores, R. M., Barton, S. A., Marty-Gonzalez, L. F., Rivas, F., & Chakraborty, R. (1999). Estimation of nonpaternity in the Mexican population of Nuevo Leon: Validation study with blood group markers. *American Journal of Physical Anthropology*, 109, 281-293.
- *Clausen, J. (1934). *Undersøgelser over de Serologiske Blodtype-Egenskaber M og N (Landsteiner & Levine)* [Research into the serological blood group characteristics of M and N (Landsteiner & Levine)]. Unpublished doctoral dissertation, University of Copenhagen, Copenhagen, Denmark.
- Cohen, J. (1977). *Reproduction*. London: Butterworths.
- *Dahr, P. (1940). Erblighkeitsundersuchungen über den Blutfaktor P an Familien und Zwillingen [Heritability studies on blood factor P in families and twins]. *Zeitschrift für Immunitätsforschung*, 97, 168-188.
- *Dahr, P., Offe, H., & Weber, H. (1940). Weitere Erblighkeitsundersuchungen über den Blutfaktor P bei Familien und Zwillingen [Further heritability studies on blood factor P in families and twins]. *Zeitschrift für Rassenphysiologie*, 11, 78-93.
- Daly, M., & Wilson, M. (1988). *Homicide*. New York: Adeline de Gruyter.
- Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 39, 1-38.

- *Dyke, S. C., Oxon, D. P. H., & Budge, C. H. (1923). On the inheritance of the specific isoagglutinable substances of human red cells. *Proceedings of the Royal Society of Medicine*, 16, 35-46.
- Edwards, J. H. (1957). A critical examination of the reputed primary influence of ABO phenotype on fertility and sex ratio. *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 11, 79-89.
- Ellman, I. M., & Kaye, D. H. (1979). Probabilities and proof: Can HLA and blood group testing prove paternity? *New York University Law Review*, 54, 1131-1162.
- Erdfelder, E. (2000). *Multinomiale Modelle in der kognitiven Psychologie* [Multinomial models in cognitive psychology]. Unpublished habilitation thesis, University of Bonn, Bonn, Germany.
- Euler, H. A., & Weitzel, B. (1996). Discriminative grandparental solicitude as reproductive strategy. *Human Nature*, 7, 39-59.
- Gaulin, J. C., McBurney, D. H., & Brakeman-Wartell, S. L. (1997). Matrilateral biases in the investment of aunts and uncles: A consequence and measure of paternity uncertainty. *Human Nature*, 8, 139-151.
- Gjertson, D. W., Brenner, C. H., Baur, M. P., Carracedo, A., Guidet, F., Luque, J. A., Lessig, R., Mayr, W. R., Pascali, V. L., Prinz, M., Schneider, P. M., & Morling, N. (2007). ISFG: Recommendations on biostatistics in paternity testing. *Forensic Science International Genetics*, 1, 223-231.
- *Graff, E., & Werkgartner, A. (1928). Die Vererbung der Gruppeneigenschaften der roten Blutkörperchen [On the inheritance of group characteristics of red blood cells]. *Beiträge zur gerichtlichen Medizin*, 7, 98-123.
- *Haselhorst, G. (1930). Blutgruppenuntersuchungen bei Mutter und Kind in 2300 Fällen, darunter solche bei Vater, Mutter und Kind in 1000 Fällen [Blood group studies of

mother and child in 2300 cases including those of father, mother and child in 1000 cases]. *Zeitschrift für Konstitutionslehre*, 15, 177-204.

Henke, L., Fimmers, R., Josephi, E., Cleef, S., Dülmer, M., & Henke, J. (1999). Usefulness of conventional blood groups, DNA-mini-satellites, and short tandem repeat polymorphisms in paternity testing: a comparison. *Forensic Science International*, 103, 133-142.

*Hirszfeld, L. (1928). *Konstitutionsserologie und Blutgruppenforschung* [Constitutional serology and blood group research]. Berlin: Springer.

Hirszfeld, L. (1934). Hauptprobleme der Blutgruppenforschung in den Jahren 1927-1933 [Main problems of blood group research in the years 1927-1933]. *Ergebnisse der Hygiene, Bakteriologie, Immunitätsforschung und experimentellen Therapie*, 15, 54-218.

*Hirszfeld, H., & Hirszfeld, L. (1927). Weitere Untersuchungen über die Vererbung der Empfänglichkeit für Infektionskrankheiten [Further studies on the inheritance of the predisposition for infectious diseases]. *Zeitschrift für Immunitätsforschung*, 54, 81-104.

*Holford, F. E. (1938). On the inheritance of the agglutinogens A, B, M and N. *Journal of Infectious Diseases*, 63, 287-297.

Hu, X., & Batchelder, W. H. (1994). The statistical analysis of general processing tree models with the EM algorithm. *Psychometrika*, 59, 21-47.

*Johnstone, J. M. (1954). Heterospecific pregnancy. *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 8, 117-123.

*Kirihaara, S., & Hakurinsai, A. (1928). The heredity law of the human blood groups. *Nagoya Journal of Medical Science*, 2, 75-102.

*Kirwan-Taylor, G. K. (1930). The inheritance of the blood group factors. *Journal of Pathology*, 33, 313-326.

- *Klaften, E. (1927). Über Hämagglutination und ihre praktische Bedeutung [On blood agglutination and its practical relevance]. *Monatsschrift für Geburtshilfe und Gynäkologie*, 76, 91-107.
- Landsteiner, K. (1900). Zur Kenntnis der antifermentativen, lytischen und agglutinierenden Wirkungen des Blutserums und der Lymphe [To the knowledge of the antifermentative, lytic and agglutinating effects of the blood serum and the lymph]. *Zentralblatt Bakteriologie*, 27, 357-362.
- Landsteiner, K., & Levine, P. (1927a). A new agglutinable factor differentiating individual human bloods. *Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine*, 24, 600-602.
- Landsteiner, K., & Levine, P. (1927b). Further observations on individual differences of human blood. *Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine*, 24, 941-942.
- *Landsteiner, K., & Levine, P. (1928). On the inheritance of agglutinogens of human blood demonstrable by immune agglutinins. *Journal of Experimental Medicine*, 48, 731-749.
- *Landsteiner, K., & Wiener, A. S. (1941). Studies on an agglutinin (Rh) in human blood reacting with anti-rhesus sera and with human isoantibodies. *Journal of Experimental Medicine*, 74, 309-320.
- Lathrop, G. M., Hooper, A. B., Huntsman, J. W., & Ward, R. H. (1983). Evaluating pedigree data. I. The estimation of pedigree error in the presence of marker mistyping. *American Journal of Human Genetics*, 35, 241-262.
- Lattes, L. (1925). *Die Individualität des Blutes in der Biologie, in der Klinik und in der gerichtlichen Medizin* [Individuality of the blood in biology and in clinical and forensic medicine]. Berlin: Springer.

- Lattes, L. (1932). *Individuality of the blood in biology and in clinical and forensic medicine*. Oxford: University Press.
- *Linnet-Jepsen, P., Galatius-Jensen, F., & Hauge, M. (1958). On the inheritance of the GM serum group. *Acta genetica et statistica medica*, 8, 164-196.
- Lisker, R., Carnevale, A., Villa, J. A., Armendares, S., & Wertz D. C. (1998). Mexican geneticists' opinions on disclosure issues. *Clinical Genetics*, 54, 321-329.
- Mickey, M. R., Gjertson, D. W., & Terasaki, P. I. (1986). Empirical validation of the Essen-Möller probability of paternity. *American Journal of Human Genetics*, 39, 123-132.
- Moshagen, M. (2010). multiTree: A computer program for the analysis of multinomial processing tree models. *Behavior Research Methods*, 42, 42-54.
- Mourant, A. E., Kopeč, A. C., & Domaniewska-Sobczak, K. (1976). *The distribution of human blood groups and other polymorphisms*. Oxford: University Press.
- *Oertel, H. (1954). *Neuere Ergebnisse der P-Faktor-Forschung, sowie Untersuchungen über die Erbllichkeit des Blutfaktors P anhand einer Familienuntersuchungsreihe* [New results of P-factor research, as well as studies of the heritability of blood factor P on the basis of a family research series]. Unpublished doctoral dissertation, University of Bonn, Bonn, Germany.
- *Okaya, N. (1935). Die Verteilung der Blutgruppen im ABO- und MN-System bei den Mikronesiern auf der Insel Saipan [The distribution of blood groups in the ABO and MN system among Micronesians of the island Saipan]. *Hainzagaku zasshi (Archiv für Gerichtliche Medizin und Kriminologie)*, 8, 106-119.
- *Ottenberg, R. (1922). Medico-legal application of human blood grouping. *The Journal of the American Medical Association*, 78, 873-877.
- Parker, S. T. (1987). A sexual selection model for hominid evolution. *Human Evolution*, 3, 235-253.

- Pena, S. D. J., & Chakraborty, R. (1994). Paternity testing in the DNA era. *Trends in Genetics*, 10, 204-209.
- *Peritz, E. (1967). A statistical study of intrauterine selection factors related to the ABO system. *Annals of Human Genetics*, 30, 259-270.
- Philipp, E. E. (1973). Comment in discussion: Moral, social, and ethical issues. In G. E. W. Wolstenholme & D. W. Fitzsimons (Eds.), *Law and ethics of A.I.D. and embryo transfer* (pp. 663-666). Amsterdam: Associated Scientific Publishers.
- Platek, S. M., & Shackelford, T. K. (2006). *Female infidelity and paternal uncertainty*. New York: Cambridge University Press.
- Potthoff, R. F., & Whittinghill, M. (1965). Maximum-likelihood estimation of the proportion of nonpaternity. *American Journal of Human Genetics*, 17, 480-494.
- Procopio, M. (2005). Misattributed paternity: a bias in the family studies in schizophrenia? *Medical Hypotheses*, 64, 1046-1049.
- *Race, R. R., Ikin, E. W., Taylor, G. L., & Prior, A. M. (1942). A second series of families examined in England for the A1A2BO and MN blood groups factors. *Annals of Eugenics*, 11, 385-394.
- *Race, R. R., Taylor, G. L., Ikin, E. W., & Dobson, A. M. (1945). The inheritance of allelomorphs of the Rh gene: A second series of families. *Annals of Eugenics*, 12, 261-265.
- *Race, R. R., Taylor, G. L., Ikin, E. W., & Prior, A. M. (1944). The inheritance of allelomorphs of the Rh gene in fifty-six families. *Annals of Eugenics*, 12, 206-210.
- Read T., & Cressie N. (1988). *Goodness-of-fit statistics for discrete multivariate data*. New York: Springer.
- Riefer, D. M., & Batchelder, W. H. (1988). Multinomial modeling and the measurement of cognitive processes. *Psychological Review*, 95, 318-339.

- Salzano, F. M. (1957). The blood groups of South American Indians. *American Journal of Physical Anthropology*, 15, 555-579.
- Sasse, G., Müller, H., Chakraborty, R., & Ott, J. (1994). Estimating the frequency of nonpaternity in Switzerland. *Human Heredity*, 44, 337-343.
- Schacht, L. E., & Gershowitz, H. (1963). Frequency of extramarital children as determined by blood groups. In F. Brockington, J. Francois, & L. Gedda (Eds.), *Proceedings of the Second International Congress on Human Genetics* (pp. 894-897). Rome: Instituto G. Mendel.
- *Schiff, F., & Sasaki, H. (1932). Über die Vererbung des serologischen Ausscheidungstypus [On the inheritance of the serological secretion type]. *Zeitschrift für Immunitätsforschung*, 77, 129-139.
- Silver, H. (1989). Paternity testing. *Critical Reviews in Clinical Laboratory Sciences*, 27, 391-408.
- Smith, R. (1984). *Sperm competition and the evolution of animal mating systems*. Orlando, Florida: Academic Press.
- Stahl, C., & Klauer, K. C. (2007). HMMTree: A computer program for latent-class hierarchical multinomial processing tree models. *Behavior Research Methods*, 39, 267-273.
- Stewart, A. D. (1989). Screening for cystic fibrosis. *Nature*, 341, 696.
- Sun, C., Tsao, K., & Teh, C. (1992). Exclusion probabilities of red cell antigen systems for Chinese. *Chinese Journal of Microbiology and Immunology*, 25, 33-40.
- *Taylor, G. L., & Prior, A. M. (1938). Blood groups in England. I. Examination of family and unrelated material. *Annals of Eugenics*, 8, 343-355.
- *Thomson, O., & Clausen, J. (1931). Om forekomst af Landsteiner's Immunreceptorer M og N og disses Betydning i Paternitetssager [The occurrence of Landsteiner's immune re-

- ceptors M and N and their relevance in paternity cases]. *Hospitalstidende*, 74, 321-330.
- Voracek, M., Haubner, T., & Fisher, M. L. (2008). Recent decline in nonpaternity rates: a cross-temporal meta-analyses. *Psychological Reports*, 103, 799-811.
- Weir, B. S. (1990). *Genetic data analysis: methods for discrete population genetic data*. Sunderland, MA: Sinauer Associates.
- *Wiener, A. S. (1946). Recent developments in the knowledge of the Rh-Hr blood types; tests for Rh sensitization. *American Journal of Clinical Pathology*, 16, 477-497.
- *Wiener, A. S. (1949). Heredity of the Rh blood types. VII. Additional family studies, with special reference to the genes R1 and rr. *Hereditas (Suppl.)*, 35, 500-519.
- *Wiener, A. S., & Landsteiner, K. (1943). Heredity of variants of the Rh type. *Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine*, 53, 167-170.
- *Wiener, A. S., & Sonn, E. B. (1943). Heredity of the Rh factor. *Genetics*, 28, 157-161.
- *Wiener, A. S., & Sonn, E. B. (1945). Heredity of the Rh blood types. IV. Medicolegal application in cases of disputed parentage. *Journal of Laboratory and Clinical Medicine*, 30, 395-404.
- *Wiener, A. S., & Vaisberg, M. (1931). Heredity of the agglutinogens M and N of Landsteiner and Levine. *Journal of Immunology*, 20, 371-388.
- *Wiener, A. S., Sonn, E. B., & Belkin, R. B. (1944). Heredity of the Rh blood types. *Journal of Experimental Medicine*, 79, 235-253.
- *Wiener, A. S., Sonn, E. B., & Polivka, H. R. (1946). Heredity of the Rh blood types. V. Improved Nomenclature. Additional Family Studies With Special Reference to Hr. *Proceedings of the Society for Experimental Biology and Medicine*, 61, 382-390.
- Wolf, M., Musch, J., Enczmann, J., & Fischer, J. (in press). Estimating the prevalence of non-paternity in Germany. *Human Nature*.

Table 1

The four ABO and the three MN phenotypes and their underlying genotypes

ABO blood group system		MN blood group system	
Phenotype	Genotypes	Phenotype	Genotypes
A	AA or AO	M	MM
B	BB or BO	N	NN
AB	AB	MN	MN
O	OO		

Table 2

ABO and MN blood group phenotypes of the child that are either compatible or incompatible with the blood groups of the father and the mother

Blood group of mother	Blood group of (alleged) father	Blood group of the child		
		Compatible	Incompatible	Incompatible
		with father	with father	with mother
ABO system				
O	O	O	A, B	AB
O	A	O, A	B	AB
O	B	O, B	A	AB
O	AB	A, B	O	AB
A	O	O, A	B, AB	None
A	A	O, A	B, AB	None
A	B	O, A, B, AB	None	None
A	AB	A, B, AB	O	None
B	O	O, B	A, AB	None
B	A	O, A, B, AB	None	None
B	B	O, B	A, AB	None
B	AB	A, B, AB	O	None
AB	O	A, B	AB	O
AB	A	A, B, AB	None	O
AB	B	A, B, AB	None	O
AB	AB	A, B, AB	None	O

Table 2 (continued)

Blood group of mother	Blood group of (alleged) father	Blood group of the child		
		Compatible	Incompatible	Incompatible
		with father	with father	with mother
MN system				
M	M	M	MN	N
M	N	MN	M	N
M	MN	M, MN	None	N
N	M	MN	N	M
N	N	N	MN	M
N	MN	N, MN	None	M
MN	M	M, MN	N	None
MN	N	N, MN	M	None
MN	MN	M, N, MN	None	None

Table 3

ABO phenotype frequencies for mother, (alleged) father, and child triplets reported by Mickey, Gjertson, and Terasaki (1986; to the left of each cell) and Johnstone (1954; to the right of each cell)

Phenotype of		(Alleged) Father			
Mother	Child	O	A	B	AB
O	O	239 / 546	127 / 197	38 / 59	<i>3 / 1</i>
	A	<i>11 / 8</i>	124 / 276	<i>3 / 0</i>	16 / 14
	B	<i>4 / 1</i>	<i>3 / 1</i>	22 / 55	7 / 18
	AB	0 / 0	0 / 0	0 / 0	0 / 1
A	O	93 / 181	56 / 79	8 / 20	<i>0 / 1</i>
	A	173 / 305	203 / 425	20 / 20	16 / 16
	B	<i>2 / 1</i>	<i>2 / 0</i>	18 / 33	5 / 9
	AB	<i>4 / 0</i>	<i>0 / 0</i>	15 / 26	2 / 6
B	O	33 / 48	11 / 20	2 / 1	<i>1 / 1</i>
	A	<i>2 / 1</i>	6 / 18	<i>1 / 0</i>	1 / 1
	B	25 / 50	11 / 20	12 / 17	1 / 5
	AB	<i>1 / 0</i>	14 / 33	<i>0 / 0</i>	0 / 4
AB	O	0 / 0	0 / 0	0 / 0	0 / 0
	A	12 / 15	15 / 18	2 / 2	0 / 1
	B	8 / 15	8 / 7	1 / 5	0 / 1
	AB	<i>2 / 1</i>	6 / 10	1 / 2	3 / 1

Note. Cells with italic numbers indicate an incompatibility between father and child and thus, a case of nonpaternity; cells with bold numbers indicate an incompatibility between mother and child (which can only occur as a result of mistyping or mutation).

Table 4

Summary of historical studies providing nonpaternity rate estimates, stratified into four groups based on their presumed degree of unbiasedness

Location	Kind of data collection	Sample Size	Blood group system	N	Estimated non-paternity rate (95% CI)	Estimated allele frequencies (ABO blood group system)	Estimated allele frequencies (MN blood group system)	G^2	p	Source
Pseudo-random / unbiased samples										
England (London)	consecutive series of new-borns	97	ABO	2	14.9 (-4.0 – 33.8)	$a = 20.1, b = 4.9,$ $o = 75.0$		26.81	.99	Dyke, Oxon, & Budge (1923)
Italy (Modena)	consecutive series of new-borns	149	ABO	1	5.8 (-3.3 – 14.9)	$a = 23.3, b = 9.6,$ $o = 67.1$		47.21	.66	Dossena (cited in Hirszfeld, 1928)
Austria (Vienna)	consecutive series of new-borns	200	ABO	1	3.6 (-2.4 – 9.7)	$a = 28.8, b = 13.6,$ $o = 57.6$		106.64	< .001 ***	Klaften (1927)
Austria (Vienna)	consecutive series of new-borns	500	ABO	6	6.6 (1.3 – 11.8)	$a = 28.6, b = 10.4,$ $o = 61.0$		43.92	.78	Graff & Werkgartner (1928)
England (London)	consecutive series of new-borns	249	ABO	1	9.3 (-0.2 – 18.8)	$a = 28.5, b = 6.3,$ $o = 65.1$		65.39	.10	Kirwan-Taylor (1930)
Germany (Hamburg)	consecutive series of new-borns	999	ABO	5	3.5 (0.7 – 6.2)	$a = 26.9, b = 9.6,$ $o = 63.5$		82.01	< .001 ***	Haselhorst (1930)
England (London)	consecutive series of new-borns	2595	ABO	16	4.0 (2.0 – 6.0)	$a = 26.6, b = 6.1,$ $o = 67.3$		53.49	.42	Johnstone (1954)

Table 4 (continued)

Location	Kind of data collection	Sample Size	Blood group system	<i>N</i>	Estimated non-paternity rate (95% CI)	Estimated allele frequencies (ABO blood group system)	Estimated allele frequencies (MN blood group system)	G^2	p	Source
Nonrandom convenience samples (without acquaintances and relatives of the authors)										
USA (New York)	family material from various hospitals	68	ABO	0	0.0 (-0.04 – 0.04)	$a = 22.1, b = 12.2, o = 65.7$		32.26	.99	Ottenberg (1922)
USA (New York)	family material from two maternity clinics	169	ABO	3	10.7 (-0.5 – 21.9)	$a = 22.0, b = 9.8, o = 68.2$		32.20	.99	Landsteiner & Levine (1928)
USA (New York)	clinical material	131	ABO	0	0.0 (-0.03 – 0.03)	$a = 24.3, b = 10.3, o = 65.4$		43.36	.80	Wiener & Vaisberg (1931)
			MN	1	4.1 (-3.9 – 12.1)		$m = 55.6, n = 44.4$	22.54	.21	
Denmark (Copenhagen)	mainly newborns	105	MN	0	0.0 (-0.04 – 0.04)		$m = 56.0, n = 44.0$	4.14	.99	Thomson & Clausen (1931) [†]
Germany (Berlin)	clinical material	68	ABO	0	0.0 (-0.08 – 0.08)	$a = 25.2, b = 9.5, o = 65.3$		47.99	.63	Schiff & Sasaki (1932)
			MN	1	10.6 (-8.9 – 30.0)		$m = 51.2, n = 48.8$	25.68	.11	
Micronesia (Saipan)	indigenous people of Saipan	215	ABO	0	0.0 (-0.05 – 0.05)	$a = 15.8, b = 15.0, o = 69.2$		92.02	< .001 ^{***}	Okaya (1935)
Germany (Cologne)	clinical material	210	ABO	0	0.0 (-0.04 – 0.04)	$a = 28.2, b = 8.0, o = 63.8$		44.69	.75	Dahr (1940) + Dahr, Offe, & Weber (1940)
			MN	0	0.0 (-0.04 – 0.04)		$m = 49.6, n = 50.4$	60.43	< .001 ^{***}	

Table 4 (continued)

Location	Kind of data collection	Sample Size	Blood group system	<i>N</i>	Estimated non-paternity rate (95% CI)	Estimated allele frequencies (ABO blood group system)	Estimated allele frequencies (MN blood group system)	G^2	p	Source
USA (New York)	clinical material	107	ABO	0	0.0 (-0.05 – 0.05)	$a = 25.4, b = 9.7, o = 64.9$		46.32	.70	Landsteiner & Wiener (1941) + Wiener & Landsteiner (1943)
			MN	1	6.1 (-5.0 – 17.2)		$m = 58.0, n = 42.0$	10.72	.91	
USA (New York)	clinical material (linkage study)	40	ABO	0	0.0 (-0.07 – 0.07)	$a = 29.2, b = 9.2, o = 61.7$		33.54	.98	Wiener & Sonn (1943)
			MN	0	0.0 (-0.07 – 0.07)		$m = 53.8, n = 46.2$	14.51	.70	
England (London)	clinical material (disease study)	99	ABO	0	0.0 (-0.08 – 0.08)	$a = 29.0, b = 5.2, o = 65.8$		46.51	.69	Race, Taylor, Ikin, & Prior (1944) + Race, Taylor, Ikin, & Dobson (1945)
USA (New York)	clinical material (disease study)	109	ABO	0	0.0 (-0.04 – 0.04)	$a = 27.9, b = 9.1, o = 62.9$		33.87	.98	Wiener, Sonn & Polivka (1946)
			MN	0	0.0 (-0.05 – 0.05)		$m = 58.3, n = 41.7$	9.36	.95	
USA (New York)	clinical material (disease study)	197	ABO	0	0.0 (-0.03 – 0.03)	$a = 27.9, b = 8.2, o = 63.9$		42.79	.81	Wiener (1949)
			MN	0	0.0 (-0.04 – 0.04)		$m = 56.4, n = 43.6$	10.47	.92	
Denmark (Kopenhagen)	unrelated families with new-borns	195	ABO	0	0.0 (-0.04 – 0.04)	$a = 24.6, b = 7.4, o = 68.0$		30.40	.99	Linnet-Jepsen, Galatius-Jensen, & Hauge (1958)
USA (Oakland, California)	family material from a child development study	3816	ABO	12	2.1 (0.9 – 3.2)	$a = 26.0, b = 7.5, o = 66.5$		43.67	.79	Peritz (1967)

Table 4 (continued)

Location	Kind of data collection	Sample Size	Blood group system	<i>N</i>	Estimated non-paternity rate (95% CI)	Estimated allele frequencies (ABO blood group system)	Estimated allele frequencies (MN blood group system)	G^2	p	Source
Nonrandom convenience samples (including acquaintances and relatives of the authors)										
Poland (Warsaw)	urban and rural population + acquaintances of the authors	149	ABO	1	4.5 (-3.8 – 12.7)	$a = 31.3, b = 9.9, o = 58.8$		47.02	.67	Hirszfeld & Hirszfeld (1927)
Japan / Korea (Heian Hokudo)	acquaintances of the author	287	ABO	2	3.2 (-1.3 – 7.7)	$a = 25.1, b = 20.6, o = 54.3$		57.27	.29	Kirihara & Hakurinsai (1928)
Denmark (Copenhagen)	clinical material + acquaintances of the authors	287	ABO	0	0.0 (-0.03 – 0.03)	$a = 28.3, b = 9.6, o = 61.8$		47.42	.65	Clausen (1934)
			MN	1	1.7 (-1.8 – 5.1)		$m = 55.3, n = 44.7$	15.51	.63	
USA (Madison, Wisconsin)	acquaintances of the author	100	ABO	0	0.0 (-0.04 – 0.04)	$a = 23.1, b = 9.1, o = 67.8$		25.42	.99	Holford (1938)
			MN	0	0.0 (-0.05 – 0.05)		$m = 59.8, n = 40.2$	37.62	.004**	
England (London)	clinical material + acquaintances of the authors	236	ABO	0	0.0 (-0.04 – 0.04)	$a = 25.6, b = 6.7, o = 67.7$		35.48	.96	Taylor & Prior (1938) + Race, Ikin, Taylor, & Prior (1942)
			MN	3	6.6 (-0.9 – 14.0)		$m = 53.1, n = 46.9$	10.21	.92	
Germany (Cologne)	families from the League of German Families	50	ABO	0	0.0 (-0.07 – 0.07)	$a = 28.0, b = 8.2, o = 63.8$		35.17	.96	Berger (1943)
			MN	0	0.0 (-0.07 – 0.07)		$m = 57.0, n = 43.0$	28.44	.06	

Table 4 (continued)

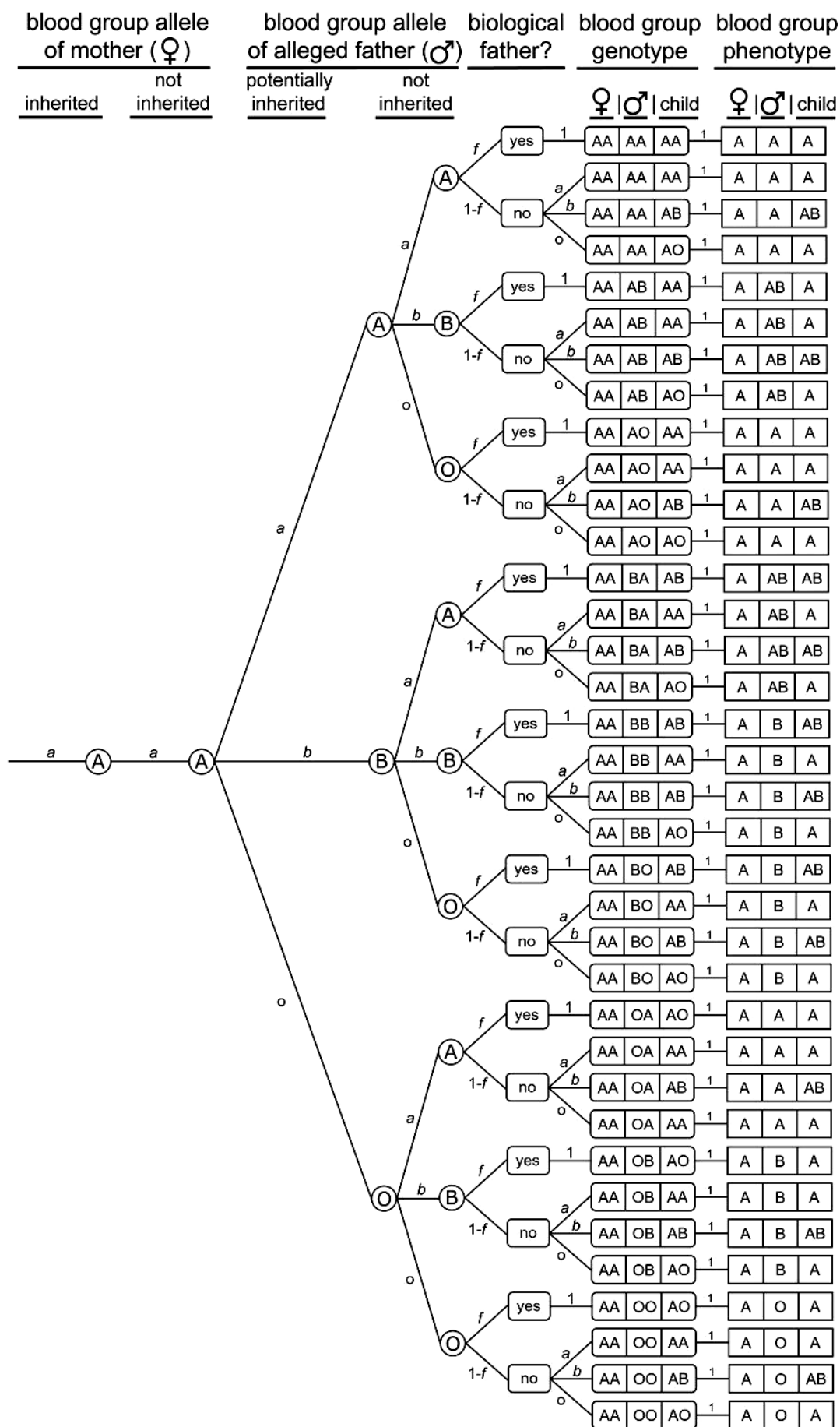
Location	Kind of data collection	Sample Size	Blood group system	<i>N</i>	Estimated non-paternity rate (95% CI)	Estimated allele frequencies (ABO blood group system)	Estimated allele frequencies (MN blood group system)	G^2	p	Source
USA (New York)	clinical material + acquaintances of the authors	97	ABO	0	0.0 (-0.06 – 0.06)	$a = 24.0, b = 9.5,$ $o = 66.4$		33.54	.98	Wiener, Sonn, & Belkin (1944)
			MN	2	11.5 (-3.7 – 26.8)		$m = 55.2, n = 44.8$	29.66	.04*	
USA (New York)	clinical material + acquaintances of the authors	91	ABO	0	0.0 (-0.05 – 0.05)	$a = 25.7, b = 8.6,$ $o = 65.7$		30.17	.99	Wiener & Sonn (1945)
			MN	0	0.0 (-0.05 – 0.05)		$m = 56.9, n = 43.1$	12.95	.79	
Germany (Bonn)	acquaintances of the author	50	ABO	0	0.0 (-0.1 – 0.1)	$a = 29.7, b = 6.2,$ $o = 64.0$		21.04	.99	Oertel (1954)
Nonrandom convenience samples (probably biased; disputed paternity cases)										
USA (New York)	disputed paternity cases	76	ABO	4	25.7 (2.1 – 49.3)	$a = 24.2, b = 10.6,$ $o = 65.2$		41.3	.86	Wiener & Sonn (1945)
			MN	5	34.9 (6.8 – 63.0)		$m = 55.2, n = 44.8$	17.62	.48	
USA (New York)	disputed paternity cases	73	ABO	8	39.1 (11.9 – 66.3)	$a = 22.5, b = 11.5,$ $o = 66.0$		59.76	.21	Wiener (1946)
			MN	4	32.1 (4.3 – 59.9)		$m = 57.7, n = 42.3$	27.11	.08	

Table 4 (continued)

Note. N = observed number of inconsistencies. G^2 = log-likelihood ratio statistic indicating model fit, with p indicating the probability of the observed deviation under the assumption of a fitting model (with 52 and 18 degrees of freedom, respectively, for the two models of the ABO and MN blood group system). * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. Source: a plus sign indicates that data from studies depending on the same or a continued sample were merged, which was done wherever possible. † Thomson and Clausen (1931) do not separately report the mother's and alleged father's blood type, but report the pooled phenotype combinations of both parents only instead. For these data, an adjusted multinomial model with 13 degrees of freedom was used.

Figure Caption

Fig. 1. The topmost part of the multinomial inheritance tree model. Both the mother and the father pass only one of their two alleles on to the child; without loss of generality, it is assumed that it is the first allele that is inherited. The parameters a , b , and o represent the relative frequencies of the A, B and O allele in the underlying population. The parameter f represents the probability with which an alleged father is indeed the biological father of a child.



Kolumnentitel: Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI)

Ein Fragebogen zur Erfassung von drei Facetten der Eifersucht –
Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI)

A questionnaire for measuring three facets of jealousy –
The Duesseldorf Jealousy Inventory

Michael Wolf, Alina Noll und Jochen Musch
Universität Düsseldorf

Korrespondenzführender Autor:

Michael Wolf

Abteilung für Diagnostik und Differentielle Psychologie

Institut für Experimentelle Psychologie

Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf

Universitätsstr. 1

40225 Düsseldorf

Tel.: 0211/81-12062

Fax.: 0211/81-11753

E-mail: michael.wolf@uni-duesseldorf.de

Zusammenfassung

Vorgestellt wird die Entwicklung und Validierung eines dreifaktoriellen Inventars, welches zwischen reaktiver, ängstlicher und präventiver Eifersuchtsneigung zu differenzieren erlaubt. Die nach einer empirischen Itemselektion entstandene Endfassung besteht aus drei Skalen mit jeweils 8 Items. In zwei Validierungsstudien an 194 Erwachsenen und 230 heterosexuellen Paaren zeichneten sich die drei Subskalen durch gute psychometrische Kennwerte aus. Die faktorielle Validität erwies sich als zufriedenstellend. Die Konvergenz von Selbst- und Partnerurteilen unterstreicht die Konstruktvalidität des Verfahrens. Weitere Hinweise auf die konvergente und diskriminante Validität des Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI) ergaben sich aus den differentiellen Zusammenhängen der drei Eifersuchtsskalen mit Maßen der Ängstlichkeit, des Selbstwerts, des Bindungsstils und der Beziehungsqualität.

Schlüsselwörter: Eifersucht, Partnerschaft, Angst.

Abstract

We describe the development and validation of a three-factor inventory differentiating between reactive, anxious and preventive jealousy. After an empirical item selection, the final version of the inventory consisted of three scales with 8 items each. In two validation studies with 194 adults and 230 heterosexual couples, the three subscales showed good psychometric properties and a satisfying factorial validity. The convergence of self- and partner-reports supported the construct validity of the inventory. Differential relations between the three jealousy subscales and scales measuring anxiety, self-esteem, attachment style and relationship quality provided additional evidence for the convergent and discriminant validity of the Dueseldorf jealousy inventory.

Key words: jealousy, romantic relationship, anxiety.

Einleitung

Romantische Eifersucht ist eine sich in Gedanken, Gefühlen und Handlungen äussernde Reaktion auf die selbstwertbedrohende Gefährdung der Existenz oder der Qualität einer Partnerschaft. Sie entsteht durch die Wahrnehmung einer tatsächlichen oder auch nur möglichen Anziehung zwischen dem eigenen Partner und einem potentiellen – auch imaginären – Rivalen (White, 1981). Von Bedeutung ist das Eifersuchtsverhalten sowohl für die Forschung als auch für die therapeutische Praxis. In einer vom Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend beauftragten Studie zur Bestandsaufnahme in der institutionellen Ehe-, Familien-, und Lebensberatung (Klann & Hahlweg, 1994) zeigte sich, dass bei 28% der Beratungsanlässe die Klienten Eifersucht als einen ungelösten Konfliktbereich im Bereich des Zusammenlebens angaben. In einer Vergleichsgruppe von Klienten während einer Partnerschaftstherapie erreichte dieser Wert sogar 41%. In anderen Studien berichteten Betroffene häufig darüber, dass ihre Eifersucht mit negativen Gefühlen wie Angst, Trauer, Ärger, Kränkung und Unsicherheit einhergeht (Schmitt, Falkenau & Montada, 1995; Schmitt & Mees, 2003). Eifersuchtsgefühle und Eifersuchtsreaktionen erwiesen sich außerdem als mit Depressivität (Radecki-Bush, Farrell & Bush, 1993), Neurotizismus (Buunk, 1997), sowie dem Selbstwertgefühl und bestimmten Bindungsstilen (Rydell & Bringle, 2007) assoziiert. Häufig tritt Eifersucht auch im Kontext von Scheidung, häuslicher Gewalt und Suizidversuchen auf (Barnett, Martinez & Bluestein, 1995; Buss, 2000; Buunk & Dijkstra, 2000).

Die meisten theoretischen Modelle zur Eifersucht sind multidimensionaler Natur (Bringle, 1991; White & Mullen, 1989). Im englischen Sprachraum führten sie zur Entwicklung einer Reihe von Eifersuchtskalen; international am häufigsten verwendet ist davon die *Multidimensional Jealousy Scale* (MJS) nach Pfeiffer und Wong (1989) sowie die *Revised Anticipated Sexual Jealousy Scale* (RASJS) nach Buunk (1997). Obwohl sich diese beiden Instrumente aus verschiedenen theoretischen Modellen ableiten und die Autoren auch unterschiedliche Skalenbezeichnungen für die zu erfassenden Eifersuchtskomponenten eingeführt haben, heben die beiden Inventare inhaltlich auf die gleichen drei Eifersuchtsdimensionen ab (Buunk, 1997). In Anlehnung an das transaktionale Modell von Bringle (1991) bezeichnet Buunk (1997) diese als *reaktive*, *ängstliche* und *präventive* Eifersucht. Eifersuchtsreaktionen werden im Rahmen des transaktionalen Modells sowohl durch endogene Variablen (wie die Persönlichkeit, Wertvorstellungen und Glaubenssysteme einer Person) als auch durch exogene Variablen (wie spezifische situative Einflüsse) determiniert. Nach Bringle (1991) bewertet das Individuum fortlaufend seine zwischenmenschlichen Interaktionen und Erfahrungen im

Hinblick auf ihre Relevanz für die jeweils geführte partnerschaftliche Beziehung. Die Wahrnehmung und Bewertung eines sozialen Ereignisses wird dabei als konstruktiver Prozess verstanden, der in unterschiedliche Formen der Eifersucht münden kann (Bringle, 1991). *Reaktive* Eifersucht beschreibt dabei das Ausmaß affektiver Reaktionen, das eine Person bei unterschiedlichen Graden der emotionalen oder sexuellen Untreue des Partners verspürt. Sie ist in besonderem Maße durch exogene, situationale Faktoren determiniert. *Ängstliche* Eifersucht ist durch begründete oder unbegründete Gefühle der Sorge und des Misstrauens wegen möglicher sexueller oder emotional-intimer Kontakte des Partners mit anderen Personen gekennzeichnet. *Präventive* Eifersucht ist durch das Bestreben charakterisiert, sogar nicht intendierten, oberflächlichen Kontakt des Partners mit Personen des anderen Geschlechts zu kontrollieren und entsprechenden Kontakten intensiv und mit dem Ziel nachzuspüren, sie zu verhindern (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007). Sowohl das MJS (Pfeiffer & Wong, 1989) als auch das RASJS (Buunk, 1997) haben das Ziel, die oben genannten drei Teilkomponenten der Eifersucht zu erfassen und dabei normale von pathologischen Eifersuchtsformen zu unterscheiden.

Unter evolutionärer Perspektive ist Eifersuchtsverhalten zweifellos adaptiv (Buss, 2000). Als pathologisch werden von vielen Autoren insbesondere starke Ausprägungen der präventiven und der ängstlichen Eifersucht angesehen, während reaktive Eifersucht eher als normal und situationsangepasst interpretiert wird. In Übereinstimmung damit tritt reaktive Eifersucht besonders stark in Beziehungen auf, die sich durch eine bislang hohe Partnerschaftsqualität auszeichneten. Potentiell pathologischen Charakter haben die ängstliche und die präventive Eifersucht insbesondere dann, wenn sie selbsterzeugt sind und grundlos auftreten (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007; Pfeiffer & Wong, 1989). Wie im transaktionalen Modell von Bringle (1991) beschrieben, sind ängstliche und präventive Eifersucht im Gegensatz zur reaktiven Eifersucht stärker durch endogene Wirkfaktoren wie pathologische Traits sowie extreme Glaubenssysteme und Wertvorstellungen bestimmt. Hinzu kommen allerdings auch exogene Wirkfaktoren wie eine als unbefriedigend erlebte Partnerschaft, die einen Nährboden für Gefühle des Misstrauens, der Sorge und der Verdächtigung bietet. Empirisch konnten sowohl endogene als auch exogene Wirkfaktoren der ängstlichen und präventiven Eifersucht identifiziert werden. So wurden für diese beiden Eifersuchtskomponenten positive Korrelationen unter anderem mit Neurotizismus (Buunk, 1997), Unsicherheit in der Partnerschaft sowie Bindungsangst und Bindungsvermeidung (Knobloch, Solomon & Cruz, 2001; Rydell & Bringle, 2007) beobachtet. Negative korrelative Zusammenhänge fanden sich zur Mögen- und Liebenskala nach Rubin (1970), zur wahrgenommenen Intimität in der Partnerschaft sowie

zur Qualität der Paarbeziehung (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007; Knobloch et al., 2001; Pfeiffer & Wong, 1989).

Die bislang im deutschsprachigen Raum etablierten Verfahren von Bauer (1988) und Müller (1994) zur Messung von Eifersucht in Partnerschaften vermögen nicht zwischen reaktiven, ängstlichen und präventiven Aspekten der Eifersucht zu trennen. Sie werden der wünschenswerten und theoretisch begründbaren Differenzierung zwischen diesen Aspekten deshalb nicht gerecht. Weil eine direkte Übersetzung von Fragebögen keineswegs trivial ist und auch wegen möglicher kultureller Unterschiede problematisch sein kann (Hilton & Skrutkowski, 2002), stellen wir in der vorliegenden Arbeit mit dem *Düsseldorfer Eifersuchtsinventar* (DEIFI) die Neuentwicklung eines deutschsprachigen dreifaktoriellen Inventars vor. Es verfolgt das Ziel, zwischen der ängstlichen, präventiven und reaktiven Eifersucht bei heterosexuellen Erwachsenen zu unterscheiden.

Itemgewinnung und -selektion

Zur Gewinnung einer möglichst breiten Ausgangsbasis wurden 18 Erwachsene gebeten, Items für jede der drei Eifersuchtskomponenten zu formulieren. Dabei wurden in einem ersten Schritt für jede der drei Komponenten 45 in der Ich-Form formulierte Aussagen generiert, wobei jedes Item einmal in männlicher und einmal in weiblicher Fassung („Partner“, „Partnerin“) formuliert wurde. Die dazugehörige Antwortskala war fünffach gestuft (von 1 = ‚trifft gar nicht zu‘ bis 5 = ‚trifft völlig zu‘). Die resultierenden $3 \times 45 = 135$ Items wurden anschließend in einer Vorstudie einer Stichprobe von 346 Personen – 166 Männern und 180 Frauen – vorgelegt, die sich selbst als heterosexuell einstufen. Ihr Alter lag zwischen 15 und 65 Jahren ($M = 31.60$ Jahre, $SD = 12.04$). 143 (41%) Teilnehmer waren Studierende unterschiedlicher Fachrichtungen, 79 (23%) Angestellte bzw. Beamte im mittleren Dienst, 34 (10%) Angestellte bzw. Beamte im höheren Dienst, 31 (9%) Arbeiter, 23 (7%) Schüler und Auszubildende, 15 (4%) Selbständige, 13 (4%) Hausfrauen, und 6 (2%) Pensionäre; weitere 2 Personen machten keine Angaben zu ihrem Beruf. Die Teilnehmer der Vorstudie verteilten sich wie folgt auf unterschiedliche Partnerschaftsformen: 211 (61%) lebten in einer festen Beziehung (mittlere Beziehungsdauer in Monaten: 43.94, $SD = 43.23$), 80 (23%) waren verheiratet (mittlere Ehedauer in Monaten: 243.15, $SD = 140.37$), und 55 (16%) gaben an, sich derzeit in keiner festen Partnerschaft oder Ehe zu befinden. Auf der Basis der Antworten dieser 346 Teilnehmer wurde eine Itemselektion vorgenommen, bei der als Kriterien für die Aufnahme von Items in die entsprechende Subskala die Itemschwierigkeit, die Trennschärfe

und die Ladungsstruktur bei einer Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation herangezogen wurden. Der Eigenwerteverlauf (32.9, 9.3, 4.6, 3.0, 2.8, 2.5, 2.4, 2.2, 2.1 usw.) ließ drei Hauptfaktoren vor dem Knick im Scree-Plot (Cattell, 1966) erkennen, die als reaktive, ängstliche und präventive Eifersucht identifiziert werden konnten. Items, die auf mehreren oder keinem der drei Hauptfaktoren luden, wurden ausgeschlossen. Ausgewählt wurden solche Items, die eine möglichst hohe Trennschärfe und eine möglichst klare Einfachladung auf dem jeweiligen Faktor sowie eine mit Hilfe der Formel von Fisseni (2004, S. 34) für mehrstufige Items bestimmten Schwierigkeit zwischen .20 und .80 aufwiesen. Für jeden Faktor wurden diejenigen acht Items ausgewählt, die diese Kriterien am besten erfüllten. Trotz dieser eher geringen Itemzahl, die einen ökonomischen Einsatz des Verfahrens gewährleisten sollte, wiesen alle drei Faktoren zufriedenstellende bis hohe interne Konsistenzen auf (reaktive Eifersucht: Cronbachs $\alpha = .87$; ängstliche Eifersucht: $\alpha = .83$; präventive Eifersucht: $\alpha = .79$). Die Interkorrelationen der drei Skalen lagen bei $r_{(\text{reaktiv, ängstlich})} = .15$ ($p < .01$), $r_{(\text{reaktiv, präventiv})} = .33$ ($p < .01$), sowie $r_{(\text{ängstlich, präventiv})} = .34$ ($p < .01$). Der vollständige Itemsatz der aus der Itemselektion resultierenden Endfassung des DEIFI ist im Anhang aufgeführt. Die psychometrischen Eigenschaften sowie die konvergente und die diskriminante Validität des Verfahrens wurden in zwei Folgeuntersuchungen überprüft.

Studie 1

Studie 1 hatte zum Ziel, die faktorielle Struktur, die interne Konsistenz und die Stabilität des DEIFI zu überprüfen und das Inventar anhand erwarteter Beziehungen zu den Außenkriterien Ängstlichkeit und partnerschaftliche Bindung zu validieren. Als endogene Kausalfaktoren für pathologische Eifersuchtsformen wurden Ängstlichkeit, Bindungsangst sowie Bindungsvermeidung untersucht. Angst als zeitlich überdauernde Persönlichkeitseigenschaft wurde über die Trait-Skala des State-Trait-Angstinventars (STAI; Laux, Glanzmann, Schaffner & Spielberger, 1981) erfasst. Der Bochumer Bindungsfragebogen (BoBi; Neumann, Rohmann & Bierhoff, 2007), eine deutschsprachige Adaptation der *Experiences in Close Relationships* (ECR) von Brennan, Clark und Shaver (1998), wurde zur Erfassung der partnerschaftlichen Bindung entlang der beiden Dimensionen Bindungsangst und Bindungsvermeidung eingesetzt. Für Personen mit hoher habitueller Ängstlichkeit wurde eine höhere Ausprägung auf der ängstlichen und präventiven Eifersucht erwartet, da diese Eifersuchtsformen durch Gefühle der Sorge, des Misstrauens und der Verdächtigung charakterisiert sind. Auch ein hoher Grad an Bindungsangst ist durch eine starke gedankliche Beschäftigung mit der

Partnerschaft und der Sorge, vom Partner nicht genügend geliebt und beachtet zu werden, gekennzeichnet. Hoch Bindungsängstliche sind ständig um die Aufmerksamkeit des Partners bemüht und neigen zu anklammerndem Verhalten (Neumann et al., 2007). Für sie wurden daher ebenfalls höhere Werte auf den Dimensionen ängstliche und präventive Eifersucht erwartet. Da sowohl Ängstlichkeit als auch Bindungsangst wesentliche Bestandteile der ängstlichen Eifersucht sind, wurde zudem für diese beiden Variablen eine noch höhere Korrelation zur ängstlichen als zur präventiven Eifersucht erwartet.

Personen mit hoher Bindungsvermeidung versuchen sich der Nähe des Partners weitgehend zu entziehen, da sie davon ausgehen, dass ihr Partner ihnen gegenüber gleichgültig oder sogar negativ eingestellt ist. Da hoch Bindungsvermeidende mit ihrer Partnerschaft in der Regel weniger zufrieden sind, wurde für sie eine geringere anlassbezogene reaktive Eifersucht erwartet. Aus dem gleichen Grund wurde für die Bindungsvermeidung auch ein geringerer Zusammenhang zur ängstlichen und zur präventiven Eifersucht als für die Bindungsangst und die Traitangst erwartet.

Stichprobe

Bei den 194 Teilnehmern der Studie 1 (126 Frauen, 65%) handelte es sich ungefähr zur Hälfte um Studierende unterschiedlicher Fachrichtungen der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf ($N = 105$, 54%). Von diesen standen 56 Studierende nach einem halben Jahr für eine Retestung zur Verfügung. Die andere Hälfte der Stichprobe ($N = 89$, 46%) setzte sich aus berufstätigen Erwachsenen unterschiedlichen Alters zusammen. Das durchschnittliche Alter der Gesamtstichprobe lag bei 30.82 Jahren ($SD = 11.77$, Variationsbreite 18 bis 70 Jahre). Auf die verschiedenen Beziehungsformen verteilten sich die Teilnehmer wie folgt: 48 (25%) waren verheiratet, 97 (50%) lebten in einer festen Partnerschaft, und 48 (25%) waren Singles; eine Person machte keine Angabe zu ihrem Beziehungsstatus. Die mittlere Beziehungsdauer der Teilnehmer lag bei 86.68 Monaten ($SD = 107.05$).

Ergebnisse

Die dreifaktorielle Struktur des DEIFI konnte unter Anlegung des Scree-Kriteriums in einer Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation repliziert werden (erste drei Eigenwerte: 5.50, 3.28, 2.17; weitere Eigenwerte: 1.22, 1.18, 1.05, .97 usw.). Insgesamt klärten die drei Hauptfaktoren 45.63% der Varianz auf. Tabelle 1 zeigt die Item- und Skalenkennwerte. Bis auf eine Ausnahme (Item 17) luden alle Items am stärksten auf dem zugeordneten Faktor und erwiesen

sich als trennscharf. Die Interkorrelationen der drei Subskalen lagen bei $r_{(\text{reaktiv}, \text{ängstlich})} = .10$ (*n.s.*), $r_{(\text{reaktiv}, \text{präventiv})} = .34$ ($p < .01$), sowie $r_{(\text{ängstlich}, \text{präventiv})} = .33$ ($p < .01$). Eine aufgrund dieser moderaten Skaleninterkorrelationen alternativ ebenfalls begründbare oblique Rotation der Faktoren führte zu einer nahezu identischen Ladungsmatrix. Die mit Cronbachs α berechneten internen Konsistenzen fielen für alle drei Eifersuchtskalen zufriedenstellend aus (reaktive Eifersucht: .83; ängstliche Eifersucht: .80; präventive Eifersucht: .80). Die Retestreliabilitätskoeffizienten für ein Zeitintervall von 6 Monaten lagen mit Werten zwischen .73 und .85 ebenfalls für alle drei Subskalen in einem befriedigenden Bereich.

» Tabelle 1 hier einfügen «

Die Korrelationen zwischen dem STAI und dem BoBi sowie den Subskalen des DEIFI sind in Tabelle 2 aufgeführt. Wie erwartet ergaben sich signifikante positive Korrelationen des STAI-Gesamtwerts sowie der Bindungsangst mit der ängstlichen und der präventiven Eifersucht. Mit dem im Anschluss durchgeführten Test für Unterschiede abhängiger Korrelationen von Meng, Rosenthal und Rubin (1992) zeigte sich ebenfalls wie erwartet, dass sowohl für Ängstlichkeit ($z = 3.70$, $p < .001$) als auch für Bindungsangst ($z = 4.95$, $p < .001$) ein höherer Zusammenhang mit der ängstlichen als mit der präventiven Eifersucht zu beobachten war. Bindungsvermeidende Teilnehmer zeigten wie erwartet geringere reaktive Eifersucht. Ebenfalls wie erwartet wurde für Bindungsvermeidung ein geringerer Zusammenhang zur ängstlichen und zur präventiven Eifersucht als für Bindungsangst beobachtet ($z = 5.44$, $p < .001$ bzw. $z = 2.89$, $p < .01$). Der Erwartung entsprach auch, dass die Bindungsvermeidung geringer als die Traitangst mit der ängstlichen und der präventiven Eifersuchtskomponente korrelierte ($z = 3.83$, $p < .001$ bzw. $z = 2.25$, $p = .01$).

Studie 2

Besonders aufschlussreich für die Validierung eines Eifersuchtsinstruments ist der Vergleich der selbsteingeschätzten Eifersuchtsneigung mit einer durch den Partner vorgenommenen Fremdeinschätzung; denn der Partner ist es schließlich, auf den sich die eifersuchtsbezogenen Einstellungen und Verhaltensweisen richten, und er sollte deshalb über diese am genauesten Auskunft geben können. Die drei postulierten Eifersuchtsfaktoren sollten sich dabei sowohl im Selbst- als auch im Fremdurteil widerspiegeln und diskriminant unterscheiden lassen. Beides wurde in Studie 2 überprüft. Zum Einsatz kam hierfür das DEIFI in zwei

unterschiedlichen Formen: Einerseits sollten die Teilnehmer sich selbst auf den 24 Items im Hinblick auf die drei Eifersuchtsfacetten einstufen, andererseits ihren Partner. Zur Erfassung des Partnerurteils wurden die Items entsprechend umformuliert. Zusätzlich wurde die konvergente Validität des DEIFI mit Hilfe des zweifaktoriellen Eifersuchtsfragebogens (EFB) von Bauer (1988) untersucht, welcher nach Schmitt et al. (1995) zum einen *Eifersucht* als globales, ganzheitliches Konstrukt sowie zum anderen *kein Vertrauen* als Teilkomponente hiervon erfasst. Während alle drei DEIFI-Skalen bedeutsame Zusammenhänge mit der globalen Eifersuchtskomponente aufweisen sollten, wurden lediglich für die ängstliche und die präventive Eifersucht bedeutsame Korrelationen mit der EFB-Teilkomponente *kein Vertrauen* erwartet, weil die reaktive Eifersucht anlassbezogen auftritt und sich die inhaltliche Überschneidung der Inventare deshalb auf die ängstliche und die präventive Eifersuchtskomponente beschränkt.

Als endogene Kausalfaktoren für pathologische Eifersuchtsformen wurden erneut die Bindungsangst und die Bindungsvermeidung mit Hilfe des BoBi (Neumann et al., 2007) erfasst. Für beide Konstrukte wurde wieder das gleiche Korrelationsmuster mit dem DEIFI wie in Studie 1 erwartet. Zur Erfassung des Selbstwertgefühls wurde die von Collani und Herzberg (2003) ins Deutsche übersetzte Fassung der *Self-Esteem-Scale* nach Rosenberg (1965) vorgelegt, da nach White (1981) Selbstwertgefühl und Eifersucht in einer starken Wechselwirkung stehen und eine Bedrohung des Selbstwerts ein erhöhtes Eifersuchtsempfinden medieren kann (DeSteno, Valdesolo & Bartlett, 2006). Es wurde daher erwartet, dass alle drei Eifersuchtskomponenten des DEIFI negativ mit dem Selbstwertgefühl in Zusammenhang stehen. Für die reaktive Eifersuchtskomponente wurde dabei jedoch eine schwächere Korrelation mit dem Selbstwertgefühl erwartet, weil reaktive Eifersucht stärker durch exogene Anlässe verursacht wird (Rydell & Bringle, 2007).

Als weitere Außenkriterien wurden in Studie 2 drei Indikatoren der Partnerschaftsqualität herangezogen: allgemeine Zufriedenheit in der Partnerschaft, sexuelle Zufriedenheit, und empfundenes Glück in der Partnerschaft. Zur Messung der allgemeinen Zufriedenheit in der Partnerschaft wurde dabei den Teilnehmern das von Hassebrauck (1991) entwickelte Instrument zur Erfassung der Zufriedenheit in Paarbeziehungen (ZIP) vorgelegt. Darüber hinaus wurde ein von Rohmann (2000) entwickeltes Item zur Erfassung der Zufriedenheit mit der Sexualität in der Partnerschaft vorgegeben. Das empfundene Glück in der Partnerschaft wurde über ein von Hahlweg (1979) für seinen Partnerschaftsfragebogen (PFB) vorgeschlagenes Item erfasst. Weil in einer mit Zufriedenheit und Glück einhergehenden Partnerschaft das

Auftreten eines Rivalen als besonders starke Bedrohung wahrgenommen werden sollte, wurde für die drei Indikatoren der Partnerschaftsqualität eine positive Korrelation mit der reaktiven Eifersuchtskomponente erwartet; gleichzeitig wurde für qualitativ als hochwertig erlebte Partnerschaften eine geringere Tendenz zu unnötiger ängstlicher und präventiver Eifersucht vorhergesagt.

Für Personen mit hoher erlebter Unsicherheit in der Paarbeziehung wurde eine hohe ängstliche und präventive Eifersucht erwartet; Vertrauen in den Partner sollte hingegen mit geringerer ängstlicher und präventiver Eifersucht einhergehen. Um diese beiden Erwartungen zu prüfen, wurde die wahrgenommene Unsicherheit in der Partnerschaft mit Hilfe einer für diesen Zweck erstellten deutschen Übersetzung einer fünf Items umfassenden Skala von Attridge, Berscheid und Sprecher (1998) erfasst. Das Vertrauen in den Partner wurde über die fünf Items umfassende Kurzsкала von Buck und Bierhoff (1986) gemessen.

Eine geringe selbstberichtete Eifersucht kann aufgrund der sozialen Unerwünschtheit eifersüchtigen Verhaltens auch das Resultat einer bewussten Eindruckssteuerung sein. Um einschätzen zu können, inwieweit das DEIFI für sozial erwünschtes Antwortverhalten anfällig ist, wurde deshalb das *Balanced Inventory of Desirable Responding* (BIDR; Paulhus, 1991) in der deutschen Fassung von Musch, Brockhaus und Bröder (2002) eingesetzt. Dieses zweifaktorielle Inventar erfasst zwei unterscheidbare Teilkomponenten sozialer Erwünschtheit: die Tendenz zur Selbsttäuschung (*self-deceptive enhancement*) sowie die Tendenz zur Fremdtäuschung (*impression management*). Problematisch für das DEIFI wäre, wenn eine geringe selbstberichtete Eifersucht im DEIFI mit einer hohen Tendenz zur Fremdtäuschung einherginge, weil dies Zweifel an der Validität der selbstberichteten Eifersucht nahelegte. Da jedoch *self-deceptive enhancement* mit einem hohen Selbstwertgefühl und geringer Ängstlichkeit einhergeht (Musch et al., 2002; Paulhus, 1991) und insoweit mit Eifersucht partiell unvereinbar ist, war für diese Teilkomponente sozialer Erwünschtheit eine geringe oder sogar negative Korrelation zu den Eifersuchtsskalen zu erwarten.

» Tabelle 2 hier einfügen «

Stichprobe

Insgesamt 230 heterosexuelle Paare konnten für die Studie gewonnen werden. 104 Paare (45%) waren zum Zeitpunkt der Erhebung verheiratet und 126 (55%) lebten in einer festen Partnerschaft. Die durchschnittliche Beziehungsdauer der Teilnehmer betrug 141.00

Monate ($SD = 155.57$). Das mittlere Alter der Befragten lag bei 35.78 Jahren ($SD = 14.75$; Variationsbreite 18 bis 83 Jahre). Hinsichtlich der Schulbildung gaben 3 Personen (0.7%) an, (noch) keinen Schulabschluss zu haben; 58 (12.6%) gaben einen Volks- oder Hauptschulabschluss an, 127 (27.6%) die mittlere Reife/Fachoberschulreife, 159 (34.6%) das Abitur, 111 (24.1%) einen Hochschul- oder Fachhochschulabschluss, und 2 (0.4%) eine Promotion. Von den 460 Befragten waren 4 (0.9%) nicht berufstätig, 12 (2.6%) SchülerInnen, 17 (3.7%) Auszubildende, 96 (20.9%) StudentenInnen, 32 (7%) Hausmänner/-frauen, 75 (16.3%) ArbeiterInnen, 103 (22.4%) mittlere Angestellte oder Beamte, 54 (11.7%) höhere Angestellte oder Beamte, 36 (7.8%) Selbständige, und 31 (6.7%) RuheständlerInnen.

Ergebnisse

In einer Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation konnte die schon in Studie 1 gefundene dreifaktorielle Struktur des DEIFI unter Anlegung des Scree-Kriteriums erneut repliziert werden (erste drei Eigenwerte: 5.23, 3.27, 2.35; weitere Eigenwerte: 1.23, 1.12, .94 usw.). Die dreifaktorielle Lösung klärte 45.20% der Varianz auf. Tabelle 1 führt die Ergebnisse der Itemanalyse sowie die Skalenkennwerte auf und macht deutlich, dass das Kriterium einer Einfachstruktur der Ladungsmatrix insgesamt gut erfüllt war; alle Items zeigten ihre höchste Ladung auf dem theoretisch zugeordneten Faktor. Die Interkorrelationen der drei Subskalen lagen bei $r_{\text{(reaktiv, ängstlich)}} = .24$ ($p < .01$), $r_{\text{(reaktiv, präventiv)}} = .17$ ($p < .01$), sowie $r_{\text{(ängstlich, präventiv)}} = .33$ ($p < .01$). Die interne Konsistenz fiel mit Werten zwischen .79 und .83 für alle drei Skalen erneut zufriedenstellend aus.

Tabelle 3 berichtet die für eine multitrait-multimethod-Untersuchung (Campbell & Fiske, 1959) relevanten Korrelationen der Eifersuchtsskalen für das Selbst- und das Partnerurteil. Die konvergenten monotrait-heteromethod-Validitäten zwischen der Selbsteinschätzung und dem Partnerurteil fielen mit $r = .57$ (reaktive Eifersucht), $r = .41$ (ängstliche Eifersucht) und $r = .53$ (präventive Eifersucht) ausnahmslos hoch und signifikant aus. Die außerhalb der Diagonalen im linken unteren Quadranten von Tabelle 3 liegenden heterotrait-heteromethod-Koeffizienten fielen in allen der insgesamt 12 Vergleiche mit Werten zwischen .11 und .22 niedriger aus als die entsprechenden konvergenten Validitäten. Beispielsweise korrelierte das Selbsturteil für reaktive Eifersucht mit .57 sehr viel höher mit dem zugehörigen Partnerurteil für reaktive Eifersucht als mit dem diskriminanten Partnerurteil für ängstliche Eifersucht (.19) und dem Partnerurteil für präventive Eifersucht (.16); die Korrelation zwischen Selbst- und Partnerurteil für reaktive Eifersucht fiel außerdem auch sehr viel höher aus als die Korrelation

des Partnerurteils für reaktive Eifersucht mit den diskriminanten Selbsturteilen für ängstliche Eifersucht (.15) und präventive Eifersucht (.11). Auch das 2. Kriterium von Campbell und Fiske (1959) erwies sich damit als erfüllt. Zur weiteren Überprüfung der diskriminanten Validität wurden im oberen linken und im unteren rechten Quadranten von Tabelle 3 die heterotrait-monomethod-Korrelationen untersucht. Mit nur einer Ausnahme fielen alle der dabei durchgeführten 12 Vergleiche – wie von Campbell und Fiske (1959) gefordert – negativ aus, was als Beleg für die diskriminante Validität gewertet werden kann; lediglich mit dem Partnerurteil für ängstliche Eifersucht korrelierte das diskriminante Partnerurteil für präventive Eifersucht mit $r = .42$ ähnlich stark wie das konvergente Selbsturteil für ängstliche Eifersucht, für das eigentlich eine noch höhere Korrelation erwartet worden war ($r = .41$). Das Muster der Merkmalsinterkorrelationen war dabei sowohl innerhalb als auch zwischen den Methoden (Selbst- vs. Partnerbericht) gleich; dieses von Campbell und Fiske (1959) eingeführte 4. Kriterium der multitrait-multimethod-Validierung erwies sich also ebenfalls als erfüllt. In allen Quadranten war die Korrelation zwischen der ängstlichen und der präventiven Eifersucht am höchsten, und zwischen der reaktiven und der präventiven Eifersucht am geringsten.

» Tabelle 3 hier einfügen «

Tabelle 2 zeigt die Korrelationen des DEIFI mit den für die Validierung herangezogenen Persönlichkeits- und Partnerschaftsvariablen. Erwartungsgemäß ergaben sich substantielle Korrelationen der EFB-Skala *Eifersucht* mit allen drei DEIFI-Facetten, während sich signifikante Zusammenhänge der EFB-Skala *kein Vertrauen* lediglich mit der ängstlichen und der präventiven Eifersuchtsfacette des DEIFI zeigten. Beides kann als Beleg für die konvergente Validität des Verfahrens gewertet werden.

Die ängstliche und die präventive Eifersuchtskomponente korrelierten am stärksten mit der Bindungsangst, wobei dieser Zusammenhang erwartungsgemäß für die ängstliche Eifersuchtskomponente noch etwas stärker als für die präventive Eifersuchtskomponente ausfiel ($z = 3.32, p < .001$). Bindungsvermeidende Teilnehmer zeigten erneut, wie in Studie 1, eine geringe reaktive Eifersucht. Ebenfalls wie erwartet wurde für die Bindungsvermeidung ein geringerer Zusammenhang zur ängstlichen und zur präventiven Eifersucht als für die Bindungsangst beobachtet ($z = 6.48, p < .001$ bzw. $z = 2.87, p < .01$).

Das Selbstwertgefühl nach Rosenberg korrelierte erwartungsgemäß mit allen drei Aspekten der Eifersucht. Erwartungsgemäß fiel dabei die Korrelation mit der reaktiven Eifer-

suchtskomponente etwas schwächer aus als mit den beiden anderen Eifersuchtskomponenten, wie ein geplanter Kontrast für Korrelationen zeigte ($z = 5.64, p < .001$; Meng et al., 1992, Formel 6).

Die drei Konstrukte zur Erfassung der Partnerschaftsqualität – Zufriedenheit in der Partnerschaft, sexuelle Zufriedenheit, empfundenes Glück – korrelierten hypothesenkonform ebenfalls mit allen drei Eifersuchtsfacetten. In einer von Zufriedenheit und Glück gekennzeichneten Partnerschaft fiel wie erwartet die anlassbezogene reaktive Eifersucht am stärksten aus; die Tendenz zu unnötiger ängstlicher und präventiver Eifersucht war in solchen Partnerschaften hingegen gering. Für Personen mit hoher erlebter Unsicherheit in der Paarbeziehung konnte die erwartete hohe ängstliche und präventive Eifersucht zufallskritisch abgesichert werden. Ein hohes Vertrauen in den Partner ging erwartungsgemäß mit geringerer ängstlicher und präventiver Eifersucht einher.

Abschließend wurde der Zusammenhang des DEIFI mit den beiden BIDR-Skalen zur sozialen Erwünschtheit (Selbst- und Fremdtäuschung) überprüft. Signifikante negative Korrelationen zeigten sich zwischen den Eifersuchtskomponenten und der Selbsttäuschungsskala, wobei die Zusammenhänge für die ängstliche und die präventive Komponente am stärksten ausfielen (siehe Tabelle 2). Die Fremdtäuschungsskala wies mit den drei Eifersuchtskomponenten nur schwache Korrelationen auf.

Diskussion

Mit dem DEIFI wurde in der vorliegenden Arbeit ein deutschsprachiges Messinstrument entwickelt, das drei unterscheidbare Komponenten der romantischen Eifersuchtsneigung als zeitlich überdauernde Wesenszüge bei heterosexuellen Erwachsenen erfasst. Das DEIFI erlaubt die ökonomische Messung der reaktiven, der ängstlichen und der präventiven Eifersucht. In zwei Studien zeigte das DEIFI eine befriedigende psychometrische Qualität. Die Items des DEIFI erwiesen sich als trennscharf und zeigten mit nur einer Ausnahme ihre stärkste Ladung auf dem zugeordneten Faktor. Alle drei Skalen zeigten zufriedenstellende interne Konsistenzen und Retest reliabilitäten. Sie korrelierten in der vorhergesagten Weise mit dem Eifersuchtsfragebogen von Bauer (1988), was ihre konvergente Validität belegt. Die Korrelationen der DEIFI-Subskalen mit einer Reihe von Außenkriterien erbrachten weitere Belege für die konvergente und diskriminante Validität des Verfahrens. Schließlich konnte die Konstruktvalidität des DEIFI durch eine multitrait-multimethod-Analyse auf der Basis von Selbst- und Partnerurteilen erfolgreich bestätigt werden; alle vier der von Campbell und

Fiske (1959) hierfür geforderten Kriterien erwiesen sich als erfüllt. Im Folgenden werden deshalb die Zusammenhänge mit den Persönlichkeits- und Partnerschaftsvariablen für jede der drei Eifersuchtsfacetten des DEIFI noch einmal separat aufgegriffen und diskutiert.

Die *reaktive* Eifersucht ist diejenige Eifersuchtsform, die in Folge eines die Exklusivität der partnerschaftlichen Beziehung gefährdenden Ereignisses auftritt. Sie ist deshalb stärker durch exogene, situationale Faktoren determiniert und steht weniger in Zusammenhang mit Aspekten der Persönlichkeit oder der aktuellen Befindlichkeit einer Person. In der vorliegenden Arbeit zeigte sich in Übereinstimmung damit für die reaktive Eifersucht im Vergleich zu den anderen beiden Eifersuchtskomponenten eine deutlich niedrigere Korrelation mit dem Selbstwertgefühl, sowie keine oder nur geringfügige Zusammenhänge mit der Ängstlichkeit und der Bindungsangst. Wie zu erwarten, berichteten jene Personen ein höheres Maß an reaktiver Eifersucht, die in einer für sie zufriedenstellenden Partnerschaft lebten. Da die reaktive Eifersucht als Reaktion auf eine reale Beziehungsbedrohung entsteht, kann sie als normale und situationsangepasste Eifersuchtsreaktion angesehen werden.

Die im Zusammenhang mit der *ängstlichen* Eifersucht aufkommenden Gefühle, Gedanken und Verhaltensweisen basieren demgegenüber nicht notwendigerweise auf real begründeten Ereignissen, sondern können auch durch lediglich imaginiertes Untreueverhalten des Partners/der Partnerin gegenüber einem Rivalen/einer Rivalin hervorgerufen werden. Als tendenziell selbsterzeugte Eifersuchtsform kann sie daher auch stärker problematische und situationsunangepasste Züge annehmen. Dies ist dann der Fall, wenn Individuen sich sehr häufig irrationale und unbegründete Gedanken über ein mögliches sexuelles oder emotionales Untreueverhalten des Partners machen; solche Gedanken gehen häufig mit einem geringen Selbstwert sowie Partnerschaftsproblemem einher (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007). Entsprechende Zusammenhänge wurden auch in der vorliegenden Arbeit gefunden: Personen mit einem hohen Selbstwertgefühl berichteten weniger ängstliche Eifersuchtsgefühle. In der zweiten Studie zeigte sich außerdem, dass Personen mit hoher ängstlicher Eifersucht über weniger Glück und partnerschaftliche Zufriedenheit berichteten. Personen mit niedrigen ängstlichen Eifersuchtstendenzen verfügten hingegen über ein größeres Vertrauen in die Partnerschaft und empfanden eine geringere Unsicherheit gegenüber dem Partner. Die Annahme, dass im Gegensatz zur reaktiven Form die ängstliche Eifersucht stärker durch endogene, in der Persönlichkeit liegende Wirkfaktoren bedingt ist, findet durch diese Ergebnisse Bestätigung. Erwartungsgemäß ging dabei ein hohes Maß an ängstlicher Eifersucht auch mit einem hohen Maß an Traitangst und Bindungsangst einher.

Das zentrale Motiv der *präventiven* Eifersucht ist das Bedürfnis nach Kontrolle und Sicherheit. Sie wird daher von manchen Autoren auch als possessive oder besitzergreifende Eifersuchtskomponente bezeichnet (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007). Ebenso wie die ängstliche Eifersucht kann auch die präventive Eifersucht durch lediglich imaginierte Untreue ausgelöst werden. Dabei betreiben Personen mit hoher präventiver Eifersucht einen zum Teil erheblichen Aufwand, um den Kontakt ihres Partners mit Personen des anderen Geschlechts zu begrenzen. Häufig äußert sich ihr Wunsch nach Kontrolle im Nachspionieren und der gezielten Suche nach Hinweisen auf untreues Verhalten. Ihr Wunsch nach Kontrolle kann aber ein solches Ausmaß erreichen, dass sie selbst darunter leiden und gegenüber dem Partner aggressiv werden und Stalking-Verhalten zeigen (Barelds & Barelds-Dijkstra, 2007).

Inhaltlich sind sich die ängstliche und die präventive Eifersuchtsform insofern ähnlich, als für beide eine fehlende Sicherheit kennzeichnend ist, die häufig im Zusammenhang mit einem geringen Selbstwertgefühl steht und ursächlich durch dieses gespeist wird (DeSteno et al., 2006). Entsprechend ergaben sich in der vorliegenden Untersuchung ähnlich wie für die ängstliche Eifersucht auch für die präventive Eifersucht Zusammenhänge mit hoher Ängstlichkeit, hoher Bindungsangst, wahrgenommener Unsicherheit in der Partnerschaft sowie mangelndem Vertrauen in den Partner. Außerdem zeigte sich, dass eine hohe präventive Eifersucht mit einer geringeren Zufriedenheit in der Partnerschaft einhergeht.

Durch die Verwendung der deutschen Adaptation des Balanced Inventory of Desirable Responding (Musch et al., 2002) wurde geprüft, inwieweit soziale Erwünschtheitstendenzen beim DEIFI eine Rolle spielen. Dabei zeigte sich, dass eine Tendenz zur Fremdtäuschung (*impression management*) nicht mit einer geringen selbstberichteten Eifersucht im DEIFI einhergeht; selbstberichtete Eifersucht scheint demnach substantiellen Charakter zu haben und ist nicht einfach das Resultat einer bewussten Eindruckssteuerung. Dies kann als Beleg für die inhaltliche Validität der Eifersuchtsskalen gewertet werden. Dass Selbsttäuschung (*self-deceptive enhancement*) als zweite Komponente sozialer Erwünschtheit negativ mit dem Ausmaß selbstberichteter Eifersucht zusammenhängt, könnte darauf zurückgeführt werden, dass Selbsttäuschung stark – in der vorliegenden Studie mit $r = .46$ – mit dem Selbstwertgefühl korreliert (Musch et al., 2002; Paulhus, 1991). Falls ein hohes Selbstwertgefühl gegen Eifersucht immunisiert, vermag dies die insgesamt negative Korrelation zwischen Selbsttäuschung und den verschiedenen Eifersuchtskomponenten zu erklären.

Trotz der insgesamt befriedigenden psychometrischen Eigenschaften des Verfahrens könnte eine Schwäche des DEIFI darin gesehen werden, dass seine Items notwendigerweise

geschlechtsspezifisch in jeweils zwei Varianten formuliert sowie für eine heterosexuelle Partnerschaft ausgelegt sind. Die Entwicklung zweier paralleler, sich lediglich im Geschlecht unterscheidender Testformen war jedoch unvermeidlich, um sperrige und unvertraut klingende Formulierungen (z. B. „Person des anderen Geschlechts“ oder „wenn mein/e Partner/in eine/n andere/n Frau/Mann geküsst hätte“) zu vermeiden. Außerdem fanden mehrere Studien deutliche Unterschiede in der Eifersuchtsneigung von Personen mit unterschiedlicher sexueller Orientierung (z.B. Bringle, 1995; Sheets & Wolfe, 2001). Eine Beschränkung auf heterosexuelle Beziehungen erschien deshalb von vornherein sinnvoll.

Verwendet werden kann das DEIFI angesichts seiner befriedigenden psychometrischen Kennwerte sowohl für die Forschung als auch für die diagnostische Praxis. Als Forschungsinstrument kann das Inventar beispielsweise in Studien zum Einsatz kommen, in denen Eifersucht im Zusammenhang mit Aspekten der Persönlichkeit oder der Partnerschaft untersucht wird. In der Praxis könnte das Inventar im Rahmen von Paartherapien zur differenzierten Erfassung unterschiedlicher Aspekte des Eifersuchtsgeschehens eingesetzt werden.

Literatur

- Attridge, M., Berscheid, E. & Sprecher, S. (1998). Dependency and insecurity in romantic relationships: Development and validation of two companion scales. *Personal Relationships*, 5, 31-58.
- Barelds, D. P. H. & Barelds-Dijkstra, P. (2007). Relations between different types of jealousy and self and partner perceptions of relationship quality. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 14, 176-188.
- Barnett, O. W., Martinez, T. E. & Bluestein, B. W. (1995). Jealousy and romantic attachment in maritally violent and nonviolent men. *Journal of Interpersonal Violence*, 10, 473-486.
- Bauer, B. (1988). *Eifersucht in Partnerschaften: Zusammenhang der Eifersuchtsdisposition mit ausgewählten Persönlichkeitsmerkmalen und demographischen Variablen*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Universität Trier.
- Brennan, K., Clark, C. & Shaver, P. (1998). Self-report measurement of adult attachment. An integrative overview. In J. Simpson & W. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships* (pp. 46-76). New York: Guilford.
- Bringle, R. G. (1991). Psychosocial aspects of jealousy: A transactional model. In P. Salovey (Ed.), *The psychology of jealousy and envy* (pp. 103-131). New York: Guilford Press.
- Bringle, R. G. (1995). Sexual jealousy in the relationships of homosexual and heterosexual men: 1980 and 1992. *Personal Relationships*, 2, 313-325.
- Buck, E. & Bierhoff, H.-W. (1986). Verlässlichkeit und Vertrauenswürdigkeit: Skalen zur Erfassung des Vertrauens in eine konkrete Person. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 7, 205-223.
- Buss, D. M. (2000). *The dangerous passion: Why jealousy is as necessary as love and sex*. New York: The Free Press.
- Buunk, B. P. (1997). Personality, birth order and attachment styles as related to various types of jealousy. *Personality and Individual Differences*, 23, 997-1006.
- Buunk, B. P. & Dijkstra, P. (2000). Extra dyadic relationships and jealousy. In C. Hendrick & S. S. Hendrick (Eds.), *Close relationships: A sourcebook* (pp. 317-330). London: Sage Publications.
- Campbell, D. T. & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multi-trait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.

- Collani, G. von & Herzberg, P.Y. (2003). Zur internen Struktur des globalen Selbstwertgefühls nach Rosenberg. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 24, 9-22.
- DeSteno, D., Valdesolo, P. & Bartlett, M. Y. (2006). Jealousy and the threatened self: Getting to the heart of the green-eyed monster. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91, 626-641.
- Fisseni, H.-J. (2004). *Lehrbuch der psychologischen Diagnostik*. Göttingen: Hogrefe.
- Hahlweg, K. (1979). Konstruktion und Validierung des Partnerschaftsfragebogens PFB. *Zeitschrift für Klinische Psychologie*, 8, 17-40.
- Hassebrauck, M. (1991). ZIP - Ein Instrumentarium zur Erfassung der Zufriedenheit in Partnerschaften. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 22, 256-259.
- Hilton, A. & Skrutkowski, M. (2002). Translating instruments into other languages: development and testing processes. *Cancer Nursing*, 25, 1-7.
- Klann, N. & Hahlweg, K. (1994). *Beratungsbegleitende Forschung - Evaluation von Vorgehensweisen in der Ehe-, Familien- und Lebensberatung und ihre spezifischen Auswirkungen* (Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend Band 48.1). Stuttgart: Kohlhammer.
- Knobloch, L. K., Solomon, D. H. & Cruz, M. G. (2001). The role of relationship development and attachment in the experience of romantic jealousy. *Personal Relationships*, 8, 205-224.
- Laux, L., Glanzmann, P., Schaffner, P. & Spielberger, C. D. (1981). *Das State-Trait-Angstinventar (STAI)*. Weinheim: Beltz.
- Meng, X.-L., Rosenthal, R. & Rubin, D. B. (1992). Comparing correlated correlation coefficients. *Psychological Bulletin*, 111, 172-175.
- Müller, E.-A. (1994). *Eifersucht in heterosexuellen Liebesbeziehungen – ein eigenständiges Persönlichkeitsmerkmal?* Unveröffentlichte Dissertation, Universität Marburg.
- Musch, J., Brockhaus, R. & Bröder, A. (2002). Ein Inventar zur Erfassung von zwei Faktoren sozialer Erwünschtheit. *Diagnostica*, 48, 121-129.
- Neumann, E., Rohmann, E. & Bierhoff, H.-W. (2007). Entwicklung und Validierung von Skalen zur Erfassung von Vermeidung und Angst in Partnerschaften. Der Bochumer Bindungsfragebogen (BoBi). *Diagnostica*, 53, 33-47.

- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego: Academic Press.
- Pfeiffer, S. M. & Wong, P. T. P. (1989). Multidimensional jealousy. *Journal of Social and Personal Relationships*, 6, 181-196.
- Radecki-Bush, C., Farrell, A. D. & Bush, J. P. (1993). Predicting jealous responses: The influence of adult attachment and depression on threat appraisal. *Journal of Social and Personal Relationships*, 10, 569-588.
- Rohmann, E. (2000). *Gerechtigkeitserleben und Erwartungserfüllung in Partnerschaften*. Frankfurt: Lang.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rubin, Z. (1970). Measurement of romantic love. *Journal of Personality and Social Psychology*, 16, 265-273.
- Rydell, R. J. & Bringle, R. G. (2007). Differentiating reactive and suspicious jealousy. *Social Behavior and Personality*, 35, 1099-1114.
- Schmitt, A. & Mees, U. (2003). Eifersuchstypen: Qualitative Unterschiede und differentielle Beziehungen zu Liebe, Bindung und Merkmalen der Liebesbeziehung. In U. Mees & A. Schmitt (Hrsg.), *Emotionspsychologie: Theoretische Analysen und empirische Untersuchungen* (S. 155-190). Oldenburg: BIS-Verlag.
- Schmitt, M., Falkenau, K. & Montada, L. (1995). Zur Messung von Eifersucht über stellvertretende Emotionsbegriffe und zur Bereichsspezifität der Eifersuchtsneigung. *Diagnostica*, 41, 131-149.
- Sheets, V. L. & Wolfe, M. D. (2001). Sexual jealousy in heterosexuals, lesbians, and gays. *Sex Roles*, 44, 255-276.
- White, G. L. (1981). A model of romantic jealousy. *Motivation and Emotion*, 5, 295-310.
- White, G. L. & Mullen, P. E. (1989). *Jealousy: Theory, research and clinical strategies*. New York: Guilford Press.

Anhang

Instruktion, Items und Auswertung des Düsseldorfer Eifersuchtsinventars (DEIFI)

„Im Folgenden wird Ihnen eine Reihe von Aussagen präsentiert. Ein Teil der Aussagen bezieht sich auf Sie selbst, ein anderer Teil auf Ihre Partnerbeziehung. Falls Sie momentan keine Partnerschaft führen, beziehen Sie bitte die partnerrelevanten Aussagen darauf, wie Sie sich Ihrer Meinung nach in zukünftigen Beziehungen fühlen und verhalten werden. Kreuzen Sie bitte auf der 5-stufigen Skala für jede Aussage die Antwortmöglichkeit an, die am ehesten auf Sie zutrifft (von 1 = ‚trifft gar nicht zu‘ bis 5 = ‚trifft völlig zu‘).“

Items		
1.	R–	Wenn mein Partner mir von einem Seitensprung berichten würde, könnte ich darüber hinwegsehen.
2.	A	Aus Angst verlassen zu werden, erkundige ich mich häufig, wie zufrieden mein Partner mit unserer Beziehung ist.
3.	P–	Es fällt mir überhaupt nicht schwer, meinen Partner seinen eigenen Weg im Leben gehen zu lassen.
4.	R	Wenn mein Partner mich betrügen würde, könnte ich ihm nie wieder vertrauen.
5.	A	Ich befürchte, dass mein Partner sich zu einer anderen Frau körperlich mehr hingezogen fühlen könnte als zu mir.
6.	P–	Ich habe überhaupt kein Problem damit, meinem Partner gewisse Freiheiten einzuräumen.
7.	R	Wenn mein Partner mir einen One-Night-Stand gestehen würde, wäre ich außer mir vor Zorn.
8.	A	Aus Sorge, dass mein Partner eine andere Frau anziehender finden könnte, gebe ich mir besondere Mühe mit meiner äußeren Erscheinung.
9.	P–	Ich kann ganz beruhigt schlafen, wenn mein Partner abends alleine ausgeht.
10.	R–	Ich habe nichts dagegen, dass mein Partner eng mit anderen Frauen tanzt.
11.	A	Ich überlege ständig, ob andere Frauen für meinen Partner ansprechender sind als ich.
12.	P	Ich verlange von meinem Partner, dass er keine Freundschaften mit anderen Frauen pflegt.
13.	R	Wenn ich meinen Partner beim Flirten erwischen würde, wäre ich sehr erbost.
14.	A	Häufig denke ich darüber nach, ob mein Partner mich wirklich liebt.
15.	P–	Ich erlaube meinem Partner, auch ohne mich auszugehen und seinen Spaß zu haben.
16.	R–	Ich würde meinen Partner nicht verlassen, auch wenn er mich betrogen hätte.
17.	A–	Da ich keine Angst habe meinen Partner zu verlieren, sage ich ihm oft, was ich denke.
18.	P	Ich bin der Überzeugung, dass Kontrolle ein wichtiger Bestandteil von Partnerschaften ist.
19.	R	Ich wäre sehr enttäuscht, wenn mein Partner eine andere Frau geküsst hätte.
20.	A	Mich quälen Selbstzweifel, dass ich nicht gut genug für meinen Partner bin.
21.	P	Ich glaube, dass das Sprichwort „Vertrauen ist gut, Kontrolle ist besser“ einen wahren Kern besitzt.
22.	R	Ich könnte es niemals vergessen, wenn ich meinen Partner bei heimlichen Telefongesprächen mit einer anderen Frau erwischen würde.
23.	A	Aus Sorge, meinen Partner an eine andere Frau zu verlieren, frage ich ihn häufig, ob ich ihn noch sexuell zufrieden stelle.
24.	P–	Ich unterstütze meinen Partner stets darin, neue Kontakte und Freundschaften – auch zu anderen Frauen – aufzubauen.

Anmerkung. R = reaktive Eifersucht, A = ängstliche Eifersucht, P = präventive Eifersucht. Dargestellt ist der Itemsatz für weibliche Teilnehmer; der parallele Itemsatz für männliche Teilnehmer entsteht durch Änderung aller geschlechtsbezogenen Wortformen und wird auf Anfrage von den Autoren zur Verfügung gestellt. Auswertungshinweise: Die mit „–“ gekennzeichneten Items Nr. 1, 3, 6, 9, 10, 15, 16, 17, 24 werden umgepolt. Die Skalenwerte werden durch Aufaddieren der zugehörigen Items gebildet.

Tabelle 1

Itemkennwerte, Faktorladungen und Skalenkennwerte des DEIFI

Studie 1							Studie 2					
Item	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{tt}</i>	a ₁	a ₂	a ₃	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{tt}</i>	a ₁	a ₂	a ₃
Faktor 1: Reaktive Eifersucht												
1	3.90	1.04	.67	.74	-.04	.25	4.04	1.05	.61	.74	-.06	-.01
4	3.25	1.23	.51	.66	-.05	.00	3.76	1.13	.66	.78	.04	-.05
7	3.64	1.23	.58	.71	-.02	.06	3.99	1.18	.58	.68	.09	.09
10	3.78	1.09	.45	.55	.06	.17	3.69	1.20	.45	.55	.05	.20
13	3.02	1.07	.58	.65	.20	.24	3.25	1.14	.53	.61	.15	.27
16	3.45	1.10	.49	.66	-.08	-.10	3.52	1.22	.55	.70	.06	-.17
19	4.21	1.02	.63	.71	.17	.12	4.19	1.06	.63	.73	.11	.01
22	3.18	1.17	.54	.64	.05	.17	3.51	1.13	.50	.60	.16	.06
<i>M</i> = 28.42, <i>SD</i> = 6.04, α = .83, <i>r_{tt}</i> = .85							<i>M</i> = 29.94, <i>SD</i> = 6.18, α = .83					
Faktor 2: Ängstliche Eifersucht												
2	2.24	1.10	.51	.08	.65	.08	2.16	1.05	.53	.15	.66	.10
5	2.15	1.04	.56	.03	.69	.05	2.07	1.06	.60	.05	.73	.13
8	2.61	0.90	.44	.17	.54	.13	2.84	1.04	.29	.19	.35	.13
11	1.99	0.98	.73	.08	.84	.08	2.05	1.02	.74	.09	.83	.11
14	2.09	0.96	.47	-.09	.57	.17	2.02	1.03	.52	-.07	.64	.19
17	2.20	0.96	.20	-.07	.20	.27	2.25	.97	.31	.10	.36	.18
20	2.04	1.15	.64	-.13	.77	.10	2.02	1.07	.57	.06	.72	.02
23	1.88	0.91	.58	.08	.72	.16	1.96	1.00	.53	.06	.68	.00
<i>M</i> = 17.20, <i>SD</i> = 5.20, α = .80, <i>r_{tt}</i> = .73							<i>M</i> = 17.36, <i>SD</i> = 5.33, α = .80					
Faktor 3: Präventive Eifersucht												
3	2.37	1.09	.46	.07	.01	.60	2.35	1.06	.51	.03	.10	.64
6	1.92	0.99	.55	-.02	.19	.68	1.91	0.97	.63	.04	.15	.76
9	1.99	1.11	.65	.20	.15	.75	2.06	1.20	.56	.19	.20	.67
12	1.59	1.00	.53	.12	.06	.75	1.76	1.01	.48	.11	.26	.56
15	1.48	0.77	.62	.20	.22	.50	1.59	0.90	.56	-.12	.08	.72
18	1.59	0.72	.37	.08	.12	.44	1.62	0.84	.45	-.06	.24	.52
21	2.28	1.00	.45	.17	.22	.50	2.29	1.08	.37	.08	.09	.46
24	3.05	1.20	.52	.13	-.02	.67	3.03	1.16	.40	.08	-.18	.61
<i>M</i> = 16.27, <i>SD</i> = 5.09, α = .80, <i>r_{tt}</i> = .74							<i>M</i> = 16.61, <i>SD</i> = 5.21, α = .79					

Anmerkungen. *N* = 194 (Studie 1) bzw. 460 (Studie 2), *M* = Mittelwert, *SD* = Standardabweichung, *r_{tt}* = Trennschärfe, *a*₁ = Ladung auf Faktor 1 (reaktive Eifersucht), *a*₂ = Ladung auf Faktor 2 (ängstliche Eifersucht), *a*₃ = Ladung auf Faktor 3 (präventive Eifersucht), α = Cronbachs Alpha, *r_{tt}* = Retestreliabilität nach 6 Monaten (*N* = 56). Alle Kennwerte beziehen sich auf in Skalenrichtung gepolte Items. Fehlende Daten wurden durch den Itemmedian ersetzt.

Tabelle 2

Skaleninterkorrelationen

	Reaktive Eifersucht	Ängstliche Ei- fersucht	Präventive Eifersucht
Studie 1			
State-Trait-Angstinventar	.13	.44***	.15*
Bochumer Bindungsfragebogen - Angst	.12	.59***	.23**
Bochumer Bindungsfragebogen - Vermeidung	-.19*	.12	-.05
Studie 2			
Eifersuchtsfragebogen - Eifersucht	.42***	.58***	.53***
Eifersuchtsfragebogen - Kein Vertrauen	.02	.48***	.37***
Bochumer Bindungsfragebogen - Angst	.21***	.63***	.41***
Bochumer Bindungsfragebogen - Vermeidung	-.10*	.33***	.26***
Selbstwertgefühl	-.13**	-.49***	-.29***
Allgemeine Zufriedenheit in der Partnerschaft	.13**	-.31***	-.16**
Sexuelle Zufriedenheit in der Partnerschaft	.13**	-.24***	-.15**
Empfundenes Glück in der Partnerschaft	.10*	-.34***	-.14**
Unsicherheit in der Partnerschaft	.06	.59***	.34***
Vertrauen in den Partner	.07	-.33***	-.25***
Soziale Erwünschtheit (BIDR - Selbsttäuschung)	-.10*	-.36***	-.23***
Soziale Erwünschtheit (BIDR - Fremdtäuschung)	-.03	-.10*	.04

Anmerkungen. $N = 194$ (Studie 1) bzw. 460 (Studie 2),

BIDR = Balancend Inventory of Desirable Responding, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Tabelle 3

Multitrait-Multimethod-Matrix von Selbst- und Partnerurteil (Studie 2)

		Selbsturteil			Partnerurteil		
		reaktiv	ängstlich	präventiv	reaktiv	ängstlich	präventiv
Selbsturteil							
	reaktiv	(.83)					
	ängstlich	.24	(.80)				
	präventiv	.17	.33	(.79)			
Partnerurteil							
	reaktiv	.57	.15	.11	(.81)		
	ängstlich	.19	.41	.18	.20	(.81)	
	präventiv	.16	.22	.53	.19	.42	(.76)

Anmerkungen. Fettgedruckte Koeffizienten stehen für die konvergenten monotrait-heteromethod-Validitäten. Die heterotrait-heteromethod-Koeffizienten sind außerhalb der Diagonalen im linken unteren Quadranten dargestellt. Die heterotrait-monomethod-Koeffizienten finden sich im oberen linken und im unteren rechten Quadranten; bei den in Klammern befindlichen Werten handelt es sich um die mittels Cronbach α geschätzten Reliabilitäten.

Erklärung

Die hier vorgelegte Dissertation wurde in kumulativer Weise verfasst. An allen eingeschlossenen Studien war ich maßgeblich beteiligt. Es folgt eine Einschätzung darüber, welchen Anteil ich an jeder der eingereichten Arbeiten erbracht habe:

- Wolf, M., Musch, J., Enczmann, J. & Fischer, J. (in press). *Estimating the prevalence of nonpaternity in Germany*. Human Nature.

Datenerhebung: 0%

Datenauswertung: 90%

Artikel: 90%

- Wolf, M., Musch, J. & Erdfelder, E. (2011). *Estimating nonpaternity rates in historical samples using multinomial models of blood group incompatibility*. Manuscript submitted for publication.

Datenerhebung: 100%

Datenauswertung: 100%

Artikel: 80%

- Wolf, M., Noll, A. & Musch, J. (2011). *Ein Fragebogen zur Erfassung von drei Facetten der Eifersucht – Das Düsseldorfer Eifersuchtsinventar (DEIFI)*. Manuskript eingereicht zur Publikation.

Datenerhebung: 80%

Datenauswertung: 100%

Artikel: 90%

Erklärung

Die hier vorgelegte Dissertation habe ich eigenständig und ohne unerlaubte Hilfe angefertigt. Die Dissertation wurde in der vorgelegten oder in ähnlicher Form noch bei keiner anderen Institution eingereicht. Ich habe bisher keine erfolglosen Promotionsversuche unternommen.

Düsseldorf, den

(Michael Wolf)