

Originalartikel

Entwicklung und Validierung eines Inventars zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts im Jugendalter

Barbara Krahé, Anja Berger und Ingrid Möller

Universität Potsdam

Zusammenfassung. In drei Studien wurde ein Instrument zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts im Jugendalter (GRI-JUG) entwickelt, das positive und negative Attribute enthält. In einer Pilotstudie wurden 40 typische Attribute für Jungen und Mädchen ermittelt. Diese wurden danach von $N = 692$ Jugendlichen hinsichtlich ihrer Typizität für beide Geschlechter eingeschätzt. Für die Teilskalen Mask+, Mask-, Fem+ und Fem- wurden je fünf Attribute ausgewählt und einer neuen Stichprobe von $N = 1926$ Jugendlichen zur Selbsteinschätzung vorgelegt. Jungen wiesen höhere Werte auf den beiden Maskulinitätsskalen auf, Mädchen höhere Werte auf den beiden Femininitätsskalen. Die Validität wurde anhand der Konstrukte Trait-Aggressivität und Empathiefähigkeit sowie geschlechtstypischen Berufswünschen und Präferenzen für Lotteriegewinne demonstriert. Das GRI-JUG erwies sich als reliables und valides Instrument zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts von Jugendlichen.

Schlüsselwörter: Geschlechtsrollen-Selbstkonzept, Geschlechtsrollen-Identität, geschlechtstypisches Verhalten, Aggressivität, Empathiefähigkeit

Development and Validation of an Inventory for Measuring Gender Role Self-Concept in Adolescence

Abstract. In three studies an inventory for measuring adolescents' gender role self-concept (GRI-JUG) was developed that comprises positive and negative sex-typed attributes. In a pilot study, 40 attributes typical of boys and girls were generated. These were then rated by 692 adolescents regarding their typicality for both sexes. For each of the Masc+, Masc-, Fem+, and Fem-scales, five attributes were selected and presented to a new sample of 1926 adolescents for self-ratings. Boys scored higher on the masculinity scales, girls scored higher on the femininity scales. The validity of the GRI-JUG was demonstrated with reference to aggression, empathy, and gender-typical preferences for jobs and lottery prizes. The GRI-JUG proved a reliable and valid instrument for assessing adolescents' gender role self-concept.

Keywords: gender role self-concept, gender role identity, gender-typed behavior, trait aggressiveness, dispositional empathy

Die Gesellschaft definiert Individuen aufgrund ihres biologischen Geschlechts und schreibt ihnen sozial geteilte Geschlechtsstereotype und Geschlechtsrollenerwartungen zu. Im Laufe der Sozialisation erfolgt so zunächst der Erwerb der allgemein vorherrschenden Annahmen darüber, welche Eigenschaften sowie Verhaltensweisen entweder als «typisch männlich» oder als «typisch weiblich» gelten. Diese sozialen Zuschreibungen werden vom Individuum zur Konstruktion der eigenen Geschlechtsidentität herangezogen und in das Selbst integriert (Alfermann, 1996). Die daraus resultierende Geschlechtsidentität oder das Geschlechtsrollen-Selbstkonzept bezieht sich auf alle Aspekte

des Selbst, die mit der Geschlechtszugehörigkeit in Zusammenhang stehen und beschreibt den «fundamental, existential sense of one's maleness or femaleness» (Spence, 1984, p. 83).

Einen theoretischen Rahmen zur Analyse des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts liefert die «Gender Schema Theory» von Bem (1981). Sie postuliert, dass Individuen sozial geteilte Vorstellungen über typisch männliche und typisch weibliche Attribute in ihr Selbstkonzept integrieren, indem sie sich sowohl zu geschlechtstypischen als auch zu geschlechtsinkongruenten Merkmalen positionieren. Personen, die die ihrem biologischen Geschlecht ent-

sprechenden Attribute als charakteristisch für die eigene Person betrachten und die Attribute des jeweils anderen Geschlechts zurückweisen, werden als geschlechtstypisiert betrachtet, Individuen, die sich sowohl durch maskuline als auch durch feminine Attribute charakterisieren, wird ein androgynes Geschlechtsrollen-Selbstkonzept zugeschrieben. Das Geschlechtsrollen-Selbstkonzept steuert die Aufnahme und Verarbeitung von geschlechtsbezogenen Informationen und steht mit einer Reihe anderer Personvariablen in Beziehung (Bem, 1981; Krahé, 1989). So zeigte sich etwa, dass geschlechtstypisierte Personen kürzere Reaktionszeiten beim Erkennen geschlechtsbezogener Wörter aufweisen als Personen, deren Selbstdefinition sowohl maskuline als auch feminine Attribute beinhaltet (Mills, 1981). Außerdem ließ sich zeigen, dass Individuen mit einem androgynen Geschlechtsrollen-Selbstkonzept durch ein höheres Maß an psychischer Gesundheit charakterisiert waren als geschlechtstypisierte Individuen (Lefkowitz & Zeldow, 2006).

Die Gender Schema Theory ist offen bezüglich der inhaltlichen Ausprägung der Eigenschaften, die als typisch männlich bzw. weiblich aufgefasst werden. Bem (1981, p. 356) hält fest: «Because sex-typed individuals are seen as processing information in terms of and conforming to whatever definitions of masculinity and femininity the culture happens to provide, it is the process of partitioning the world into two equivalence classes on the basis of the gender schema, not the contents of the equivalence classes, that is central to the theory.» Zahlreiche Studien belegen einen Wandel der Geschlechtsrollen über die Zeit, sowohl hinsichtlich einer generellen Tendenz zu stärker egalitären Merkmalszuschreibungen als auch hinsichtlich der Geschlechtstypizität einzelner Eigenschaftsbegriffe (s. die Meta-Analyse von Twenge, 1997 sowie für den deutschsprachigen Raum z. B. Hager, Schmuck & Mecklenbräuer, 1996; Swazina, Waldherr & Maier, 2004). Auf der Ebene der empirischen Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts sind daher Instrumente erforderlich, die den aktuellen Konsens in der betreffenden Zielgruppe hinsichtlich der Geschlechtstypizität von Eigenschaften sowie ihrer Bewertung widerspiegeln.

Zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts wird seit den 1970er Jahren überwiegend auf zwei Instrumente zurückgegriffen: das Bem Sex Role Inventory (BSRI; Bem, 1974; in deutscher Fassung von Schneider-Düker & Kohler, 1988) und den Personal Attributes Questionnaire (PAQ; Spence, Helmreich & Stapp, 1975; bzw. seine Weiterentwicklung als «Extended Personal Attributes Questionnaire – EPAQ»; Spence, Helmreich & Holahan, 1979; in deutscher Übersetzung von Runge, Frey, Gollwitzer, Helmreich & Spence, 1981). Beide Instrumente beruhen auf Adjektiven zur Beschreibung der Geschlechtsidentität, unterscheiden sich jedoch in der Form der Skalendarbietung und auch in der Art ihrer Itemauswahl (s. auch die Überblicksdarstellung von Siverding & Alfermann, 1992).

Schneider-Düker und Kohler (1988) haben eine Neukonstruktion des BSRI vorgelegt, deren Attribute auf soziale Erwünschtheit für Männer und Frauen für den

deutschsprachigen Raum überprüft wurden. Altstötter-Gleich (2004) hat ebenfalls ein Instrument zur Erfassung der Geschlechtstypizität von Instrumentalität und Expressivität entwickelt, in dem Items aus den beiden amerikanischen Instrumenten BSRI und PAQ zunächst auf ihre Erwünschtheit und Typizität an einer deutschen Pilotstichprobe überprüft wurden. Wie schon die amerikanischen Versionen wurden auch diese beiden Instrumente für Erwachsene entwickelt und an Erwachsenenstichproben validiert.

Zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts von Jugendlichen liegt weder in der internationalen noch in der deutschsprachigen Literatur ein für diese Altersgruppe erprobtes Verfahren vor, obgleich das Geschlechtsrollen-Selbstkonzept in zahlreichen entwicklungspsychologischen Fragestellungen, z. B. in Bezug auf Risikoverhalten, Selbstkonzept, Essverhalten oder Sexualität eine bedeutsame Rolle spielt (z. B. Klingenspor & Rastetter, 2004; Raithel, 2003). Bisherige Arbeiten setzen die Erwachsenenvariante des BSRI in der deutschen Fassung von Schneider-Düker und Kohler (1988) bzw. eine *ad hoc* generierte Auswahl aus diesem Instrument ein (Raithel, 2003). Problematisch hierbei sind (a) die mangelnde Überprüfung der Geschlechtstypizität der ausgewählten Eigenschaften aus der Sicht der Jugendlichen, (b) die Benennung der Eigenschaften, die auf Sprachgebrauch und Sprachverständnis von Erwachsenen zugeschnitten und für Jugendliche möglicherweise ungebrauchlich ist, und (c) die mangelnde Aktualität der verwendeten Eigenschaften. Aus diesen Gründen besteht ein Bedarf nach einem aktuellen Eigenschaftsinventar zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts, das speziell auf Jugendliche ausgerichtet ist. Die Konstruktion und Validierung eines solchen Instruments stellen wir im Folgenden vor.

Ein spezifisches Merkmal des neu entwickelten Instruments ist die Einbeziehung negativer Attribute des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts. Legt man Spence' (1984) Definition des Konstrukts als grundlegendes und umfassendes Verständnis der eigenen Männlichkeit bzw. Weiblichkeit zugrunde, so gehört dazu auch die Positionierung gegenüber den negativ bewerteten Eigenschaften des männlichen bzw. weiblichen Geschlechterstereotyps. Es ist davon auszugehen, dass Personen positive Merkmale in stärkerem Maße zur Selbstdefinition heranziehen als negative, wie etwa die umfangreiche Forschung zum «Self-Enhancement Bias» (Lindeman & Sundvik, 1995) sowie zum «Self-Serving Bias» zeigen (Mezulis, Abramson, Hyde & Hankin, 2004). Jedoch sollte sich das Geschlechtsrollen-Selbstkonzept auch im differenziellen Rückgriff auf negative maskuline vs. feminine Attribute manifestieren. Demzufolge ist anzunehmen, dass Personen negative geschlechts-kongruente Attribute in stärkerem Maße zur Selbstbeschreibung heranziehen als negative geschlechts-inkongruente Attribute, wenn auch im Vergleich mit den entsprechenden positiven Merkmalen in geringerem Maße.

Verschiedene Forschergruppen haben im Laufe der letzten Jahrzehnte erkannt, dass das Geschlechtsrollen-Selbstkonzept neben sozial erwünschten Eigenschaften auch ne-

gativ bewertete Eigenschaften enthält (Kelly & Worrell, 1977; Ricciardelli & Williams, 1995), die gleichermaßen zwischen den Geschlechtern differenzieren (Kelly, Caudill, Hathorn & O'Brien, 1977; Woodhill & Samuels, 2003). Auf der Ebene der Messinstrumente wird dieser Erkenntnis in der *Adjective Check List* (Williams & Best, 1990), der *Australian Sex Role Scale* (ASRS; Antill, Cunningham, Russell & Thompson, 1981) und dem *Extended Personal Attributes Questionnaire* (EPAQ; Spence et al., 1979) Rechnung getragen.

Im deutschsprachigen Raum findet man bislang nur wenige Skalen zur Geschlechtsidentität, die sowohl positive als auch negative Eigenschaften umfassen. Die deutsche Fassung des BSRI von Schneider-Düker und Kohler (1988) sowie das von Altstötter-Gleich (2004) vorgestellte neue Maß der Geschlechtstypizität umfassen ausschließlich positive Aspekte der beiden Dimensionen Maskulinität bzw. Instrumentalität sowie Femininität bzw. Expressivität. Von der *Australian Sex Role Scale* gibt es noch keine Übersetzung. Der EPAQ wurde für die deutsche Fassung lediglich übersetzt, ohne die Typizitäts- und Erwünschtheitswerte der Attribute für diesen gesellschaftlichen Kontext zu validieren (Runge et al., 1981). Allerdings konnte Athenstaedt (2003) für die deutsche Version zeigen, dass sich Frauen sozial unerwünschte feminine Eigenschaften stärker zuschrieben als Männer, die sich wiederum sozial unerwünschte maskuline Eigenschaften stärker zuschrieben als Frauen.

In das hier vorgestellte neue Inventar zum Geschlechtsrollen-Selbstkonzept von Jugendlichen wurden sowohl positive als auch negative geschlechtstypische Merkmale aufgenommen. Ziel war die Prüfung der Hypothese, dass auch in Bezug auf negative Attribute asymmetrische Zuschreibungsmuster im Sinne einer stärkeren Selbstzuschreibung geschlechtskongruenter Eigenschaften zu finden sind, so wie sie für die positiven Aspekte des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts vielfach belegt wurden. Konkret wird vorhergesagt, dass negative Merkmale, die als typisch für das eigene Geschlecht gelten, stärker zur Selbst-Definition herangezogen werden als die negativen Merkmale des anderen Geschlechts.

Darüber hinaus kann durch die Berücksichtigung negativer Aspekte des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts untersucht werden, ob positive und negative Elemente der Geschlechtsrolle in unterschiedlicher Weise mit anderen geschlechtskorrelierten Konstrukten, wie etwa der Empathiefähigkeit oder der Trait-Aggressivität, verbunden sind. Hierzu wird postuliert, dass die Empathiefähigkeit stärker mit positiven femininen Attributen des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts in Beziehung steht als mit negativen femininen Attributen. Umgekehrt wird ein stärkerer Zusammenhang zwischen Aggressivität und negativen Attributen des maskulinen Selbstkonzepts vorhergesagt als mit positiven Attributen des maskulinen Selbstkonzepts.

Die Konstruktion des Geschlechtsrollen-Inventars für Jugendliche (im Folgenden abgekürzt als GRI-JUG) um-

fasste drei Studien: (1) Eine Pilotstudie, die der Generierung einer Ausgangsstichprobe typischer Mädchen- und typischer Jungen-Eigenschaften mit positiver und negativer Valenz diente, (2) eine Konstruktionsstudie, um abzusichern, dass die für die Endfassung ausgewählten Eigenschaften das Kriterium der Geschlechtstypizität erfüllen (Studie 1), und (3) eine Validierungsstudie, in der das Instrument zur Erfassung der geschlechtsbezogenen Selbstbeschreibungen von Jugendlichen eingesetzt und mit ausgewählten Trait-Maßen sowie Präferenzurteilen für geschlechtstypische Berufe und Lotteriegewinne in Beziehung gesetzt wurde (Studie 2).

Pilotstudie

Zur Generierung eines Pools von geschlechtstypisierten Eigenschaften wurden 74 Jungen und Mädchen der 8.–10. Klasse gebeten, je fünf positive und fünf negative Eigenschaften aufzuschreiben, die für Mädchen bzw. Jungen typisch sind. Dazu erhielten sie folgende Instruktion:

Wir möchten von dir gern wissen, welche Eigenschaften *typisch für Jungen* und welche *typisch für Mädchen* sind.

Mit «typisch für Jungen» meinen wir, dass eine Eigenschaft bei sehr vielen Jungen und nur bei sehr wenigen Mädchen vorkommt.

Mit «typisch für Mädchen» meinen wir, dass eine Eigenschaft bei sehr vielen Mädchen und nur bei sehr wenigen Jungen vorkommt.

Unter Eigenschaften verstehen wir Personenbeschreibungen wie z. B. jemand ist «hilfsbereit» oder jemand ist «launisch». Manche Menschen meinen beispielsweise, dass es typisch für Mädchen ist, dass sie fleißig in der Schule sind. Andere Leute denken, dass es typisch für Jungen ist, dass sie sportlich sind. Uns interessiert, was *du* über Jungen und Mädchen denkst.

Auf diesem Wege wurden insgesamt 25 unterschiedliche positive und 29 negative Eigenschaften von Jungen sowie 28 positive und 21 negative Eigenschaften von Mädchen generiert.

Zur Auswahl geschlechtstypischer Merkmale wurden an diese Listen folgende Kriterien angelegt: Die ausgewählten Eigenschaften mussten eine hohe Nennungshäufigkeit für ein Geschlecht aufweisen und gleichzeitig kaum oder gar nicht für das andere Geschlecht als typisch benannt worden sein. Nach diesen Kriterien ließen sich je 10 positive und 10 negative Eigenschaften für Jungen und Mädchen auswählen. Um die Authentizität der Attribute zu erhalten, wurde darauf verzichtet, die Liste durch Nennungen aus anderen Quellen zu ergänzen. Außerdem wurden 10 positive und 10 negative geschlechtsneutrale Eigenschaften identifiziert, die mit etwa gleicher Häufigkeit für Jungen und Mädchen genannt wurden. Die Zuordnung der geschlechtstypisierten Eigenschaften zu den vier Kategorien maskulin: positiv und negativ sowie feminin: positiv und negativ sind den Tabelle 1 und 2 zu entnehmen.

Tabelle 1
 Studie 1: Typizitätsbeurteilungen der maskulinen Eigenschaften (mit Alter als Kovariate)

Eigenschaft	Typisch für Jungen	Typisch für Mädchen	Differenz	<i>p</i>
<i>Positive Eigenschaften</i>				
<i>Humorvoll</i>	3.93	3.63	.30	< .001
<i>Unkompliziert</i>	2.98	2.40	.58	< .001
<i>Stark</i>	3.83	2.77	1.06	< .001
<i>Ehrgeizig</i>	3.34	3.49	.15	n. s.
<i>Mutig</i>	3.75	2.80	.95	< .001
<i>Lustig</i>	4.01	3.78	.23	< .001
<i>Sportlich</i>	4.17	3.49	.68	< .001
<i>Selbstbewusst</i>	3.91	3.63	.28	< .001
<i>Spontan</i>	3.76	3.60	.16	< .05
<i>Kameradschaftlich</i>	4.11	3.78	.33	< .001
<i>Negative Eigenschaften</i>				
<i>Egoistisch</i>	3.00	2.85	.15	n. s.
<i>Unordentlich</i>	3.65	2.61	1.04	< .001
<i>Faul</i>	3.55	2.69	.86	< .001
<i>Angeberisch</i>	3.60	3.03	.57	< .001
<i>Geizig</i>	2.67	2.75	-.08	n. s.
<i>Rücksichtslos</i>	2.78	2.21	.57	< .001
<i>Gewaltfreudig</i>	3.02	1.92	1.10	< .001
<i>Gefühllos</i>	2.33	1.83	.50	< .001
<i>Ziellos</i>	2.51	2.27	.24	< .01
<i>Aggressiv</i>	3.08	2.18	.90	< .001

Anm.: Die kursiv gedruckten Eigenschaften wurden für die Endversion der Skala ausgewählt.

Studie 1

Ziel dieser Studie war es, die in der Pilotstudie ermittelten Eigenschaften hinsichtlich ihrer Geschlechtstypizität zu validieren sowie die interne Konsistenz eines reduzierten Inventars geschlechtstypischer Eigenschaften zu überprüfen. Um einer künstlichen Akzentuierung der Geschlechterdifferenzen entgegenzuwirken, schätzten die ProbandInnen die Eigenschaften jeweils nur für eines der beiden Geschlechter und nicht geschlechtervergleichend ein. Studien zur Geschlechtsstereotypisierung zeigen, dass durch Evokierung einer Vergleichsperspektive Unterschiede zwischen Geschlechterkategorien akzentuiert werden, was für die vorliegende Untersuchung zu einer Überschätzung der Geschlechtstypizität von Eigenschaften hätte führen können (Doise, Deschamps & Meyer, 1978).

Methode

Für die als Online-Studie konzipierte Erhebung wurden über ein Gesamtverzeichnis von Schul-Webseiten Rundmails an Schulen geschickt, in denen die Studie vorgestellt

und der Link zum Online-Fragebogen mitgeteilt wurde. Der Rücklauf erfolgte überwiegend von Schulen aus Bayern und Mecklenburg-Vorpommern. Insgesamt nahmen 692 SchülerInnen (510 Mädchen und 182 Jungen) der Klassenstufen 7 bis 10 an der Befragung teil. Die Altersspanne betrug 12 bis 17 Jahre, der Mittelwert lag bei 14.5 Jahren ($SD = 1.15$). Obwohl alle Schultypen angeschrieben wurden, waren RealschülerInnen beim Rücklauf mit 93.4 % überrepräsentiert. HauptschülerInnen machten 3.9 % und GymnasiastInnen 1.2 % der Befragten aus. Da die Bearbeitung der Fragebögen überwiegend während der Unterrichtszeit erfolgte, kommt die asymmetrische Rücklaufquote durch die deutlich höhere Bereitschaft zur Partizipation der Webmaster bzw. LehrerInnen an den Realschulen zustande, über deren Ursachen keine Daten vorliegen. Da RealschülerInnen aber gewissermaßen den mittleren Bereich der SchülerInnenpopulation in Bezug auf Leistungsniveau bzw. -fähigkeit repräsentieren, ist nicht davon auszugehen, dass der hohe Anteil der RealschülerInnen die Aussagekraft der Befunde für die Gruppe der Jugendlichen insgesamt in Frage stellt.

Die ProbandInnen wurden nach dem Zufallsprinzip einer von zwei Fragebogenversionen zugeteilt: In Version 1 ($N = 337$, 86 Jungen, 251 Mädchen) sollten die 60 aufgrund der Pilotstudie ausgewählten Eigenschaften danach eingeschätzt werden, wie sehr sie auf Jungen zutreffen. In Version 2 ($N = 355$; 96 Jungen, 259 Mädchen) sollten die Eigenschaften danach beurteilt werden, wie sehr sie auf Mädchen zutreffen. Die Zahl der ProbandInnen in den beiden Versionen weichen geringfügig voneinander ab, weil die Abbrecherquote in beiden Bedingungen nicht genau gleich war. Die Fragestellung lautete: «Wie typisch sind die folgenden Eigenschaften für Jungen [für Mädchen] im Allgemeinen? Jungen [Mädchen] sind <[Eigenschaft]>», wobei eine fünfstufige Antwortskala mit den Abstufungen «trifft gar nicht zu», «selten», «gelegentlich», «oft» und «(fast) immer» vorgegeben wurde.

Ergebnisse

Zur Ermittlung der Geschlechtstypizität der Eigenschaften wurden zweifaktorielle MANCOVAs mit den Faktoren Geschlecht und Geschlechterspezifität der Eigenschaften (Typizitätseinschätzung für Jungen vs. Mädchen) durchgeführt, und zwar getrennt für die vier Eigenschaftskategorien: maskulin: positiv, negativ; feminin: positiv, negativ. Die geschlechtsneutralen Eigenschaften dienten lediglich als Füll-Items und wurden nicht in die Auswertung einbezogen. Um mögliche Alterseffekte aufdecken zu können, wurde das Alter in allen Analysen als Kovariate einbezogen. Da es für alle vier Teilskalen der positiven und negativen maskulinen bzw. femininen Eigenschaften zwar geringfügige, aber signifikante Korrelationen mit dem Alter gab (alle $r_s < .15$), werden durchgehend die alterskorrigierten Mittelwerte berichtet.

Tabelle 2
Studie 1: Typizitätsbeurteilungen der femininen Eigenschaften (mit Alter als Kovariate)

Eigenschaft	Typisch für Jungen	Typisch für Mädchen	Differenz	<i>p</i>
<i>Positive Eigenschaften</i>				
<i>Romantisch</i>	3.03	3.77	-.74	< .001
Freundlich	3.67	3.96	-.29	< .001
Sensibel	3.05	3.91	-.86	< .001
Ordentlich	2.53	3.58	-1.05	< .001
<i>Gefühlvoll</i>	3.30	4.21	-.91	< .001
Musikalisch	2.66	3.37	-.71	< .001
<i>Verständnisvoll</i>	3.38	3.92	-.54	< .001
<i>Einfühlsam</i>	3.07	3.81	-.73	< .001
<i>Fleißig</i>	2.93	3.42	-.54	< .001
Zielgerichtet	3.43	3.52	-.09	n. s.
<i>Negative Eigenschaften</i>				
Empfindlich	2.87	3.74	-.87	< .001
Geschwätzig	3.13	4.24	-1.09	< .001
<i>Eitel</i>	2.99	3.55	-.56	< .001
Streitsüchtig	3.05	3.06	-.01	n. s.
Falsch	2.39	2.57	-.18	< .05
<i>Nachtragend</i>	2.90	3.38	-.48	< .001
<i>Hinterlistig</i>	2.64	2.91	-.27	< .001
<i>Zickig</i>	2.22	3.63	-1.41	< .001
Besserwisserisch	3.25	3.17	.08	n. s.
<i>Lästern gern</i>	2.71	4.16	-1.45	< .001

Anm.: Die kursiv gedruckten Eigenschaften wurden für die Endversion der Skala ausgewählt.

Haupteffekte der Geschlechtsspezifität der Eigenschaften

Wichtigstes Ziel der Studie war es zu zeigen, dass die in der Pilotstudie ausgewählten Eigenschaften auch tatsächlich als typisch für Jungen bzw. Mädchen eingeschätzt wurden, und zwar konsensuell von beiden Geschlechtern.

Die MANCOVAs ergaben hypothesengemäß hoch signifikante Effekte für die Geschlechtsspezifität der Eigenschaften (alle multivariaten F s (10, 688) > 29, p < .001). Die univariaten Effekte sind für die maskulinen Eigenschaften in Tabelle 1 und für die femininen Eigenschaften in Tabelle 2 dargestellt.

Interaktionseffekte von Geschlechtsspezifität der Eigenschaften und Geschlecht

Darüber hinaus ergaben sich für alle vier Kategorien signifikante Interaktionen zwischen Geschlechtsspezifität der Eigenschaften und dem Geschlecht der TeilnehmerInnen, multivariate F s (10, 688) > 4.88, ps < .001. Beide Geschlechter schätzten die positiven Eigenschaften für das ei-

gene Geschlecht als typischer und die negativen Eigenschaften als weniger typisch ein, als es die Angehörigen des jeweils anderen Geschlechts taten. So hielten etwa die Jungen die Eigenschaft *mutig* für typischer für Jungen, als Mädchen dies taten. Umgekehrt hielten Mädchen dieselbe Eigenschaft, *also mutig*, als typischer für Mädchen, als Jungen dies taten. Die signifikante Interaktion lässt sich als Validierung der Valenz der verwendeten Begriffe als positiv bzw. negativ auffassen: Sie indiziert einen «Ingroup Bias», d. h. die stärkere Zuschreibung einer positiven und schwächere Zuschreibung einer negativen Eigenschaft an das eigene Geschlecht, als es die Angehörigen des jeweils anderen Geschlechts sehen. Getrennte MANCOVAs für beide Geschlechter bestätigten jedoch die signifikanten Effekte der Geschlechtsspezifität der Eigenschaften auf die Typizitätseinschätzungen für Mädchen und Jungen (Mädchen: multivariates $F(20, 488) = 46.63$, p < .001, für feminine Attribute und $F(20, 488) = 29.21$, p < .001, für maskuline Attribute; Jungen: multivariates $F(20, 160) = 13.14$, p < .001, für feminine Attribute und $F(20, 160) = 12.86$, p < .001, für maskuline Attribute).

Haupteffekte des Geschlechts der TeilnehmerInnen

Bei einigen Items (insgesamt 15) traten zusätzlich signifikante Haupteffekte des Geschlechts der ProbandInnen auf. Da diese jedoch nur bedeuten, dass entweder Mädchen oder Jungen eine Eigenschaft generell, d. h. für beide Geschlechter, als typischer einschätzten, werden diese Befunde hier nicht weiter diskutiert.

Auswahl von Eigenschaften für die Endversion der Skala

Auf der Basis der bisherigen Auswertungen wurden aus jeder der vier Kategorien jeweils fünf Eigenschaften für die Endform der Skala ausgewählt. Die Auswahl erfolgte nach mehreren Kriterien, die in folgender Reihenfolge abgearbeitet wurden: (1) Signifikanz der Unterschiede in den Typizitätsratings der Eigenschaften für Jungen und Mädchen, (2) Ausprägung der Mittelwerte im Bereich der oberen Skalenhälfte für das jeweils entsprechende Geschlecht ($M \geq 3$), (3) Höhe der Differenz der Typizitätswerte, sowie (4) hinreichende interne Konsistenz der resultierenden Teilskala. Für die Teilskala der positiven maskulinen Eigenschaften (Mask+) ergab sich nach diesen Kriterien folgende Auswahl: *humorvoll*, *stark*, *mutig*, *sportlich* und *kameradschaftlich* (Cronbachs $\alpha = .73$). Für die Teilskala der negativen maskulinen Eigenschaften (Mask-) wurden folgende Eigenschaften ausgewählt: *unordentlich*, *faul*, *angeberisch*, *gewaltfreudig* und *aggressiv* (Cronbachs $\alpha = .80$). Als positive feminine Eigenschaften (Fem+) wurden ausgewählt: *romantisch*, *gefühlvoll*, *verständnisvoll*, *einfühlsam* und *fleißig* (Cronbachs $\alpha = .84$). Die Teilskala der negativen femininen Eigenschaften (Fem-) umfasst folgende

Tabelle 3
Studie 1: Strukturmatrix der Faktorladungen der Eigenschaften nach schiefwinkliger Rotation

Eigenschaft	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	Faktor 4
Romantisch	.437	.361		-.397
Verständnisvoll	.543		.430	-.596
Einfühlsam	.543	.425		-.566
Gefühlvoll	.601	.426		-.611
Fleißig	.591			-.415
Eitel		.446		
Nachtragend		.488		
Hinterlistig		.556		
Zickig		.717		
Lästern gern		.694		
Humorvoll			.454	
Stark			.623	
Mutig			.676	
Sportlich			.592	
Kameradschaftlich			.459	
Unordentlich	-.742			.357
Faul	-.752			.423
Angeberisch	-.517			.512
Gewaltfreudig	-.526			.757
Aggressiv	-.512			.810

Anm.: Nur Ladungen > .35 sind angegeben, und Ladungen auf dem Faktor, dem ein Item theoretisch zuzuordnen ist, sind **fett** gedruckt.

Eigenschaften: *eitel*, *nachtragend*, *hinterlistig*, *zickig* und *lästern gern* (Cronbachs $\alpha = .75$).

Eine Faktorenanalyse mit Maximum-Likelihood-Methode und schiefwinkliger Rotation ergab vier Faktoren mit Eigenwerten > 1, die insgesamt 57.25 % der Varianz aufklärten. Die positiven Ladungen der Eigenschaften ließen sich in der Strukturmatrix (s. Tabelle 3) recht gut den vier Teilskalen zuordnen. Faktor 1 bildet die Items der Skala Fem+ ab, Faktor 2 die Items der Skala Fem-, Faktor 3 die Items der Skala Mask+ sowie Faktor 4 die Skala Mask-. Einige Items des Faktors 1 weisen substantielle positive Sekundärladungen auf anderen Faktoren auf. Darüber hinaus zeigte sich, dass die Items der beiden Skalen Fem+ und Mask- hohe negative Ladungen auf dem jeweils anderen Faktor aufweisen. Diese beiden Skalen bilden Gegenpole, d. h. eine hohe Ausprägung der positiven femininen

Eigenschaften geht mit einer niedrigen Ausprägung der negativen maskulinen einher bzw. umgekehrt. Auch für die beiden Faktoren 2 (Fem-) und 3 (Mask+) ergaben sich negative Ladungen auf dem jeweils anderen Faktor, wenngleich deutlich schwächer ausgeprägt.

Im nächsten Schritt wurden die Mittelwerte der vier Teilskalen gebildet und zwischen den beiden Versionen verglichen. Die MANCOVA mit der Variablen Alter als Kovariate ergab einen signifikanten multivariaten Effekt der Variablen Geschlechtsspezifität, $F(10, 692) = 217.61, p < .001$. Die vier univariaten Effekte waren ebenfalls alle hochsignifikant. Tabelle 4 zeigt die Mittelwerte der vier Teilskalen an.

Damit ist festzuhalten, dass die Teilskalen Mask+ und Mask- signifikant höhere Typizitätswerte für Jungen als für Mädchen und die Teilskalen Fem+ und Fem- signifikant höhere Typizitätswerte für Mädchen als für Jungen aufwiesen. Außerdem ist ersichtlich, dass Jungen die positiven maskulinen Eigenschaften dem eigenen Geschlecht in vergleichbarer Stärke zuschrieben wie die Mädchen dem eigenen Geschlecht die positiven femininen Eigenschaften ($M = 3.96$ vs. $M = 3.84$). Die negativen Eigenschaften wurden für weniger typisch gehalten, aber die jeweils geschlechtstypischen Eigenschaften (Mask- für Jungen und Fem- für Mädchen) wiesen ähnliche Typizitätsratings auf ($M = 3.38$ vs. $M = 3.52$).

Der Interaktionseffekt zwischen Geschlechtstypizität und Geschlecht der TeilnehmerInnen, der bereits aus der Analyse der Einzeleigenschaften berichtet wurde, zeigte sich auch für die vier Teilskalen, multivariates $F(4, 684) = 31.87, p < .001$. Jungen finden positive maskuline Attribute typischer und negative Attribute weniger typisch für ihr Geschlecht, als sie es aus der Sicht der Mädchen sind. Umgekehrt nehmen Mädchen positive feminine Attribute stärker für das eigene Geschlecht in Anspruch und sehen negative feminine Attribute als weniger mädchenstypisch an, als Jungen dies tun.

Die Korrelationsmatrix der vier Teilskalen zeigt, wie schon der Faktorenanalyse zu entnehmen war, dass die engste Beziehung zwischen den beiden Teilskalen Fem+ und Mask- besteht, wenngleich mit negativem Vorzeichen, $r(692) = -.58, p < .001$. Die zweithöchste, ebenfalls negative Korrelation besteht zwischen den beiden Teilskalen Mask+ und Fem-, $r(692) = -.33, p < .001$. Die Teilskalen mit gleicher Valenz (Mask+ und Fem+; Mask- und Fem-) sowie die Paare mit gleicher Typizität (Mask+ und Mask-; Fem+ und Fem-) korrelieren jeweils schwach positiv miteinander (r_s zwischen .06 und .19).

Tabelle 4
Studie 1: Mittelwerte (mit Alter als Kovariate), Effektstärken sowie Korrelationen der Endskala

Skala	Typisch für Jungen	Typisch für Mädchen	Diff	Univ. F	p	η^2	Mask-	Fem+	Fem-
Mask+	3.96	3.29	.67	195.18	< .001	.22	.12**	.13***	-.33***
Mask-	3.38	2.49	.86	202.71	< .001	.23	-	-.58***	.06
Fem+	3.14	3.84	-.70	170.85	< .001	.20	-	-	.19***
Fem-	2.70	3.52	-.83	166.43	< .001	.20	-	-	-

Anm.: *** $p < .001$, ** $p < .01$.

Diskussion

Ziel dieser Studie war es, ein aktuelles Inventar geschlechtstypischer Eigenschaften aus der Sicht von Jugendlichen zu entwickeln. Auf der Basis der freien Eigenschaftsnennungen der Pilotstudie konnten fünf positive und fünf negative Eigenschaften identifiziert werden, die signifikant typischer für Jungen als für Mädchen eingeschätzt wurden und deren Typizitätsratings im oberen Bereich der Urteilsskala lagen. Ebenfalls gelang es, jeweils fünf positive und negative Eigenschaften mit signifikant höheren Typizitätsratings für Mädchen als für Jungen zu bestimmen. Dabei ist hervorzuheben, dass durch die getrennte Einschätzung der Eigenschaften für Mädchen und Jungen die Schwelle für die Identifizierung geschlechtstypischer Eigenschaften höher gelegt wurde, als dies in Studien der Fall ist, in denen Urteile über die Geschlechtstypizität auf einer bipolaren Skala mit den Endpunkten «männlich» vs. «weiblich» erhoben werden (z. B. Ehrenberg, Cataldegirmen & Klauer, 2001).

Die Reliabilitätswerte der resultierenden Teilskalen können als gut betrachtet werden. Die *a priori* vorgenommene Klassifikation der Eigenschaften nach ihrer Valenz (positiv vs. negativ) konnte durch signifikante Interaktionseffekte zwischen dem zu beurteilenden Geschlecht und dem Geschlecht der Beurteiler empirisch gestützt werden. Jungen sahen positive maskuline Eigenschaften in stärkerem und negative maskuline Eigenschaften in geringerem Maße als jungentypisch, als Mädchen dies taten. Umgekehrt schätzten Mädchen die positiven femininen Eigenschaften als mädchentypischer und die negativen femininen Eigenschaften als weniger mädchentypisch ein, als Jungen dies taten (vgl. auch Eckes, Trautner & Behrendt, 2005). Die vier Teilskalen konnten auch faktorenanalytisch abgesichert werden, obwohl die in Bezug auf Valenz und Typizität kontrastierten Faktoren Fem+ und Mask– stark negativ miteinander korreliert waren, was sich auch in hohen negativen Ladungen der Items auf dem jeweils anderen Faktor zeigte. Für die Kombination Mask+ und Fem– ergab sich tendenziell ein vergleichbares Muster, aber weit schwächer ausgeprägt. Die Replikation der Faktorstruktur ist in künftigen Studien zu prüfen. Die Korrelationsstruktur der vier Teilskalen zeigt, dass sich eine geschlechtstypisierte Charakterisierung von Mädchen und Jungen nicht nur in der Zuschreibung geschlechtskongruenter positiver Eigenschaften, sondern auch in der Zurückweisung negativer Eigenschaften des jeweils anderen Geschlechts manifestiert. Damit wird die Bedeutung der Differenzierung zwischen positiven und negativen Attributen für die Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts unterstrichen.

Studie 2

Das Ziel dieser Studie bestand darin, das in Studie 1 entwickelte Eigenschaftsinventar GRI-JUG als Maß des Ge-

schlechtsrollen-Selbstkonzepts einzusetzen und hinsichtlich seiner Reliabilität und Validität zu überprüfen. Hierzu wurden die ausgewählten Eigenschaften einer neuen Stichprobe von Jugendlichen vorgelegt, die einschätzen sollten, wie sehr die einzelnen Eigenschaften *auf sie selbst* zuträfen.

Die *Reliabilitätsprüfung* umfasste den Nachweis der internen Konsistenz der vier Teilskalen Mask+, Mask–, Fem+ und Fem–. Zur Abschätzung der *Konstruktvalidität* wurden die Konstrukte Trait-Aggressivität und Empathiefähigkeit herangezogen. Für die Trait-Aggressivität liegen Belege für eine höhere Ausprägung bei männlichen Probanden vor (z. B. Möller, 2006). Für die Empathiefähigkeit werden für weibliche Probandinnen höhere Werte berichtet (z. B. Eisenberg & Lennon, 1983). Folgende Zusammenhänge wurden postuliert:

- 1) Die Maskulinitätsskalen des GRI-JUG weisen höhere Zusammenhänge mit der Trait-Aggressivität auf als die Femininitätsskalen. Eine hohe Ausprägung positiver femininer Attribute ist negativ mit der Trait-Aggressivität verbunden.
- 2) Die Femininitätsskalen des GRI-JUG zeigen höhere Zusammenhänge mit der Empathiefähigkeit als die Maskulinitätsskalen, die nur schwach positiv oder sogar negativ mit der Empathiefähigkeit verbunden sind.
- 3) Die negative Maskulinitätsskala steht in engerem Zusammenhang mit der Trait-Aggressivität als die positive Maskulinitätsskala.
- 4) Die positive Femininitätsskala steht in engerem Zusammenhang mit der Empathiefähigkeit als die negative Femininitätsskala.

Darüber hinaus wurde die *externe Validität* durch die Erfassung von geschlechtstypischen Präferenzurteilen für Berufe und für die Erwünschtheit möglicher Lotteriegewinne überprüft. Hierbei wurde angenommen, dass hohe Maskulinitätswerte, insbesondere auf der Skala Mask+, mit einer stärkeren Präferenz für Berufe und Lotteriegewinne verbunden sind, die von Jungen favorisiert werden, dagegen hohe Femininitätswerte, insbesondere auf der Skala Fem+, mit einer stärkeren Präferenz für Berufe und Gewinne, die von Mädchen favorisiert werden. Grundlage für die Auswahl von Berufen und Gewinnen bildeten die Ergebnisse einer repräsentativen Schülerbefragung des Instituts für Demoskopie Allensbach aus dem Jahre 2000 (Institut für Demoskopie Allensbach, 2000).

Methode

Stichprobe

An der Untersuchung nahmen $N = 1926$ Schülerinnen und Schüler im Alter zwischen 12 und 17 Jahren teil, davon 916 Mädchen (47.6 %). Das Durchschnittsalter der Befragten betrug 15.0 Jahre ($SD = 1.22$), die Mehrzahl (91.5 %) besuchte die Klassenstufen 7 bis 10. Die Verteilung über die

Schultypen sah folgendermaßen aus: 7.5 % der Befragten besuchten die Hauptschule, 78.3 % die Realschule, 11.1 % das Gymnasium, und 3.1 % entfielen auf andere Schulformen.

Instrumente und Durchführung

Die Darbietung der Untersuchungsmaterialien erfolgte im Online-Format. Wie bereits in Studie 1 wurden die Webmaster verschiedener Schulen in verschiedenen Bundesländern (neben Bayern und Mecklenburg-Vorpommern auch Brandenburg, Hessen, Berlin und Sachsen) angeschrieben und um Weiterleitung des Links zu der Studie über das Netzwerk ihrer Schule gebeten. Durch individuelle Ansprache der Schulen wurde sichergestellt, dass keine der Teilnehmerinnen und Teilnehmer bereits an Studie 1 teilgenommen hatten. Folgende Instrumente kamen zum Einsatz:

GRI-JUG

Den TeilnehmerInnen wurden die 20 geschlechtstypischen Eigenschaften zusammen mit 10 geschlechtsneutralen Füll-Attributen aus der in Studie 1 verwendeten Liste dargeboten, so dass insgesamt 30 Urteile abzugeben waren. Zu jeder Eigenschaft sollten sie einschätzen, wie sehr diese Eigenschaft auf sie selbst zutrifft. Dazu wurden die Eigenschaften mit dem Vorsatz «Ich bin . . .» und einer fünfstufigen Antwortskala mit den Skalenpunkten 1 = trifft gar nicht zu, 2 = selten, 3 = gelegentlich, 4 = oft und 5 = trifft (fast) immer zu versehen.

Trait-Aggressivität

Die dispositionale Aggressionsneigung wurde mit einer von Möller (2006) entwickelten Skala gemessen, die sich an den «Aggression Questionnaire» (Buss & Warren, 2000) anlehnt. Sie enthält 14 Items zu den vier Komponenten «Ärger» (z. B. «Ich werde schnell ärgerlich»), «Verbale Aggression» (z. B. «Wenn mich jemand beleidigt, beleidige ich ihn auch»), «Relationale Aggression» (z. B. «Es macht mir Spaß, über Leute, die ich nicht leiden kann, Schlechtes zu verbreiten») und «Physische Aggression» (z. B. «Ich prügele mich oft mit anderen»). Die Skala erwies sich in der Studie von Möller mit einem α von .89 als hoch reliabel. Da sich im Laufe der Untersuchung herausstellte, dass der Fragebogen offenbar zu lang war, da zahlreiche TeilnehmerInnen nicht alle Instrumente bearbeiteten, wurde nach den ersten 900 TeilnehmerInnen der Fragebogen dahingehend gekürzt, dass neben dem GRI-JUG nur einer der drei Blöcke mit den Validierungskonstrukten (1) Trait-Aggressivität, (2) Empathiefähigkeit oder (3) Berufswünsche und Lotteriegewinne präsentiert wurde. Nach dem Zufallsprinzip wurden die TeilnehmerInnen einer der drei Varianten zugewiesen. Die Abbruchrate reduzierte sich dadurch erheblich. Für die Trait-Aggressivität bedeu-

tete diese Veränderung, dass insgesamt Daten von $N = 1298$ TeilnehmerInnen vorlagen.

Empathiefähigkeit

Zur Erfassung der Empathiefähigkeit wurden acht Items (Items 3, 4, 5, 10, 20, 21, 23, 24) aus der Skala von Leibetseder, Laireiter, Riepler und Köller (2001, Tabelle 1) herangezogen und um zwei Items aus der Skala von Davis (1980) ergänzt. Jeweils fünf Items bezogen sich auf den Aspekt der «realen Empathie» (z. B. «Wenn ein Freund mir von seinem Glück erzählt, freue ich mich wirklich für ihn») und den Aspekt der «fiktiven Empathie» (z. B. «Wenn ich einen traurigen Film sehe, kommen mir oft auch die Tränen»). Die Auswahl der Items orientierte sich an den von den Autoren berichteten Trennschärfen sowie nach der inhaltlichen Passfähigkeit für die Altersgruppe der vorliegenden Studie. Die Zahl der TeilnehmerInnen, die dieses Maß bearbeiteten, lag bei $N = 1295$.

Berufspräferenzen

Basierend auf einer repräsentativen Schülerbefragung ($N = 1019$) des Instituts für Demoskopie Allensbach (2000) wurden die fünf bei Jungen beliebtesten und die fünf bei Mädchen beliebtesten Berufe vorgegeben. Für alle ausgewählten Berufe bestanden klare Geschlechterdifferenzen in der Einschätzung der Berufe als «interessant». Die bei den Jungen beliebtesten und für die vorliegende Untersuchung ausgewählten Berufe waren: (1) Softwareentwickler/in (33 % der Jungen vs. 5 % der Mädchen fanden diesen Beruf interessant), (2) Informatiker/in (30 vs. 6 %), (3) EDV-Fachmann/Fachfrau (24 vs. 7 %), (4) Kfz-Mechaniker/in (23 vs. 2 %) und (5) Ingenieur/in (21 vs. 5 %). Die bei den Mädchen beliebtesten Berufe waren: (1) Designer/in (35 % der Mädchen vs. 9 % der Jungen fanden diesen Beruf interessant), (2) Arzt/Ärztin (27 vs. 10 %), (3) Journalist/in (25 vs. 12 %), (4) Flugbegleiter/in (22 vs. 8 %) und (5) Sozialarbeiter/in (15 vs. 4 %). Die Befragten erhielten folgende Instruktion: «Wir möchten herausfinden, wie interessant du verschiedene Berufe findest (damit meinen wir, ob du dir vorstellen könntest, dich für diesen Beruf zu entscheiden, wenn du die freie Auswahl hättest).» Die Urteile wurden auf einer fünfstufigen Skala von 1 = gar nicht interessant bis 5 = sehr interessant abgegeben. Die Stichprobengröße lag bei $N = 1264$ für die Mädchen-Berufe und $N = 1260$ für die Jungen-Berufe.

Wünsche

Ebenfalls der Allensbach-Umfrage entnommen wurden sechs Tätigkeiten, die Jungen und Mädchen danach eingeschätzt hatten, wie sehr es sie reizen würde, bei einer Lotterie die Möglichkeit zu gewinnen, einen Tag lang Einblick in eine andere Welt zu erhalten. Drei der ausgewählten Tätigkeiten wurden eindeutig von Jungen favorisiert: (1) Ein Tag in der Box beim Formel-1-Rennen (34 % der Jungen vs. 7 % der Mädchen wählten dies als attraktivsten Ge-

Tabelle 5
Studie 2: Deskriptive Statistiken für das GRI-JUG

Variable (N)	N Items	α	Range: korrig. Trennschärfe	M (SD)	M Jungen	M Mädchen	Diff. F
GRI-JUG (1926)							
Mask+	5	.66	.34–.53	3.81 (.64)	3.90	3.71	42.02***
Mask–	5	.66	.34–.50	2.45 (.78)	2.55	2.20	101.69***
Fem+	5	.75	.26–.66	3.76 (.75)	3.48	4.00	322.81***
Fem–	5	.63	.32–.48	2.37 (.71)	2.25	2.55	91.97***
Aggressivität (1298)	14	.84	.35–.58	2.32 (.65)	2.41	2.22	22.66***
Empathiefähigkeit (1295)	10	.83	.37–.59	3.07 (.79)	2.74	3.42	231.00***
Jungen-Berufe (1260)	5	.76	.33–.68	2.56 (1.08)	3.12	1.95	284.59***
Mädchen-Berufe (1264)	5	.67	.39–.44	2.67 (.97)	2.25	3.12	430.89***
Jungen-Wünsche (1245)	3	.50	.27–.34	2.81 (1.10)	3.26	2.31	283.43***
Mädchen-Wünsche (1241)	3	.61	.39–.48	3.28 (1.08)	2.81	3.80	330.75***

winn), (2) Ein Schnuppertag im Raumfahrtzentrum der NASA (21 vs. 8 %) und (3) Ein Tag bei einer großen Computerfirma wie Microsoft (15 vs. 3 %). Die anderen drei Tätigkeiten wurden eindeutig von Mädchen favorisiert: (1) Ein Tag im Studio Deines Lieblingsmusikers oder Deiner Lieblingsgruppe (38 % der Mädchen vs. 14 % der Jungen), (2) Ein Tag hinter den Kulissen einer Fernsehshow (25 vs. 7 %) und (3) Ein Tag bei einem international bekannten Modedesigner (20 vs. 1 %). Die Befragten sollten auf einer fünfstufigen Skala einschätzen, wie sehr sie jeder der Gewinne reizen würde (1 = würde mich gar nicht reizen bis 5 = würde mich sehr reizen). Für die Wünsche lagen die Daten von insgesamt $N = 1264$ TeilnehmerInnen vor. Die Darbietungsreihenfolge des GRI-JUG mit den Validierungskonstrukten wurde systematisch variiert, um Reihenfolgeeffekte zu kontrollieren.

Ergebnisse und Diskussion

Deskriptive Statistiken

Im ersten Schritt der Datenanalyse wurden die Reliabilitäten der eingesetzten Instrumente sowie die mittleren Ausprägungen über die gesamte Stichprobe bestimmt. Außerdem wurde geprüft, ob sich Mädchen und Jungen auf den Skalen des GRI-JUG sowie den Validierungskonstrukten in der vorhergesagten Richtung unterschieden. Die Ergebnisse dieser Analysen sind in Tabelle 5 zusammengefasst.

Die vier Teilskalen des GRI-JUG mit jeweils fünf Items wiesen Reliabilitätswerte auf, die angesichts der Kürze der Skala, die aus Gründen der Testökonomie als Ziel vorgegeben wurde, als zufrieden stellend anzusehen sind. Alle Trennschärfekoeffizienten lagen über .30.

Für die beiden Skalen Aggressivität und Empathiefähigkeit sowie für die Jungen- und Mädchenberufe wurden befriedigende bis gute Reliabilitätswerte ermittelt. Die Präferenzen für die Lotteriegewinne liegen hinsichtlich der in-

ternen Konsistenz unter den allgemein akzeptierten Grenzwerten. Dennoch erscheint es angesichts der substanziellen und vorhersagegemäßen Korrelationen zwischen den Items sinnvoll, sie in jeweils aggregierte Maße der Jungen- bzw. Mädchenwünsche zusammenzufassen, zumal es sich um ein konservatives Vorgehen handelt, da die moderate interne Konsistenz eher gegen die Hypothesen spricht.

Eine multivariate Varianzanalyse für die vier Teilskalen des GRI-JUG mit dem Geschlecht als unabhängiger Variablen ergab einen signifikanten multivariaten Effekt, $F(4, 1913) = 199.56, p < .001$. Alle vier univariaten Effekte waren signifikant, wie in Tabelle 5 dargestellt.

Auf den beiden maskulinen Teilskalen des GRI-JUG wiesen die Jungen höhere Werte auf als die Mädchen, auf den beiden femininen Teilskalen wiesen die Mädchen höhere Werte auf als die Jungen. In einer weiteren Varianzanalyse gingen die Valenz (positiv-negativ) sowie die Geschlechtstypizität der Teilskala (männlich-weiblich) als Messwiederholungsfaktoren sowie das Geschlecht der Pbn ein. Diese Analyse ergab zunächst einen Haupteffekt der Valenz: Mädchen und Jungen schrieben sich insgesamt negative Attribute in geringerem Ausmaß zu als positive, $F(1, 1916) = 4803.80, p < .001$. Darüber hinaus zeigte sich hypothesengemäß eine signifikante Interaktion von Geschlechtstypizität und Geschlecht, $F(1, 1916) = 753.90, p < .001$. Überraschenderweise trat auch eine signifikante Dreifachinteraktion von Valenz, Geschlechtstypizität und Geschlecht auf, $F(1, 1916) = 5.88, p < .05$. Trotz dieser – von der Effektstärke her eher schwach ausgeprägten – Dreifachinteraktion waren jedoch die einfachen Interaktionen von Geschlechtstypizität und Geschlecht signifikant sowohl für positive Attribute, $F(1, 1918) = 562.38, p < .001$, als auch für negative Attribute, $F(1, 1916) = 351.75, p < .001$. Die Mittelwerte sind in Abbildung 1 dargestellt. Die Befragten zogen somit nicht nur positive, sondern auch negative geschlechtskongruente Eigenschaften stärker zur Selbstbeschreibung heran als negative geschlechtsinkongruente Eigenschaften.

Tabelle 6

Studie 2: Korrelation der GRI-JUG-Skalen mit den Validierungskonstrukten und mit dem Alter ($N = 1298$)

	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
(1) GRI-JUG Mask+	.10	.35	-.03	.12	.13	.13	.06	.16	.07	.05
(2) GRI-JUG Mask-	-	-.19	.38	.59	-.15	.15	-.14	.08	-.10	.03
(3) GRI-JUG Fem+		-	.13	-.15	.53	-.16	.40	-.09	.35	.15
(4) GRI-JUG Fem-			-	.37	.16	-.11	.21	-.10	.21	.07
(5) Aggressivität				-	-.11	.13	-.07	.06	.02	-.06
(6) Empathiefähigkeit					-	-.21	.45	-.10	.35	.09
(7) Jungen-Berufe						-	-.08	.56	-.18	.00
(8) Mädchen-Berufe							-	-.05	.50	.07
(9) Jungen-Wünsche								-	.07	.02
(10) Mädchen-Wünsche									-	-.06
(11) Alter										-

Anm.: Alle Korrelationen $> +/- r > .05$ sind signifikant mit $p < .05$.

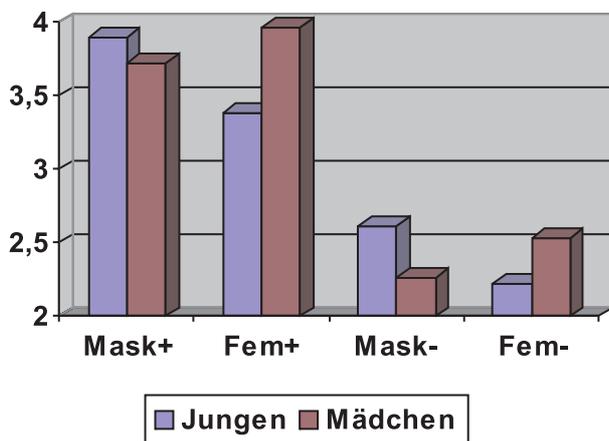


Abbildung 1. Selbstzuschreibung von Attributen als Funktion von Geschlecht, Geschlechstypizität und Valenz der Skalen des GRI-JUG (Studie 2).

In Bezug auf die Validierungskonstrukte ergaben sich die vorhergesagten Zusammenhänge mit dem Geschlecht (s. Tabelle 5). Jungen wiesen signifikant höhere Werte auf der Aggressions-Skala auf und schätzten die Jungen-Berufe signifikant attraktiver ein als Mädchen. Umgekehrt wiesen die Mädchen höhere Werte auf dem Maß der Empathiefähigkeit auf und schätzten die Mädchen-Berufe als attraktiver ein. Schließlich zeigten sich auch im Hinblick auf die Attraktivität der Wünsche die vorhergesagten Geschlechtseffekte. Die «Jungen-Wünsche» wurden von den Jungen als signifikant reizvoller eingeschätzt als von den Mädchen, bei den «Mädchen-Wünschen» ergab sich ein umgekehrter Effekt.

Validierung

Zur Bestimmung der Validität des GRI-JUG wurden zunächst die Korrelationen mit den ausgewählten Validie-

rungskonstrukten Trait-Aggressivität und Empathiefähigkeit sowie der Präferenz für typische Jungen- bzw. Mädchenberufe sowie Jungen- und Mädchen-Wünsche bestimmt. Die Korrelationsmatrix unter Einbeziehung des Alters als zusätzlicher Variablen ist in Tabelle 6 enthalten.

Zunächst ist zu bemerken, dass die beiden positiven und negativen Teilskalen für Femininität ($r = .13$) und Maskulinität ($r = .10$) jeweils positiv, aber gering miteinander korreliert sind. Das bedeutet, dass die positiven vs. negativen geschlechtsstypisierten Selbsteinschätzungen distinkte Aspekte des geschlechtsbezogenen Selbstkonzepts darstellen. Deutlich höher fielen dagegen über die Geschlechtsrollen hinweg die Korrelationen nach der Valenz der Selbstbeschreibungen aus: Die Zuschreibung positiver maskuliner Attribute korrelierte signifikant mit der Zuschreibung positiver femininer Attribute ($r = .35$), die Zuschreibung negativer maskuliner Attribute mit der Zuschreibung negativer femininer Attribute ($r = .38$).

Darüber hinaus ergaben sich auf der Ebene der bivariaten Korrelationen die postulierten Zusammenhänge des GRI-JUG mit den ausgewählten Validierungskonstrukten: Die Teilskala Mask+ korrelierte positiv, wenn auch niedrig, mit Aggressivität, der Präferenz für Jungenberufe und den Jungen-Wünschen, sowie positiv – aber geringer als die Femininitätsskalen – mit der Empathiefähigkeit. Die Teilskala Mask- korrelierte ebenfalls positiv mit Trait-Aggressivität und Präferenz für Jungenberufe bzw. -wünsche, aber negativ mit Empathiefähigkeit sowie der Präferenz für Mädchenberufe. Die Teilskala Fem+ korrelierte negativ mit der Trait-Aggressivität und der Präferenz für Jungenberufe und Jungenwünsche sowie positiv mit Empathiefähigkeit und der Präferenz für Mädchenberufe. Schließlich fanden sich positive Zusammenhänge zwischen Fem- und der Aggressivität, der Empathiefähigkeit und der Präferenz für Mädchen-Berufe und Mädchen-Wünsche. Substanzielle Korrelationen der Validierungskonstrukte mit dem Alter ergaben sich nicht.

Im nächsten Schritt wurde der Vorhersagewert des GRI-JUG für die Validierungskonstrukte durch eine Reihe von

Tabelle 7

Studie 2: Vorhersage der Validierungskonstrukte durch die Maskulinitäts- und Femininitätsskalen des GRI-JUG: Standardisierte Regressionskoeffizienten

Kriterien Prädiktoren	Aggressivität	Empathiefähigkeit	Jungen-Berufe	Mädchen-Berufe	Jungen-Wünsche	Mädchen-Wünsche
Mask+	.13***	-.06*	.18***	-.06*	.16***	-.03
Mask-	.47*** (.21***) ^a	-.07*	.16***	-.12***	.06*	-.10*
Fem +	-.11***	.52*** (.45***) ⁺⁺	-.15***	.36***	-.10***	.25***
Fem-	.21***	.11***	-.15***	.20***	-.10***	.18***
R ²	.39 (.27) ^a	.30 (.24) ^b	.09	.20	.04	.11
F	207.38***	136.79***	30.69***	77.80***	19.64***	57.25***

Anm.: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$.

^aKoeffizient bei Eliminierung der Attribute «aggressiv» und «gewaltfreudig» aus der Skala. ^bKoeffizient bei Eliminierung der Attribute «einfühlsam» und «verständnisvoll» aus der Skala.

Regressionsanalysen überprüft, in denen die vier Teilskalen simultan in die Analyse eingeführt wurden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 dargestellt.

Durchgängig erwiesen sich die Teilskalen des GRI-JUG als signifikante Prädiktoren der Validierungskonstrukte im Sinne der Vorhersagen. In Bezug auf die Trait-Aggressivität ergaben sich signifikant positive Regressionskoeffizienten für die Teilskalen Mask+ und Mask- sowie für die Teilskala Fem-. Die hohe Ausprägung des Koeffizienten für Mask- ist allerdings durch die Tatsache zu relativieren, dass zwei der fünf negativen maskulinen Eigenschaften (aggressiv, gewaltfreudig) eine hohe konzeptuelle Nähe zur Trait-Aggressivität aufweisen und dadurch die Zusammenhänge künstlich in die Höhe getrieben haben könnten. Die Bildung einer Teilskala der negativen maskulinen Eigenschaften unter Ausschluss der beiden genannten Attribute führte zu einer Reduktion des Regressionskoeffizienten von $\beta = .47$ auf $\beta = .21$, $p < .001$, und einer Reduktion der Varianzaufklärung von $R^2 = .39$ auf $R^2 = .27$. Die Teilskala Fem+ erwies sich als negativer Prädiktor der Trait-Aggressivität.

Ebenfalls in Übereinstimmung mit den Vorhersagen erwiesen sich die beiden femininen Teilskalen als positive Prädiktoren der Empathiefähigkeit, während die beiden maskulinen Teilskalen negativ mit der Empathiefähigkeit in Beziehung standen. Die hohe Vorhersagekraft der Skala Fem+ für das Konstrukt der Empathiefähigkeit könnte ebenfalls dadurch bedingt sein, dass zwei der fünf Fem+-Attribute, nämlich «verständnisvoll» und «einfühlsam», eine hohe inhaltliche Nähe zur Empathiefähigkeit aufwiesen. Eine Neuberechnung der Regressionsanalyse unter Ausschluss dieser beiden Attribute aus der Skala führte jedoch nur zu einer geringen Reduktion des Regressionskoeffizienten von $\beta = .52$ auf $\beta = .45$, $p < .001$, und einer Reduktion der Varianzaufklärung von $R^2 = .30$ auf $R^2 = .24$ (s. Tabelle 7).

Schließlich war auch das Ergebnisbild bezogen auf die typischen Jungen- und Mädchenberufe sowie Jungen- und Mädchenwünsche hypothesenkonform: Die beiden Maskulinitätsskalen erwiesen sich als positive Prädiktoren der Attraktivität der Jungen-Berufe und sagten die Jungen-

Wünsche vorher. Außerdem waren die beiden Maskulinitätsskalen negative Prädiktoren der Attraktivität der Mädchen-Berufe und -Wünsche. Umgekehrt sagten höhere Femininitätswerte auf beiden Teilskalen eine höhere Attraktivität der Mädchen-Berufe und -Wünsche und eine geringere Attraktivität der Jungen-Berufe und -Wünsche vorher.

Im Hinblick auf die Differenzierung zwischen positiven und negativen Aspekten der Maskulinität bzw. Femininität war postuliert worden, dass die Skala Mask- einen engeren Zusammenhang zur Trait-Aggressivität aufweisen sollte als die Skala Mask+. Diese Hypothese wurde durch die Daten gestützt: die Korrelation zwischen Mask- und der Trait-Aggressivität (ohne «aggressiv» und «gewaltfreudig») betrug $r = .37$, die Korrelation zwischen Mask+ und der Trait-Aggressivität dagegen nur $r = .12$. Für die Empathiefähigkeit war entsprechend ein umgekehrter Zusammenhang postuliert worden, der ebenfalls bestätigt wurde: Fem+ wies eine höhere Korrelation mit der Empathiefähigkeit auf ($r = .47$, unter Ausschluss von «einfühlsam» und «verständnisvoll») als Fem- ($r = .16$).

Gesamtdiskussion

Ziel der vorliegenden Untersuchungen war die Entwicklung und Validierung eines Instruments zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts im Jugendalter. Gegenüber den bislang vorliegenden Instrumenten wie dem BSRI oder dem PAQ hat das neu entwickelte Geschlechtsrolleninventar für Jugendliche (GRI-JUG) mehrere Vorteile: (1) Es basiert auf einem aktuellen Inventar geschlechtstypischer Eigenschaften, die in einem mehrstufigen Auswahlverfahren gewonnen wurden. (2) Es bildet die Vorstellungen und das Vokabular der Zielgruppe der Jugendlichen ab, da Attribute ausgewählt wurden, die von zwei Stichproben von Jugendlichen (Pilotstudie sowie Studie 1) generiert bzw. eingeschätzt wurden. (3) Es umfasst sowohl positive als auch negative Attribute, die für die Konstruktion des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts von Bedeutung sind.

Zunächst ist festzuhalten, dass die für die Endform des GRI-JUG ausgewählten 20 Eigenschaften in der Konstruktionsstudie mit einem hohen Konsens über beide Geschlechter als typisch männlich bzw. typisch weiblich eingeschätzt wurden, und zwar nicht im Vergleich, was mit der Gefahr der künstlichen Polarisierung verbunden gewesen wäre, sondern für sich allein genommen. Dies war die Voraussetzung für den Einsatz der Eigenschaften zur Erfassung der geschlechtsrollenbezogenen Selbstbeschreibung in der Validierungsstudie.

Für die vier Teilskalen des GRI-JUG ergab sich in der Validierungsstudie eine hinreichende interne Konsistenz, wenn man berücksichtigt, dass jede Teilskala nur aus fünf Items besteht. Da das Geschlechtsrollen-Selbstkonzept ein Konstrukt ist, das in vielen Zusammenhängen erfasst und mit anderen Maßen in Beziehung gesetzt wird, wurde dem Ziel, ein möglichst sparsames Inventar zu entwickeln, ein hohes Gewicht beigemessen.

Die Konstruktvalidität des GRI-JUG wurde über die Einbeziehung zweier Konstrukte geprüft, für die die vorliegende Forschung eine relevante Beziehung zum Geschlechtsrollen-Selbstkonzept festgestellt hat: Trait-Aggressivität als primär mit der maskulinen Geschlechterrolle verbundenes Konstrukt und Empathiefähigkeit als primär mit der femininen Geschlechterrolle verbundenes Konstrukt. Der positive Zusammenhang zwischen Maskulinität und Trait-Aggressivität ließ sich bestätigen, ebenso wie der positive Zusammenhang zwischen Femininität und Empathiefähigkeit. Ebenfalls hypothesenkonform zeigten sich negative Zusammenhänge zwischen Maskulinität und Empathiefähigkeit sowie positiver Femininität und Trait-Aggressivität.

Die Einschätzung der Attraktivität von Berufen, die nach Befunden aus Meinungsumfragen von Mädchen und Jungen unterschiedlich bewertet werden, wurde in der vorliegenden Studie als Maß der externen Validität herangezogen. Hierbei zeigte sich ein hoch konsistentes Bild: Hohe Maskulinitätswerte des GRI-JUG waren positiv mit hoher Präferenz für Jungen-Berufe und negativ mit der Präferenz für Mädchen-Berufe verbunden. Dagegen standen hohe Femininitätswerte in positiver Beziehung zur Attraktivitätseinschätzung der Mädchen-Berufe und in negativer Beziehung zur Attraktivität der Jungen-Berufe. Auch die Beurteilung von möglichen Lotteriegewinnen, die auf die Wünsche von Mädchen bzw. Jungen zugeschnitten waren, bestätigten dieses Bild: Je höher die Femininität in der Geschlechterrolle, desto reizvoller wurden die auf Mädchen zugeschnittenen Gewinne beurteilt, je höher die Maskulinität, desto reizvoller wurden die Jungen-Gewinne eingeschätzt.

Ein neuer Aspekt des GRI-JUG lag darin, erstmals auch negative Attribute in die Selbstdefinition in Bezug auf die Geschlechterrolle aufzunehmen. Hintergrund war die Frage, ob sich Individuen nicht nur bezüglich normativ erwünschter Merkmale geschlechtsspezifisch selbst definieren, sondern auch in Bezug auf die Zuschreibung negativer Attribute auf die Geschlechtstypizität der Merkmale rea-

gieren. Die vorliegenden Befunde zeigen deutlich, dass auch bei der Einschätzung negativer Attribute geschlechtstypisierte Eigenschaften, die dem eigenen Geschlecht entsprechen, stärker zur Selbstbeschreibung herangezogen werden als negative Eigenschaften, die dem anderen Geschlecht entsprechen. Zwar zeigte sich ein genereller Effekt der Valenz in dem Sinne, dass positive Eigenschaften als typischer für die eigene Person betrachtet wurden als negative Eigenschaften, doch ergab sich nicht nur bei den positiven, sondern auch bei den negativen eine Bevorzugung geschlechtskongruenter Eigenschaften. So schrieben sich männliche Jugendliche negative maskuline Attribute in stärkerem Maße zu als negative feminine, während Mädchen sich stärker über negative feminine Attribute definierten als über negative maskuline. Diese Befunde stützen die von Athenstaedt (2003) berichteten Ergebnisse für Erwachsene unter Verwendung des EPAQ.

Die geringen Korrelationen zwischen den positiven und negativen Skalen einer Dimension machen deutlich, dass die Ausprägung der negativen Attribute des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts nicht per Umkehrschluss aus den positiven abgeleitet werden kann (womit ihre Erfassung redundant wäre), sondern eigenständige Informationen über die Selbstdefinition des Individuums in Hinblick auf negativ bewertete Aspekte des Geschlechterstereotyps beitragen kann. Unterstrichen wird diese Interpretation auch durch den Befund, dass die positiven und negativen Teilskalen der Maskulinität bzw. Femininität in unterschiedlicher Weise mit den Validierungskonstrukten verbunden waren. So zeigte sich wie vorhergesagt, dass die negativen Attribute der Maskulinität in engerer Beziehung zur Trait-Aggressivität standen als die positiven Aspekte, und zwar auch noch dann, wenn die negative Maskulinitätsskala um die inhaltlich überlappenden Attribute «aggressiv» und «gewaltfreudig» bereinigt wurde. Analog findet sich ein deutlicher Unterschied auch für den Zusammenhang mit der Empathiefähigkeit. Der positive Zusammenhang zwischen Femininität und Empathiefähigkeit geht wesentlich auf die positiven Merkmale des femininen Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts zurück, selbst nach Ausschluss der beiden inhaltlich überlappenden Attribute «einfühlsam» und «verständnisvoll» aus der Skala, und er wird deutlich geringer, wenn die negative feminine Geschlechterrolle als Korrelat betrachtet wird. Ob sich eine Person als «typisch feminin» im Sinne der positiven Eigenschaften der weiblichen Rolle sieht, spielt für ihre Ausprägung auf dem Merkmal Empathiefähigkeit eine gewichtige Rolle. Ob sich jemand stark über die negativen Merkmale der weiblichen Rolle definiert, ist dagegen für die Vorhersage der Empathiefähigkeit von geringerer Aussagekraft, obwohl die Person ein deutlich geschlechtstypisiertes Selbstkonzept negativer Eigenschaften aufweist.

Die vorgelegte Validierungsstudie weist jedoch auch Beschränkungen auf, die in weiterführenden Arbeiten zu berücksichtigen sind. Zunächst wurde auf der Ebene der Trait-Validierung mit der Aggressivität ein negatives maskulines und der Empathiefähigkeit ein positives feminines

Dispositionskonstrukt herangezogen. Eine vollständige Validierung auf dieser Ebene würde auch die Einbeziehung eines positiven maskulinen (z. B. Offenheit für Erfahrung) sowie eines negativen femininen Trait-Maßes (z. B. Neurotizismus) erfordern (Costa, Terracciano, & McCrae, 2001). Eine zweite Einschränkung betrifft die Überrepräsentation von RealschülerInnen in den vorliegenden Stichproben. Eine Absicherung der Befunde an SchülerInnen anderer Schulformen in künftigen Studien ist erforderlich.

Trotz dieser Einschränkungen lässt sich das GRI-JUG jedoch als zuverlässiges und valides Instrument zur Erfassung des Geschlechtsrollen-Selbstkonzepts bei Jugendlichen betrachten, das nicht zuletzt durch seine Kürze in einer Vielzahl von Anwendungskontexten einsetzbar sein dürfte. Über die Einbeziehung der negativen Aspekte maskuliner und femininer Attribute der Geschlechterrolle wird die Möglichkeit eröffnet, die psychologischen Korrelate negativer Selbstkonstruktionen in Bezug auf geschlechtstypisierte Merkmale genauer zu analysieren und theoretisch zu verankern.

Literatur

- Alfermann, D. (1996). *Geschlechterrollen und geschlechtstypisches Verhalten*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Altstötter-Gleich, C. (2004). Expressivität, Instrumentalität und psychische Gesundheit: Ein Beitrag zur Validierung einer Skala zur Erfassung des geschlechtsrollenbezogenen Selbstkonzepts. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 25, 123–139.
- Antill, J. K., Cunningham, J. D., Russell, G. & Thompson, N. L. (1981). An Australian sex-role scale. *Australian Journal of Psychology*, 33, 169–183.
- Athenstaedt, U. (2003). On the content and structure of the gender role self-concept: Including gender-stereotypical behaviors in addition to traits. *Psychology of Women Quarterly*, 27, 309–318.
- Bem, S. L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 155–162.
- Bem, S. L. (1981). Gender schema theory: A cognitive account of sex typing. *Psychological Review*, 88, 354–364.
- Buss, A. H. & Warren, W. L. (2000). *The Aggression Questionnaire manual*. Los Angeles: Western Psychological Services.
- Costa, P., Terracciano, A., & McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81, 322–331.
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 85.
- Doise, W., Deschamps, J.-C. & Meyer, G. (1978). The accentuation of intragroup similarities. In H. Tajfel (Ed.), *Differentiation between social groups: Studies in the social psychology of intergroup relations* (pp. 159–168). London: Academic Press.
- Eckes, T., Trautner, H. M., & Behrendt, R. (2005). Gender subgroups and intergroup perception: Adolescents' views of own-gender and other-gender groups. *Journal of Social Psychology*, 145, 85–111.
- Ehrenberg, K., Cataldegirmen, H. & Klauer, K. C. (2001). Valenz und Geschlechtstypikalität von 330 Verhaltensbeschreibungen – Eine Normierung für studentische Stichproben. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 32, 13–28.
- Eisenberg, N. & Lennon, R. (1983). Sex differences in empathy and related capacities. *Psychological Bulletin*, 94, 100–131.
- Hager, W., Schmuck, P., & Mecklenbräuer, S. (1996). Soziale Erwünschtheit von Eigenschaften bei Frauen und bei Männern. *Zeitschrift für Experimentelle Psychologie*, 43, 22–39.
- Institut für Demoskopie Allensbach. (Hg.). (2000). *Faszination Technik. Ergebnisse einer Repräsentativbefragung von Schülern und Lehrern*. IfD-Bericht 6186/1. Allensbach: Autor.
- Kelly, J. A., Caudill, S., Hathorn, S. & O'Brien, C. G. (1977). Socially undesirable sex-correlated characteristics: Implications for androgyny and adjustment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 45, 1185–1186.
- Kelly, J. & Worrell, J. (1977). New formulations for sex roles and androgyny: A critical review. *Journal of Clinical and Consulting Psychology*, 45, 1101–1115.
- Klingenspor, B. & Rastetter, D. (2004). Geschlechtsspezifische Identitätsentwicklung und bulimisches Essverhalten bei Jugendlichen. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 35, 67–82.
- Krahe, B. (1989). Sex role orientation and memory for gender-related terms: Another uncertain link. *British Journal of Social Psychology*, 28, 327–340.
- Lefkowitz, E. S., & Zeldow, P. (2006). Masculinity and femininity predict optimal mental health: A belated test of the androgyny hypothesis. *Journal of Personality Assessment*, 87, 95–101.
- Leibetseder, M., Laireiter, A.-R., Riepler, A. & Köller, T. (2001). E-Skala: Fragebogen zur Erfassung von Empathie – Beschreibung und psychometrische Eigenschaften. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 22, 70–85.
- Lindeman, M., & Sundvik, L. (1995). Evaluative bias and self-enhancement among gender groups. *European Journal of Social Psychology*, 25, 269–280.
- Mezulis, A. H., Abramson, L. Y., Hyde, J. S., & Hankin, B. L. (2004). Is there a universal positivity bias in attributions? A meta-analytic review of individual, developmental, and cultural differences in the self-serving attributional bias. *Psychological Bulletin*, 130, 711–747.
- Mills, C. J. (1981). Sex-typing and self-schemata effects on memory and response latency. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45, 163–172.
- Möller, I. (2006). *Mediengewalt und Aggression: Eine längsschnittliche Betrachtung des Kausalzusammenhangs am Beispiel des Konsums gewalthaltiger Bildschirmspiele*. Dissertation, Universität Potsdam, <http://opus.kobv.de/ubp/volltexte/2006/773>.
- Raihel, J. (2003). Risikobezogenes Verhalten und Geschlechtsrollenorientierung im Jugendalter. *Zeitschrift für Gesundheitspsychologie*, 11, 21–28.
- Ricciardelli, L. A. & Williams, R. J. (1995). Desirable and undesirable gender traits in three behavioral domains. *Sex Roles*, 33, 637–655.
- Runge, T. E., Frey, J., Gollwitzer, P. M., Helmreich, R. K. & Spence, J. T. (1981). Cross-cultural stability of masculine (instrumental) and feminine (expressive) traits. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 12, 142–162.
- Schneider-Düker, M. & Kohler, A. (1988). Die Erfassung von Geschlechtsrollen – Ergebnisse zur deutschen Neukonstruktion des Bem Sex Role Inventory. *Diagnostica*, 34, 256–270.
- Sieverding, M. & Alfermann, D. (1992). Instrumentelles (masku-

- lines) und expressives (feminines) Selbstkonzept: Ihre Bedeutung für die Geschlechtsrollenforschung. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 23, 6–15.
- Spence, J. T. (1984). Masculinity, femininity, and gender-related traits: A conceptual analysis and critique of current research. *Progress in Experimental Personality Research*, 13, 1–97.
- Spence, J. T., Helmreich, R. L. & Holahan, C. (1979). Negative and positive components of psychological masculinity and femininity and their relationship to self-reports of neurotic and acting out behaviors. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 1673–1682.
- Spence, J. T., Helmreich, R. L. & Stapp, J. (1975). Ratings of self and peers on sex role attributes and their relation to self-esteem and conceptions of masculinity and femininity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 29–39.
- Swazina, K. R., Waldherr, K., & Maier, K. (2004). Geschlechtsspezifische Ideale im Wandel der Zeit. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 25, 165–176.
- Twenge, J. M. (1997). Changes in masculine and feminine traits over time: A meta-analysis. *Sex Roles*, 36, 305–325.
- Williams, J. E. & Best, D. L. (1990). *Measuring sex stereotypes: A multination study* (rev. ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Woodhill, B. M. & Samuels, C. A. (2003). Positive and negative androgyny and their relationship with psychological health and well-being. *Sex Roles*, 48, 555–565.

Prof. Dr. Barbara Krahé

Universität Potsdam
Institut für Psychologie
Karl-Liebknecht-Str. 24–25
D-14476 Golm
E-Mail krahe@uni-potsdam.de