

Ambivalenter Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen: Validierung einer deutschsprachigen Skala für Jugendliche und junge Erwachsene

Ollrogge, Karen; Rau, Melanie; Hannover, Bettina

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Ollrogge, K., Rau, M., & Hannover, B. (2023). Ambivalenter Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen: Validierung einer deutschsprachigen Skala für Jugendliche und junge Erwachsene. *Diagnostica : Zeitschrift für psychologische Diagnostik und differentielle Psychologie*, 69(2), 99-110. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000306>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC-ND Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell-Keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC-ND Licence (Attribution-Non Commercial-NoDerivatives). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0>

Ambivalenter Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen

Validierung einer deutschsprachigen Skala für Jugendliche und junge Erwachsene

Karen Ollrogge¹ , Melanie Rau²  und Bettina Hannover¹ 

¹Fachbereich Erziehungswissenschaft und Psychologie, Freie Universität Berlin, Deutschland

²Hochschule der Polizei des Landes Brandenburg, Deutschland

Zusammenfassung: Ambivalenter Sexismus besteht aus offen feindseligen (hostiler Sexismus) und scheinbar wohlwollenden (benevolenter Sexismus) Sichtweisen auf Frauen. Obwohl anzunehmen ist, dass ambivalent-sexistische Einstellungen nicht nur gegenüber Frauen, sondern auch gegenüber Mädchen bestehen und sich bereits im Jugendalter herausbilden, wurden auf Mädchen bezogene Einstellungen und jugendliche Stichproben bisher kaum untersucht, vermutlich auch aufgrund des Fehlens eines geeigneten Messinstrumentes. Wir stellen ein deutschsprachiges Instrument zur Messung ambivalent-sexistischer Einstellungen gegenüber jugendlichen Mädchen zum Einsatz bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen vor. Zur Prüfung der Kriteriumsvalidität untersuchten wir mit 1 128 Jugendlichen den Zusammenhang zwischen ambivalent-sexistischen Einstellungen gegenüber Mädchen und einem Geschlechtergerechtigkeitsindex. Die Konstruktvalidität prüften wir in 2 Stichproben junger Erwachsener (Studierende der Sozialwissenschaften, $N = 441$, und des Polizeivollzugsdienstes, $N = 153$), die zusätzlich ein etabliertes Inventar zur Messung des ambivalenten Sexismus gegenüber Frauen sowie verwandte Skalen ausfüllten. Die Ergebnisse verweisen auf Reliabilität und Validität des Inventars zur Messung des Ambivalenten Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen (ASI-Mäd).

Schlüsselwörter: Ambivalenter Sexismus, Skalenentwicklung und -validierung, hostiler und benevolenter Sexismus bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen, Fragebogeninstrument

Ambivalent Sexism Toward Teenage Girls. Validation of a German-Language Scale for Adolescents and Young Adults

Abstract: According to the concept of ambivalent sexism, males' superior status is bolstered by an ideology asserting females' inferiority (hostile sexism) and males' dependency on females in heterosexual relations (benevolent sexism). Although ambivalent-sexist attitudes are assumed to exist not only towards women but also towards teenaged girls and to already emerge during adolescence, sexism towards girls and adolescent samples have hardly been studied, probably due to the lack of a suitable measurement instrument. We present and validate a German-language instrument for adolescents and young adults to assess ambivalent sexism towards girls. To test criterion validity, adolescents' ($N = 1,128$) sexism was correlated with a gender gap index of their country of origin. Lower gender equity in their society coincided with more sexist attitudes toward girls. Convergent and discriminant validity were tested in two samples of young adults that we expected to differ in their mean sexism (students of social sciences, $N = 441$, vs. at a police academy, $N = 153$) and who also completed an established scale measuring ambivalent sexism toward women, as well as related scales. The results suggest our scale provides a valid tool for assessing ambivalent sexism toward girls among German-speaking adolescents and young adults.

Keywords: ambivalent sexism, scale development, hostile and benevolent sexism towards girls in adolescent and young adults, questionnaire measure

Ambivalenter Sexismus bei Erwachsenen

In ihrer Theorie des ambivalenten Sexismus nehmen Glick und Fiske (1996, 2001) an, dass die stärkere ökonomische und politische Macht, die Männer in den meisten menschlichen Gesellschaften haben, mit feindseligen, hostilen Einstellungen gegenüber Frauen einhergeht, durch die der geringere Status von Frauen durch ihre an-

gebliche Minderwertigkeit gerechtfertigt werden soll. Da Männer aber auch auf Frauen angewiesen sind, um Nachkommenschaft zu zeugen und um sexuelle Bedürfnisse und Bedürfnisse nach Intimität und Nähe zu befriedigen, haben sie Glick und Fiske (1996, 2001) zufolge neben hostile-sexistischen gleichzeitig benevolent-sexistische Einstellungen gegenüber Frauen. Diese Überzeugungen scheinen auf den ersten Blick positiv zu sein, wirken aber

dennoch auf dieselbe Weise stabilisierend auf die bestehende Geschlechterhierarchie.

Sowohl der benevolente als auch der hostile Sexismus werden als aus drei Komponenten bestehend konzeptualisiert: „Paternalismus“, „Geschlechterdifferenzierung“ und „Heterosexualität“ (Glick & Fiske, 1996). Paternalistische Einstellungen besagen, dass Frauen aufgrund mangelnder Kompetenz in wichtigen Lebensbereichen von Männern kontrolliert werden sollten (hostile Komponente) und der materiellen Versorgung und des Schutzes durch einen Mann bedürfen (benevolente Komponente). Geschlechterdifferenzierende Einstellungen schreiben Frauen stereotype – mit der traditionellen Geschlechterrolle konsistente – Eigenschaften zu, die sie entweder abwerten (hostile Komponente, z. B. schwach) oder idealisieren (benevolente Komponente, z. B. gutherzig). Schließlich beschreiben Glick und Fiske mit der Komponente „Heterosexualität“ zum einen hostile-sexistische Einstellungen, nach denen Frauen als Lustobjekte versuchen, durch Sex Kontrolle über Männer zu gewinnen, und zum anderen benevolent-sexistische Einstellungen, nämlich eine romantisch verklärte Sichtweise auf (typischerweise) heterosexuelle Liebesbeziehungen (Glick & Fiske, 1996).

Da benevolent-sexistische Einstellungen sich in „Ritterlichkeit“ und Kavaliersverhalten von Männern zeigen, begünstigen sie, dass auch Frauen einer ambivalent-sexistischen Sichtweise auf Frauen zustimmen (wenn auch typischerweise in geringerem Ausmaß als Männer; z. B. Glick et al., 2000). Auf diese Weise tragen auch Frauen dazu bei, das System der Geschlechterasymmetrie zu stabilisieren: Für den Preis hostile-sexistischer Einstellungen können sie sich, wenn sie eine traditionell-weibliche Rolle einnehmen, von den scheinbar wohlmeinenden benevolent-sexistischen Einstellungen der Männer belohnt fühlen (z. B. Neuhaus, 2010; Sibley, Overall & Duckitt, 2007).

Ambivalenter Sexismus gegenüber Frauen wird bei Erwachsenen mit dem *Ambivalent Sexism Inventory* (ASI; Glick & Fiske, 1996) gemessen. Eine deutschsprachige Übersetzung wurde von Eckes und Six-Materna (1999; Ambivalente Sexismus-Skala ASS) entwickelt und validiert. Die Skala (im Original und in der deutschsprachigen Übersetzung) umfasst 22 Items, die sich zwei Skalen zuordnen lassen: der Subskala *Benevolenter Sexismus* (BS; 11 Items) und der Subskala *Hostiler Sexismus* (HS; 11 Items). Beispielitems sind „Man kann im Leben erst richtig glücklich sein, wenn man einen Partner hat, den man liebt“ (BS) und „Frauen übertreiben Probleme, die sie am Arbeitsplatz haben“ (HS).

In zahlreichen Studien aus vielen Ländern der Welt wurden Prädiktoren, Korrelate und verhaltensrelevante Implikationen ambivalent-sexistischer Einstellungen gegenüber Frauen bei Erwachsenen nachgewiesen. Beispielsweise ist bekannt, dass ambivalent-sexistische Ein-

stellungen gegenüber Frauen negativ mit nationalen Indikatoren der Geschlechtergleichheit korreliert sind: Je geschlechtergerechter eine Gesellschaft ist, desto weniger stimmen Männer und Frauen insbesondere hostile, aber auch benevolent-sexistische Einstellungen zu (Glick & Fiske, 2001; Glick et al., 2000). Weitere gut belegte Korrelate, insbesondere mit hostile-sexistischen Einstellungen, sind Autoritarismus (right-wing authoritarianism, RWA; Altemeyer, 1981) und Soziale Dominanzorientierung (SDO; Pratto, Sidanius, Stallworth & Malle, 1994; z. B. Austin & Jackson, 2019; Hannover, Gubernath, Schultze & Zander, 2018; Hellmer, Stenson & Jylhä, 2018; Sibley et al., 2007). Verhaltensrelevante Implikationen oder Konsequenzen ambivalent-sexistischer Einstellungen gegenüber Frauen sind die Zustimmung zu Vergewaltigungsmythen (Bendixen & Kennair, 2017; Koepke, Eysel & Bohner, 2014) oder zu gewaltlegitimierenden Männlichkeitsnormen (Glick, Sakallı-Uğurlu, Akbaş, Orta & Ceylan, 2016; Neuhaus, 2010) sowie die Ausübung von Dating-Gewalt oder Gewalt gegenüber der Intimpartnerin (Harrington, Overall & Cross, 2021; Kiral Ucar & Özdemir, 2021).

Entwicklungspsychologische Herausbildung des ambivalenten Sexismus

Glick und Hilt (2000) vermuteten, dass erst in der Pubertät hostile-sexistische Einstellungen durch benevolente ergänzt werden, nämlich dann, wenn Menschen mit heterosexueller Orientierung typischerweise beginnen, sich für Personen des anderen binären Geschlechts zu interessieren und nach einer intimen, sexuellen Partnerschaft zu streben. Bis zum Beginn der Pubertät sind die sozialen Beziehungen zwischen Mädchen und Jungen durch hostile Sexismus charakterisiert. Dies ist darin sichtbar, dass Kinder und Jugendliche der eigenen Geschlechtsgruppe positivere Merkmale zuschreiben als der binären anderen Geschlechtsgruppe (z. B. Halim, Ruble, Tamis-LeMonda, Zosuls, Lurye & Greulich, 2014; Latsch & Hannover, 2014; Robnett & Susskind, 2010) und dass sie gleichgeschlechtliche Interaktionspartner und -partnerinnen gegenüber andersgeschlechtlichen deutlich präferieren (z. B. Martin, Fabes, Hanish, Leonard & Dinella, 2011; Überblick Hannover, 2022). Diese Tendenzen zeigen sich am stärksten im Alter zwischen fünf und neun Jahren und schwächen sich dann bis in die Pubertät hinein ab (z. B. Banse, Gawronski, Rebetez, Gutt & Bruce Morton, 2010; Trautner, Ruble, Cyphers, Kirsten, Behrendt & Hartmann, 2005). Dies kann als Hinweis gewertet werden, dass die bisher ausschließlich hostile-sexistischen Einstellungen nun zunehmend von benevolent-sexistischen begleitet werden. Eine längsschnittliche Untersuchung der entwicklungspsychologischen Herausbildung ambivalent-sexisti-

scher Einstellungen gegenüber Mädchen von der späten Kindheit bis in das junge Erwachsenenalter gibt es jedoch unseres Wissens nach bisher nicht. Die einzige uns bekannte Longitudinalstudie von Ferragut, Blanca, Ortiz-Tallo und Bendayan (2017) umfasst nur die Altersphase zwischen 12 und 14 Jahren und fand Stabilität für hostile-sexistische und eine Abschwächung für benevolent-sexistische Einstellungen bei Mädchen und Jungen.

Jugendliche sind sich über die Ungleichverteilung von Macht und Status zwischen den Geschlechtern schon vollständig bewusst (Neff, Cooper & Woodruff, 2007). Entsprechend ist anzunehmen, dass ambivalenter Sexismus gegenüber Frauen bereits bei Jugendlichen beobachtet werden kann. Tatsächlich zeigen einige wenige Studien, in denen ambivalenter Sexismus gegenüber Frauen bei Jugendlichen unter Verwendung der Erwachsenenversion des Ambivalenten Sexismus Inventars (Glick & Fiske, 1996) untersucht worden ist, dass Jungen gegenüber Frauen signifikant stärker hostile- und benevolent-sexistische Einstellungen hatten als Mädchen (Ayala et al., 2021: 12-17-jährige Jugendliche [$M = 14.3$ Jahre] aus sechs europäischen Ländern) und dass hostiler Sexismus gegenüber Frauen mit Variablen wie Problemlösekompetenz, Aggressivität und Durchsetzungsvermögen assoziiert war. Ovejero, Yubero, Larrañaga und Navarro (2013) fanden bei 12-18-jährigen Jugendlichen ($M = 14.53$ Jahre), dass hostiler Sexismus gegenüber Frauen bei Mädchen und Jungen mit Bullying-Täterschaft in der Schule zusammenhing.

Wenn ambivalenter Sexismus bereits bei Jugendlichen beobachtet werden kann, dann sollten sich diese Einstellungen nicht nur auf Frauen, sondern auch auf jugendliche Mädchen richten können. So ist denkbar, dass Jungen mit hostile-sexistischen Einstellungen den geringeren Status von Mädchen vor sich selbst legitimieren und ein mögliches Bedrohungserleben durch die Abwertung von Mädchen reduzieren. Auch ist vorstellbar, dass jugendliche Mädchen benevolent-sexistische Einstellungen gegenüber jugendlichen Mädchen bejahen, da sie sich durch die – sich in diesen Einstellungen ausdrückende – Ritterlichkeit von Jungen geschmeichelt und für hostile-sexistische Einstellungen kompensiert fühlen.

Ein Messinstrument zur Erfassung des ambivalenten Sexismus gegenüber Mädchen liegt unseres Wissens bisher nur in spanischer Sprache vor (De Lemus, Castillo, Moya, Padilla & Ryan, 2008). Um Studien auch im deutschsprachigen Raum durchführen zu können, ist das Ziel der vorliegenden Arbeit, eine Skala in deutscher Sprache zur Erfassung ambivalent-sexistischer Einstellungen gegenüber jugendlichen Mädchen vorzustellen und zu validieren. Hostiler Sexismus basiert auf einem durch Konkurrenz und Bedrohungserleben getriebenen Streben nach Intergruppendominanz (Sibley et al., 2007). Von

gleichaltrigen Mädchen kann für Jungen in stärkerem Maße Konkurrenz und Bedrohung ausgehen als von Frauen, und umgekehrt geht von jugendlichen Mädchen für Männer vermutlich in geringerem Maße Konkurrenz und Bedrohung aus als von Frauen, da Gleichaltrige jeweils um dieselben Ressourcen (z. B. Anerkennung bei Peers, Schulnoten, Arbeitsplatz und Karriere) kämpfen. Deshalb richtet sich feindseliger Sexismus vermutlich am ehesten gegen weibliche Personen ähnlichen Alters. Unsere Skala zur Messung ambivalent-sexistischer Einstellungen gegenüber jugendlichen Mädchen sollte deshalb für die Messung ambivalenten Sexismus bei Jugendlichen und bei jungen Erwachsenen eingesetzt werden.

Ambivalenter Sexismus bei Jugendlichen

Unseres Wissens nach wurden sämtliche der wenigen Studien, die ambivalenten Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen in Stichproben von ausschließlich jugendlichen Teilnehmenden untersucht haben, mit dem Original-Fragebogen von de Lemus et al. (2008) in Stichproben aus Spanien (de Lemus, Moya & Glick, 2010; Ferragut, Blanca & Ortiz-Tallo, 2013; Garaigordobil & Aliri, 2012; Montañés, de Lemus, Moya, Bohner & Megías, 2013) oder aber in einer italienischen Übersetzung in einer Stichprobe aus Italien durchgeführt (Fasanelli et al., 2020). Weiter wurde die von uns hier vorgestellte Skala bereits in der Dissertationsschrift von Rau (2013) in einer Stichprobe jugendlicher aus Deutschland eingesetzt. Ausnahmslos fanden diese Studien heraus, dass Jungen stärker hostile-sexistische Einstellungen gegenüber Mädchen hatten als Mädchen. In Bezug auf benevolenten Sexismus waren die Ergebnisse weniger eindeutig: Ferragut et al. (2013) fanden höhere Werte bei Jungen als bei Mädchen, de Lemus et al. (2008, Studie 2) und Montañés et al. (2013) fanden höhere Werte bei Mädchen als bei Jungen, während Fasanelli et al. (2020), de Lemus et al. (2010), Garaigordobil und Aliri (2012) sowie Rau (2013) keinen Unterschied zwischen den Geschlechtern fanden. Vor dem Hintergrund dieser Befunde haben wir als einen Beleg für die Kriteriumsvalidität unserer Skala postuliert, dass Jungen und junge Erwachsene auf der HS-Subskala signifikant höhere Werte aufweisen sollten als Mädchen, während aus der Stärke der Zustimmung von Mädchen und Jungen auf der BS-Subskala kein Hinweis auf die Kriteriumsvalidität abgeleitet werden kann.

Unter Verwendung des Fragebogens von de Lemus et al. (2008) wurden bereits in einigen wenigen Studien verhaltensrelevante Implikationen oder Folgen ambivalenten Sexismus gegenüber Mädchen bei Jugendlichen untersucht. Dabei zeigte sich, dass ambivalenter Sexismus positiv mit Akzeptanz von häuslicher Gewalt, Peer-Gewalt

und Gewalt gegenüber Minoritäten zusammenhängt (Fasanelli et al., 2020) und dass hostiler Sexismus bei Jungen und Mädchen mit unterschiedlichen Formen risikanten Sexualverhaltens assoziiert war (Ramiro-Sánchez, Ramiro, Bermúdez & Buela-Casal, 2018). Weiter wurde nachgewiesen, dass ambivalenter Sexismus bei Mädchen mit einer höheren Akzeptanz von Dating-Gewalt (Lee, Begun, DePrince & Chu, 2016) einherging sowie bei Mädchen und Jungen mit mehr Cyber-Gewalt (Rodríguez-Castro, Martínez-Román, Alonso-Ruido, Adá-Lameiras & Carrera-Fernández, 2021) sowie mit der Anwendung von Zwang in sexuellen Begegnungen (Fernández-Fuertes, Carcedo, Orgaz & Fuertes, 2018) zusammenhing. Rau (2013) fand, dass benevolenter Sexismus positiv und hostiler Sexismus negativ damit zusammenhing, wie Jugendliche die Warmherzigkeit und Kompetenz von Lehrerinnen einschätzten, während die Wahrnehmung von Lehrern von den ambivalent-sexistischen Einstellungen unabhängig war.

Itementwicklung und Prüfung der faktoriellen Struktur des Inventars zur Messung des Ambivalenten Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen (ASI-Mäd)

Der Theorie des Ambivalenten Sexismus (Glick & Fiske, 1996) zufolge sollten sich bei der Messung empirisch zwei Faktoren höherer Ordnung (benevolenter und hostiler Sexismus) zeigen, denen jeweils drei Subfaktoren, Paternalismus, Geschlechterdifferenzierung und Heterosexualität, zugeordnet sind. In konfirmatorischen Faktorenanalysen konnten Glick und Fiske (1996) bzw. Glick et al. (2000) allerdings nur für den Faktor benevolenten Sexismus die drei Subfaktoren nachweisen, hostiler Sexismus erwies sich als kein Faktor höherer Ordnung. Da wir die Skala zum ambivalenten Sexismus gegenüber Mädchen in analoger Form wie die gegenüber Frauen konzipiert haben, sind wir davon ausgegangen, dass die von Glick und Fiske (1996) bzw. Glick et al. (2000) identifizierte Faktorstruktur sich auch für unsere neu entwickelte Skala zeigen sollte.

Im Folgenden berichten wir relevante Vorarbeiten für unsere Skalenentwicklung aus der Dissertationsschrift von Rau (2013). Rau entwickelte zunächst Items zur Messung der jeweils drei Subfaktoren für den benevolenten bzw. hostile Sexismus. Dabei wurde im Unterschied zum englischsprachigen ASI für Erwachsene von Glick und Fiske (1996) bzw. des deutschsprachigen ASS für Erwachsene von Eckes und Six-Materna (1999) auf folgende Punkte geachtet: 1. Es wurde das Verhältnis von Jungen und Mädchen beschrieben und nicht von Männern und Frauen, 2. Es wurden typische Situationen aus dem Leben von Jugendlichen verwendet und 3. Die Sprache wurde einfach und für Jugendliche verständlich gehalten.

Es entstand ein Pool von mehr als 100 Items, aus denen anschließend 47 Items ausgewählt wurden, und zwar jeweils sieben bis acht Items pro theoretischem Subfaktor (Antwortformat: Fünfstufige Likert-Skala von *stimmt gar nicht* bis *stimmt genau*, für Details siehe Rau, 2013, S. 183 ff.).

Der nächste Schritt diente dazu, die Items zu entfernen, die inhaltlich nicht auf den angestrebten (Sub-) Faktoren luden, um so auch den Umfang der Skala reduzieren zu können. Hierfür wurden die 47 Items einer großen Stichprobe von Jugendlichen ($N = 544$) vorgelegt. Da explorative Faktorenanalysen keine Faktoren höherer Ordnung berücksichtigen können, wurden für die den beiden Subskalen (benevolenter Sexismus gegenüber Mädchen: BS-Mäd; hostiler Sexismus gegenüber Mädchen: HS-Mäd) zugeordneten Items getrennte explorative Hauptkomponentenanalysen berechnet. Tatsächlich legten die jeweiligen Screeplots die auf Basis der Ergebnisse von Glick und Fiske (1996) bzw. Glick et al. (2000) erwartete Faktorstruktur nahe, nämlich drei Faktoren für den benevolenten Sexismus und einen Faktor für den hostile Sexismus. Items der BS-Mäd-Subskala wurden beibehalten, wenn sie nach einer schiefwinkligen Promax-Rotation in der Strukturmatrix a) auf allen drei BS-Mäd-Subfaktoren positiv und b) auf dem theoretisch passenden Subfaktor am höchsten ($> .60$) sowie auf den beiden anderen höchstens moderat ($< .40$) luden. Es resultierte eine BS-Mäd-Subskala mit 13 Items (6 Items für Subfaktor Paternalismus, 4 Items für Geschlechterdifferenzierung, 3 Items für Heterosexualität). Für die HS-Mäd-Subskala verblieben 12 Items – hier wurden diejenigen mit der höchsten Faktorladung ausgewählt ($> .60$). Die Schwierigkeiten und Trennschärfen aller Items lagen im gewünschten Wertebereich (Schwierigkeit: $.28 - .77$; Trennschärfe: $r_s \geq .35$; $M = 2.1 - 4.1$; $SD = 1.06 - 1.54$; vollständige Ergebnisse bei Rau, 2013, S. 185 ff.).

Sowohl eine konfirmatorische Faktorenanalyse mit derselben Stichprobe als auch eine weitere konfirmatorische Faktorenanalyse mit einer neuen Kreuzvalidierungsstichprobe mit 666 Jugendlichen bestätigte die faktorielle Struktur aus einem allgemeinen HS-Mäd-Faktor, einem BS-Mäd-Faktor zweiter Ordnung und drei BS-Mäd-spezifischen Faktoren erster Ordnung. Dieses Modell zeigte sich gegenüber zwei alternativen Modellen auf verschiedenen approximativen Fit-Indices wie χ^2 / df , CFI, RMSEA und SRMR überlegen, nämlich gegenüber einem Modell mit nur einem allgemeinen Sexismusfaktor und gegenüber einem zweifaktoriellen Modell mit einem HS-Mäd-Faktor und einem BS-Mäd-Faktor jeweils ohne Subfaktoren, auch wenn keines der Modelle exakten Modellfit erreichen konnte (ausführliche Darstellung der durchgeführten konfirmatorischen Faktorenanalysen siehe Rau, 2013, S. 203 ff.).

Das finale Instrument mit seinen 25 Items (HS-Mäd: 12 Items; BS-Mäd: 13 Items), das in den im Folgenden dargestellten Studien validiert werden soll, wird im elektronischen Supplement (ESM) 1 gezeigt.

Prüfung der Kriteriums- und Konstruktvalidität des Inventars zur Messung des Ambivalenten Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen (ASI-Mäd)

Um die von Rau (2013) entwickelte Skala zu validieren, haben wir in Studie 1 als einen Indikator für die Kriteriumsvalidität den Zusammenhang zwischen der geschlechterbezogenen Gleichberechtigung im Herkunftsland (Gleichberechtigungsindex GBI; vgl. Rau, 2013) der befragten Jugendlichen und ihrer Zustimmung zu den ASI-Mäd-Subskalen untersucht. Glick et al. (2000) hatten in einem Ländervergleich gezeigt, dass die Gleichberechtigung in verschiedenen Ländern mit dem ambivalenten Sexismus assoziiert war: HS und BS der Menschen waren umso geringer ausgeprägt, je höher der Grad an Gleichberechtigung in einem Land war. Rau (2013) fand, dass Jugendliche hostile- und benevolent-sexistische Einstellungen gegenüber Mädchen umso stärker zustimmten, je geringer die Gleichberechtigung im Herkunftsland ihrer Familien ausgeprägt war. Um die Kriteriumsvalidität des ASI-Mäd zu prüfen, haben wir in Studie 1 diesen Zusammenhang in einer Stichprobe von Schülerinnen und Schülern zu replizieren versucht. Für die Studien 2 und 3 wählten wir Stichproben junger Erwachsener statt jugendliche Stichproben, und zwar aus folgenden Gründen. Erstens sollten mit dem Instrument die ambivalent-sexistischen Einstellungen gegenüber jugendlichen Mädchen bei Menschen ähnlichen Alters erfasst werden können, das heißt, sowohl bei Jugendlichen als auch bei jungen Erwachsenen. Zweitens konnten wir für Erwachsene eine gerichtete Hypothese dahingehend formulieren, dass sie sich in der Ausprägung ihres ambivalenten Sexismus in Abhängigkeit ihrer gewählten tertiären Ausbildung unterscheiden würden: für Universitätsstudierende der Sozialwissenschaften (Studie 2) haben wir geringer ambivalent-sexistische Einstellungen erwartet als für Studierende des Polizeivollzugsdienstes (Studie 3). Und drittens konnten wir in Stichproben Erwachsener die konvergente und diskriminante Validität unserer neuen Skala durch gleichzeitige Erhebung von Skalen prüfen, die nur für erwachsene Testpersonen vorliegen und somit für die Jugendlichen sowohl sprachlich als auch inhaltlich nicht passend gewesen wären.

Unterschiede in der Stärke des ambivalenten Sexismus zwischen Studierenden der Sozialwissenschaften und des Polizeivollzugsdienstes. Da Sexismus und Geschlechterrollen – anders als an Polizeihochschulen – häufige Themen in sozialwissenschaftlichen Studiengängen sind, haben wir angenommen, dass Studierende der Sozialwissenschaften

eine höhere Sensibilität dem Thema gegenüber aufweisen. Außerdem zeigen nationale wie internationale Studien, dass die so genannte Cop-Culture, das heißt die alltäglich gelebte Polizeikultur in Abgrenzung zur offiziellen, in Leitbildern formulierten Polizeikultur, von konservativ-maskulinen Wertvorstellungen geprägt ist (für einen Überblick siehe Behr, 2017). Gutschmidt und Vera (2019) identifizierten beispielsweise in einer deutschen Stichprobe von Polizeibeamtinnen und Polizeibeamten typische Cop Culture Werte, darunter solche, die sich bei einer Faktorenanalyse einem Faktor „konservativ-männliche Kultur“ zuordnen ließen. Auf diesem luden Items zu „Männlichkeit, Mut, Stärke, Durchsetzungsvermögen, Tradition, Vorbehalte[n] gegenüber Frauen, Praxisorientierung und Kontrolle negativer Gefühle“ (Gutschmidt & Vera, 2019, S. 11). Beamte und Beamtinnen aus Bereitschafts- und Schutzpolizei hielten diese konservativ-männliche Kultur für besonders typisch für ihr dienstliches Umfeld (Gutschmidt & Vera, 2019). Vor diesem Hintergrund haben wir erwartet, dass die Studierenden der Polizeihochschule auf den BS-Mäd und HS-Mäd-Skalen stärkere Zustimmung zeigen würden als die Studierenden der Sozialwissenschaften.

Konvergente Validität zwischen dem ASI-Mäd und der ASS. Ambivalenter Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen sollte zwar nicht unabhängig vom ambivalenten Sexismus gegenüber Frauen, wohl aber von diesem unterscheidbar sein. Die konvergente Validität des ASI-Mäd zum ASS sollte sich darin zeigen, dass die Angaben auf der ASI-Mäd und dem ASS stark, aber nicht sehr stark korreliert sind.

Diskriminante Validität zwischen dem ASI-Mäd und den Konservativismus-Maßen. Für die Prüfung der diskriminanten Validität des ASI-Mäd haben wir unseren Teilnehmenden weiterhin die RWA-Skala (Altemeyer, 1981) und die SDO-Skala (Pratto et al., 1994) vorgelegt. Wir erwarteten, dass die Angaben auf dem ASI-Mäd vergleichbar stark mit RWA und SDO korrelieren sollten wie aus der Literatur für die ASS bekannt.

In allen drei Studien haben wir als Hinweise auf die Kriteriumsvalidität Geschlechtsunterschiede in den mittleren Skalenwerten betrachtet. Für HS-Mäd erwarteten wir höhere Ausprägungen bei Jungen und jungen Männern als bei Mädchen und jungen Frauen. Für BS-Mäd wurde keine Hypothese formuliert.

Studie 1

Methode

Stichprobe

Es nahmen 1 128 Schülerinnen und Schüler an der Studie teil, die im Klassenzimmer befragt wurden. Nach Ausschluss von 13 Personen, die den ASI-Mäd nicht bearbeitet hatten, verblieben 571 weibliche und 469 männliche (75 fehlende Angaben) Befragte ($M = 15.6$ Jahre, $SD = 0.85$; 95 fehlende Angaben); 695 (62%) besuchten ein Gymnasium, 241 (22%) eine Realschule und 179 (16%) eine Hauptschule. In Deutschland waren 65% der Mütter und 61% der Väter der Befragten geboren, gefolgt von 8% der Mütter und 9% der Väter, die in der Türkei und 5% der Mütter und 4% der Väter, die in Polen geboren waren. Weitere Herkunftsländer waren bei den Müttern und Vätern mit 2% vertreten (fehlende Angaben zu Müttern: 70, zu Vätern: 72).

Vorgehen

Als Teil einer umfangreicheren Befragung füllten die Jugendlichen den ASI-Mäd aus, dessen Subskalen gute interne Konsistenzen aufwiesen (siehe Tabelle 2). Zusätzlich machten die Jugendlichen folgende personenbezogenen Angaben: Geschlecht, Alter, Geburtsland von Vater und Mutter und kulturelle Ressourcen im Elternhaus, gemessen über die Anzahl der Bücher („Wie viele Bücher habt ihr zuhause?“; z. B. Kunter et al., 2002, S. 244).

Um unsere Annahme prüfen zu können, dass die Gleichberechtigung der Geschlechter im Herkunftsland der Familien mit den ambivalent-sexistischen Einstellungen der Jugendlichen zusammenhängt, haben wir (ähnlich wie Glick et al., 2000) Indikatoren zur Gleichberechtigung auf Nationenebene eingesetzt, die das United Nations Development Programme (UNDP) zur Berechnung komplexer Gleichberechtigungsindizes (z. B. Gender Development Index [GDI], Gender Inequality Index [GII]) verwendet (UNDP, 2020). Da nicht für alle in unserer Stichprobe vertretenen Herkunftsländer alle zur Berechnung des GDI oder GII benötigten Indikatoren vorlagen, mussten wir uns auf zwei Indikatoren beschränken: Aus der Relation von Frauen und Männern im Parlament des jeweiligen Landes (Indikator des GII) sowie der Relation des Einkommens von Männern und Frauen im jeweiligen Land (Indikator des GDI) bildeten wir durch Mittelwertberechnung analog zu Rau (2013) einen Gleichberechtigungsindex (GBI). Dieser wurde so kodiert, dass ein Wert von 100% perfekte Gleichberechtigung bedeutete, Werte darunter eine Benachteiligung von Frauen und Werte darüber eine Benachteiligung von Männern. Nach dieser Berechnung wies Deutschland beispielsweise einen GBI

von 60% auf, die Türkei einen Wert von 22% und Polen einen Wert von 49%. Kamen die beiden Eltern eines Jugendlichen aus unterschiedlichen Ländern, wurde der GBI der beiden Herkunftsländer gemittelt (z. B. deutsch-türkische Eltern: GBI 41%).

Aufgrund der Mehrebenenstruktur der Daten wurden Mehrebenenanalysen mit Random Intercepts durchgeführt (Maximum-Likelihood-Schätzer). Bei den Mehrebenenanalysen waren HS-Mäd und BS-Mäd die Kriteriumsvariablen und der GBI (zentriert auf den GBI deutscher Eltern) und das Geschlecht (kontrast-codiert mit -0.5 für Mädchen und 0.5 für Jungen) die Prädiktoren. Um auszuschließen, dass kulturelle Ressourcen im Elternhaus und der besuchte Schultyp die Effekte beeinflussen, wurde für diese Variablen kontrolliert. Deshalb wurden die kulturellen Ressourcen auf der innerhalb-Klassen-Ebene (Level 1) und der Schultyp auf der zwischen-Klassen-Ebene (Level 2) als Prädiktoren aufgenommen. Die kulturellen Ressourcen wurden auf ihren Mittelwert zentriert und der Schultyp wurde dummy-kodiert mit Gymnasium als Referenzkategorie.

Ergebnisse

Durch die Klassenebene und die Prädiktoren konnten beim BS-Mäd 14% und beim HS-Mäd 42% der Varianz aufgeklärt werden (Tabelle 1). Kulturelle Ressourcen und Schultyp waren sowohl für den HS-Mäd als auch den BS-Mäd signifikante Prädiktoren: Die Jugendlichen stimmten auf beiden Skalen stärker zu, wenn sie geringe familiäre Ressourcen hatten, $t_s > -2.03$, $\beta_s > -0.03$, $p_s < .043$, und wenn sie eine Haupt- oder Realschule, statt ein Gymnasium besuchten, $t_s > 3.89$, $\beta_s > 0.27$, $p_s < .001$.

Kriteriumsvalidität

Eine niedrige Gleichberechtigung im Herkunftsland der Familie hing erwartungsgemäß mit einer stärkeren Zustimmung zum HS-Mäd, $\beta = -0.67$, $t(974.04) = -3.89$, $p < .001$, und zum BS-Mäd, $\beta = -0.54$, $t(930.50) = -3.43$, $p < .001$, zusammen, auch bei Kontrolle von Geschlecht, kulturellen Ressourcen und Schultyp.

Als ein weiteres Maß für die Kriteriumsvalidität wurden die mittleren Angaben von weiblichen und männlichen Teilnehmenden auf den beiden Subskalen verglichen. Jungen wiesen höhere Werte auf der Subskala HS-Mäd ($M = 3.28$, $SD = 0.7$) und der BS-Mäd ($M = 3.43$, $SD = 0.61$) auf als Mädchen (HS-Mäd: $M = 2.43$, $SD = 0.64$; BS-Mäd: $M = 3.25$, $SD = 0.61$), $t_s > 3.89$, $\beta_s > 0.14$, $p < .001$. Als ein Maß für die Konstruktvalidität betrachteten wir zusätzlich die Korrelation der beiden Sexismus-Subskalen HS-Mäd und BS-Mäd, welche bei $r = .34$ ($p < .001$) lag.

Tabelle 1. Regressionskoeffizienten des Mehrebenenmodells zur Vorhersage des benevolenten und hostilen Sexismus gegenüber Mädchen bei Schülerinnen und Schülern (Studie 1)

	BS-Mäd als Kriterium			HS-Mäd als Kriterium		
	β	t	p	β	t	p
Intercept	3.19	118.31	< .001***	2.69	71.16	< .001***
Level 1						
Geschlecht ^a	0.14	3.89	< .001***	0.83	20.61	< .001***
GBI ^b	-0.54	-3.43	< .001***	-0.67	-3.89	< .001***
kulturelle Ressourcen ^c	-0.03	-2.03	.043*	-0.05	-3.36	< .001***
Level 2						
Schultyp ^d						
Hauptschule	0.37	5.90	< .001***	0.32	3.89	< .001***
Realschule	0.27	5.06	< .001***	0.31	4.01	< .001***

Anmerkungen: GBI = Gleichberechtigungsindex der Herkunftsländer der Eltern. ^a Geschlecht mit weiblich = -0.5 und männlich = 0.5, ^b zentriert am GBI deutscher Eltern, ^c zentriert am Mittelwert. ^d Referenzkategorie Gymnasium. $ICC_{BS-J} = 0.10$; $DE_{BS-J} = 3.02$; $ICC_{HS-J} = 0.13$; $DE_{HS-J} = 3.45$. R_c^2 : für BS-Mäd = 14 %; für HS-Mäd = 42 %. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Tabelle 2. Mittlere Zustimmung männlicher (m) und weiblicher (w) Befragter auf den ASI-Mäd-Subskalen in drei Stichproben und interne Konsistenzen

Stichprobe	M (SD) der Subskala hostiler Sexismus (ASI-Mäd)			M (SD) der Subskala benevolenter Sexismus (ASI-Mäd)			Cronbachs α	
	m	w	t^a	m	w	t^a	BS-Mäd	HS-Mäd
Stichprobe 1	3.28 (0.70)	2.43 (0.64)	$t(976.20) = 20.61, \beta = 0.83***,$ $d = -1.27$	3.43 (0.61)	3.25 (0.61)	$t(971.39) = 3.89, \beta = 0.14***,$ $d = -0.30$.77	.87
Stichprobe 2	1.58 (0.67)	1.30 (0.40)	$t(71.26) = 3.16**,$ $d = -0.44$	2.12 (0.60)	1.84 (0.52)	$t(80.73) = 4.05***,$ $d = -0.61$.77	.87
Stichprobe 3	2.05 (0.67)	1.7 (0.45)	$t(150.49) = 4.39***,$ $d = -0.60$	2.55 (0.59)	2.17 (0.49)	$t(148.26) = 4.39***,$ $d = -0.69$.75	.85

Anmerkungen: ^a Bei Verletzung der Voraussetzung der Varianzhomogenität wird der Welch-Test angegeben. Stichprobe 1 = Schülerinnen und Schüler, Stichprobe 2 = Studierende der Sozialwissenschaften, Stichprobe 3 = Studierende einer Polizei-Hochschule. HS-Mäd = hostiler Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen, BS-Mäd = benevolenter Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen. * $p < .05$, ** $p < .01$ *** $p < .001$.

Studie 2

Methode

Stichprobe

Teilnehmende waren 441 Studierende einer großen deutschen Universität (66 männlich, 365 weiblich, 6 divers, 4 keine Angabe; 225 Lehramt, 126 Psychologie, 70 Erziehungswissenschaft, 20 fehlende/sonstige Angaben). Das Alter der Studierenden konnte aufgrund einer Auflage der Ethikkommission des Fachbereichs nicht erhoben werden, da im Falle der Angabe einer Zugehörigkeit zur Geschlechtskategorie „divers“ Rückschlüsse auf einzelne Personen nicht hätten ausgeschlossen werden können. Das Alter der Studierenden liegt laut Angaben des Immatrikulationsbüros im Mittel bei Studierenden im Lehramt bei 25.84 Jahren, in der Psychologie bei 26.83 und in der Erziehungswissenschaft bei 27.9 Jahren.

Vorgehen

In der Onlinebefragung füllten die Teilnehmenden den ASI-Mäd aus, dessen Subskalen gute interne Konsistenzen aufwiesen (siehe Tabelle 2). Zusätzlich erhielten sie die Ambivalente Sexismus-Skala (Eckes & Six-Materna, 1999; Antwortskala: 1 = *stimme überhaupt nicht zu* bis 6 = *stimme voll und ganz zu*), die Kurzsкала zum Autoritarismus (Beierlein et al., 2014; Original: Altemeyer, 1981) und die Skala zur Sozialen Dominanzorientierung (SDO; Saldaña et al., 2017; Original: Ho et al., 2015; Antwortskala: 1 = *stimmt gar nicht*, 5 = *stimmt genau*). Die Autoritarismus-Skala erfasst das strenge Festhalten an Konventionen, das Unterwerfen unter etablierte Autoritäten und das Befürworten von durch Autoritäten unterstützten Sanktionen gegenüber sogenannten Außenseitern der Gesellschaft (Beispielitem „Es ist immer das Beste, Dinge in der üblichen Art und Weise zu machen“). Die SDO erfasst hingegen die Befürwortung hierarchischer Beziehungen zwischen sozialen Gruppen (Beispielitem „Eine

ideale Gesellschaft erfordert, dass einige Gruppen oben stehen und andere Gruppen unten.“).

Ergebnisse

Konstruktvalidität: Korrelationen zwischen BS-Mäd und HS-Mäd mit anderen Skalen

Wie erwartet zeigte sich, dass die HS-Mäd-Subskala des ASI-Mäd stark positiv mit der HS-Subskala des ASS korrelierte ($r = .67, p < .001$) und vergleichsweise schwächer mit der BS-Subskala des ASS ($r = .51, p < .001$; ESM 2). Umgekehrt korrelierte die BS-Mäd-Subskala stärker positiv mit der BS-Subskala ($r = .73, p < .001$) als mit der HS-Subskala ($r = .51, p < .001$) des ASS. Der HS-Mäd korrelierte positiv mit RWA ($r = .54, p < .001$) und SDO ($r = .32, p < .001$) und zwar jeweils stärker als der BS-Mäd mit RWA ($r = .42, p < .001$) und SDO ($r = .23, p < .001$). Damit waren die Korrelationen ähnlich hoch und das Muster der Korrelationen mit den RWA- und SDO-Skalen ähnlich wie bei den Subskalen des ASS (ESM 2). Die Korrelation zwischen den Subskalen BS-Mäd und HS-Mäd lag bei $r = .57, p < .001$.

Kriteriumsvalidität: Geschlechtsunterschiede in den Skalenwerten

Als ein Maß für die Kriteriumsvalidität wurden wiederum die mittleren Angaben von weiblichen und männlichen Teilnehmenden auf den beiden Subskalen verglichen. Männliche Studierende ($M = 1.58, SD = 0.67$) wiesen signifikant höhere Werte auf der HS-Mäd auf als weibliche ($M = 1.3, SD = 0.4$), $t(71.26) = 3.16, p = .002, d = -0.44$ (Tabelle 2). Auch auf der BS-Mäd wiesen männliche Studierende ($M = 2.12, SD = 0.6$) signifikant höhere Werte auf als weibliche ($M = 1.84, SD = 0.52$), $t(80.73) = 4.05, p < .001, d = 0.61$.

Studie 3

Methode

Stichprobe

An der Studie nahmen 153 Polizeikommissarsanwärterinnen und -anwärter teil (Bachelorstudium Polizeivollzugsdienst; 89 männlich, 64 weiblich, $M_{\text{Alter}} = 22.46$ Jahre, $SD = 4.95$, 5 fehlende Angaben).

Vorgehen

In einer Online-Studie füllten die Studierenden neben dem ASI-Mäd die ASS (Eckes & Six-Materna, 1999), die Kurzskala zum RWA (Beierlein et al., 2014) und die Skala

zur SDO aus (Saldarriaga et al., 2017). Die Subskalen des ASI-Mäd wiesen gute interne Konsistenzen auf (siehe Tabelle 2). Als Anreiz für die Teilnahme wurde ein Wertgutschein verlost.

Ergebnisse

Konstruktvalidität: Korrelationen zwischen BS-Mäd und HS-Mäd und mit anderen Skalen

Die Interkorrelationen zwischen sämtlichen Skalen fielen ähnlich hoch aus wie in der Studie 2. So korrelierte die HS-Mäd-Subskala stark positiv mit der HS-Subskala ($r = .61, p < .001$) und vergleichsweise weniger stark mit der BS-Subskala des ASS ($r = .17, p = .04$). Die BS-Mäd-Subskala korrelierte stärker positiv mit der BS-Subskala ($r = .64, p < .001$) als mit der HS-Subskala des ASS ($r = .22, p = .006$). Die Subskala HS-Mäd korrelierte signifikant positiv mit RWA ($r = .39, p < .001$) und SDO ($r = .35, p < .001$), die Subskala BS-Mäd korrelierte vergleichsweise schwächer mit RWA ($r = .24, p = .002$) und gar nicht mit SDO ($r = -.04, p = .59$). Die Korrelationen der ASI-Mäd-Subskalen mit dem SDO und RWA entsprachen von ihrer Stärke und dem Muster in etwa denen für die ASS-Subskalen (ESM 2). Die Korrelation zwischen den Subskalen BS-Mäd und HS-Mäd lag bei $.43 (p < .001)$.

Kriteriumsvalidität: Geschlechtsunterschiede in den Skalenwerten

Männliche Studierende (HS-Mäd: $M = 2.05, SD = 0.67$; BS-Mäd: $M = 2.55, SD = 0.59$) wiesen signifikant höhere Werte auf beiden Sexismus-Subskalen auf als weibliche (HS-Mäd: $M = 1.68, SD = 0.45$; BS-Mäd: $M = 2.17, SD = 0.49$), $ts > 4.11, p < .001, ds > 0.62$.

Vergleich der Ergebnisse der Studien 2 und 3

Für eine weitere Prüfung der Kriteriumsvalidität haben wir die Angaben der Studierenden der Sozialwissenschaften mit denen der Polizeihochschule verglichen (Tabelle 3). Wie angenommen gaben sowohl weibliche als auch männliche Polizei-Studierende höhere Werte beim HS-Mäd, $|ts| \geq 4.35, ps \leq .001$ und BS-Mäd, $|ts| \geq 3.97, ps \leq .001$, an als Studierende der Sozialwissenschaften. Ebenfalls erwartungsgemäß wiesen die männlichen und weiblichen Studierenden der Polizei-Hochschule höhere SDO-Werte, $|ts| \geq 2.76, ps \leq .01$, und höhere RWA-Werte, $|ts| \geq 4.7, ps \leq .001$, auf als die Studierenden der Sozialwissenschaften.

Tabelle 3. Mittelwerte und Standardabweichungen für die ASI-Mäd-Subskalen in den Stichproben Studierender der Sozialwissenschaften (Studie 2) und an einer Polizeihochschule (Studie 3)

	Männer			Frauen		
	S2	S3	t	S2	S3	t
HS-Mäd	1.58 (0.67)	2.05 (0.67)	$t(151) = -4.35^{***}$, $d = -0.71$	1.30 (0.40)	1.68 (0.45)	$t(415) = -6.81^{***}$, $d = -0.93$
BS-Mäd	2.16 (0.60)	2.55 (0.59)	$t(151) = -3.97^{***}$, $d = -0.65$	1.84 (0.52)	2.17 (0.49)	$t(415) = -4.71^{***}$, $d = -0.64$
HS	2.35 (1.11)	3.02 (0.91)	$t(121.04) = -4.03^{***}$, $d = -0.68$	1.90 (0.76)	2.69 (0.80)	$t(417) = -7.62^{***}$, $d = -1.04$
BS	2.39 (0.97)	3.39 (0.87)	$t(152) = -6.73^{***}$, $d = -1.10$	2.16 (0.89)	2.92 (0.77)	$t(416) = -6.44^{***}$, $d = -0.87$
RWA	1.93 (0.75)	2.51 (0.73)	$t(149) = -4.70^{***}$, $d = -0.79$	1.69 (0.56)	2.30 (0.57)	$t(398) = -7.92^{***}$, $d = -1.09$
SDO	1.68 (0.74)	2.02 (0.75)	$t(149) = -2.76^{**}$, $d = -0.46$	1.56 (0.51)	2.00 (0.55)	$t(399) = -6.27^{***}$, $d = -0.85$

Anmerkungen: S2 = Stichprobe der Studie 2: Studierende der Sozialwissenschaften, S3 = Stichprobe der Studie 3: Studierende an einer Polizei-Hochschule, HS-Mäd = hostiler Sexismus gegenüber Mädchen, BS-Mäd = benevolenter Sexismus gegenüber Mädchen, SDO = soziale Dominanzorientierung, RWA = Autoritarismus. * $p < .05$, ** $p < .01$ *** $p < .001$.

Diskussion

Ziel der vorliegenden Studien war es, eine Skala zur Messung des ambivalenten Sexismus gegenüber jugendlichen Mädchen bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen zu validieren. Die endgültige Fassung des *Ambivalenten Sexismus-Inventars für Jugendliche, ASI-Mäd*, besteht aus 25 Items und zwei Subskalen: den hostile (HS-Mäd) und benevolent (BS-Mäd) Einstellungen gegenüber Mädchen. Der BS-Mäd stellt einen Faktor zweiter Ordnung dar, mit den drei BS-Mäd-spezifischen Faktoren erster Ordnung (benevolenter Paternalismus, benevolente Geschlechterdifferenzierung und benevolente Heterosexualität). Diese Endfassung des ASI-Mäd wurde in einer großen jugendlichen Stichprobe sowie in zwei Stichproben junger Erwachsener eingesetzt, um die Konstrukt- und Kriteriumsvalidität sowie die Reliabilität zu prüfen.

In allen drei Stichproben zeigte sich eine zufriedenstellende bis gute interne Konsistenz für die beiden Subskalen HS-Mäd und BS-Mäd ($\alpha = .75-.87$). Als Hinweis auf die Kriteriumsvalidität haben wir Geschlechtsunterschiede in den Skalenwerten betrachtet. In allen drei Stichproben bestätigte sich unsere Hypothese, dass männliche Personen gegenüber jugendlichen Mädchen stärkere hostile-sexistische Werte angeben als weibliche. Bei den benevolent-sexistischen Einstellungen hatten wir keine gerichtete Hypothese bezüglich eines möglichen Geschlechtsunterschiedes. Die Ergebnisse zeigten sowohl für die Stichprobe Jugendlicher als auch in den Erwachsenenstichproben, dass die männlichen Personen stärkere benevolent-sexistische Einstellungen gegenüber Mädchen angaben als die weiblichen Personen.

Wenn man die Mittelwerte über die Studien hinweg betrachtet, zeigt sich, dass Jungen stärker (v.a. hostile) sexistisch gegenüber jugendlichen Mädchen eingestellt sind als Männer gegenüber jugendlichen Mädchen. Dies ist konsistent mit unserer Vermutung, dass von gleichaltrigen weiblichen Personen ein stärkeres Konkurrenz- und Bedrohungserleben ausgehen kann als von weiblichen Personen einer anderen Altersgruppe (vgl. Sibley et al., 2007).

Hostil- und benevolent-sexistische Einstellungen gegenüber Mädchen kovarierten in allen drei Stichproben, wobei die Korrelation in den beiden Erwachsenenstichproben ($r = .43-.62$) höher ausfiel als in der jugendlichen Stichprobe ($r = .34$). Die Korrelationen in den Erwachsenenstichproben waren ähnlich hoch wie der von Glick und Fiske (1996) berichtete Durchschnittswert von $r = .51$. Dass die Korrelation in der jugendlichen Stichprobe geringer ausfiel, ist möglicherweise darauf zurückzuführen, dass sich romantische Beziehungen mit dem anderen Geschlecht und damit einhergehende benevolent-sexistische Einstellungen erst im Verlauf der Adoleszenz herausbilden (Glick & Hilt, 2000).

In Stichprobe 1 haben wir als ein Maß für die Kriteriumsvalidität der neuen Skala den Zusammenhang zwischen dem Geschlechtergerechtigkeits-Index des Landes der Herkunftsfamilie des Jugendlichen und den sexistischen Einstellungen untersucht. Da Geschlechtergerechtigkeit einer Gesellschaft mit der Stärke ambivalent-sexistischer Einstellungen ihrer Mitglieder kovariert (Glick et al., 2000; Rau, 2013), hatten wir erwartet, dass Schülerinnen und Schüler, deren Familie aus einem Land mit geringerer Gleichberechtigung stammt, stärker ambiva-

lent-sexistisch gegenüber Mädchen eingestellt sein würden. Diese Erwartung bestätigte sich – selbst nach Kontrolle der Ausstattung mit kulturellen Ressourcen der Familie, des Schultyps, des Geschlechts und der Berücksichtigung der Mehrebenenstruktur der Daten. Da nur zwei Indikatoren für die Bildung unseres Maßes für die geschlechterbezogene Gleichberechtigung eines Landes (GBI) genutzt werden konnten, stellt der GBI ein sehr grobes Maß dar, um die Gleichberechtigung in den Familien der befragten Jugendlichen zu erfassen. Dass sich dennoch ein Zusammenhang mit HS-Mäd und BS-Mäd nachweisen ließ, spricht für die Validität der geprüften Skalen.

In den Studien 2 und 3 sollten bei jungen Erwachsenen die Zusammenhänge zwischen ihren mit dem ASI-Mäd gemessenen ambivalent-sexistischen Einstellungen gegenüber Mädchen und ihren mit der gut etablierten Skala von Eckes und Six-Materna (1999) gemessenen ambivalent-sexistischen Einstellungen gegenüber Frauen untersucht werden. In Bestätigung der konvergenten Validität der ASI-Mäd-Skala zeigten sich moderat starke Korrelationen zwischen beiden Skalen, und zwar sowohl auf der Subskala für hostile als auch der Subskala für benevolent Sexismus. Außerdem sollten die Erwachsenenstichproben genutzt werden, um die diskriminante Validität der ASI-Mäd Skala zu ermitteln. Dazu wurden zusätzlich Skalen erhoben, die in bereits vorliegenden Studien zum ambivalenten Sexismus gegenüber Frauen häufig miterhoben wurden, für die allerdings keine Versionen für Jugendliche existieren und deren Einsatz in einer jugendlichen Stichprobe nur bedingt sinnvoll gewesen wäre, da ihre sprachliche und inhaltliche Bedeutung nicht angemessen für diese Altersgruppe ist: nämlich eine gekürzte Form der sozialen Dominanzorientierung (Saldarriaga et al., 2017) und eine Kurzform der Autoritarismus-Skala (Beierlein et al., 2014). Diese beiden Skalen haben sich in vielen bereits vorliegenden Studien als stark korreliert mit Einstellungen und Wahrnehmungen zu Geschlecht und Sexismus erwiesen (z.B. Austin & Jackson, 2019; Hannover et al., 2018; Hellmer et al., 2018). Wie erwartet korrelierte der BS-Mäd in beiden Erwachsenenstichproben stark positiv mit der BS-Subskala des ASS ($r = .64-.73$) und geringer mit der HS-Subskala des ASS ($r = .17-.51$). Gleichzeitig korrelierte die HS-Subskala des ASS stark positiv mit dem HS-Mäd ($r = .61-.67$). Bezüglich der RWA- und SDO- Skala zeigte sich eine höhere Korrelation mit dem HS-Mäd ($r = .32-.54$) als mit dem BS-Mäd ($r = -.04-.42$). Diese Korrelationen sprechen für die Konstruktvalidität der ASI-Mäd Skala.

Um die Kriteriumsvalidität in den Erwachsenenstichproben zu prüfen, haben wir zusätzlich die BS-Mäd- und HS-Mäd-Werte zwischen den Stichproben der Studien 2 und 3 verglichen. Wie erwartet stimmten Studierende an

einer Polizeihochschule Autoritarismus und sozialen Hierarchien sowie ambivalent-sexistischen Einstellungen gegenüber Mädchen und Frauen stärker zu als Studierende der Sozialwissenschaften.

Die Ergebnisse deuten insgesamt darauf hin, dass das Ambivalenter-Sexismus-Inventar für Jugendliche (ASI-Mäd) eine reliable und valide Skala bildet. Damit stellt es ein geeignetes Instrument dar, um benevolent- und hostile-sexistische Einstellungen gegenüber Mädchen in jugendlichen Stichproben und Stichproben junger Erwachsener zu erforschen. Die aus spanischsprechenden Stichproben von Jugendlichen vorliegenden Befunde, die die Skala von de Lemus et al. (2008) eingesetzt haben, lassen erwarten, dass der Einsatz des ASI-Mäd dazu beitragen kann, zum Beispiel gewaltbejahende Einstellungen und Verhaltenstendenzen oder sexuelles Risikoverhalten von Jugendlichen vorherzusagen, sowie den Einfluss von Geschlechtergerechtigkeitsnormen und ideologischen Überzeugungen auf ambivalent-sexistische Einstellungen jugendlicher und junger Erwachsener weiter aufzuklären.

Elektronische Supplemente (ESM)

Die elektronischen Supplemente sind mit der Online-Version dieses Artikels verfügbar unter <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000306>

ESM 1. Items des ASI-Mäd getrennt nach Subskalen.

ESM 2. Korrelationen zwischen den ASI-Mäd-Skalen und anderen Skalen bei Studierenden der Sozialwissenschaften (Studie 2) und einer Polizeihochschule (Studie 3).

Literatur

- Altemeyer, B. (1981). *Right-wing authoritarianism*. Winnipeg: University of Manitoba Press.
- Austin, D. & Jackson, M. (2019). Benevolent and hostile sexism differentially predicted by facets of right-wing authoritarianism and social dominance orientation. *Personality & Individual Differences*, 139, 34–38.
- Harrington, A., Overall, N. & Cross, E. (2021). Masculine gender role stress, low relationship power, and aggression toward intimate partners. *Psychology of Men & Masculinities*, 22, 48–62.
- Ayala, A., Vives, C., Davó, B., Rodríguez, B., Forjaz, M., Bowes, N., DeClaire, K., Jaskulska, S., Pyzalski, J., Neves, S., Queirós, S., Gotca, I., Mocanu, V., Corradi, C. & Sanz, B. (2021). Sexism and its associated factors among adolescents in Europe: Lights4Violence baseline results. *Aggressive Behavior*, 47, 354–363.
- Banase, R., Gawronski, B., Rebetez, C., Gutt, H. & Bruce Morton, J. (2010). The development of spontaneous gender stereotyping in childhood: Relations to stereotype knowledge and stereotype flexibility. *Developmental Science*, 13, 298–306.

- Bendixen, M. & Kennair, L. (2017). When less is more: Psychometric properties of Norwegian short-forms of the Ambivalent Sexism Scales (ASI and AMI) and the Illinois Rape Myth Acceptance (IRMA) Scale. *Scandinavian Journal of Psychology*, 58, 541–550.
- Behr, R. (2017). Maskulinität in der Polizei: Was Cop Culture mit Männlichkeit zu tun hat. *Juridikum – Zeitschrift für Kritik & Recht & Gesellschaft*, 5, 541–551.
- Beierlein, C., Asbrock, F., Kauff, M. & Schmidt, P. (2014). *Die Kurzskaala Autoritarismus (KSA-3): Ein ökonomisches Messinstrument zur Erfassung dreier Subdimensionen autoritärer Einstellungen*. GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. <https://doi.org/10.6102/zis228>
- De Lemus, S., Castillo, M., Moya, M., Padilla, J. & Ryan, E. (2008). Elaboración y validación del inventario de sexismo ambivalente para adolescentes. *International Journal of Clinical Health & Psychology*, 8, 537–562.
- De Lemus, S., Moya, M. & Glick, P. (2010). When contact correlates with prejudice: Adolescents' romantic relationship experience predicts greater benevolent sexism in boys and hostile sexism in girls. *Sex Roles*, 63, 214–225.
- Eckes, T. & Six-Materna, I. (1999). Hostilität und Benevolenz: Eine Skala zur Erfassung des ambivalenten Sexismus. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 30, 211–228.
- Fasanelli, R., Galli, I., Grassia, M., Marino, M., Cataldo, R., Lauro, C., Castiello, C., Grassia, F., Arcidiacono, C. & Procentese, F. (2020). The use of partial least squares-path modelling to understand the impact of ambivalent sexism on violence-justification among adolescents. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17. <https://doi.org/10.3390%2Fijerph17144991>
- Fernández-Fuertes, A., Carcedo, R., Orgaz, B. & Fuertes, A. (2018). Sexual coercion perpetration and victimization: Gender similarities and differences in adolescence. *Journal of Interpersonal Violence*, 33, 2 467–2 485.
- Ferragut, M., Blanca, M. & Ortiz-Tallo, M. (2013). Psychological values as protective factors against sexist attitudes in preadolescents. *Psicothema*, 25, 38–42.
- Ferragut, M., Blanca, M., Ortiz-Tallo, M. & Bendayan, R. (2017). Sexist attitudes and beliefs during adolescence: A longitudinal study of gender differences. *European Journal of Developmental Psychology*, 14, 32–43.
- Garaigordobil, M. & Aliri, J. (2012). Parental socialization styles, parents' educational level, and sexist attitudes in adolescence. *The Spanish Journal of Psychology*, 15, 592–603.
- Glick, P. & Fiske, S. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 491–512.
- Glick, P. & Fiske, S. (2001). An ambivalent alliance: Hostile and benevolent sexism as complementary justifications for gender inequality. *American Psychologist*, 56, 109–118.
- Glick, P., Fiske, S., Mladinic, A., Saiz, J., Abrams, D., Masser, B., et al. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: Hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 763–775.
- Glick, P. & Hilt, L. (2000). From combative children to ambivalent adults: The development of gender prejudice. In T. Eckes & M. Trautner (Eds.), *Developmental social psychology of gender* (pp. 243–272). Mahwah: Erlbaum.
- Glick, P., Sakalli-Uğurlu, N., Akbaş, G., Orta, İ. & Ceylan, S. (2016). Why do women endorse honor beliefs? Ambivalent sexism and religiosity as predictors. *Sex Roles*, 75, 543–554.
- Gutschmidt, D. & Vera, A. (2019). Cop Culture und Gruppenbezogene Menschenfeindlichkeit in der Polizei: Eine empirische Analyse. In H. Groß & P. Schmidt (Hrsg.), *Empirische Polizeiforschung XXIII: Polizei und Migration* (S. 227–250). Frankfurt Main: Verlag für Polizeiwissenschaft.
- Halim, M., Ruble, D., Tamis-LeMonda, C., Zosuls, K., Lurye, L. & Greulich, F. (2014). Pink frilly dresses and the avoidance of all things “girly”: Children's appearance rigidity and cognitive theories of gender development. *Developmental Psychology*, 50, 1 091–1 101.
- Hannover, B. (2022). Peerbeziehungen und Geschlecht. Die Präferenz für Interaktionen mit gleichgeschlechtlichen Anderen. In M. Kreuzmann, L. Zander & B. Hannover (Hrsg.), *Aufwachsen mit Anderen. Peerbeziehungen als Bildungsfaktor* (S. 107–119). Stuttgart: Kohlhammer.
- Hannover, B., Gubernath, J., Schultze, M. & Zander, L. (2018). Religiosity, religious fundamentalism, and ambivalent sexism toward girls and women among adolescents and young adults living in Germany. *Frontiers in Psychology*, 9:2399. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02399>
- Hellmer, K., Stenson, J. & Jylhä, K. (2018). What's (not) underpinning ambivalent sexism? Revisiting the roles of ideology, religiosity, personality, demographics, and men's facial hair in explaining hostile and benevolent sexism. *Personality & Individual Differences*, 122, 29–37.
- Ho, A. K., Sidanius, J., Kteily, N., Sheehy-Skeffington, J., Pratto, F., Henkel, K. E. et al. (2015). The nature of social dominance orientation: Theorizing and measuring preferences for intergroup inequality using the new SDO_x scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109, 1 003–1 028.
- Kiral Ucar, G. & Özdemir, G. (2021). Social dominance, hostile sexism and justifications: Examining attitudes towards wife abuse among Turkish men. *Personality & Individual Differences*, 176, N.PAG <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110785>
- Koepke, S., Eyssel, F. & Böhner, G. (2014). “She deserved it”: Effects of sexism norms, type of violence, and victim's pre-assault behavior on blame attributions toward female victims and approval of the aggressor's behavior. *Violence against Women*, 20, 446–464.
- Kunter, M., Schümer, G., Artelt, C., Baumert, J., Klieme, E., Neubrand, M. et al. (2002). *PISA 2000: Dokumentation der Erhebungsinstrumente* (Bd. 72). Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- Latsch, M. & Hannover, B. (2014). Smart girls, dumb boys!? How the discourse on ‘failing boys’ impacts performances and motivational goal orientation in German school students. *Social Psychology*, 45, 112–126.
- Lee, M., Begun, S., DePrince, A. & Chu, A. (2016). Acceptability of dating violence and expectations of relationship harm among adolescent girls exposed to intimate partner violence. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 8, 487–494.
- Martin, C., Fabes, R., Hanish, L., Leonard, S. & Dinella, L. (2011). Experienced and expected similarity to same-gender peers: Moving toward a comprehensive model of gender segregation. *Sex Roles*, 65, 421–434.
- Montañés, P., de Lemus, S., Moya, M., Böhner, G. & Megías, J. (2013). How attractive are sexist intimates to adolescents? The influence of sexist beliefs and relationship experience. *Psychology of Women Quarterly*, 37, 494–506.
- Neff, K., Cooper, C. & Woodruff, A. (2007). Children's and adolescents' developing perceptions of gender inequality. *Social Development*, 16, 682–699.
- Neuhaus, J. (2010). *Der Einfluss von gewaltlegitimierenden Gendernormen und Merkmale der Gruppenkonstellation auf aggressives Verhalten bei Jugendlichen*. Freie Universität Berlin: Dissertation. http://www.diss.fu-berlin.de/diss/receive/FUDISS_thesis_000000022060

- Ovejero, A., Yubero, S., Larrañaga, E. & Navarro, R. (2013). Sexismo y comportamiento de acoso escolar en adolescentes. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 21, 157–171.
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, B. & Malle, F. (1994). Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 741–763.
- Ramiro-Sánchez, T., Ramiro, M., Bermúdez, M. & Buela-Casal, G. (2018). Sexism and sexual risk behavior in adolescents: Gender differences. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18, 245–253.
- Rau, M. (2013). *Geschlechtsbezogene Bildungsdisparitäten: Die Bedeutung der Zuschreibung gendertypisierter Merkmale und des ambivalenten Sexismus bei Jugendlichen für ihren Bildungserfolg*. Hamburg: Kovač.
- Robnett, R. & Susskind, J. (2010). Who cares about being gentle? The impact of social identity and the gender of one's friends on children's display of same-gender favoritism. *Sex Roles*, 63, 820–832.
- Rodríguez-Castro, Y., Martínez-Román, R., Alonso-Ruido, P., Adá-Lameiras, A. & Carrera-Fernández, M. (2021). Intimate partner cyberstalking, sexism, pornography, and sexting in adolescents: New challenges for sex education. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18. <https://doi.org/10.3390/ijerph18042181>
- Saldarriaga, L., Boege, R., Rees, J., Koller, C., Carvacho, H. & Bohner, G. (2017). *German translation and validation of the SDO-7 scale*. Vortrag auf der 16. Tagung der Fachgruppe Sozialpsychologie, Ulm.
- Sibley, C. G., Overall, N. C., & Duckitt, J. (2007). When women become more hostilely sexist toward their gender: The system-justifying effect of benevolent sexism. *Sex Roles*, 57, 743–754.
- Trautner, H., Ruble, D., Cyphers, L., Kirsten, B., Behrendt, R. & Hartmann, P. (2005). Rigidity and flexibility of gender stereotypes in childhood: Developmental or differential. *Infant and Child Development*, 14, 365–380.
- United Nations Development Programme (UNDP). (2020). *Human Development Reports. HDR Technical Notes*. http://hdr.undp.org/sites/default/files/hdr2020_technical_notes.pdf

Historie

Onlineveröffentlichung: 01.11.2022

Förderung

Open Access-Veröffentlichung ermöglicht durch die Freie Universität Berlin.

ORCID

Karen Ollrogge

 <https://orcid.org/0000-0002-8433-3376>

Melanie Rau

 <https://orcid.org/0000-0001-5850-1340>

Bettina Hannover

 <https://doi.org/0000-0003-1916-8455>

Prof. Dr. Bettina Hannover

Fachbereich Erziehungswissenschaft und Psychologie
Freie Universität Berlin
Habelschwerdter Allee 45
14195 Berlin
Deutschland
bettina.hannover@fu-berlin.de