

Die Skala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten: Psychometrische Eigenschaften und Validität

Rainer Banse und Bertram Gawronski

Zusammenfassung. Es wird eine deutschsprachige Skala zur Erfassung der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten (MVV-16) gegenüber diskriminierten Gruppen vorgestellt, die sich konzeptuell an die Skala *Motivation to Control Prejudiced Reactions* von Dunton und Fazio (1997) anlehnt. Die einfaktorielle Skala weist eine ausreichende interne Konsistenz ($\alpha = .81$) und Retest-Reliabilität ($r = .74$) auf. Negative Korrelationen mit zwei Rassismusskalen belegen die Konstruktvalidität, niedrige Korrelationen mit zwei Skalen der Sozialen Erwünschtheit und eine moderate Korrelation mit einer Verträglichkeitsskala die diskriminante Validität der MVV-16 Skala. In einer weiteren Studie wird gezeigt, dass die Skala nicht nur negative Korrelationen mit diskriminierenden Einstellungen gegenüber Minderheiten, sondern auch mit sexistischen Einstellungen aufweist. Darüber hinaus wird die Konstruktvalidität der Skala dadurch belegt, dass sie den Zusammenhang zwischen explizit und implizit gemessenen Einstellungen und Stereotypen moderiert.

Schlüsselwörter: Soziale Erwünschtheit, Antworttendenzen, Implizite Einstellungen, Stereotype, Sexismus

The scale Motivation to Act Without Prejudice: Psychometric properties and validity

Abstract. A German scale to measure the *motivation to act without prejudice* toward discriminated minorities is presented that is conceptually similar to Dunton and Fazio's (1997) *Motivation to Control Prejudiced Reactions* Scale. The one-factorial scale shows sufficient internal consistency ($\alpha = .81$) and retest-reliability ($r = .74$). Negative correlations with two racism scales corroborate its construct validity, and low correlations with two social desirability scales and a moderate correlation with an agreeableness scale corroborate its discriminant validity. Results from an additional study indicate that the scale is not only negatively correlated with discriminating attitudes toward minorities, but also with sexist attitudes. The construct validity of the scale is further supported by the finding that the motivation to act without prejudice moderated the relation between explicitly and implicitly assessed attitudes and stereotypes.

Key words: Social desirability, answer bias, implicit attitudes, stereotypes, sexism

Ein Grundproblem der Diagnostik mittels verbaler Selbstberichtsskalen besteht in der potenziellen Verzerrung von Testwerten durch Prozesse der Selbstdarstellung, wie zum Beispiel der Tendenz, sozial erwünschte Antworten zu geben. Entsprechend gibt es in der Persönlichkeits- und Sozialpsychologie eine lange Tradition, solche Verzerrungen durch diagnostische Kunstgriffe zu vermeiden (z. B. die *bogus-pipeline* Technik von Jones & Sigall, 1971, oder die Randomized-Response-Technik von Himmelfarb & Lickteig, 1982), oder die Tendenz zur Antwortverzerrung

als eigenständiges Konstrukt zu erfassen, um ihren unerwünschten Einfluss auf inhaltliche Skalen statistisch zu kontrollieren. Aufgrund prinzipieller Schwächen (wie die notwendige Täuschung von Probanden oder die Unmöglichkeit individueller Diagnostik) konnten sich Verfahren zur Vermeidung von Antwortverzerrungen allerdings kaum durchsetzen.

Der alternative Ansatz, individuelle Unterschiede der Sozialen Erwünschtheit als Personenmerkmal zu erfassen, um dann eine Kontamination inhaltlicher Skalen auf statistischem Wege zu bereinigen, hat sich ebenfalls als schwierig erwiesen, da das Herauspartialisieren der Sozialen Erwünschtheit die Validität der so „korrigierten“ Persönlichkeitsskalen eher mindert (McCrae & Costa, 1983; Borkenau & Amelang, 1985). Trotz einer kontinuierlichen konzeptuellen Weiterentwicklung des SE-Konstruktes (z. B. Paulhus, 2001) scheint das Interesse an der Vermeidung

Diese Arbeit wurde durch eine Sachbeihilfe der Deutschen Forschungsgemeinschaft für Rainer Banse (Ba 1603 1-1) unterstützt. Wir danken Jens Asendorpf, Wilhelm Hofmann, Frieder Lang, Joachim Stöber, Andreas Frey und Iris Six-Materna für kritische Kommentare und Anregungen zu einer früheren Version dieses Manuskriptes und Katja Ehrenberg, Iain Glen, Julia Grand'homme, Birgit Schulz, Silke Wittmüß und Johanna Zukova für ihre Hilfe bei der Datenerhebung.

derung oder Erfassung von Selbstdarstellungstendenzen in der Persönlichkeitspsychologie in letzter Zeit eher abzunehmen.

Implizite und explizite Maße von Einstellungen und Stereotypen

Im Gegensatz dazu wird dieses Thema gegenwärtig in der Sozialpsychologie lebhaft debattiert. Selbstdarstellungstendenzen machen es vor allem in der Vorurteils- und Stereotypforschung sehr schwierig, zentrale Konstrukte wie diskriminierende Einstellungen zuverlässig zu erfassen. Ähnlich wie in der Persönlichkeitspsychologie wurden auch in der Einstellungsforschung zwei Wege beschritten, um dem Problem der Selbstdarstellung zu begegnen. Einerseits wurden die Kontrollprozesse selber zum Untersuchungsgegenstand gemacht und operationalisiert (Dunton & Fazio, 1997; Plant & Devine, 1998). Andererseits wurden reaktionszeitgestützte Verfahren zur nichtreaktiven Erfassung von Einstellungen und Stereotypen entwickelt (z. B. Fazio, Jackson, Dunton & Williams, 1995; Wittenbrink, Judd & Park, 1997), von denen angenommen wird, dass sie individuelle Unterschiede in der Stärke automatisch aktivierter evaluativer Assoziationen erfassen.

Das zur Zeit populärste Verfahren ist ohne Zweifel der Implizite Assoziationstest (IAT; Greenwald, McGhee & Schwartz, 1998). Im Gegensatz zu den meisten anderen impliziten Maßen weisen viele IAT-Varianten hohe Effektstärken, ausreichende interne Konsistenzen und zumindest moderate Retest-Reliabilitäten auf (Greenwald & Nosek, 2001). Obwohl die interne Validität des IAT und die Interpretierbarkeit von Gruppenmittelwerten sehr kritisch diskutiert wird (Brendl, Markmann & Messner, 2001; Karpinski & Hilton, 2001; Mierke & Klauer, 2001; Rothermund & Wentura, 2001), belegen eine ganze Reihe von neueren Untersuchungen die Konstruktvalidität des IAT als Maß individueller Unterschiede. So zeigte der IAT als Maß impliziter Einstellungen hohe Kriteriumsvalidität bei der Trennung von Extremgruppen (Banse, Seise & Zerbes, 2001), konvergente und diskriminante Validität bei Einstellungen zu verschiedenen Fremdgruppen (Gawronski, 2002), prädiktive Validität bei der Vorhersage stereotypgeleiteter Informationsverarbeitung (Gawronski, Ehrenberg, Banse, Zukova & Klauer, 2003) und inkrementelle Validität gegenüber expliziten Maßen bei der Vorhersage von Verhalten in verschiedenen Konstruktbereichen wie Rassismus (McConnel & Leibold, 2001), Ängstlichkeit (Egloff & Schmukle, 2002), Schüchternheit (Asendorpf, Banse & Mücke, 2002) und Aggressivität (Banse & Fischer, 2002).

Moderatoreffekt der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten

Ein bedeutender Fortschritt zum besseren Verständnis von Einstellungen und Selbstdarstellungstendenzen ge-

langen Fazio et al. (1995, Dunton & Fazio, 1997) mit der Entwicklung der *Motivation to Control Prejudiced Reactions Scale* (MCPR-Scale). Die Autoren konnten zeigen, dass die Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten Diskrepanzen zwischen implizit und explizit gemessenen Einstellungen vorhersagt. Bei Probanden mit einer geringen Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten hingen implizit und explizit gemessene Einstellungen gegenüber Schwarzen relativ eng zusammen. Probanden mit einer hohen Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten äußerten hingegen unabhängig von ihrer impliziten Einstellung immer positive Einstellungen zu Schwarzen. Im Vergleich zur persönlichkeitspsychologischen Forschung zum Problem der Selbstdarstellung bestand der entscheidende Fortschritt darin, dass der theoretisch erwartete Zusammenhang zwischen automatisch aktivierter Einstellung, explizit geäußelter Einstellung und Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten empirisch nachgewiesen werden konnte.

Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten und Soziale Erwünschtheit

Der Zusammenhang zwischen der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten und der Sozialen Erwünschtheit wurde unseres Wissens noch nicht untersucht. Bisherige Ergebnisse legen aber nahe, dass die Skala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten primär die Stärke des bewussten, reflektierten Bemühens erfasst, sich vorurteilsfrei zu verhalten (z. B. Fazio et al., 1995; Payne, 2001). Damit ist jedoch nicht impliziert, dass die Vorurteilstrollskala eine reine „Lügenskala“ darstellt, die individuelle Unterschiede in der bewussten Absicht erfasst, die „wahre“ implizit gemessene diskriminierende Einstellung im expliziten Einstellungsurteil zu verschleiern. So können Probanden ganz bewusst beim Ausfüllen eines Einstellungsfragebogens automatisch aktivierte stereotype Einstellungen so korrigieren, dass sie mit ihren persönlichen Wertvorstellungen und Überzeugungen übereinstimmen. Die resultierende explizite Einstellung ist dann zwar das Produkt eines kontrollierten kognitiven Prozesses, kann aber trotzdem als authentische Einstellung angesehen werden. In diesem Sinne verwenden wir im Folgenden den Begriff implizite Einstellungen für automatisch aktivierte evaluative Assoziationen, die mit Hilfe einer nichtreaktiven, reaktionszeitgestützten Methode erfasst werden. Der Begriff explizite Einstellungen wird hingegen für bewusst und kontrolliert abgegebene evaluative Urteile über Einstellungsobjekte verwendet.

Obwohl vorurteilsfreies Verhalten auch als sozial erwünschtes Verhalten interpretiert werden könnte, ist zu erwarten, dass die spezifischere Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten enger mit expliziten Vorurteilen zusammenhängt als die Soziale Erwünschtheit. Ein weiterer prinzipieller Vorteil besteht darin, dass die Richtung des Zusammenhanges zwischen der Stärke der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten und diskriminierenden Einstellungen eindeutig festgelegt ist. Eine starke Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten sollte *immer* mit weniger diskriminierenden Einstellungen einhergehen. Ein negativer

Zusammenhang zwischen Sozialer Erwünschtheit und diskriminierenden Einstellungen ist dagegen nur für Probanden zu erwarten, deren soziales Umfeld diskriminierende Einstellungen ablehnt. Umgekehrt ist zu erwarten, dass Personen mit hohen SE-Werten in einem rassistischen Milieu dazu tendieren, rassistischer zu erscheinen, als sie tatsächlich sind.

Skalenkonstruktion

Während die MCPR-Skala von Dunton und Fazio (1997) spezifisch zur Erfassung der Motivation zur Kontrolle vorurteilsvollen Verhaltens gegenüber Schwarzen in den USA entwickelt wurde, war es das primäre Ziel unserer Skalenentwicklung, die Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten gegenüber beliebigen diskriminierten Minderheiten zu erfassen. Items der MCPR-Skala, die sich explizit auf das Verhalten gegenüber Schwarzen beziehen, wurden daher ausgeschlossen. Bei der Formulierung neuer Items wurde der Bezug zu spezifischen Gruppen weitgehend vermieden und stattdessen das Wort „Minderheit“ verwendet.

Einige sehr allgemein formulierte Items der MCPR-Skala (z. B. „Ich finde, dass es wichtig ist, sich an die gesellschaftlichen Regeln zu halten“) hatten sich in einer Vorstudie nicht bewährt und wurden durch konstruktähnere Formulierungen ersetzt (z. B. „Ich achte darauf, dass mein Verhalten nicht durch Vorurteile beeinflusst wird“). Bei der ursprünglichen MCPR-Skala ließen sich faktorenanalytisch die zwei Subskalen „*Concern with acting prejudiced*“ (13 Items) und „*Restraint to avoid dispute*“ (4 Items) unterscheiden (Dunton & Fazio, 1997). Da diese Differenzierung des Konstruktes theoretisch nicht zentral und auch empirisch nicht überzeugend nachgewiesen ist, wurde die Entwicklung einer einfaktoriellen Skala angestrebt, die sich konzeptuell an der „*Concern with acting prejudiced*“ Subskala orientierte.

Studie 1: Skaleneigenschaften, konvergente und diskriminante Validität

Das Ziel der ersten Studie bestand darin, die psychometrischen Eigenschaften der bereits in früheren Untersuchungen (Banse et al., 2001; Gawronski, Geschke & Banse, 2002) benutzten Vorversion der Skala an einer größeren Stichprobe zu überprüfen, sowie Daten zur Konstruktvalidität und diskriminanten Validität zu gewinnen. Zur Überprüfung der Konstruktvalidität wurde offener und subtiler Rassismus (Pettigrew & Meertens, 1995) gegenüber Türken erhoben. Es wurde eine substanzuell negative Korrelation mit offenem Rassismus und eine schwächere, aber ebenfalls negative Korrelation mit subtilem Rassismus erwartet. Zur Prüfung der diskriminanten Validität der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten wurde die Verträglichkeit sowie die Soziale Erwünschtheit erfasst. Für beide

Konstrukte wurde ein moderat positiver Zusammenhang mit der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten erwartet.

Methode

Stichprobe. Die Stichprobe von 218 Vpn setzte sich aus drei Teilstichproben zusammen. Eine Teilstichprobe aus Berlin ($N = 102$) bestand aus Psychologiestudenten, die im Rahmen ihrer Studienverpflichtungen an einer Untersuchung teilnahmen. Eine Teilstichprobe aus Bonn setzte sich aus Studierenden der Psychologie und anderer Fächer zusammen, die für ihre Teilnahme 5 DM erhielten. Weitere 75 Probanden wurden im Rahmen eines Empirischen Projektes im weiteren Bekanntenkreis der studentischen Versuchsleiterinnen in Berlin und Brandenburg geworben. Diese Teilstichprobe wies eine höhere Variabilität des Alters, des Bildungsgrades und der Berufsausbildung auf und nur 26.7 % waren Studierende oder Hochschulabsolventen (weitere Daten in Tabelle 1).

Skalen. Die Verträglichkeit wurde mit der Skala aus dem NEO-FFI von Borkenau und Ostendorf (1993), Offener und Subtiler Rassismus gegenüber Türken mit den Skalen von Pettigrew und Meertens (1995) in der Übersetzung von Zick (1997) erfasst. Die Soziale Erwünschtheit wurde mit der SES-17 Skala von Stöber (1999) erfasst, die nach der Empfehlung von Stöber (2001) um Item 4 gekürzt wurde. Zusätzlich wurde eine 20 Items umfassende Kurzversion der von Volland (1995) übersetzten SD-Skala von Crowne und Marlowe (1960) verwendet.

Versuchsablauf. Die Berliner Psychologiestudenten erhielten in einer Lehrveranstaltung ein Heft mit allen Fragebögen und gaben es in den folgenden Tagen ausgefüllt zurück. Den beiden anderen Teilstichproben wurde eine PC-gestützte Version der Skalen vorgegeben. Um eine Beeinflussung der Rassismusskalen durch die Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten auszuschließen, wurden die Skalen bei allen Teilstichproben in der Reihenfolge Verträglichkeit, offener Rassismus, subtiler Rassismus, Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten, Soziale Erwünschtheit dargeboten

Ergebnisse

Skaleneigenschaften. Zur Untersuchung der Dimensionalität der Skala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten wurde zunächst eine exploratorische Faktorenanalyse (PCA) durchgeführt. Sechs Faktoren mit Eigenwerten größer 1 wurden extrahiert, die 60.8 % der Gesamtvarianz aufklärten. Der Verlauf der Eigenwerte wies einen steilen Abfall nach dem 1. Faktor auf (4.47, 1.65, 1.41, 1.25, 1.14, 1.04). Die Anwendung des Scree-Kriteriums (Cattell, 1966) legte daher eine einfaktorielle Lösung nahe. Nach der Parallelanalyse von Horn (1965) wurden die zufällig zu erwartenden Eigenwerte mit Hilfe des Programms RanEigen (Enzmann, 1997) bestimmt. Da die empirisch gefundenen Eigenwerte auch des zweiten und dritten Faktors (geringfügig) höher waren als die zufällig zu erwartenden Eigen-

Tabelle 1. Soziodemographische Daten der verschiedenen Stichproben und Mittelwerte, Variabilitäten und Interne Konsistenzen der Skala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten und der Vorurteilsskalen

| | | Studie 1 (Skaleneigenschaften) | | | | Studie 2 (Retest) | | Studie 3 (Sexismus) |
|---------------------------------------|-----------|-----------------------------------|----------------------------|--------------------------|-----------------------------|----------------------|-------------------|------------------------|
| | | <i>Teilstichproben</i> | | | | | | |
| | | Gesamt | Berlin Studie- rende | Bonn Studie- rende | Berlin/ Branden- burg | T ₁ | T ₂ | |
| N | | 218 | 102 | 41 | 75 | 61 | | 61 |
| Frauen | % | 65.6 | 86.3 | 51.2 | 45.3 | 85.2 | | 54.1 |
| Studierende/Hoch- schulabsolventen | % | 74.8 | 100 | 100 | 26.7 | 100 | | 100 |
| Psychologie | % | 57.8 | 100 | 53.7 | 2.7 | 100 | | 0 |
| Alter | <i>M</i> | 24.1 | 23.1 | 25.0 | 25.1 | 22.8 | | 25.9 |
| | <i>SD</i> | 6.9 | 5.2 | 5.4 | 9.2 | 4.0 | | 6.1 |
| | Range | 17–59 | 18–51 | 19–43 | 17–59 | 19–37 | | 18–52 |
| MVV-16 | <i>M</i> | 3.71 | 3.87 _A | 3.79 _A | 3.45 _B | 3.88 _A | 3.43 _B | 3.67 |
| | <i>SD</i> | .57 | .47 | .50 | .63 | .45 | .48 | .54 |
| | <i>a</i> | .81 | .76 | .75 | .82 | .76 | .81 | .83 |
| Offener Rassismus | <i>M</i> | 2.04 | 1.92 _A | 1.66 _A | 2.41 _B | | | |
| | <i>SD</i> | .83 | .66 | .60 | 1.0 | | | |
| Subtiler Rassismus | <i>M</i> | 3.25 | 3.15 _A | 2.96 _A | 3.53 _B | | | |
| | <i>SD</i> | .62 | .58 | .58 | .61 | | | |
| Moderner Sexismus | <i>M</i> | | | | | | | 2.62 |
| | <i>SD</i> | | | | | | | .58 |

Anmerkungen: Unterschiedliche Indizes bezeichnen signifikante ($p < .05$) Unterschiede von Gruppenmittelwerten innerhalb einer Studie.

werte (1.54, 1.43, 1.34, 1.28), legt die Parallelanalyse die Extraktion von drei Faktoren nahe. Im Gegensatz zu zwei- und vierfaktoriellen Lösungen ließ sich eine dreifaktorielle Lösung nach Rotation inhaltlich gut interpretieren: 1. Faktor *Verhaltenskontrolle* (Items 4, 8, 9, 10, 11, 13, 15, 16); 2. Faktor *Zugestehen eigener Vorurteile* (Items 1, 2, 6, 7); 3. Faktor *Vorurteilsfreie Selbstdarstellung* (Items 3, 5, 12, 14; siehe Itemwortlaut in Tabelle 2). Die aus der MCPR-Skala übernommenen Items 17 (Ich habe keine Angst, anderen meine Meinung zu sagen, auch wenn ich weiß, dass sie nicht mit mir übereinstimmen) und 18 (Wenn sich im Bus jemand neben mich setzt, den ich nicht mag, setze ich mich einfach woanders hin) korrelierten sehr niedrig mit den anderen Items und wurden von der weiteren Analyse ausgeschlossen. Die interne Konsistenz der verbleibenden 16 Items der Gesamtskala betrug $\alpha = .81$. Aufgrund der

geringen Itemzahl waren die internen Konsistenzen der drei Subskalen deutlich niedriger und nur marginal oder nicht ausreichend (.75, .61, und .64). Zur weiteren Exploration der Zusammenhänge mit Außenkriterien wurden Skalenwerte für die MVV-16 Gesamtskala und für die drei Subskalen berechnet. Die Verteilung der MVV-16 Werte war leicht linksschief (Schiefe = $-.60$, Kurtosis = $.17$), wick jedoch höchstens marginal von der Normalverteilung ab (Kolmogorov-Smirnov-Z(216) = 1.18 , $p = .12$). Die Subskalen korrelierten moderat untereinander ($r = .29$ bis $.47$; siehe Tabelle 3).

Konstruktvalidität. Wie erwartet korrelierte die Gesamtskala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten negativ mit den Skalen Offener Rassismus ($r = -.37$, $p < .001$) und Subtiler Rassismus ($r = -.32$, $p < .001$) gegenüber Tür-

Tabelle 2. Items und Itemkennwerte der Skala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten (Studie 1, $N = 218$)

| Items | M | SD | Faktorladungen | | | |
|--|------|------|----------------|------|------|------|
| | | | MVV-16 | VK | ZEV | VS |
| Verhaltenskontrolle | | | | | | |
| 16. Wenn ich Gedanken oder Gefühle habe, die andere diskriminieren, behalte ich sie für mich.* | 3.45 | 1.03 | .51 | .68 | -.01 | -.04 |
| 9. Man sollte in Gesellschaft nichts Negatives über Minderheiten sagen. | 3.40 | 1.18 | .51 | .63 | .09 | -.01 |
| 11. Man sollte nicht über Ausländerwitze lachen. | 2.71 | 1.28 | .61 | .61 | .07 | -.27 |
| 10. Ich ärgere mich über mich selbst, wenn ich etwas denke oder fühle, was für vorurteilsvoll gehalten werden könnte.* | 3.05 | 1.31 | .67 | .54 | .24 | -.33 |
| 15. Es ist mir sehr unangenehm, jemanden zu verletzen, daher versuche ich immer, Rücksicht auf die Gefühle anderer zu nehmen.* | 3.61 | .99 | .42 | .51 | .03 | -.06 |
| 13. Es macht mich wütend, wenn jemand Vorurteile über Minderheiten äußert. | 3.46 | 1.08 | .69 | .49 | .38 | -.31 |
| 8. Man sollte sich besonders fair verhalten, wenn man mit jemandem zu tun hat, der vermutlich häufig unter Vorurteilen zu leiden hat. | 3.95 | 1.07 | .43 | .42 | .15 | -.11 |
| 4. Wenn man über Minderheiten spricht, sollte man abwertende Bezeichnungen vermeiden. | 4.27 | 1.06 | .48 | .41 | .27 | -.10 |
| Zugestehen eigener Vorurteile | | | | | | |
| 2. Ich achte darauf, dass mein Verhalten nicht durch Vorurteile beeinflusst wird. | 3.86 | .84 | .46 | .22 | .68 | .06 |
| 1. Man sollte sich nie durch Vorurteile leiten lassen. | 4.30 | .92 | .46 | .08 | .65 | -.20 |
| 7. Man sollte sich seine eigenen Vorurteile bewusst machen. | 4.53 | .76 | .47 | .24 | .43 | -.18 |
| 6. Jeder Mensch hat Vorurteile. Es kommt darauf an, sich nicht davon leiten zu lassen. | 4.29 | .83 | .45 | .32 | .42 | -.04 |
| Vorurteilsfreie Selbstdarstellung | | | | | | |
| 5. Es lohnt sich nicht, sich ständig Sorgen darüber zu machen, ob man sich gerade irgendwem gegenüber vorurteilsvoll verhält. (R)* | 3.85 | 1.41 | -.38 | .05 | -.08 | .77 |
| 3. Es ist mir egal, wenn jemand glaubt, dass ich Vorurteile gegenüber Minderheiten hätte. (R) | 4.21 | 1.30 | -.61 | -.16 | -.31 | .70 |
| 14. Ich finde es wichtiger zu sagen, was man denkt, als sich ständig darüber Sorgen zu machen, ob man jemandem damit zu nahe tritt.* (R) | 3.00 | 1.28 | -.25 | -.09 | .33 | .68 |
| 12. Es wäre mir unangenehm, wenn jemand glauben würde, dass ich Vorurteile gegenüber Minderheiten hätte.* | 3.39 | 1.24 | .78 | .49 | .34 | -.53 |
| Interne Konsistenz (Cronbachs α) | | | .81 | .75 | .61 | .64 |

Anmerkungen: MVV Gesamtskala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten; Subskalen: VK Verhaltenskontrolle, ZEV Zugestehen eigener Vorurteile, VS Vorurteilsfreie Selbstdarstellung; (R) bezeichnet Items mit umgekehrter Polung. Antwortformat: 1 = stimmt überhaupt nicht, 2 = stimmt etwas, 3 = stimmt teils-teils, 4 = stimmt ziemlich, 5 = stimmt vollkommen. Die mit * gekennzeichneten Items wurden aus der MCPR-Skala von Dunton und Fazio (1997) übersetzt.

Tabelle 3. Korrelationen zwischen der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten, offenem Rassismus, subtilem Rassismus, Sozialer Erwünschtheit und Verträglichkeit (Studie 1). Die interne Konsistenz (Cronbachs α) der Skalen ist in Klammern in der Hauptdiagonalen der Tabelle aufgeführt

| | 1. | 2. | 3. | 4. | 5. | 6. | 7. | 8. | 9. |
|--|-------|--------|--------|--------|---------|---------|--------|--------|---------|
| 1. Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten MVV-16 | (.81) | .90*** | .63*** | .76*** | -.37*** | -.32*** | .24** | .18* | .39*** |
| 2. Verhaltenskontrolle | | (.75) | .43*** | .47*** | -.27*** | -.22** | .26*** | .22** | .37*** |
| 3. Zugestehen eigener Vorurteile | | | (.61) | .29*** | -.34*** | -.14* | .21*** | .21** | .22** |
| 4. Vorurteilsfreie Selbstdarstellung | | | | (.64) | -.30*** | -.38*** | .08 | -.01 | .29*** |
| 5. Offener Rassismus | | | | | (.83) | .66*** | .15* | .10 | -.25*** |
| 6. Subtiler Rassismus | | | | | | (.74) | .14* | .08 | -.19** |
| 7. Soziale Erwünschtheit SES-17 | | | | | | | (.72) | .70*** | .22** |
| 8. Soziale Erwünschtheit CM-SDS | | | | | | | | (.77) | .22** |
| 9. Verträglichkeit | | | | | | | | | (.69) |

Anmerkungen: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$; $N = 212$; 6 Vpn mit fehlenden Werten für einzelne Items wurden ausgeschlossen.

ken (Tabelle 3). Die Hypothese einer niedrigeren Korrelation mit dem Subtilen Rassismus konnte allerdings nicht betätigt werden ($t(209) < 1$; Test für abhängige Korrelationen nach Steiger, 1980). Wie erwartet wies die nichtstudentische Teilstichprobe aus Berlin/Brandenburg höhere Mittelwerte und Variabilitäten in den Rassismusskalen und niedrigere bei der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten auf als die rein studentischen Stichproben (Tabelle 1). Bei statistischer Kontrolle dieses Gruppenunterschiedes sanken die Korrelationen der MVV-16, blieben aber signifikant (Offener Rassismus $r = -.29$, $p < .001$; Subtiler Rassismus $r = -.23$, $p < .01$). Im Vergleich zur MVV-16 Gesamtskala weisen die drei Subskalen ähnliche aber überwiegend niedrigere Korrelationen mit den Rassismusskalen auf.

Diskriminante Validität. Auch bei den Korrelationen mit der Verträglichkeit und der Sozialen Erwünschtheit zeigen die drei Subskalen der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten ähnliche, aber durchgehend niedrigere Korrelationen als die Gesamtskala, die durch die niedrigen Reliabilitäten der Subskalen erklärt werden können. Da die Verwendung der drei MVV-Subskalen aufgrund ihrer geringen Reliabilität problematisch ist und es keinen Hinweis auf ihre diskriminante Validität gibt, werden im Folgenden nur noch Ergebnisse der MVV-16 Gesamtskala berichtet.

Wie erwartet korrelierte die MVV-16 Gesamtskala moderat positiv mit der Verträglichkeit ($r = .39$, $p < .001$). Trotz dieser substanziellen Korrelation waren beide Skalen nicht redundant. Zwei hierarchische Regressionsanalysen zeigten, dass die Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten unabhängig von der Skala Verträglichkeit weitere 7.0%

($p < .001$) der Varianz der Skala Subtiler Rassismus und 8.5% ($p < .001$) der Varianz der Skala Offener Rassismus aufklärte.

Erwartungsgemäß zeigte sich ein schwach positiver Zusammenhang zwischen der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten und der Sozialen Erwünschtheit. Die Korrelation mit Stöbers SES-17 Skala betrug $r = .24$ ($p < .01$) und mit der Crowne-Marlowe Skala $r = .18$ ($p < .05$). Die hohe Interkorrelation von $r = .70$ ($p < .001$), die annähernd den Reliabilitäten der Skalen erreicht, spricht für die konvergente Validität der beiden SE-Skalen. Im Gegensatz zur MVV-16 Skala korrelierten beide SE-Skalen positiv mit den Rassismusskalen, der Zusammenhang war aber nur für Stöbers SES-17 Skala signifikant (.14 und .15, $p < .05$). Die nur schwach positiven Korrelationen mit beiden SE-Skalen und die unterschiedlichen Vorzeichen der Korrelationen mit den Rassismusskalen sprechen für die diskriminante Validität der MVV-16 Skala.

Zur weiteren Überprüfung der diskriminanten Validität der MVV-16 Skala wurden hierarchische multiple Regressionsanalysen gerechnet. Die Varianzaufklärung der Prädiktoren Verträglichkeit und SES-17 wurde durch die Hinzunahme des Prädiktors MVV-16 für den Offenen Rassismus von 11% ($p < .001$) um weitere 11% ($p < .001$) verbessert, für den Subtilen Rassismus stieg sie von 7% ($p < .001$) um weitere 9% ($p < .001$). Die Varianzaufklärung der MVV-16 Skala war im Vergleich zu den oben berichteten Regressionen ohne die Soziale Erwünschtheit durch einen Suppressoreffekt leicht erhöht. Die Soziale Erwünschtheit bindet Varianz der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten, die von den Rassismusskalen unabhängig ist.

Studie 2: Retest-Reliabilität

Studie 2 hatte das Ziel, die Retest-Reliabilität der MVV-16 Skala zu bestimmen. Dazu wurde die Papierform der Skala zweimal im Abstand von vier Wochen von Studierenden des Faches Psychologie in Berlin und Würzburg unmittelbar vor Lehrveranstaltungen ausgefüllt. Von 61 Vpn (Stichprobendaten siehe Tabelle 1) wurde der Fragebogen zu beiden Meßzeitpunkten ausgefüllt. Die interne Konsistenz der Skala entsprach mit $\alpha = .76$ und $.81$ den Ergebnissen von Studie 1. Bei der Zweitmessung lag der Mittelwert der Skala signifikant niedriger als bei der Erstmessung (Tabelle 1). Die Retest-Reliabilität betrug $r = .74$.

Studie 3: Expliziter Sexismus und implizites Geschlechtsstereotyp

Die häufig nur geringen Korrelationen zwischen expliziten und impliziten Einstellungsmaßen (z. B., Fazio et al., 1995; Karpinski & Hilton, 2001; für eine Übersicht siehe Fazio & Olsen, 2003) können dadurch verursacht sein, dass explizite und implizite Einstellungen oder Stereotype prinzipiell verschiedene Konstrukte darstellen (Wilson, Lindsey & Schooler, 2000). Sie können aber auch trivialerweise auf die unzureichende Reliabilität oder Validität impliziter Maße zurückzuführen sein (z. B. Bosson et al., 2000). Eine interessantere Ursache für niedrige Korrelationen könnte darin bestehen, dass explizite, nicht aber implizite Maße durch interindividuell variierende bewusste Prozesse beeinflusst werden. Fazio et al. (1995) gelang es, einen solchen Prozess in der Stärke der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten zu identifizieren und so die Diskrepanz zwischen implizit und explizit gemessenen Einstellungen teilweise aufzuklären. In zwei verschiedenen Studien konnte der von Fazio et al. demonstrierte Moderatoreffekt für die Vorversion der Skala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten sowohl für Einstellungen zur Homosexualität (Banse et al., 2001) als auch für rassistische Einstellungen gegenüber Türken (Gawronski et al., 2002) konzeptuell repliziert werden. Analog zu Fazio et al. belegen diese Ergebnisse sowohl die Validität der verwendeten Impliziten Assoziationstests als auch die Validität der MVV-Skala.

In einer weiteren Studie sollte nun überprüft werden, ob sich die MVV-Skala auch in Bezug auf sexistische Einstellungen bewährt. Der enge Zusammenhang zwischen Sexismus und Rassismus (z. B. Hacker, 1951; Swim, Aikin, Hal & Hunter, 1995) lässt erwarten, dass die Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten auch sexistische Einstellungen beeinflusst. Auf operationaler Ebene könnte die MVV-16 Skala jedoch ungeeignet sein, da sich fünf Items ausdrücklich auf Vorurteile gegenüber Minderheiten beziehen. Eine negative Korrelation mit sexistischen Einstellungen würde darauf hindeuten, dass die MVV-16 Skala generell bei Einstellungen oder Stereotypen anwendbar ist, deren Äußerung nicht als „politically correct“ eingeschätzt wird.

Analog zu den Ergebnissen von Banse et al. (2001) und Gawronski et al. (2002) wurde erwartet, dass Probanden mit einer stark ausgeprägten Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten unabhängig von der Ausprägung ihres impliziten Geschlechtsstereotyps im expliziten Maß niedrigere Sexismuswerte aufweisen. Bei Probanden mit geringer Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten sollte dagegen ein positiver Zusammenhang zwischen der Stärke des impliziten Geschlechtsstereotyps und dem explizit erfassten Sexismus bestehen.

Methode

Stichprobe. An der Studie nahmen insgesamt 62 Versuchspersonen teil. Eine Vp mit einem IAT-Score von mehr als 4,7 *SD*-Einheiten über dem Mittelwert wurde von der Analyse ausgeschlossen. Die Stichprobe bestand aus Studierenden Berliner Universitäten, die nicht Psychologie studierten (weitere Angaben zur Stichprobe in Tabelle 1).

Skalen. Die interne Konsistenz der MVV-16 Skala war mit $\alpha = .83$ ausreichend. Die Itemkennwerte entsprachen weitgehend den Ergebnissen aus Studie 1, lediglich das negativ gepolte Item 14 wies hier eine geringe Trennschärfe ($r = -.05$) auf. Als explizites Sexismusmaß wurde die Skala Leugnung von Diskriminierung von Eckes und Six-Materna (1998) verwendet ($\alpha = .74$).

IAT Geschlechtsstereotyp. Als implizites Maß des Geschlechtsstereotyps wurde ein Impliziter Assoziationstest mit den Zuordnungsaufgaben Mann-Frau und Haushalt-Karriere verwendet (Gawronski et al., 2003). Dazu mussten in der ersten Zuordnungsaufgabe männliche (Holger, Thorsten, Georg, Günther, Bernhard, Oliver, Rüdiger, Matthias, Eberhard, Joachim) und weibliche (Katja, Birgit, Anja, Angela, Dagmar, Katharina, Elisabeth, Susanne, Karolin, Cornelia) Vornamen mit Hilfe der linken und rechten Antworttaste (a und ä) den Kategorien *Mann* und *Frau* zugeordnet werden. In der zweiten Zuordnungsaufgabe wurden Wörter, die mit Haushalt (Kinder, Windeln, Küche, Külschrank, Staubtuch, Schmutzwäsche, Staubsauger, Wischlappen, Bügelbrett, Putzeimer) und Karriere (Termindruck, Gehalt, Wirtschaft, Konkurrenz, Laptop, Management, Faxgerät, Dienstwagen, Unternehmen, Wettbewerb) assoziiert sind, den Kategorien *Haushalt* und *Karriere* zugeordnet werden. Im kritischen dritten Block wurden die beiden Zuordnungsaufgaben alternierend vorgegeben. Im vierten Block wurde die Tastenzuordnung der Antwortkategorien Karriere und Haushalt ausgetauscht. Im kritischen fünften Block wurden beide Aufgaben nochmals alternierend vorgegeben. Die Blöcke 1, 2 und 4 umfassten jeweils 40, die kombinierten Blöcke 3 und 5 jeweils 120 Trials. Analog zu anderen IATs werden relativ kürzere Reaktionszeiten bei der gemischten Zuordnungsaufgabe bei gleicher Tastenzuordnung der Kategorien *Frau/Haushalt* und *Mann/Karriere* im Vergleich zur gemischten Zuordnungsaufgabe mit gleicher Antworttastenzuordnung für *Mann/Haushalt* und *Frau/Karriere* als Hinweis auf ein stärker ausgeprägtes implizites Geschlechtsstereotyp interpretiert.

Zur Berechnung des IAT-Scores wurden die jeweils ersten zwei Trials der gemischten Zuordnungsaufgaben, alle Trials mit RTs unter 300 ms und alle fehlerhaft beantworteten Trials ausgeschlossen. Reaktionszeiten über 3000 ms wurden auf diesen Wert gesetzt. Die Reaktionszeiten wurden dann log-transformiert, für die beiden gemischten Aufgabenblöcke gemittelt und ein Differenzscore so gebildet, dass ein starkes Geschlechtsstereotyp mit hohen IAT-Werten indiziert wurde. Zur Berechnung der internen Konsistenz des IAT wurden drei Differenzscores aus drei gleich großen konsekutiven Blöcken der beiden gemischten Aufgabenblöcke gebildet. Cronbachs α betrug .67.

Ergebnisse

Wie erwartet korrelierte die Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten signifikant negativ mit dem expliziten Maß Moderner Sexismus ($r = -.34, p < .01$), nicht aber mit dem impliziten Maß des Geschlechtsstereotyp-IAT ($r = .00$). Der Moderne Sexismus und der Geschlechtsstereotyp-IAT korrelierten moderat positiv ($r = .29, p < .05$). Nach Kontrolle des Geschlechts fiel die Korrelation zwischen MVV-16 und explizitem Sexismus auf $r = -.29 (p < .05)$, die Korrelation zwischen explizitem Sexismus und Geschlechtsstereotyp-IAT blieb konstant ($r = .29, p < .05$).

Der Moderatoreffekt wurde mit Hilfe einer Multiplen Regression getestet. Dazu wurde der explizite Sexismus auf die jeweils z -transformierten IAT-Werte, die Skala zu vorurteilsfreiem Verhalten und deren Produktterm regreziert (Baron & Kenny, 1986). Auch in der multiplen Regressionsanalyse sagte der Geschlechtsstereotyp-IAT höhere, ($\beta = .32, p < .01$) und die MVV-16 Skala niedrigere ($\beta = -.44, p < .001$) Sexismuswerte vorher. Der Produktterm weist ebenfalls ein signifikantes β von $-.26 (p < .05)$ auf und bestätigt so den erwarteten Moderatoreffekt. Bei Personen mit niedrigen MVV-Werten gab es einen positiven Zusammenhang zwischen Modernem Sexismus und dem

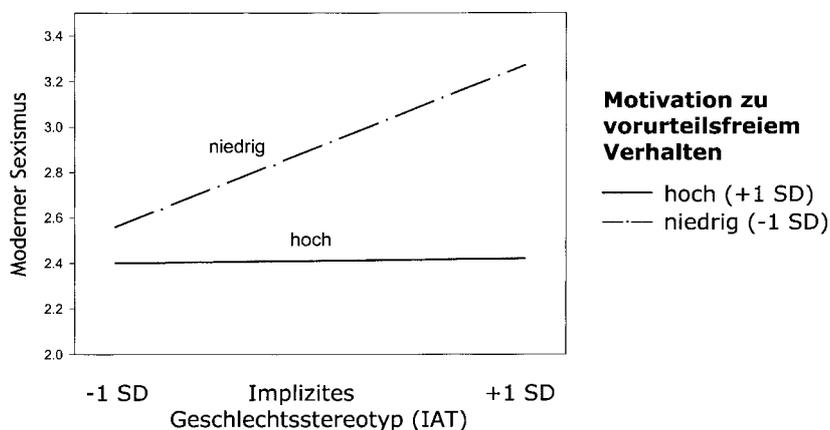


Abbildung 1. Regression der Werte der Modernen Sexismusskala (Eckes & Six-Materna, 1998) auf die Stärke der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten (MVV-16) und des impliziten Geschlechtsstereotyps (IAT).

Geschlechtsstereotyp-IAT. Personen mit hohen MVV-Werten äußerten hingegen unabhängig von ihrem impliziten Geschlechtsstereotyp wenig sexistische Einstellungen (Abbildung 1). Die Multiple Korrelation beträgt $R = .53 (p < .001)$, was einer substanziellen Varianzaufklärung von 27.9% entspricht. Obwohl Frauen höhere MVV-Werte ($r = .35$) und niedrigeren Sexismus aufwiesen ($r = -.35$) als Männer, änderte sich die Größe und Signifikanz der Haupteffekte und des Produktterms kaum, wenn das Geschlecht als Prädiktor in die Regression aufgenommen wurde.

Diskussion

Die Ergebnisse der drei Studien bestätigen, dass die Gesamtskala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten (MVV-16) eine ausreichende interne Konsistenz (zwischen $\alpha = .75$ und $.83$) und Retest-Korrelation über vier Wochen ($r = .74$) aufweist. Die MVV-16 Skala ist damit mindestens so reliabel wie die MCPV-Skala von Dunton und Fazio (1997). Die Skalenanalyse erbrachte einige Hinweise auf eine dreifaktorielle Struktur der MVV-16 Skala. Die entsprechenden Subskalen erwiesen sich zwar als inhaltlich gut interpretierbar, waren jedoch weder ausreichend reliabel noch diskriminativ valide. Wie im Falle der MCPV-Skala von Dunton und Fazio (1997) weist die Gesamtskala MVV-16 robuste Zusammenhänge mit relevanten Außenkriterien auf.

Konstruktvalidität

Die moderat negativen Korrelationen der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten mit diskriminierenden Einstellungen wie dem Offenen und Subtilen Rassismus von Pettigrew und Meertens (1995), sowie der Modernen Sexismusskala Leugnung von Diskriminierung von Eckes und Six-Materna (1998) bestätigen die Konstruktvalidität der Skala. Der erwartete Unterschied in den Korrelationen zu Offenem und Subtilen Rassismus konnte allerdings nicht bestätigt werden. Da Korrelationen mit beiden Skalen signifikant und substanziell waren ($-.37$ und $-.32$), spricht dieser Befund allerdings kaum gegen die Validität der MVV-16 Skala, sondern eher dafür, dass die in den frühen 90er Jahren entwickelte „subtile“ Rassismus-Skala von Pettigrew und Meertens (1995) heute nicht mehr subtil ist und darum ähnlich stark kontrolliert wird wie die Skala Offener Rassismus.

Die Validierung der MVV-16 mit Hilfe von expliziten Einstellungsmaßen kann aufgrund gemeinsamer Methodenvarianz zu einer Überschätzung der Validität führen. Ein stärkerer Beleg für die Konstruktvalidität besteht daher im

Nachweis des von Fazio et al. (1995) gezeigten Moderator-effektes. Ein analoger Moderatoreffekt wurde in zwei früheren Studien mit der Vorversion der MVV-Skala für Einstellungen zur Homosexualität (Banse et al., 2001) und Einstellungen gegenüber Türken (Gawronski et al., 2002) gefunden und mit der endgültigen Version der MVV-16 in der hier berichteten Studie 3 für sexistische Vorurteile repliziert. Während bei Probanden mit einer geringen Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten explizit sexistische Einstellungen mit dem implizit gemessenen Geschlechtsstereotyp zusammenhingen, äußerten Probanden mit einer starken Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten unabhängig von ihrem impliziten Geschlechtsstereotyp wenig sexistische Einstellungen. Obwohl die Validität des IAT als Maß für implizite Einstellungen zu Minderheiten gut belegt ist (z. B. Banse et al., 2001; Gawronski, 2002; Gawronski et al., 2003; McConnell & Leibold, 2001) wäre es für die Absicherung der Validität der MVV-16 Skala wünschenswert, den hier gezeigten Moderatoreffekt mit einem anderen impliziten Einstellungsmaß, wie zum Beispiel dem affektiven Priming, zu replizieren.

Diskriminante Validität

Die moderate Korrelation ($r = .39$) zwischen der MVV-16 Skala und der NEO-FFI Skala Verträglichkeit ist kompatibel mit der Auffassung, dass die Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten einen Spezialfall sozial verträglichen Verhaltens darstellt. Es konnte aber gezeigt werden, dass die MVV-16 Skala einen substanziellen, von der Verträglichkeit unabhängigen Anteil der Varianz des expliziten Rassismus aufklärt. Die Korrelationen mit den beiden Skalen zur sozialen Erwünschtheit waren eher niedrig (.18 und .24). Während die MVV-16 Skala die erwartete negative Korrelation mit beiden Rassismusskalen zeigte, korrelierte die Soziale Erwünschtheit schwach positiv.

Insgesamt belegen die Ergebnisse die diskriminante Validität der MVV-16 Skala gegenüber den hier verwendeten Maßen von Verträglichkeit und Sozialer Erwünschtheit. In künftigen Studien zum Zusammenhang zwischen der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten und der Sozialen Erwünschtheit erscheint es wünschenswert, SE-Skalen zu verwenden, die den Selbst- und den Fremdtäuschungsaspekt der Sozialen Erwünschtheit getrennt erfassen. Ein adäquates Verfahren stellt die BIDR-Skala von Paulhus (1984) dar, die nun auch auf Deutsch vorliegt (Musch, Brockhaus & Bröder, 2002).

Anwendungsbereiche, Probleme und Forschungsperspektiven

Die Ergebnisse zeigen, dass sich die Skala Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten sowohl bei Einstellungen zu zwei diskriminierten Minderheiten (Homosexuelle, Türken), als auch bei sexistischen Einstellungen bewährt hat. Inwieweit die MVV-16 Skala auf beliebige Vorurteile angewendet werden kann, bedarf der weiteren empirischen Prüfung. Die Generalisierbarkeit der hier berichteten Befunde

wird dadurch eingeschränkt, dass der überwiegende Teil der Daten im Raum Berlin an überwiegend weiblichen Probanden mit überdurchschnittlichem Bildungsniveau erhoben wurde. Eine Replikation der negativen Korrelationen zwischen der MVV-16 Skala und diskriminierenden Einstellungen sowie des Moderatoreffektes ist allerdings nur dann zu erwarten, wenn Probanden die diskriminierenden Einstellungen auch als Vorurteile wahrnehmen. Die Wahrscheinlichkeit hierfür mag bei relativ liberalen, überdurchschnittlich gebildeten, großstädtischen Probanden höher sein als bei Stichproben anderer Zusammensetzung.

Obwohl die hier vorgestellte Skala vor allem für Sozialpsychologen und Soziologen relevant sein dürfte, könnte die persönlichkeitspsychologische Grundlagenforschung zu bewussten und unbewussten Verzerrungen verbaler Selbstberichtsmaße von den hier vorgestellten Zusammenhängen profitieren. Auch implizite Verfahren können keine diagnostischen Wunder vollbringen, aber einige von ihnen erfassen individuelle Unterschiede in der automatischen Aktivierung von Einstellungen und Stereotypen so reliabel und valide, dass relativ komplexe Interaktionseffekte über Studien und Konstruktbereiche hinweg repliziert werden können. Es liegt daher nahe, die robusten Zusammenhänge zwischen beeinflussbaren expliziten Fragebogenverfahren, wenig reaktiven impliziten Verfahren und der Motivation zu vorurteilsfreiem Verhalten zu nutzen, um die grundlegenden Prozesse sozial erwünschten Antwortens weiter aufzuhellen.

Literatur

- Asendorpf, J. B., Banse, R. & Mücke, D. (2002). Double dissociation between implicit and explicit personality self-concept: The case of shy behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 380–393.
- Banse, R. & Fischer, I. (2002, July). *Implicit and explicit aggressiveness and the prediction of aggressive behaviour*. Poster presented at the 11th Conference of Personality of the European Association of Personality Psychology, Jena.
- Banse, R., Seise, J. & Zerbes, N. (2001) Implicit attitudes towards homosexuality: Reliability, validity, and controllability of the IAT. *Zeitschrift für Experimentelle Psychologie*, 48, 145–160.
- Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173–1182.
- Borkenau, P. & Amelang, M. (1985). The control of social desirability in personality inventories: An empirical study using the principle factor deletion technique. *Journal of Research in Personality*, 19, 44–53.
- Borkenau, P. & Ostendorf, F. (1993). *NEO-Fünf-Faktoren Inventar (NEO-FFI)*. Göttingen: Hogrefe.
- Bosson, J. K., Swann, W. B. & Pennebaker, J. W. (2000). Stalking the perfect measure of implicit self-esteem: The blind men and the elephant revisited? *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 631–643.
- Brendl, C. M., Markman, A. B. & Messner, C. (2001). How do indirect measures of evaluation work? Evaluating the inference of prejudice in the Implicit Association Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81, 760–773.

- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*, 245–276.
- Crowne, D. P. & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology, 24*, 349–354.
- Dunton, B. C. & Fazio, R. H. (1997). An individual difference measure of motivation to control prejudiced reactions. *Personality and Social Psychology Bulletin, 23*, 316–326.
- Eckes, T. & Six-Materna, I. (1998). Leugnung von Diskriminierung: Eine Skala zur Erfassung des modernen Sexismus. *Zeitschrift für Sozialpsychologie, 29*, 224–238.
- Egloff, B. & Schmukle, S. C. (2002). Predictive validity of an Implicit Association Test for assessing anxiety. *Journal of Personality and Social Psychology, 83*, 1441–1455.
- Enzmann, D. (1997). RanEigen: A program to determine the parallel analysis criterion for the number of principal components. *Applied Psychological Measurement, 21*, 232.
- Fazio, R. H., Jackson, J. R., Dunton, B. C. & Williams, C. J. (1995). Variability in automatic activation as an unobtrusive measure of racial attitudes: A bona fide pipeline? *Journal of Personality and Social Psychology, 69*, 1013–1027.
- Fazio, R. H. & Olsen, M. A. (2003). Implicit measures in social cognition research: Their meaning and use. *Annual Review of Psychology, 54*, 297–327.
- Gawronski, B. (2002). What does the Implicit Association Test measure? A test of the convergent and discriminant validity of prejudice-related IATs. *Experimental Psychology, 49*, 171–180.
- Gawronski, B., Ehrenberg, K., Banse, R., Zukova, J. & Klauer, K. C. (2003). It's in the mind of the beholder: The impact of stereotypic associations on category-based and individuating impression formation. *Journal of Experimental Social Psychology, 39*, 16–30.
- Gawronski, B., Geschke, D. & Banse, R. (2002). *Implicit bias in impression formation: Associations influence the construal of individuating information*. Manuscript submitted for publication.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E. & Schwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: The Implicit Association Test. *Journal of Personality and Social Psychology, 74*, 1464–1480.
- Greenwald, A. G. & Nosek, B. A. (2001). Health of the Implicit Association Test at age 3. *Zeitschrift für Experimentelle Psychologie, 48*, 85–93.
- Hacker, H. M. (1951). Women as a minority group. *Social Forces, 30*, 60–69.
- Himmelfarb, S. & Lickteig, C. (1982). Social desirability and the Randomized Response Technique. *Journal of Personality and Social Psychology, 43*, 710–717.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179–185.
- Jones, E. E. & Sigall, H. (1971). The bogus-pipeline: A new paradigm for measuring affect and attitude. *Psychological Bulletin, 76*, 349–364.
- Karpinski, A. & Hilton, J. L. (2001). Attitudes and the Implicit Association Test. *Journal of Personality and Social Psychology, 81*, 774–788.
- McConnell, A. R. & Leibold, J. M. (2001). Relations among the Implicit Association Test, discriminatory behavior, and explicit measures of racial attitudes. *Journal of Experimental Social Psychology, 37*, 435–442.
- McCrae, R. R. & Costa, P. T. (1983). Social desirability scales: More substance than style. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 51*, 882–888.
- Mierke, J. & Klauer, K. C. (2001). Implicit association measurement with the IAT. Evidence for effects of executive control processes. *Zeitschrift für Experimentelle Psychologie, 48*, 107–122.
- Musch, J., Brockhaus, R. & Bröder, A. (2002). Ein Inventar zur Erfassung von zwei Faktoren sozialer Erwünschtheit. *Diagnostica, 48*, 121–129.
- Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology, 46*, 598–609.
- Paulhus, D. L. (2001). Socially desirable responding: The evolution of a construct. In H. Braun, D. N. Jackson & D. Wiley (Eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement*. New York: Guilford.
- Payne, B. K. (2001). Prejudice and perception: The role of automatic and controlled processes in misperceiving a weapon. *Journal of Personality and Social Psychology, 81*, 181–192.
- Pettigrew, T. F. & Meertens, R. W. (1995). Subtle and blatant prejudice in western Europe. *European Journal of Social Psychology, 25*, 57–75.
- Plant, E. A. & Devine, P. G. (1998). Internal and external motivation to respond without prejudice. *Journal of Personality and Social Psychology, 75*, 811–832.
- Rothermund, K. & Wentura, D. (2001). Figure-ground asymmetries in the Implicit Association Test (IAT). *Zeitschrift für Experimentelle Psychologie, 48*, 94–106.
- Steiger, J. H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. *Psychological Bulletin, 87*, 245–251.
- Stöber, J. (1999). Die Soziale-Erwünschtheits-Skala-17 (SES-17): Entwicklung und erste Befunde zu Reliabilität und Validität. *Diagnostica, 45*, 173–177.
- Stöber, J. (2001). The Social Desirability Scale-17 (SDS-17): Convergent validity, discriminant validity, and relationship with age. *European Journal of Psychological Assessment, 17*, 222–232.
- Swim, J. K., Aikin, K. J., Hal, W. S. & Hunter, B. A. (1995). Sexism and racism: Old-fashioned and modern prejudices. *Journal of Personality and Social Psychology, 68*, 199–214.
- Volland, C. (1995). *Zur Erfassung von Sozialer Erwünschtheit: die Marlowe-Crowne Social Desirability Scale (M-C SDS) für Erwachsene von Crowne & Marlowe (1967) und der "Children's Social Desirability Questionnaire (CDS)" für Kinder von Crandall und Crandall (1965)*. Unveröffentlichtes Manuskript, Universität Augsburg.
- Wilson, T., Lindsey, S. & Schooler, T. Y. (2000). A model of dual attitudes. *Psychological Review, 107*, 101–126.
- Wittenbrink, B., Judd, C. M. & Park, B. (1997). Evidence for racial prejudice at the implicit level and its relationships with questionnaire measures. *Journal of Personality and Social Psychology, 72*, 262–274.
- Zick, A. (1997). *Vorurteile und Rassismus. Eine sozialpsychologische Analyse*. Münster: Waxmann.

PD Dr. Rainer Banse

Humboldt-Universität zu Berlin
 Institut für Psychologie
 Oranienburger Str. 18
 10178 Berlin
 E-mail: banse@rz.hu-berlin.de

Dr. Bertram Gawronski

Northwestern University
 Department of Psychology
 2029 Sheridan Road
 Evanston, IL 60208-2710
 USA
 E-mail: gawronski@northwestern.edu