

Discussion Papers

579

**Niels Winkler
Martin Kroh
Martin Spiess**

**Entwicklung einer deutschen Kurzskala
zur zweidimensionalen Messung
von sozialer Erwünschtheit**

Berlin, Mai 2006



DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

IMPRESSUM

© DIW Berlin, 2006

DIW Berlin

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung

Königin-Luise-Str. 5

14195 Berlin

Tel. +49 (30) 897 89-0

Fax +49 (30) 897 89-200

www.diw.de

ISSN Printausgabe 1433-0210

ISSN elektr. Ausgabe 1619-4535

Alle Rechte vorbehalten.
Abdruck oder vergleichbare
Verwendung von Arbeiten
des DIW Berlin ist auch in
Auszügen nur mit vorheriger
schriftlicher Genehmigung
gestattet.

Entwicklung einer deutschen Kurzsкала zur zweidimensionalen Messung von sozialer Erwünschtheit

Niels Winkler* Martin Kroh[†] Martin Spiess[‡]

5. Mai 2006

Zusammenfassung

Soziale Erwünschtheit kann als Tendenz verstanden werden, scheinbar gesellschaftlich akzeptierte Antworten bei einer Befragung zu geben. Basierend auf den Analysen von Paulhus (1984) wird zwischen zwei Dimensionen unterschieden, der Selbst- und Fremdtäuschung. In Deutschland gibt es in der sozialwissenschaftlichen Forschung derzeit kein gängiges Befragungsinstrument, das die Mehrdimensionalität von sozialer Erwünschtheit abdeckt. Im Folgenden wird auf Grundlage einer Itematterie aus dem SOEP-Pretest 2005 "Persönlichkeit und Politik" eine deutsche Kurzsкала zur Messung sozialer Erwünschtheit entwickelt. Die sechs Items umfassende Skala baut auf dem, aus 40 Items bestehendem, Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR) von Paulhus (1991) auf. Die deutsche Kurzsкала erweist sich als reliabel. Die Prüfung der internen und externen Validität liefert deutliche Hinweise für die empirische Gültigkeit der Skala und somit die erfolgreiche Übertragung des Konzeptes auf den deutschsprachigen Raum.

Keywords: Soziale Erwünschtheit; impression management; self-deceptive enhancement; BIDR.

*SOEP, DIW Berlin und Universität Bremen; nwinkler@empas.uni-bremen.de

[†]SOEP, DIW Berlin; mkroh@diw.de

[‡]SOEP, DIW Berlin und Universität Flensburg; mspiess@diw.de

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Das theoretische Konzept	2
3	Datensatz und Items	4
3.1	SOEP Pretest 2005	4
3.2	Items	4
4	Analyse der Instrumente	7
4.1	Reliabilität	7
4.2	Interne Validität	8
4.3	Zusammenfassung	10
5	Konzeption einer deutschen Kurzsкала auf Basis des BIDR	12
5.1	Interne Validierung der deutschen Kurzsкала	12
5.2	Formulierung und Aufbau der Itembatterie	14
6	Externe Validierung der deutschen Kurzsкала	16
7	Kontrolle soziodemographischer Merkmale	20
8	Resümee	25
	Literatur	27
	Appendix	31

Tabellenverzeichnis

1	Soziodemographische Verteilung der Stichprobe	5
2	Ausgewählte Items der BIDR-Skala von Paulhus	6
3	Marlowe und Crowne Kurzsкала (<i>MC-Skala</i>)	7
4	Interne Konsistenz der MC-Skala und des BIDR	8
5	Faktorladungen der MC-Skala	9
6	Faktorladungen der BIDR-Skala	11
7	Faktorladungen der dt. BIDR-Kurzsкала	13
8	Operationalisierte deutsche Kurzsкала	15
9	Korrelation der sozialen Erwünschtheit mit den “Big-Five“ . .	18
10	Soziodemographische Verteilung der deutschen Kurzsкала . . .	23

1 Einleitung

Wie stark das Antwortverhalten in Surveys durch Tendenzen sozialer Erwünschtheit beeinflusst wird und in welcher Form diese auftritt, ist empirisch schwierig nachzuweisen. Die Annahme, es handle sich dabei um eine einzige Dimension der sozialen Erwünschtheit (vgl. Edwards 1957; Crowne/Marlowe 1964), ist durch Paulhus (1984) maßgeblich revidiert worden. Seinen Untersuchungen zu Folge muß empirisch und auch theoretisch zwischen zwei verschiedenen Arten sozial erwünschtem Antwortverhalten unterschieden werden, der Selbst- und Fremdtäuschung. Im deutschsprachigen Raum gibt es bisher nur wenige Untersuchungen zur Zwei-Dimensionalität von sozialer Erwünschtheit (vgl. Musch, Brockhaus und Bröder 2002; Pauls 2003), denen eine weitere Analyse mit einer für die gesamtdeutsche Bevölkerung repräsentativen Stichprobe hinzugefügt werden soll.

Der Fragebogen des SOEP wurde in den letzten Jahren um einige psychologische Konzepte, wie Zufriedenheit (seit 1984), Anomie (seit 1990), Kontrollorientierung (seit 1994), Reziprozität und Persönlichkeitseigenschaften (seit 2005), erweitert. Eine Möglichkeit das Antwortverhalten auf soziale Erwünschtheit zu kontrollieren, gab es bisher nicht. Aus diesem Grund wurde im Jahr 2004 der Pretest "Persönlichkeit und Politik" durchgeführt. In eine Itembatterie zur Erfassung "menschlicher" Verhaltensweisen wurden 14 Items zur Messung sozialer Erwünschtheit eingearbeitet. Es handelt sich dabei, um die vom Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen (ZUMA) für den Allbus 1980 entwickelte Kurzfassung der ursprünglich 33 Items umfassenden Skala von Marlowe und Crowne (1964),¹ sowie eine Teilmenge des aus 40 Items bestehenden *Balanced Inventory of Desirable Responding* (BIDR) von Paulhus (1984). Dem Vorwurf, dass in Surveys der Einfluss sozialer Erwünschtheit nicht berücksichtigt wird, soll dadurch begegnet werden können. Ziel der folgenden Analyse ist es, aus den getesteten Items des BIDR, eine für Bevölkerungsumfragen geeignete Kurzsкала zu entwickeln.

Der folgende Text liefert in Kapitel 2 eine kurze Beschreibung des Forschungsstandes zur sozialen Erwünschtheit und befasst sich mit den bereits genannten Skalen. In Kapitel 3 werden der Datensatz sowie die verwendeten Items vorgestellt und erläutert. Die Ergebnisse der Analyse werden in Kapitel 4 präsentiert. Im darauffolgenden Kapitel wird dann die Konzeption

¹Ausführliche Information zur Konzeption der MC-Kurzsкала können dem ZUMA-Informationssystem (ZIS) entnommen werden.

einer deutschen Kurz-Skala vorgestellt. Auf deren externe Validierung wird in Kapitel 6 eingegangen. Das siebte Kapitel beinhaltet eine erste Analyse der sozialen Erwünschtheit unter Berücksichtigung von soziodemographischen Merkmalen. Das letzte Kapitel bietet ein kurzes Resümee.

2 Das theoretische Konzept

Der Ansatz der sozialen Erwünschtheit (*social desirability, SD*) legt zu Grunde, dass das Antwortverhalten durch Beschönigungstendenzen beeinflusst wird (vgl. u. a. Mummendey/Eifler 1993). Dies bedeutet, dass die Befragten nicht ihren "wahren" Standpunkt bei einer Befragung wiedergeben, sondern mit sozial erwünschten Tendenzen antworten, anders ausgedrückt "[...] in a way that makes the respondents look good" (Pauls 2003:263). In den letzten 50 Jahren wurde eine Vielzahl von Instrumenten entwickelt, mittels derer dieses Phänomen erfasst werden sollte (Paulhus 1984). Es gibt verschiedene Gründe, die eine solche Messung sinnvoll machen (ausführlich bei Mummendey/Eifler 1993:2). Die Literatur wird mittlerweile von zwei Skalen dominiert, welche in ihrer Aussagekraft divergieren. Zum einen gibt es die *Social Desirability Scale* von Crowne und Marlowe (1964), die im Folgenden mit MC-Skala abgekürzt ist. Es handelt sich dabei um eine revidierte Fassung der Skala von Edwards (1957). Soziale Erwünschtheit wird dabei durch ein Streben nach gesellschaftlicher Anerkennung erklärt (vgl. Überblick bei Mühlenfeld 2004) und als ein "personality style" (Pauls 2003:263) verstanden. Diese Skala wird trotz ihres Alters nach wie vor in der Forschung verwendet. In den deutschsprachigen Raum wurde sie durch die Untersuchungen von Lück und Timaeus (1969) eingeführt. Das ZUMA entwickelte 1980 aus der ursprünglich 33 Items umfassenden MC-Skala eine Kurzsкала (nachzulesen im ZUMA-Skalenhandbuch 1983). Des Weiteren liegen für Deutschland u.a. Untersuchungen von Mummendey und Eifler (1993) und Stocké (2004) vor.

Zum anderen entwickelte Paulhus, aufbauend auf seiner Kritik an der MC-Skala (Mühlenfeld 2004), das *Balanced Inventory of Desirable Responding* (BIDR). Er zeigt auf, dass eine ein-dimensionale Lösung dem Konstrukt nicht gerecht wird (Paulhus 1984). Aus diesem Grund unterscheidet er zwischen zwei Faktoren sozialer Erwünschtheit, zum einen der Selbsttäuschung (*self-deceptive enhancement, SDE*) und zum anderen der Fremdtäuschung

Discussion Paper 579

2 Das theoretische Konzept

(*impression management*, IM).² Die Skala setzt sich aus insgesamt 40 Items zusammen, welche die beiden Dimensionen zu gleichen Teilen erfassen (Paulhus 1991).³ Unter SDE versteht Paulhus eine Tendenz die Realität in einer optimistischen Weise verzerrt wahrzunehmen, sie dient dem Schutz des Selbstbildes und des Selbstwertgefühls. Ein gewisses Maß an Selbsttäuschung zeichnet ein psychisch gesundes Individuum aus (Paulhus 1986; Musch et al. 2002:121). Es handelt sich bei SDE um eine unbewußte Täuschung. Unter Fremdtäuschung kann eine absichtliche, bewußte Täuschung verstanden werden, die das Ziel hat, ein möglichst günstiges Bild von sich gegenüber einem außen (Interviewer, Publikum) abzugeben (ebd. 121). Dieser Aspekt der sozialen Erwünschtheit korreliert hoch mit den klassischen "Lügenskalen" (Eysenck 1975) und kann eingeschränkt mit dem Terminus "Lüge" gleichgesetzt werden (vgl. Paulhus 1984; 2002). Musch et al. (2002) und Pauls (2003) haben mit einer deutschen Übersetzung der Skala das Konzept auf den deutschen Kulturkreis übertragen.

Mittels des SOEP-Pretest soll versucht werden eine operationalisierbare Messung von sozialer Erwünschtheit zu ermöglichen, die den aktuellen Forschungsstand berücksichtigt, d.h. zwei Dimensionen erfasst, und für Bevölkerungsumfragen geeignet ist. Die Skala sollte aus diesem Grund nicht mehr als drei Items pro Dimension umfassen. Auf Basis bestehender Ergebnisse zur Übertragbarkeit der englischen Skala von Paulhus auf Deutschland (Pauls 2003) wurde für den Pretest eine Vorauswahl von zehn Items (jeweils fünf Items pro Dimension) aus dem BIDR getroffen.⁴ Die MC-Kurzskala des ZUMA wurde zu Validierungszwecken ebenfalls mit in die Untersuchung aufgenommen. Ziel ist es, eine Kurzskala zu entwickeln, durch die sozial erwünschte Antworttendenzen geprüft werden können und somit eine bessere Kontrollmöglichkeit für mögliche Antwortverzerrungen besteht.

²Schon bei Wiggins (1964) und Block (1965) taucht die Idee einer Mehrdimensionalität auf.

³Die Konzeption des BIDR und der Items ist ausführlich bei Paulhus (1984) nach zu lesen.

⁴Wir danken Frau Pauls für hilfreiche Hinweise, sowie ihrer Unterstützung bei der Auswahl der Items.

3 Datensatz und Items

3.1 SOEP Pretest 2005

Die der Befragung zugrundeliegende Personenstichprobe wurde nach dem Random-Route-Verfahren auf Basis des ADM-Stichprobensystems (Behrens/Löffler 1999) gezogen und ist repräsentativ für die Wohnbevölkerung Deutschlands ab 16 Jahren. Die Ausschöpfungsquote lag bei 51.4%, der Datensatz umfasst insgesamt 772 Fälle (vgl. Infratest 2004). Der Fragebogen enthält Themenkomplexe zur Politik und zu psychologischen Merkmalen. Die Befragung wurde mittels computergestützten persönlichen Interviews (CAPI) durchgeführt. Die Interviewdauer lag mit 61 Minuten deutlich über der herkömmlichen Interviewdauer beim SOEP mit ca. 37 Minuten. Um Unterschiede in zentralen Merkmalen der Grundgesamtheit und der Stichprobe hinsichtlich der Verteilung nach Alter, Geschlecht und regionaler Herkunft (Ost, West) auszugleichen, sind die Analysen (größtenteils) gewichtet. In Tabelle 1 ist die soziodemographische Verteilung innerhalb der Stichprobe sowohl ungewichtet als auch gewichtet aufgeführt.

3.2 Items

Aus der von Paulhus (1984) entwickelten Itembatterie (BIDR) zur Erfassung von Selbsttäuschung (SDE) und Fremdtäuschung (IM) wurden zehn Items übernommen und übersetzt⁵. Hierbei erfassen jeweils fünf Variablen eine Dimension sozialer Erwünschtheit (vgl. Tabelle 2). Die Befragten des Pretests gaben auf einer sieben-stufigen Likert-Skala (von "1=trifft überhaupt nicht zu" bis "7=trifft voll zu") Auskunft darüber, inwieweit sie den Aussagen zu den dargestellten "menschlichen" Verhaltensweisen zustimmen bzw. diese ablehnen. Hohe Werte bei den Items f02135-f02139 können als Selbsttäuschung interpretiert werden. Für Fremdtäuschung stehen niedrige Werte in den Items f02140-f02144.

⁵Die Items wurden teilweise exakt übersetzt, bei einigen wurde der Wortlaut an den deutschen Kulturraum angepasst. Es wurde darauf geachtet den Inhalt der Aussagen nicht zu verändern.

Tabelle 1: **Soziodemographische Verteilung der Stichprobe**

		Häufigkeit	Prozent (ungewichtet)	Prozent (gewichtet)
Geschlecht	Männlich	360	46.6	48.0
	Weiblich	412	53.4	52.0
Ost-West	Ost	621	80.4	80.0
	West	151	19.6	20.0
Alter	16 bis 19	47	6.1	6.7
	20 bis 29	110	14.2	13.1
	30 bis 39	143	18.5	19.0
	40 bis 49	140	18.1	19.0
	50 bis 59	102	13.2	13.1
	60 bis 69	131	17.0	15.6
	70 bis 79	65	8.4	8.9
	80 und älter	34	4.4	4.6

Quelle: Infratest Sozialforschung 2004.

In Tabelle 3 ist der genaue Wortlaut der Items der MC-Kurzskala des ZUMA sowie deren Polung aufgeführt. Die sieben stufige Likert-Skala liegt auch hier zur Beantwortung der Items zugrunde.

Discussion Paper 579

3 Datensatz und Items

Tabelle 2: **Ausgewählte Items der BIDR–Skala von Paulhus**

	Item	Original Item	
f02135	Mein erster Eindruck von Menschen stellt sich gewöhnlich als richtig heraus	My first impression of people usually turn out to be right	SDE
f02136	Ich weiß immer genau, wieso ich etwas mag	I always know why I like things	SDE
f02137	Viele Leute halten mich für außergewöhnlich	Many people think that I am exceptional	SDE
f02138	Ich ziehe manchmal den Kürzeren, weil ich mich nicht schnell genug entscheiden kann	I sometimes lose out on things because I can't make up my mind soon enough	SDE
f02139	Ich bin mir sehr sicher in meinem Urteil	I am very confident of my judgement	SDE
f02140	Zur Not lüge ich auch schon mal	I sometimes tell lies if I have to	IM
f02141	Ich habe gelegentlich mal jemanden ausgenutzt	There have been occasions when I have taken advantage of someone	IM
f02142	Ich habe schon mal zuviel Wechselgeld zurückbekommen und nichts gesagt	I have received too much change from a salesperson without telling him or her	IM
f02143	Ich nehme niemals etwas an mich, was mir nicht gehört	I never take things that don't belong to me	IM
f02144	Ich habe noch niemals etwas im Geschäft oder anderswo beschädigt, ohne es zu melden	I have never damaged a library book or store merchandise without reporting it	IM

Anmerkungen: SDE=self-deceptive enhancement, IM=impression management; die Übersetzungen wurden aus der BIDR-Version-7 übernommen.

Tabelle 3: Marlowe und Crowne Kurzskala (*MC-Skala*)

	Item	Original Item	Polung
f02131	Ich sage immer, was ich denke	I always try to practice what I preach	+
f02132	Ich bin manchmal ärgerlich, wenn ich meinen Willen nicht bekomme	I sometimes feel resentful when I don't get my way	-
f02133	Ich bin immer gewillt einen Fehler, den ich mache, zuzugeben	I'm always willing to admit it when I make a mistake	+
f02134	Ich habe gelegentlich mit Absicht etwas gesagt, was die Gefühle anderer verletzen könnte	I have deliberately said something that hurt someone's feelings	-

Anmerkung: Die englische Übersetzung wurde aus der Original Skala von Marlowe und Crowne übernommen (vgl. Paulhus 1991, 29ff.).

4 Analyse der Instrumente

4.1 Reliabilität

Um die Reliabilität von Skalen zu bestimmen, ist die Berechnung von Cronbachs Alpha zur Ermittlung der internen Konsistenz von Variablengruppen ein häufig angewandtes Verfahren (Urbina 2004:131). Interne Konsistenz meint hierbei die Stärke der inneren Homogenität der einzelnen Items in der Skala (Rost 1996:355). Es wird in diesem Zusammenhang auch von Eindimensionalität bzw. einem Maß für die Zuverlässigkeit der Skala gesprochen. Cronbachs Alpha liegt im Wertebereich von 0 bis +1, wobei +1 für eine perfekte Konsistenz steht. Ab wann eine Skala als hinreichend reliabel gilt, ist in der Literatur umstritten. In der Regel wird von einem Wert >0.7 ausgegangen (Cortina 1993:101).⁶ Die Berechnung des Koeffizienten ist abhängig von der

⁶Bei Krapp/Hofer/Prell 1982 wird ein kritischer Wert von 0.5 als ausreichend bezeichnet.

Discussion Paper 579

4 Analyse der Instrumente

Anzahl der Items, denn der “[...] coefficient alpha will be higher [...] as the number of items increases [...]”(Urbina 2004:131).“

Die Alpha Werte für das BIDR sind mit $\alpha=0.44$ bei SDE und $\alpha=0.54$ bei IM höher als die der MC-Kurzskala. Die mittlere Inter-Item-Korrelation beträgt 0.2 bzw. 0.15. Die beiden Skalen sind demnach gerade noch reliabel, wenn man die geringe Anzahl der Items berücksichtigt. Es konnte ein innerer Zusammenhang zwischen den Items, gemäß der theoretischen Erwartungen, hergestellt werden, dieser fällt jedoch etwas niedriger als erwartet aus.

Tabelle 4: **Interne Konsistenz der MC-Skala und des BIDR**

	Fallzahl (<i>N</i>)	Korrelation (<i>MIC</i>)	Cronbachs Alpha (α)
Marlowe/Crowne	760	0.11	0.31
Selbsttäuschung <i>SDE</i>	725	0.15	0.45
Fremdtäuschung <i>IM</i>	743	0.20	0.54

Anmerkung: N=beobachtete Fälle (missings deleted listwise); MIC=mittlere Inter-Item Korrelation.

Die MC-Kurzskala weist einen Wert von $\alpha=0.31$ auf und eine mittlere Inter-Item-Korrelation von 0.1. Die Werte zur Messung der internen Konsistenz fallen also sehr niedrig aus, auf diese Problematik ist schon bei Mumme und Eifler (1993) hingewiesen worden und bestätigt die eingeschränkte Brauchbarkeit der Skala.

4.2 Interne Validität

Die vier Items der MC-Skala sollten entsprechend der Theorie auf eine Dimension zurückgeführt werden können (Crowne/Marlowe 1964). Bei einer

Discussion Paper 579

4 Analyse der Instrumente

Hauptkomponentenfaktoranalyse sollten die Items demnach auf einen gemeinsamen Faktor laden. Wie in Tabelle 5 zu erkennen ist, verteilen sich die rotierten Ladungen nicht wie konzipiert. Auf Grundlage des Eigenwertkriteriums können zwei Faktoren zugeordnet werden. Es ist zu beobachten, dass die Items abhängig von ihrer Polung auf zwei Dimensionen laden. Die theoretische Vorannahme der Ein-Dimensionalität konnte nicht bestätigt werden, die vier Items liefern keine valide Messung von sozialer Erwünschtheit. Beim erzwingen einer einfaktoriellen Lösung weisen zwei Items eine Faktorladung von weniger als 0.5 auf, d.h. auch dieser Ansatz führt zu keiner geeigneten Lösung. Das theoretische Postulat kann nicht validiert werden. Über die Gründe ist auf Basis der Daten keine Aussage möglich.

Tabelle 5: **Faktorladungen der MC-Skala**

Item-Nr.	Faktorladung 1	Faktorladung 2
f02131	0.21	0.81
f02132	0.81	0.11
f02133	-0.22	0.77
f02134	0.78	0.10

Anmerkung: PCF; Rotationsmethode: Promax; Fälle gewichtet auf Personenebene; erklärte Gesamtvarianz 65.4%.

In Tabelle 6 sind die Ergebnisse zur Untersuchung der internen Validität der BIDR-Skala dargestellt. Hierbei sollten auf Grundlage der theoretischen Vorüberlegungen (Paulhus 1984) zwei Dimensionen aus den 10 Items auszumachen sein, wobei die Variablen f02135-f02139 auf einen Faktor (SDE) laden sollten und die Items f02140 bis f02144 auf den zweiten Faktor (IM).

Wie jedoch zu erkennen ist, laden die zehn Items auf insgesamt drei Faktoren mit einem Eigenwert >1 hoch. Im dritten Faktor weisen jedoch nur die Items f02143 und f02144 hohe Ladungen auf. In der Korrelationsmatrix (s. Anhang) ist zu beobachten, dass diese sehr stark untereinander korrelieren und nur sehr schwach mit den anderen Items. f02138 lädt auf keinen der drei Faktoren mit einer Ladung >0.5 , das Item kann somit keinem Faktor eindeutig zugeordnet werden. Item f02137 ist inhaltlich schwierig zu interpretieren und weist ebenfalls eine vergleichsweise schwache Ladung auf, des Weiteren korreliert dieses Item im Vergleich schwächer mit den anderen Items. Durch das Modell werden insgesamt 51.3% der Gesamtvarianz erklärt. Auch in den Analysen bei Musch et al. (2002) konnten mehr als zwei Faktoren mit einem Eigenwert >1 beobachtet werden.

Die Vorgabe einer zweifaktoriellen Lösung für alle zehn Items liefert kein Ergebnis, das den theoretischen Postulaten entspricht. Nur die Items f01235, 36, 39 bis 42 weisen bei dieser Lösung "hohe" Ladungen auf. Werden beide Modelle, das zwei- und das drei-faktorielle, in die Interpretation der Ergebnisse einbezogen, können die theoretischen Erwartungen für die eben erwähnten Items bestätigt werden. Der latente Faktor 1 kann demnach als Selbsttäuschung interpretiert werden und der zweite latente Faktor als Fremdtäuschung.

4.3 Zusammenfassung

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die gekürzte MC-Skala den Kriterien der Reliabilität und der Validität nicht genügt, das theoretische Po-

Tabelle 6: Faktorladungen der BIDR-Skala

Item-Nr.	Faktorladung 1	Faktorladung 2	Faktorladung 3
f02135	0.62	-0.09	0.26
f02136	0.73	-0.08	0.12
f02137	0.55	0.28	-0.20
f02138	0.12	0.49	0.11
f02139	0.68	-0.07	-0.19
f02140	-0.01	0.71	0.18
f02141	-0.05	0.72	-0.07
f02142	-0.13	0.64	-0.10
f02143	0.02	0.01	0.85
f02144	0.01	0.05	0.84

Anmerkung: PCF; Rotationsmethode: Promax; Fälle gewichtet auf Personenebene; erklärte Gesamtvarianz 51.3%.

stulat der Ein-Dimensionalität kann nicht validiert werden. Dies bestätigt die Kritik von Mummendey und Eifler (1993). Über die Gründe kann nur spekuliert werden. Die Brauchbarkeit dieser Skala um soziale Erwünschtheit in Surveys erfassen zu können, kann jedoch bezweifelt werden.

Die ausgewählten Items des BIDR liefern ein besseres Ergebnis. Es lassen sich unter Berücksichtigung der Ergebnisse der Korrelationsmatrix zwei inhaltlich relevante Dimensionen ausmachen, die den theoretischen Erwartungen entsprechen. Die Items f02143 und f02144 bilden eine eigene Dimension und lassen sich auch nicht in die beiden Dimensionen “zwingen“. Aufgrund der schwachen Korrelation mit den anderen Items werden sie aus der weiteren Analyse ausgeschlossen, ebenso wie f02137 und f02138. Das Item f02138 kann keinem Faktor zugeordnet werden und f02137 korreliert, wie oben erwähnt, vergleichsweise schwach mit den anderen drei Items und hat auch eine deutlich geringere Ladung. Die Dimension der Items f02135-36 und f02139 wird als Selbsttäuschung interpretiert. Die Items f02140 bis f02142 laden auf dem

anderen Faktor hoch, der als Fremdtäuschung identifiziert wird. Durch die Prüfung der Reliabilität und Validität der Items konnten sechs Items herausgefiltert werden, wodurch sich die angestrebte Lösung mit einer zwei mal drei Itembatterie ergibt. Diese bildet im Folgenden die Grundlage für die Konzeption einer deutschen Kurzskala.

5 Konzeption einer deutschen Kurzskala auf Basis des BIDR

5.1 Interne Validierung der deutschen Kurzskala

Rechnet man das Modell unter Einbezug der oben erwähnten Ausschlusskriterien nur mit den Items f02135, 36, 39 und 40 bis 42 der BIDR-Skala, so lassen sich die zwei postulierten Dimensionen identifizieren. Die beiden latente Faktoren konnten inhaltlich als Selbsttäuschung (*SDE*) und Fremdtäuschung (*IM*) interpretiert werden, da die Items entsprechend der theoretischen Vorüberlegungen hoch laden. Die Faktorladungen sind alle >0.6 (vgl. Tabelle 7). Die deutlichen Unterschiede der Ladungen auf die Dimensionen bei den einzelnen Items können als Indiz für eine klare Trennschärfe interpretiert werden (vgl. Backhaus et al. 2003). Der Anteil der erklärten Varianz liegt bei 54.6% und hat sich im Vergleich zum ursprünglichen BIDR-Modell um mehr als 3% erhöht. Somit erweist sich das Modell als intern valide, die empirischen Ergebnisse geben die theoretischen Annahmen wieder. Die Dimensionen korrelieren untereinander mit weniger als 0.1, dies liegt im unteren Bereich des nach Paulhus akzeptierten Toleranzbereiches für den Zusammenhang der Dimensionen. Dies und die deutliche Divergenz der Ladungen auf den einzelnen

Discussion Paper 579

5 Konzeption einer deutschen Kurzsкала auf Basis des BIDR

Dimensionen legen nahe, dass empirisch zwei Aspekte sozialer Erwünschtheit erfasst wurden.

Tabelle 7: **Faktorladungen der dt. BIDR–Kurzsкала**

Item-Nr.	Faktorladung 1	Faktorladung 2
f02135	0.07	0.75
f02136	0.03	0.78
f02139	-0.09	0.68
f02140	-0.69	0.10
f02141	-0.78	-0.03
f02142	-0.71	-0.10

Anmerkung: PCF; Rotationsmethode: Promax; Fälle gewichtet auf Personenebene; erklärte Gesamtvarianz 54.6%.

Die Reliabilität der einzelnen Dimensionen hat sich verbessert. Die interne Konsistenz der Selbsttäuschungsitems beträgt in der deutschen BIDR-Kurzsкала $\alpha=0.6$ bzw. $\alpha=0.55$ bei den Fremdtäuschungsitems. Die Werte können bei nur drei Items als relativ hoch interpretiert werden, und sind Ausdruck für eine hohe Homogenität der Items (Tabelle s. Anhang). Die mittlere Inter-Item Korrelation steigt im Vergleich zur BIDR-Skala mit zehn Items deutlich an und liegt in beiden Itemgruppen bei 0.3. Die entwickelte BIDR-Kurzsкала erfüllt die Kriterien der Reliabilität und Validität und erfasst unter Berücksichtigung der theoretischen Annahmen die soziale Erwünschtheit.

Auf Basis der Analyse wird vorgeschlagen die BIDR-Kurzsкала als Item-batterie für das SOEP zu übernehmen, um in Zukunft eine Analyse der sozialen Erwünschtheit zu ermöglichen und somit das Antwortenverhalten der Befragten auf soziale Erwünschtheit hin kontrollieren zu können.

5.2 Formulierung und Aufbau der Itembatterie

Bei der Formulierung der Fragen werden allerdings zwei Änderungen vorgeschlagen. Eine Frage zur Erfassung der Selbsttäuschung sollte umgepolt werden, gleiches gilt für eine Frage zur Erfassung der Fremdtäuschung. Der Grund hierfür liegt in der Gefahr ein methodisches Artefakt zu messen, bei dem sich die Dimensionen durch die Polung der Items konstituieren und nicht über ihre inhaltliche Zusammenhänge (Kühnel/Krebs 2004:35). Zudem kann so der “balanced“-Charakter des BIDR beibehalten werden, d.h. die Ausgeglichenheit der Skala hinsichtlich der Dimensionen und der Polung der Items. Außerdem kann so die Anfälligkeit für bestimmte Antwortmuster, wie z.B. “ja-sage-Tendenzen“, reduziert werden. Bei der Umformulierung ist besonders darauf zu achten, die Fragen inhaltlich nicht zu verschärfen, sondern lediglich die Aussage umzudrehen. Geeignet hierfür sind die Fragen f021039 für SDE und f02140 für IM. Bei der Aussage “Ich bin mir sehr sicher in meinen Urteilen“ wird ‘sehr sicher’ durch die negative Formulierung ‘oft unsicher’ ersetzt. Hierbei kommt es zwar zu einer inhaltlichen Abschwächung der Aussage, diese läßt sich aber mit den generell schwächeren Formulierung von negativen Items vereinbaren (vgl. Paulhus 1991). Bei den negativ gepolten Items zur Erfassung der Fremdtäuschung gestaltet sich die Auswahl und Umformulierung schwieriger. Die Aussage “I sometimes tell lies if I have to“ entwickelte Paulhus (1984) aus der ursprünglich positiv formulierten Aussage “I am honest“ aus dem *Other-deception Questionnaire* (ODQ) von Sackeim und Gur (1978). Um die Ausgeglichenheit an positiven und negativen Aussagen im BIDR zu gewährleisten, musste Paulhus diese Aussage umpolen. In den SOEP-Fragebogen könnte nun aus dem gleichen Grund das Origi-

Discussion Paper 579

5 Konzeption einer deutschen Kurzsкала auf Basis des BIDR

nalitem aus dem ODQ übernommen werden. Das Item f02140 wird ersetzt durch “ich bin immer ehrlich zu anderen“. Der Terminus “zu anderen“ wurde hinzugefügt, um die inhaltliche Auslegung des Items zu verdeutlichen.

In der Tabelle sind die endgültigen Items aufgeführt, die ursprüngliche Reihenfolge wurde verändert, so dass unterschiedlich gepolte Items, soweit möglich, im Wechsel erhoben werden. Die Items zur Selbsttäuschung werden zuerst erfragt, danach kommen die Aussagen zur Fremdtäuschung. Die sieben-stufige Likert-Skala kann wie im Original übernommen werden.

Tabelle 8: **Operationalisierte Kurzsкала**

Nehmen Sie bitte zu den folgenden menschliche Verhaltensweisen Stellung. Was würden Sie sagen: Inwieweit trifft der jeweilige Satz auf Sie persönlich zu?	
Mein erster Eindruck von Menschen stellt sich gewöhnlich als richtig heraus	SDE +
Ich bin mir oft unsicher in meinem Urteil	SDE –
Ich weiß immer genau, wieso ich etwas mag	SDE +
Ich habe schon mal zuviel Wechselgeld zurückbekommen und nichts gesagt	IM –
Ich bin immer ehrlich zu anderen	IM +
Ich habe gelegentlich mal jemanden ausgenutzt	IM –

Anmerkungen: Dem Befragten steht eine sieben-stufige Likert-Skala von 1=’trifft überhaupt nicht zu’ bis 7=’trifft voll zu’ für die Beantwortung der Aussagen zur Verfügung.

6 Externe Validierung der deutschen Kurzskala

Die interne Validität der ausgewählten Items wurde in Kapitel 4 dargelegt. Es gilt nun in einem letzten Schritt zu prüfen, inwieweit die Ergebnisse auch den Kriterien der externen Validität genügen (Rost 1996). In den Analysen von Paulhus (2002), Pauls (2003) und Musch et al.(2002) ist der Zusammenhang, den die Skalen zur Messung der sozialen Erwünschtheit mit dem Big-Five Index haben, untersucht worden. Unter dem Big-Five-Ansatz ist ein psychologisches Konzept zur Erfassung der Persönlichkeit zu verstehen, dabei wird zwischen fünf zentralen Persönlichkeitsdimensionen unterschieden: Neurotizismus, Extraversion, Offenheit, Gewissenhaftigkeit und Verträglichkeit (ausführlich nach zu lesen bei Costa/McCrae 1990). Gemessen werden diese Dimensionen mit dem NEO Personality Inventory Revised (NEO-PI-R) von Costa/McCrae (1992).⁷

In der Theorie wird der Zusammenhang zwischen den sozialen Erwünschtheitsdimensionen und den fünf Persönlichkeitsmerkmalen folgendermaßen erläutert: Personen mit einem Hang zur Selbsttäuschung zeichnen sich durch ein starkes Selbstbewusstsein aus und sie “[...] tend to deny having psychologically threatening thoughts or feelings“ (Pauls/Stemmler 2003: 264). Sie neigen also zu Extraversion und emotionaler Stabilität. Personen, die bewußt täuschen, neigen durch ihren Hang, einer anderen Person (z.B. dem Interviewer) gefallen zu wollen, zu Verträglichkeit und Gewissenhaftigkeit, da diese Personen sehr bemüht sind, immer ein möglichst gutes Bild von sich

⁷Eine deutsche Fassung des NEO-PI-R ist bei Ostendorf/Angleitner (2004) nach zu lesen.

Discussion Paper 579

6 Externe Validierung der deutschen Kurzsкала

abzuliefern (Pauls/Stemmler 2003; im Original ausführlich nach zu lesen bei Paulhus 2002).

Paulhus (2002) zeigt empirisch, dass Selbsttäuschung negativ mit Neurotizismus korreliert und positive Zusammenhänge mit Extraversion und Offenheit aufweist. Die anderen beiden Persönlichkeitsdimensionen haben eine positive Beziehung zur Fremdtäuschung. Die Ergebnisse der deutschen Untersuchungen zum Zusammenhang von sozialer Erwünschtheit und Persönlichkeit u.a. von Musch et al. (2002) und Pauls (2003) kommen zu ähnlichen Ergebnissen wie Paulhus. In Tabelle 9 sind die Korrelationen der Selbst- und Fremdtäuschung mit den Persönlichkeitsdimensionen für den Pretest aufgezeigt.

Die Selbsttäuschung korreliert negativ mit Neurotizismus, dies repliziert die Ergebnisse von Paulhus (1986) ebenso wie die bei Pauls (2003) und Musch et al. (2002). Bei der Extraversion und der Offenheit sind die Ergebnisse nicht signifikant. Gewissenhaftigkeit korreliert auch hoch mit Selbsttäuschung, dies deckt sich mit den Ergebnissen der deutschen Untersuchungen (Musch et al. 2002). Einzig der hohe Zusammenhang mit der Verträglichkeit ist in den anderen Studien so nicht zu finden.

Der von Paulhus (1986) verifizierte theoretische Zusammenhang zwischen Fremd- täuschung und Gewissenhaftigkeit sowie Verträglichkeit, kann auch für die neu entwickelte Kurzsкала aufgezeigt werden (für Deutschland vgl. Pauls 2003). Auch die negative Korrelation mit Neurotizismus ist in den anderen Untersuchungen zu finden (vgl. Musch et al. 2002; Pauls 2003). Die Verträglichkeit korreliert positiv mit der Fremdtäuschung, dies repliziert ebenfalls eine Tendenz, die die Analyse von Paulhus (2002) belegt. Auch Musch

Discussion Paper 579

6 Externe Validierung der deutschen Kurzsкала

et al.(2002) errechnen für diese Persönlichkeitsdimension einen positiven Zusammenhang.

Tabelle 9: **Korrelation der sozialen Erwünschtheit mit den “Big-Five“**

	Selbsttäuschung	Fremdtäuschung
NEO-FFI: Neurotizismus	-0.17**	-0.11**
NEO-FFI: Extraversion	-0.03	0,26**
NEO-FFI: Offenheit	0.02	-0.22**
NEO-FFI: Verträglichkeit	0.27**	0,27**
NEO-FFI: Gewissenhaftigkeit	0.28**	0.31**

Anmerkung: **p<0.005.

Die Ergebnisse liefern erste Hinweise auf die externe Validität der Skala, die Zusammenhänge zwischen der deutschen Kurzsкала des BIDR und den Big-Five entspricht den Korrelaten der Original-BIDR-Skala.

Ein weiteres übliches Verfahren zur externen Validierung des BIDR, ist die Untersuchung der Zusammenhänge zwischen dieser und anderen Skalen zur Messung sozialer Erwünschtheit.⁸ Diese lassen sich aus der Konzeption des BIDR erklären, welches sich aus, mittels Faktorenanalyse, ausgewählten Items der andern Skalen zusammensetzt (Paulhus 1984).⁹ In dieser Studie kann nur der Zusammenhang mit der MC-Kurzsкала überprüft werden, die anderen Skalen wären für diese Erhebung zu umfangreich gewesen. Die erwarteten Korrelationen können beobachtet werden, auch wenn die Zusammenhänge etwas schwächer ausfallen.¹⁰

⁸Paulhus (1984; 2002) zeigt Zusammenhänge mit anderen SD-Skalen, wie dem MMPI (*Minnesota Multiphasic Personality Inventory*). Diese leiten sich aus der theoretischen Konzeption des BIDR ab (vgl. ebd.).

⁹Beispielsweise ist für die Selbsttäuschung ein starker Zusammenhang mit dem Other-deception Questionnaire (ODQ) von Sackheim/Gur (1978) zu erwarten, da viele Items aus dem ODQ auch für die Messung der Selbsttäuschung verwendet werden.

¹⁰Mit Rücksicht auf die Länge des Textes und die Qualität der MC-Kurzsкала wird an

Discussion Paper 579

6 Externe Validierung der deutschen Kurzsкала

Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass die Kurzsкала für das SOEP zur Messung sozialer Erwünschtheit intern und auch extern valide ist. Die Unterschiede zu anderen Studien sind bei der Erforschung sozialer Erwünschtheit kein seltenes Phänomen und lassen sich mit den theoretischen Konzeptionen vereinbaren. Alle zur Untersuchung des Pretests herangezogenen Texte divergieren in ihren Ergebnissen in gleichem Maße, wie auch diese Untersuchung, allerdings wird die Analyse der sozialen Erwünschtheit zum erstenmal einem Anspruch auf Repräsentativität gerecht. Es läßt sich demnach, auf Basis der vorgenommenen Untersuchungen, kein qualitativer Unterschied zwischen der Kurz- und Langversion des BIDR feststellen. Natürlich mussten im Rahmen der Studie Einschränkungen gemacht werden, auf Basis der zur Verfügung stehenden Mittel wurden dennoch alle Möglichkeiten ausgeschöpft. Es wurde eine neue Kurzsкала zur Erfassung sozialer Erwünschtheit entwickelt, welche den aktuellen Forschungsstand widerspiegelt, d.h die Zwei-Dimensionalität erfasst, und zudem geeignet ist in Bevölkerungsumfragen eingesetzt zu werden, wodurch eine Kontrolle von sozial erwünschten Antworttendenzen möglich wird.

dieser Stelle auf eine ausführliche Darstellung der Ergebnisse verzichtet, sie können aber bei Interesse nachgereicht werden.

7 Kontrolle soziodemographischer Merkmale

Im folgenden Abschnitt soll nun analysiert werden, inwieweit bestimmte Gruppen auszumachen sind, bei denen die Selbsttäuschung oder die Fremdtäuschung stärker ausgeprägt ist. Die explorative Analyse soll erste Hinweise für das Verhalten von SDE und IM nach soziodemographischen Merkmalen bei einer repräsentativen Personenstichprobe liefern. Die Analysen von Paulhus (1991), Becker/Cherny (1994) und Musch et al. (2002) haben gezeigt, dass geschlechtsspezifische Zusammenhänge zu beobachten sind: Paulhus berichtet für das BIDR-Version-6 (1991) von einer höheren Neigung zur Fremdtäuschung bei Frauen, bei der Selbsttäuschung ist bei ihm kein geschlechtsspezifischer Unterschied zu beobachten. Becker und Cherny (1994) untersuchten gezielt den Einfluss des Geschlechts auf das BIDR, mit dem Ergebnis "... that measure socially desirable responding (SDR) appear to vary in significance in male and female respondents."¹¹ In Deutschland stellen Musch et al. (2002) einen Zusammenhang zwischen Geschlecht und Selbsttäuschung her, der bei Männern stärker ausgeprägt ist, jedoch keinen für Fremdtäuschung.

Weitere soziodemographische Merkmale werden in der Untersuchungen zur sozialen Erwünschtheit (Paulhus 1984; 1991; 1994; Musch et al. 2002) nicht erfasst. Die folgende deskriptive Analyse liefert – für Deutschland – erste Ergebnisse zu möglichen Zusammenhängen zwischen sozialer Erwünschtheit und Soziodemographie.

Zu diesem Zweck werden die prozentualen Anteile von bestimmten Gruppen, denen Selbsttäuschung bzw. Fremdtäuschung unterstellt werden kann,

¹¹In diesem Artikel ist auch die theoretische Konzeption zu den Zusammenhängen zwischen Geschlecht und sozialer Erwünschtheit nach zu lesen (Becker und Cherny 1994).

Discussion Paper 579

7 Kontrolle soziodemographischer Merkmale

hinsichtlich geschlechts-, bildungs- und altersspezifischer sowie regionaler Merkmale verglichen, zusätzlich wird der Erwerbsstatus herangezogen.

Auf regionaler Ebene wird zwischen den östlichen und den westlichen Bundesländern differenziert. Bei der Bildung mussten die Schulabschlüsse der ehemaligen DDR und der BRD zusammengefasst werden.¹² Die Altersgruppen wurden auf Grundlage der Quartilsverteilung gebildet. Von Vorteil war in diesem Zusammenhang, dass Personen im sicheren Rentenalter (über 65 Jahren) bei dieser Einteilung eine eigene Gruppe bilden. Beim Erwerbsstatus wird zwischen Selbstständigen, Erwerbstätigen und Nicht-Erwerbstätigen unterschieden.¹³

Nach Paulhus kann in einer Interpretationsvariante nur extremes Antwortverhalten als soziale Erwünschtheit identifiziert werden, also die Werte 6 und 7 auf der sieben-stufigen Likert-Skala (Paulhus 1984; 1991).¹⁴ Zu diesem Zweck werden zwei neue, dichotome, Variablen kodiert (SDE01 und IM01).¹⁵ Die Ausprägung 1 steht in beiden Fällen für soziale Erwünschtheit. Sie wird erreicht, wenn ein Fall bei der Addition der drei Items, aus dem sich die jeweilige Dimension zusammensetzen, Ausprägungen im Wertebereich von 18

¹²Eine Besonderheit hierbei war, dass es in der DDR kein Äquivalent zum Fachabitur gab, wodurch dieses in eine Kategorie mit dem Abitur in der BRD und der Hochschulreife in der DDR zusammengefasst wurde. Die Kategorien "kein Schulabschluss" und "anderer Abschluss" wurden aufgrund der geringen Fallzahl aus der Analyse ausgeschlossen.

¹³Erwerbstätig sind hiernach alle Personen, die einer voll- oder teilzeit Beschäftigung nachgehen; nicht-erwerbstätig sind Personen, wie Rentner, Hausfrauen oder Schüler und Studenten.

¹⁴Dieser Ansatz wird in Deutschland im Allgemeinen nicht herangezogen (Musch et al. 2002:122).

¹⁵Im Gegensatz zum diesem hier verwendeten "dichotomous scoring" werden beim "continuous scoring" die einzelnen Ausprägungen in den Items summiert. Eine Auseinandersetzung mit den Vor- und Nachteilen der beiden Vorgehensweisen kann bei Stöber, Dette und Musch (2002) nachgelesen werden.

Discussion Paper 579

7 Kontrolle soziodemographischer Merkmale

bis 21 aufweist.¹⁶ Der Wert 18 wurde als unterste Grenze genommen, da bei ihm sichergestellt werden kann, dass der Befragte in allen Items eine extreme Antwort gegeben haben muss. Diese Vorgehensweise unterscheidet sich etwas vom eigentlichen "dichotomous scoring", da nicht jedes einzelne Items dichotomisiert wurde, sondern die additive Skala. Das Vorgehen wurde zur besseren Darstellbarkeit der Ergebnisse gewählt und ermöglicht durch die, der Abbildung zugrunde liegenden, Kontingenztabellenanalysen eine Hypothesenprüfung mit Hilfe des *Chi*²-Kriteriums. Die Nullhypothese lautet bei allen Variablen, dass es keine Unterschied zwischen den einzelnen Gruppen gibt. Die Irrtumswahrscheinlichkeit liegt bei 5%, die Anzahl der *degrees of freedom* liegt je nach Variable zwischen 1 und 3. Die Aussagen über die Stärke der Zusammenhänge beruhen auf der Interpretation von Cramérs V, die Richtung kann aus der prozentualen Verteilung geschlossen werden.

Insgesamt kann bei 17.9% der Befragten eine Tendenz zur Selbsttäuschung beobachtet werden, die Differenzen über alle soziodemographischen Merkmalsgruppen hinweg sind relativ gering. Der bei Musch et al. (2002) beobachtete geschlechtsspezifische Unterschied, kann nicht bestätigt werden. Knapp ein Drittel neigt zur Fremdtäuschung, hier sind teilweise deutliche Unterschiede innerhalb der Merkmalsgruppen erkennbar. Bei mehr als der Hälfte (56.3%) der Umfrageteilnehmer ist kein sozial erwünschtes Antwortverhalten auf Grundlage der erhobenen Items zu beobachten. Nur 51 Personen aus der Stichprobe können sowohl als "Fremdtäuscher" als auch als "Selbsttäuscher" identifiziert werden, dies sind weniger als 7%.

Es sind zwei signifikante Zusammenhänge, zum Alter und zum Geschlecht,

¹⁶Die Items zur Erfassung des IM wurden umgepolt, sodass auch bei ihnen hohe Werte als Täuschung interpretiert werden können.

Tabelle 10: **Soziodemographische Verteilung der BIDR-Kurzskala**

		Selbsttäuschung	Fremdtäuschung
		in %	in %
Geschlecht	Männlich	17.9	26.4
	Weiblich	17.9	38.5
Ost-West	Ost	21.1	31.8
	West	17.0	33.3
Alter	16 bis 34	12.3	24.8
	35 bis 46	22.9	31.4
	47 bis 64	15.4	30.3
	65 und älter	22.2	46.9
Bildung	Hauptschulabschluss	18.5	36.3
	Realschulabschluss	17.4	30.0
	(Fach)-Abitur	23.1	28.3
Erwerbsstatus	Nicht erwerbstätig	17.7	36.3
	Abhängig erwerbstätig	18.0	29.4
	Selbstständig	19.1	23.9
Gesamt		17.9	32.9

Anmerkung: SDE01=Selbsttäuschung (N=754) und IM01=Fremdtäuschung (N=757) (bei Bildung beträgt die Fallzahl aufgrund der Umkodierung nur N=661 bzw. 654).

bei der Fremdtäuschung zu beobachten, bei der Selbsttäuschung gibt es keine signifikanten Zusammenhänge zu den soziodemographischen Merkmalen. Es sind zwar prozentuale Unterschiede auszumachen, die Nullhypothesen können jedoch nicht abgelehnt werden. Aus den Ergebnissen läßt sich schließen, dass die Selbsttäuschung gemessen mit der deutschen Kurzskala weitestgehend unabhängig von soziodemographischen Merkmalen ist, dies entspricht den Ergebnissen der Originalskala bei Paulhus und unterstreicht somit die Validität der deutschen Kurzskala.

Discussion Paper 579

7 Kontrolle soziodemographischer Merkmale

Der Zusammenhang zwischen Fremdtäuschung und Geschlecht fällt relativ stark aus und bestätigt die Resultate bei Paulhus (1984, 1991) und Becker und Cherny (1994). Dem Ergebnis zu folge, neigen 38,5% der Frauen zur bewußten Täuschung eines dritten, im Gegensatz zu nur einem Viertel der Männer. Der geschlechtsspezifische Unterschied fällt demnach höher aus als bei Paulhus (1991). Wodurch diese vergleichsweise starke Differenz erklärt werden kann, soll Gegenstand weiterer Untersuchung sein und an dieser Stelle nicht weiter verfolgt werden. Bei den Altersgruppen sind ebenfalls deutliche Unterschiede erkennbar. Personen, die 65 und älter sind, haben eine fast doppelt so hohe Neigung zur Fremdtäuschung, als Personen die 34 und jünger sind. Bei den Befragten in den mittleren Altersgruppen liegt der Anteil derer, denen auf Grundlage der Analyse eine bewußte Täuschung unterstellt werden könnte, bei etwas mehr als 30%. Andererseits könnte hier aber auch nur eine Verschiebung der Werte und Normen vorliegen, also eine Art Generationskonflikt bzw. -unterschied. Die Formulierung der Items läßt diesen Schluss zu, gerade in Hinblick auf Ehrlichkeit¹⁷ und Eigentum¹⁸. Dies würde bedeuten, dass es sich nicht um eine altersspezifische Differenz, sondern um einen Kohortenunterschied handelt. Wodurch der Zusammenhang genau erklärt werden kann und welche Konsequenzen sich daraus für die Messung sozialer Erwünschtheit ergeben, ist mit dem vorliegenden Datensatz nicht möglich, und kann als Anregung für weitergehenden Analyse zu diesem Thema genutzt werden.

¹⁷Item f02140

¹⁸Item f02142

8 Resümee

Aus den Items zur Erfassung sozialer Erwünschtheit konnte eine Kurzska-
la auf Basis des BIDR mit sechs Items entwickelt werden. Hierdurch ist es
nun möglich in Surveys sozial erwünschte Antworttendenzen, differenziert
auf zwei Dimensionen, zu erkennen. Es besteht die Möglichkeit zu kontrollie-
ren wie stark einzelne Items durch soziale Erwünschtheit beeinflusst werden.
Die Erkenntnisse können bei der Konstruktion der Fragebögen und der Aus-
wertung der Daten genutzt werden. Es bieten sich somit in der sozialwissen-
schaftlichen Forschung neue Wege bei der Auswertung und Konzeption der
Daten.

Die konzipierte deutsche Kurzska-
la des BIDR hat sich als reliabel und
intern sowie extern valide erwiesen und erfüllt die gleichen theoretischen und
empirischen Bedingungen wie die Original-BIDR-Skala. Im Vergleich zu der
MC-Kurzska-
la, die im u.a. Allbus 1980 erhoben wurde, sind statistisch über-
zeugendere Ergebnisse zu beobachten, die zudem den aktuellen Forschungs-
stand berücksichtigen.

Bei den weitergehenden Analysen können zwischen sozialer Erwünsch-
theit und Soziodemographie zwei signifikante Zusammenhänge, bei Geschlecht
und Alter, hergestellt werden, die bei den bisherigen Analysen von Paulhus
(1991), Becker und Cherny (1994) u.a. ebenfalls beobachtet werden konn-
ten. Die kausalen Zusammenhänge sind offen und können auf Grundlage der
vorhandenen Daten nicht geklärt werden

Durch die Entwicklung dieser für bundesdeutsche Bevölkerungsumfragen
geeigneten Kurzska-
la zur Erfassung sozialer Erwünschtheit ist es möglich,
Verzerrungen im Antwortverhalten zu kontrollieren. Vorwürfe, ob Antworten

Discussion Paper 579

8 Resümee

durch sozial Erwünschtheit beeinflusst werden, können dadurch in Zukunft beantwortet werden.

Literatur

- BACKHAUS, K.; ERICHSON, B.; PLINKE, W. UND WEIBER, R. (2003): *Multivariate Analysemethoden*. 10.Auflage, Berlin: Springer Verlag
- BECKER, G. UND CHERNY, S.S. (1994): Gender-controlled measures of socially desirable responding. *Journal of Clinical Psychology*, 50, 746-752.
- BEHRENS, KURT UND LÖFFLER, UTE (1999): Aufbau des ADM-Stichproben-Systems. In: *Stichproben-Verfahren in der Umfrageforschung* (Hg: ADM), 69–91. Opladen: Leske und Budrich
- BLOCK, J. (1965): *The challenges of response sets*. New York: Appleton-Century-Crofts.
- CORTINA, J.M. (1993): What is Coefficient Alpha? An Examination of Theory and Applications. In: *Journal of Applied Psychology*, 78, 98–104.
- COSTA, P.T. (JR.): UND MCCRAE, R.R. (1990): Personality disorders and the five-factor model of personality. In: *Journal of Personality Disorders*, 4, 362–371.
- COSTA, P.T. (JR.): UND MCCRAE, R.R. (1992): Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five Factor Inventory – Professional Manual, Psychological Assessment Resources, Odessa.
- CROWNE, D.P. UND MARLOWE, D. (1964): *The approval motive: Studies in evaluated dependence*. New York: Wiley.
- EDWARDS, A.L. (1957): *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Dryden.
- EYSENCK, H.J. UND EYSENCK, S.B.G. (1975): *The Eysenck Personality Questionnaire manual*. London: Hodder and Stoughton.

Discussion Paper 579

Literatur

- GERLITZ, J.-Y. UND SCHUPP, J. (2005): Zur Erhebung der Big-Five-basierten Persönlichkeitsmerkmale im SOEP. *DIW Research Note*, 4.
- INFRATEST SOZIALFORSCHUNG (2004): Erweiterter Pretest zum SOEP 2005.
- KRAPP, A.; HOFER, M., UND PRELL, S. (1982): *Forschungs-Wörterbuch. Grundbegriffe zur Lektüre wissenschaftlicher Texte*. München: Urban und Schwarzenberg.
- KÜHNEL, S.-M. UND KREBS, D. (2004): *Statistik für die Sozialwissenschaften*. Hamburg: Rowohlt.
- LÜCK, H.E.UND TIMAEUS, E. (1969): Skalen zur Messung Manifesten Angst (MAS) und sozialer Wünschbarkeit (SDA-E und SDS-CM). *Diagnostica*, 15, 134–141.
- MÜHLENFELD, H.-U. (2004): *Der Mensch in der Online-Kommunikation*. Wiesbaden: DUV.
- MUMMENDEY, H.D. UND EIFLER, S. (1993): Eine neue Skala zur Messung Sozialer Erwünschtheit. *Bielefelder Arbeiten zur Sozialpsychologie Nr. 167*.
- MUSCH, J.; BROCKHAUS, R. UND BRÖDER, A. (2002): Ein Inventar zur Erfassung von zwei Faktoren sozialer Ungleichheit. *Diagnostica*, 48, 121–129.
- OSTENDORF, F. UND ANGLEITNER, A. (2004): *NEO-PI-R. NEO Persönlichkeitsinventar nach Costa und McCrae*. Göttingen: Hogrefe.
- PAULHUS, D.L. (1984): Two-component models of social desirability responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 598–609.
- PAULHUS, D.L. (1986): Self-deception and impression management in test response. In: *Personality assessment via questionnaires* (Hrsg: Angleiter, A. und Wiggins, J.S.), 143–165. New York: Springer Verlag.

Discussion Paper 579

Literatur

- PAULHUS, D.L. (1991): Measurement and control of response bias. In: *Measures of personality and social psychological attitudes* (Hgrs: Robinson, J.P.; Shaver, P.R. und Wrightman, L.S.), 17–59. New York: Academic Press.
- PAULHUS, D.L. (2002): Socially Desirable Responding: The Evolution of a Construct. In: *The Role of constructs in psychological and educational measurement* (Hgrs: Braun, H.I.; Jackson, D.N. und Wiley, D.E.), 49–69. Mahwah NJ: Erlbaum.
- PAULS, C.A. UND STEMMLER, G. (2000): Die Bedeutung des situativen Kontexts zur Klärung des Zusammenhangs von Sozialer Erwünschtheit und psycho-physiologischer Reaktivität. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 21, 235–246.
- PAULS, C.A. UND STEMMLER, G. (2003): Substance and bias in social desirability responding. *Personality and Individual Differences*, 35, 263–275.
- REINICKE, J. (1991): *Interviewer- und Befragtenverhalten. Theoretische Ansätze und methodische Konzepte*. Opladen: Westdt. Verlag.
- ROST, J. (1996): *Testtheorie Testkonstruktion*. Göttingen: Huber Verlag.
- SACKEIM, H.A. UND GUR, R.C. (1978): Self-deception, self-confrontation and consciousness. In: *Consciousness and self-regulation: Advances in research, Vol. 2* (Hgrs: Schwartz, G.E. und Shapiro, D.), 139–197. New York: Plenum.
- STÖBER, J.; DETTE, D.E. UND MUSCH J. (2002): Comparing Continuous and Dichotomous Scoring of the Balanced Inventory of Desirable Responding. *Journal of Personality Assessment*, 78, 370–389.
- STOCKÉ, V. (2004): Entstehungsbedingungen von Antwortverzerrungen durch soziale Erwünschtheit. *Zeitschrift für Soziologie*, 33, 303–320.

Discussion Paper 579

Literatur

URBINA, S. (2004): *Essentials of Psychological Testings*. Hoboken, NJ: Wiley.

WIGGINS, J.S. (1964): Convergences among stylistic response measures from objective personality tests. *Educational and Psychological Measurement*, 24, 551–562.

Appendix

Korrelationsmatrix der MC-Skala

	f02131	f02132	f02133
f02132	0.060		
f02133	0.264*	-0.096*	
f02134	0.010	0.265*	-0.080

Anmerkung: *p<0.01.

Korrelationsmatrix der BIDR-Skala

	f02135	f02136	f02137	f02138	f02139	f02140	f02141	f02142	f02143
f02136	0.374*								
f02137	0.148*	0.198*							
f02138	0.034	-0.023	0.067						
f02139	0.333*	0.315*	0.189*	-0.95*					
f02140	0.012	-0.007	0.048	0.181*	-0.15				
f02141	-0.12*	-0.136*	0.137*	0.098*	-0.76	0.315*			
f02142	-0.108*	-0.130*	0.109*	0.110*	0.012	0.234*	0.374*		
f02143	0.172*	0.179*	-0.019	-0.015	0.061	-0.034	-0.158*	-0.139*	
f02144	0.154*	0.010*	0.027	-0.060	0.030	-0.003	-0.097*	-0.103*	0.510*

Anmerkung: *p<0.01.

Cronbachs-Alpha der BIDR-Kurzskala

self-deceptive enhancement (SDE):	754	0.34	0.60
impression management (IM):	747	0.31	0.55