

## Eine Skala zur Messung der normativen Geschlechtsrollen-Orientierung (GRO-Skala)

**Günter Krampen**

Fachbereich Erziehungs- und Kulturwissenschaften der Universität Erlangen-Nürnberg  
Lehrstuhl für Psychologie I  
Regensburger Straße 160, D-8500 Nürnberg

**Zusammenfassung:** Die deutschsprachige Version einer Skala zur Messung der normativen Geschlechtsrollen-Orientierung (GRO-Skala) wird vorgelegt. Geschlechtsrollen-Orientierungen werden als die normativen Konzeptionen eines Individuums über angemessenes Verhalten von Frauen und Männern definiert. Die Skala wurde in einer Stichprobe von N = 151 Personen eingesetzt. Item-Charakteristika, Testhalbierungszuverlässigkeit und interne Konsistenz sprechen für die Tauglichkeit der Skala. Die GRO-Skala steht in Beziehungen zum Geschlecht, Alter und der Religionszugehörigkeit der Personen; Alkoholiker haben traditionellere Geschlechtsrollen-Orientierungen als sonstige Personen (differentielle Validität). Die Konstruktvalidität wurde konvergent und faktoriell abgesichert. Geschlechtsrollen-Orientierungen stehen in Relation zu Faschismus, Rigidität, Konservatismus und externalen Kontrollüberzeugungen. Abschließend wird auf Anwendungsmöglichkeiten in der pädagogisch-psychologischen und sozial-psychologischen Forschung eingegangen.

### 1. Grundlagen der GRO-Skala

In vielen soziologischen und sozialpsychologischen empirischen Untersuchungen wird das Geschlecht der untersuchten Personen beiläufig miterhoben. Obwohl bis heute eine Theorie über psychobiologische Variablen fehlt (vgl. hierzu Annette Degenhardt, 1978), führen die biologischen Geschlechtsunterschiede und wohl auch die allgemeinen theoretischen Ansätze zur Deskription und Explanation geschlechtstypischen Verhaltens zu diesem Vorgehen. Häufig gehen so implizit Hypothesen aus der Theorie der zugeschriebenen Geschlechtsrolle von Talcott Parsons und Robert F. Bales (1955) oder aus den unterschiedlichen lerntheoretischen Ansätzen zur Erklärung der Sozialisation geschlechtstypischer Verhaltensweisen (vgl. etwa Lawrence Kohlberg, 1966; Walter Mischel, 1970) in die Untersuchungen mit ein. All diesen Ansätzen ist die Bewertung von Geschlechtsrollen oder geschlechtstypischem Verhalten inhärent: sowohl Geschlechtsrollen-Erwartungen als auch Verstärkungen von geschlechtstypischen Verhaltensweisen und selbstkategorisierende Konzeptbildungen, die als Erklärungskonzepte zur Sozialisation in diesen Theorien herangezogen werden, beinhalten kulturelle Normen und Wertungen<sup>1</sup>. Wird bei der

Datenerhebung jedoch das Geschlecht der Untersuchungspersonen (Upn) nur als biologische Variable erfaßt, so lassen eventuell auftauchende geschlechtsspezifische Ergebnisse im Hinblick auf diese Theorien nur Spekulationen und Vermutungen zu, die häufig in einem unbefriedigenden Rahmen bleiben (vgl. etwa Terry J. Prociuk und Lawrence J. Breen, 1976). Aussagen über die Moderatorrolle des Geschlechts unter Bezug auf die oben genannten theoretischen Ansätze werden erst dann möglich, wenn zusätzlich die Einstellungen der Upn zur Geschlechtsrolle bekannt sind. Operationalisierungsversuche in dieser Richtung liegen mit den Maskulinitäts-/Feminitäts-Skalen (MF-Skalen) vor, in denen „Weiblichkeit“ und „Männlichkeit“ als Persönlichkeitszüge aufgefaßt werden. Skalen dieser Art beinhalten etwa das Freiburger Persönlichkeitsinventar (FPI) von Jochen Fahrenberg und Herbert Selg (1970) und das Minnesota Multiphasic Personality Inventory (MMPI) von S.R. Hathaway, J.C. McKinley & Otfried Spreen (1963). Anne Constantinople wies schon 1973 darauf hin, daß diese MF-Skalen Geschlechtsrollen-Präferenzen, Geschlechtsrollen-Übernahme und Geschlechtsrollen-Identi-

<sup>1</sup> Diese Wertungen geschlechtstypischer Verhaltensweisen schlagen sich u.a. auch in den Massenmedien nieder, was unlängst Friedrich Bittmann (1977) exemplarisch für deutsche Lesebücher des 7. Schuljahres nachwies. Inhaltsanalytisch stellte er eine insgesamt positivere Darstellung des männlichen Rollen-

verhaltens fest, was er mit der Typik des „heldenhaften Erforschens und Eroberns der widerständigen Umwelt“ (p. 368) umschreibt. Frauen treten in Lesebuch-Geschichten vermehrt in untergeordneten Berufen und sozialen Rollen auf, sind angepaßt, empfindsam und introvertiert.

tät konfundieren<sup>2</sup>. Sie vernachlässigen überdies die sozialpsychologisch (siehe oben) wichtige Dimension der präskriptiven und proskriptiven Normen (vgl. Ephraim H. Mizruchi & Robert Perucci, 1962) für das Verhalten von Frauen und Männern und messen zudem partiell Geschlechtsrollen-Stereotype (vgl. Patricia Lunneborg, 1970). Zur Messung der subjektiven Wahrnehmung von Geschlechtsrollen-Stereotypen ist etwa der spezielle Fragebogen von Robert C. Newman (1976) besser geeignet als die MF-Skalen. Zur Analyse normativer Geschlechtsrollenorientierungen entwickelten Donna Brogan & Nancy G. Kutner (1976) die SRO-Skala (sex-role-orientation scale). Geschlechtsrollen-Orientierung wird von ihnen als die „normativen Konzeptionen über angemessenes Verhalten von Frauen und Männern“ (Brogan & Kutner, 1976: 33; Übersetzung vom Autor) definiert. Mit der Geschlechtsrollen-Orientierung werden also normative Einstellungsaspekte bezeichnet, die moralische Wertungen darüber beinhalten, wie sich Männer und Frauen verhalten sollten und wie sie sein sollten. Im Gegensatz zu Geschlechtsrollen-Stereotypen (vgl. Newman, 1976), die die Wahrnehmung geschlechtstypischer Eigenschaften und Verhaltensweisen bezeichnen, umfassen normative Geschlechtsrollen-Orientierungen die Einstellung über das, was für Frauen und Männer subjektiv als richtig angesehen wird.

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit der Adaptation der SRO-Skala von Brogan & Kutner (1976) in's Deutsche und legt erste Ergebnisse zur deutschsprachigen Version der Geschlechtsrollen-Orientierungs-Skala (GRO-Skala) vor. Neben der Analyse der Itemcharakteristika und der Konsistenz der GRO-Skala soll vor allem ihre Validität untersucht werden. Brogan & Kutner

(1976) validierten die englischsprachige Version primär diskriminativ: sie stellten u.a. fest, daß Frauen im allgemeinen nontraditioneller in der normativen Geschlechtsrollen-Orientierung sind als Männer, daß jüngere Personen nontraditioneller sind als ältere, und daß Personen, die einer Religionsgemeinschaft angehören, traditioneller sind als Personen ohne formale Religionszugehörigkeit. Weiterhin ermittelten sie – allerdings recht global – Beziehungen zwischen Geschlechtsrollen-Orientierungen und autoritärer Einstellung, Ausbildung und Arbeitsverhältnis der Mutter und den Karriere-Aspirationen von Studenten. Die von Brogan & Kutner (1976) verwendete Stichprobe setzt sich vor allem aus jüngeren Upn zusammen, wobei Studenten fast 70% der Gesamtstichprobe ausmachten.

Um Stichprobeneffekte weitgehend auszuschalten, wurde in der vorliegenden Untersuchung die GRO-Skala verschiedenartigen Subgruppen vorgelegt, die weitergehende differentielle Validierungsversuche erlauben<sup>3</sup> und den weiten Anwendungsbereich der GRO-Skala verdeutlichen sollen. Neben der Untersuchung der differentialpsychologischen Potenz der GRO-Skala (Gruppenvergleiche) wird die konvergente und faktorielle Validität (Konstruktvalidität) der Skala untersucht. Zur konvergenten Validierung wurden Variablen ausgewählt, bei denen ein Bezug zur normativen Geschlechtsrollen-Orientierung hypothetisch erwartet werden kann bzw. bei denen eine Relation zur Geschlechtsrollen-Einstellung empirisch nachgewiesen ist (vgl. A.P. McDonald, 1974; Roger P. Greenberg & Peter B. Zeldow, 1977). Neben allgemeinem Konservatismus werden Faschismus, Machiavellismus, Rigidität und die Kontrollüberzeugungen der Upn erfaßt. Die faktorielle Validierung richtet sich an den bei der Skalenkonstruktion von Brogan & Kutner (1976) verwendeten Inhaltsbereichen aus (siehe Abschnitt über Skalenkonstruktion).

2 Geschlechtsrollen-Präferenz bezeichnet die geschlechtstypischen Aktivitäten und Persönlichkeitsmerkmale, die ein Individuum vorzieht; Geschlechtsrollen-Übernahme bezeichnet die manifesten geschlechtstypischen Aktivitäten und Merkmale eines Individuums; Geschlechtsrollen-Identität als komplexere Variable bezeichnet die kognitiven und affektiven Faktoren, die Selbstbewertung und die Bewertung anderer Personen in Bezug auf Männlichkeit bzw. Weiblichkeit reflektieren. Die Geschlechtsrollen-Identität hängt also stark von den Rollenstandards der Person ab (Constantinople, 1973).

3 So werden u.a. auch Alkoholiker untersucht, da es in der Literatur einige Hinweise gibt, die die Hypothese gestatten, daß Alkoholiker in Geschlechtsrollen-Orientierungen konservativer sind als Nicht-Alkoholiker (vgl. Frederick B. Parker, 1972; Harold A. Mulford, 1977).

## 2. Methoden

### 2.1. Konstruktion der GRO-Skala

Bei der Skalenkonstruktion gingen Brogan & Kutner (1976) von 53 Einstellungsisems im Likert-Typ aus, die zum Teil aus bestehenden Geschlechtsrollen-Fragebogen ausgewählt und umformuliert, zum Teil neu formuliert wurden. Basis dieser Item-Sammlung waren folgende sechs Inhaltsbereiche:

- (1) Einstellungen gegenüber der traditionellen geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung in der Ehe;
- (2) Einstellungen gegenüber der traditionellen geschlechtsspezifischen Machtstruktur in Familie, Politik und Arbeitswelt;
- (3) Einstellungen gegenüber traditionellen und nontraditionellen beruflichen Beschäftigungen von Frauen und Männern;
- (4) Einstellungen gegenüber traditionellem und nontraditionellem politischen Status von Frauen;
- (5) Einstellungen gegenüber angemessener geschlechtsspezifischer Sozialisation von Jungen und Mädchen;
- (6) Einstellungen zu bestehenden Stereotypen über angemessenes Geschlechtsrollen-Verhalten, die in (1) bis (5) nicht enthalten sind (etwa Kleidung, Moral).

Zu betonen ist, daß diese sechs Punkte als Inhaltsbereiche Hilfen bei der Formulierung der Items waren, und nicht als Subskalen der GRO-Skala angelegt sind. Alle Items wurden präskriptiv („Frauen sollten . . .“) oder proskriptiv („Frauen sollten nicht . . .“) formuliert. Diese 53 Items wurden von Brogan & Kutner (1976) 298 Personen (70% Studenten) zur Beantwortung vorgelegt. Durch eine nachfolgende Itemanalyse wurden 17 Items eliminiert. Kriterien dabei waren die Item-Skalen Korrelation ( $r_{it} \geq .1501$ ) und die Eindeutigkeit der Itemformulierung. Soweit zum Vorgehen von Brogan & Kutner (1976).

Die Liste der 36 Items wurde vom Autor in's Deutsche übersetzt. Die Übersetzung wurde von 10 Personen (Deutschen) auf Verständlichkeit und Eindeutigkeit in den Aussagen überprüft. Als Sicherung gegen „acquiescence response sets“ (vgl. Detlef Oesterreich, 1974), also der mehr oder weniger starken Tendenz der Upn, auf Fra-

gen unabhängig vom konkreten Inhalt mit Zustimmung zu reagieren, sind 20 Items traditionell und 16 nontraditionell formuliert. Die GRO-Skala wird mit folgender Instruktion vorgelegt:

„Geben Sie bitte bei den folgenden Aussagen an, inwiefern sie sich mit *Ihrer persönlichen Meinung* decken. Tun Sie dies bitte, indem Sie jeweils den entsprechenden Zahlenwert für ‚sehr falsch‘, ‚falsch‘, ‚eher falsch‘, ‚eher richtig‘, ‚richtig‘, oder ‚sehr richtig‘ ankreuzen.“

Die Upn sollen also alle Items an Hand von 6-stufigen Lickert-Skalen beurteilen. Die Auswertung der Antworten geschieht durch einfache Punktvergabe (pro Item 1 bis 6 Punkte). Im Gegensatz zu Brogan & Kutner (1976) werden für traditionelle Antworten hohe Punktzahlen vergeben und für nontraditionelle Antworten niedrige. Diese Umpolung geschah, weil die meisten deutschsprachigen Fragebogen in Richtung auf hohen Konservatismus, hohen Faschismus etc. gepolt sind. Der Gesamtskalenwert einer Person ist die Summe der Punktwerte in den 36 Items; er variiert von 36 (extrem nontraditionell) bis 216 (extrem traditionelle normative Geschlechtsrollen-Orientierung). Die gesamte Itemliste (mit den zugehörigen Polungen) ist in Tabelle 1 aufgeführt.

### 2.2. Parallel eingesetzte Fragebogen

Allgemeiner Konservatismus wurde mit dem MK3 von Bernhard Cloetta (1974) gemessen, einem Kurzfragebogen, der neben Konservatismus auch Machiavellismus erfaßt.

Cloetta (1974: 2) kennzeichnet den Untertest Konservatismus folgendermaßen: „Wird ein konservatives Menschenbild vertreten, das durch den Glauben an die Notwendigkeit von Hierarchie und Autorität, die Unveränderlichkeit der bösen menschlichen Natur und Mißtrauen gegenüber der Vernunft gekennzeichnet ist, oder lehnt man im Gegenteil unnötigen Zwang ab, betont die Vernünftigkeit des Menschen und übt Kritik an der bestehenden Gesellschaftsordnung.“ Machiavellismus wird durch manipulative Tendenzen, einen „relativen Gefühlsangel in zwischenmenschlichen Beziehungen, eine geringe Beachtung gängiger Moralvorstellungen und geringe ideologische Bindung“ (Cloetta, 1974: 3) beschrieben.

Faschismus wurde mit der von Jürgen Doebert, Burkhard Stahl & Oslind Vogl (1973) vorgelegten Version der F-Skala von Theodor W. Adorno et al. (1968) gemessen.

Behaviorale Rigidität wurde durch eine deutschsprachige Version des im Test for Behavioral

Rigidity von K. Warner Schaie (1960) enthaltene Fragebogen erhoben. (vgl. Günter Krampen, 1977). Rigidität wird hier als Unfähigkeit, neue und ungewohnte interpersonale Situationen wahrzunehmen und sich auf sie einzustellen, definiert. Gemessen wird also die Fähigkeit eines Individuums, pragmatische, zwischenmenschliche Probleme zu handhaben.

Die Kontrollüberzeugung der Upn wurde durch die IPC-Skalen von Hanna Levenson (1972; Krampen, 1979) erfaßt, die eine Weiterentwicklung des eindimensionalen Fragebogens für externe versus interne Kontrollüberzeugungen von Julien B. Rotter (1966; vgl. auch Jörn Osselmann, 1976) sind. Die IPC-Skalen messen das Ausmaß, in dem Personen Verstärker und Ereignisse als Konsequenz eigenen Verhaltens (I-Skala), als durch mächtige andere Personen kontrolliert (P-Skala), oder als zufallsabhängig (C-Skala) wahrnehmen und interpretieren. Die I-Skala erfaßt also interne Kontrollüberzeugungen/Verstärkungserwartungen, die Skalen P und C verschiedenartige Aspekte externer Kontrollüberzeugungen/Verstärkungserwartungen.

### 2.3. Untersuchungspersonen

Die GRO-Skala wurde zusammen mit MK3, F-Skala, Rigiditätsfragebogen und IPC-Skalen insgesamt 151 Upn zur Beantwortung vorgelegt. Diese Gesamtstichprobe besteht aus 3 Substichproben:  $N_1 = 50$  Alkoholiker,  $N_2 = 45$  männliche, junge Strafgefangene,  $N_3 = 56$  „sonstige“ Personen. Die Alkoholiker waren Personen, die sich am Anfang einer stationären Entziehungskur befanden; das durchschnittliche Alter dieser Stichprobe betrug  $\bar{x}_1 = 39,14$  Jahre ( $s_1 = 11,21$ ;  $N_{1w} = 16$  Frauen,  $N_{1m} = 34$  Männer). Die Gruppe der männlichen Strafgefangenen war im Durchschnitt  $\bar{x}_2 = 20,4$  Jahre ( $s_2 = 1,51$ ) alt; die Fragebogen wurden in der Strafanstalt bearbeitet. Das durchschnittliche Alter der „sonstigen“ Upn betrug  $\bar{x}_3 = 36,2$  Jahre ( $s_3 = 15,35$ ;  $N_{3w} = 16$  Frauen,  $N_{3m} = 40$  Männer); es handelte sich um eine heterogene Stichprobe, die sich aus 31 Teilnehmern eines Kurses der Erwachsenenbildung, 11 Studenten und 14 Patienten auf einer Station für innere Medizin zusammensetzte.

Die Fragebogen wurden zusammengeheftet und von den Personen anonym bearbeitet.

## 3. Ergebnisse

Da Durchführungs- und Auswertungsobjektivität bei den verwendeten Fragebogen gewährleistet sind, wird zunächst auf die Itemcharakteristika und die Reliabilität der GRO-Skala eingegangen, dann auf die verschiedenen Ansätze zu ihrer Validierung<sup>4</sup>.

### 3.1. Itemcharakteristika und Reliabilität der GRO-Skala

In Tabelle 1 sind in den Spalten 2 und 3 die Schwierigkeitsindizes ( $p_i$ ) und die part-whole korrigierten Trennschärfekoeffizienten ( $r_{it-j}$ ; siehe Gustav A. Lienert, 1969<sup>3</sup>) für die 36 Items der GRO-Skala aufgeführt.

Die Schwierigkeitsindizes der Items sprechen für die Brauchbarkeit der GRO-Skala; sie variieren von  $p_i = .34$  bis  $p_i = .62$ . Das von Brogan & Kutner (1976) bei der Itemanalyse mehr oder weniger willkürlich gesetzte Kriterium von  $r_{it-j} \geq .50$  für die Trennschärfekoeffizienten erreichen jedoch hier nur 22 der 36 Items. Es wurde daher die Signifikanz aller Trennschärfekoeffizienten nach dem von Lienert (1969<sup>3</sup>: 100) dargestellten Verfahren geprüft. Nur die Trennschärfekoeffizienten der Items 15 ( $t = 1,4699$ ) und 23 ( $t = 1,6593$ ) erreichen nicht die Signifikanzgrenze für  $\alpha = .05$ ; die Trennschärfekoeffizienten der Items 2 ( $t = 2,5377$ ), 10 ( $t = 2,1473$ ) und 35 ( $t = 2,3346$ ) sind bei  $\alpha < .05$  signifikant, alle anderen bei  $\alpha < .01$ . Die Items 15 und 23 wurden trotzdem in die weiteren Analysen einbezogen, da es sich hier um die erste Erprobung der GRO-Skala handelt, und da ihre Schwierigkeitsindizes im Mittelbereich liegen und die

<sup>4</sup> Alle Berechnungen wurden auf dem Rechner TR 440 des Hochschulrechenzentrums der Universität Erlangen-Nürnberg durchgeführt. Neben eigens erstellten Fortran IV-Programmen wurden die folgenden Programme verwendet: Für die Itemanalyse bearbeitete Versionen von Programmen von Herrn Dipl.-Math. Heinrich Zacher und Herrn stud. psych. Gerhard Hoffmann (Universität Trier), für die multiple Regression eine von Herrn Dipl.-Psych. Hans Sittauer adaptierte Version des Programms Mult von William W. Colley & Paul R. Lohnes (1971), für die Faktorenanalyse das Programm PAFA von P. Schnell & F. Gebhardt (1975) und für die Mittelwertvergleiche das Programm PAMV von F. Gebhardt (1975).

TABELLE 1: Schwierigkeitsindizes ( $p_i$ ), Trennschärfekoeffizienten ( $r_{it-i}$ ) und Faktorladungen der Items der GRO-Skala (N = 151)

Item	$p_i$	$r_{it-i}$	Faktor			
			I	II	III	IV
1. Es ist für eine Frau wichtiger, den Ehemann bei seiner Karriere zu unterstützen, als selbst Karriere zu machen.	.49	.50	.55	.03	.15	-.19
2. Die Idee, daß junge Frauen und Mädchen in der Fußball-Bundesliga spielen, ist einfach lächerlich.	.44	.26	.16	.06	.46	-.19
3.*Der Anteil an Zeit und Energie, den jemand seiner Karriere einerseits und der Familie andererseits zukommenläßt, sollte von den persönlichen Wünschen und Interessen und nicht von dem Geschlecht der Person bestimmt werden.	.62	-.36	-.23	-.46	.08	-.02
4. Es ist für eine Frau wichtiger, eine gute Figur zu haben und gut gekleidet zu sein, als für einen Mann.	.57	.35	.47	-.04	.08	-.18
5. Der alte Ausspruch „die Frau gehört in's Haus und zur Familie“ ist im Grund richtig, und es sollte auch so bleiben.	.50	.56	.72	.16	.12	-.08
6. Eine Frau sollte gegenüber Männern nicht zu strebsam sein.	.52	.55	.58	.20	.01	-.04
7. Eine Frau, die in der Öffentlichkeit arbeitet (z.B. eine Verkäuferin), sollte nicht mehr arbeiten, wenn zu sehen ist, daß sie schwanger ist.	.54	.59	.59	.12	.02	-.18
8. Der Mann sollte in einer Familie für alle größeren Entscheidungen verantwortlich und zuständig sein.	.54	.63	.70	.33	.10	.03
9. In einer Gruppe mit weiblichen und männlichen Mitgliedern sollte ein Mann die Führungsposition innehaben.	.49	.61	.70	.23	.15	-.14
10. Verheiratete Frauen, die Kinder im Schulalter haben, sollten nicht arbeiten, es sei denn, es ist für die Familie finanziell unbedingt notwendig.	.44	.22	.50	-.46	.41	.11
11. Wenn sich ein gut qualifizierter Mann und eine etwas besser qualifizierte Frau um eine Arbeitsstelle bewerben, so sollte der Mann die Stelle erhalten, da er eine Familie ernähren muß.	.48	.54	.67	-.02	.32	-.04

Fortsetzung TABELLE 1

Item	$P_i$	$r_{it-i}$	Faktor			
			I	II	III	IV
12.* Die Ehe ist eine Partnerschaft, in der Frau und Mann gleichermaßen für die Finanzen verantwortlich sein sollten.	.41	-.37	-.09	-.43	-.18	.10
13. Eine Frau sollte lieber auf ihre Karriere verzichten als darauf bestehen, daß ihr Mann wegen einem für sie notwendigen Ortswechsel eine neue Arbeitsstelle suchen muß.	.50	.55	.69	-.05	.12	-.19
14.* Eine verheiratete Frau, die lieber im Beruf weiterkommen möchte, und keine Kinder haben will, sollte deswegen kein schlechtes Gewissen haben.	.34	-.41	-.04	-.32	-.51	.22
15. Verheiratete Frauen, die Kinder im Vorschulalter haben, sollten nicht arbeiten, es sei denn, daß es für die Familie finanziell notwendig ist.	.52	.15	.43	-.48	.28	.02
16. Im allgemeinen ist es besser, wenn ein Mann der Leiter einer Abteilung ist, in der Frauen und Männer arbeiten.	.47	.60	.64	.08	.33	-.08
17.* Ein Mann sollte kein schlechtes Gewissen haben, wenn seine Frau mehr verdient als er.	.42	-.38	-.13	-.57	-.27	.15
18.* Es ist gut, wenn Frauen lokalpolitische Ämter innehaben.	.48	-.45	-.11	-.27	-.49	.32
19. Wenn sich ein Student und eine Studentin um ein Stipendium bewerben, so sollte es der Student erhalten, da er größere berufliche Chancen hat.	.42	.52	.46	.18	.57	.18
20.* Wenn eine Frau eine obszöne Sprache gebraucht, so ist das nicht anstößiger, als wenn ein Mann dies tut.	.45	-.36	-.05	.07	-.39	.27
21.* Auch Jungen sollten mit Puppen spielen.	.44	-.57	-.33	-.33	-.12	.56
22. Man sollte Mädchen raten, einen weiblichen Beruf wie Krankenschwester, Schneiderin oder Grundschullehrerin zu wählen.	.58	.51	.41	.10	.51	.05
23.* Frauen sollten alle athletischen Sportarten betreiben.	.44	-.17	.04	.01	-.18	.37
24.* Eltern sollten bei Töchtern ebenso wie bei Söhnen unabhängiges und selbständiges Verhalten ermuntern und fördern.	.52	-.51	-.13	-.70	-.08	.01

Fortsetzung TABELLE 1

Item	$P_i$	$r_{it-i}$	Faktor			
			I	II	III	IV
25.* Frauen sollten auch traditionell männliche Berufe wie Maurer oder Pilot ergreifen.	.53	-.63	-.48	-.26	-.27	.37
26.* Wenn eine Frau ihren Mädchennamen nach der Hochzeit behalten will, so ist nichts dagegen einzuwenden.	.38	-.49	-.22	-.58	-.37	.06
27.* Es wäre nichts dagegen zu sagen, wenn einmal eine Frau Bundeskanzler würde.	.62	-.65	-.31	-.58	-.42	.22
28. Die berufliche Ausbildung von Jungen sollte für die Eltern und die Lehrer wichtiger sein als die von Mädchen.	.41	.59	.63	.37	.09	.06
29. Auch wenn eine Frau arbeitet, sollte der Mann der „Haupt-Brotverdiener“ sein, und die Frau sollte die Verantwortung für den Haushalt tragen.	.44	.62	.75	.20	.11	.00
30. In der Grundschule sollten Mädchen Kleider und keine langen Hosen tragen.	.39	.58	.57	.24	.13	.05
31.* Wenn eine Frau Pfarrer oder Priester wird, so ist nichts dagegen einzuwenden.	.37	-.52	-.22	-.43	-.55	-.02
32.* Frauen sollten vermehrt wichtige landes- und bundespolitische Ämter innehaben.	.51	-.48	-.21	-.32	-.38	.41
33. Es ist nicht gut, wenn ein Mann zu Hause bleibt und die Kinder versorgt, und seine Frau arbeitet.	.43	.56	.64	.06	.11	-.43
34. Der einzige Grund, warum Mädchen einen Beruf erlernen sollten, besteht darin, daß sie evtl. nicht heiraten oder geschieden werden können.	.46	.50	.52	.09	.16	.20
35.* Es gibt keine richtige Begründung dafür, daß Männer im vollen Bus ihren Sitzplatz einer Frau anbieten sollten.	.58	-.24	-.06	-.06	.02	.70
36.* Männer sollten ruhig auch Berufe ergreifen, die traditionell Frauen vorbehalten sind (z.B. Kindergärtner, Telefon-Vermittler).	.61	-.53	-.20	-.47	-.15	.45

\* Diese Items sind in nontraditionaler Weise formuliert, müssen also bei der Auswertung umgepolt werden.

Vorzeichen der Trennschärfekoeffizienten mit den Itemformulierungen übereinstimmen<sup>5</sup>. Die Vorzeichen der Trennschärfekoeffizienten aller Items entsprechen der Richtung der Itemformulierungen, d.h., es treten 20 positive und 16 negative Vorzeichen auf (siehe Tabelle 1).

Die Testhalbierungszuverlässigkeit der GRO-Skala wurde nach Spearman-Brown ermittelt (vgl. Lienert, 1969<sup>3</sup>). Es wurde die odd-even Methode zur Bildung der Subskalen verwendet, wobei durch die Itemanordnung zu jeder Subskala 10 traditionell und 8 nontraditionell formulierte Items gehören. Der Koeffizient für die Testhalbierungszuverlässigkeit beträgt  $r_{tt} = .92$ .

Die interne Konsistenz der GRO-Skala wurde an Hand von Formula 8 nach Kuder-Richardson (vgl. Lienert, 1969<sup>3</sup>) und der part-whole Korrektur berechnet. Sie beträgt für die GRO-Skala  $r_{tt} = .99$ . Dadurch, daß zwei Items der GRO-Skala inhaltlich sehr ähnlich sind, ist eine weitere, spezifischere Überprüfung der Antwortkonsistenz der Upn möglich. Item 10 („Verheiratete Frauen, die Kinder im Schulalter haben, sollten nicht arbeiten, es sei denn, es ist für die Familie finanziell unbedingt notwendig“) korreliert mit Item 15 („Verheiratete Frauen, die Kinder im Vorschulalter haben, sollten nicht arbeiten, es sei denn, daß es für die Familie finanziell notwendig ist“) zu  $r = .70$  ( $p < .001$ ). Die Reaktionen auf diese Items stehen also in einer starken Beziehung, wobei Item 15 ( $\bar{x} = 4,26$ ;  $s = 1,454$ ) ebenso wie bei Brogan & Kutner (1976) etwas höher eingeschätzt wurde als Item 10 ( $\bar{x} = 3,99$ ;  $s = 1,499$ ).

Die vorgelegten Befunde belegen die Tauglichkeit der deutschen Version der GRO-Skala nach den Kriterien der klassischen Testtheorie. Die Befunde von Brogan & Kutner (1976) konnten mit geringen Abstrichen für die deutsche Adaptation bestätigt werden.

### 3.2. Validität der GRO-Skala

Zunächst werden die Befunde zur differentiellen Validität der GRO-Skala dargestellt; die verschie-

denen Subgruppen der Gesamtstichprobe werden dazu an Hand der Mittelwerte im GRO-Gesamtwert durch einfache Varianzanalysen und t-Tests für unabhängige Stichproben verglichen. Im Anschluß daran wird auf die Konstruktvalidität im eigentlichen Sinne (konvergente und faktorielle Validität) der GRO-Skala eingegangen; in diesen Analysen wird die Gesamtstichprobe von  $N = 151$  verwendet.

#### 3.2.1. Differentielle Validität

In der Gesamtstichprobe liegt der Testmittelwert in der GRO-Skala bei  $\bar{x}_T = 104,54$ . Die Standardabweichung beträgt  $s_T = 29,46$ . Die Mittelwerte und Standardabweichungen für verschiedene Subgruppen sind in Tabelle 2 aufgeführt. Einfaktorische Varianzanalysen und t-Tests für unabhängige Stichproben<sup>6</sup> ergaben die folgenden Ergebnisse zu Subgruppenunterschieden:

(1) Der Vergleich der Stichprobe der Alkoholiker, der Strafgefangenen und der sonstigen Upn ergab einen varianzanalytischen Wert von  $F_2^{48} = 7,840$  ( $p < .01$ ). Alkoholiker sind in den normativen Geschlechtsrollen-Orientierungen traditioneller als Nicht-Alkoholiker ( $t_{104} = 3,679$ ;  $p < .001$ ) und als die männlichen Strafgefangenen ( $t_{93} = 3,517$ ;  $p < .01$ ); Strafgefangene unterscheiden sich im GRO-Wert nicht signifikant von den sonstigen Personen (siehe Tabelle 2). Dies kann u.a. durch den niedrigen Altersdurchschnitt der Strafgefangenen erklärt werden, da Alter statistisch bedeutsam mit dem GRO-Wert zusammenhängt (siehe unten). Die aus den Studien von Parker (1972) und Mulford (1977) abgeleitete Hypothese, daß Alkoholiker konservativere Geschlechtsrollen-Orientierungen haben als andere Personen, konnte also bestätigt werden.

(2) Frauen haben in der GRO-Skala im Durchschnitt signifikant niedrigere Werte als Männer ( $t_{104} = 2,933$ ;  $p < .01$ ), sie sind in der Geschlechtsrollen-Orientierung also nontraditioneller. Dies bestätigt die Befunde von Brogan & Kutner (1976). Die Stichprobe der Männer unterscheidet sich in der GRO-Skala auch signifikant von der Gruppe der männlichen Strafgefangenen ( $t_{177} = 2,204$ ,  $p < .05$ ); die Strafge-

<sup>5</sup> Auch erbrachte ihre Elimination keine Erhöhung der Werte für die Testhalbierungs-Reliabilität und die interne Konsistenz der GRO-Skala.

<sup>6</sup> Die Varianzhomogenität der Gruppen wurde durch den Bartlett-Test geprüft.

TABELLE 2: Mittelwerte und Standardabweichungen der GRO-Skala von verschiedenen Personengruppen

Stichprobe	N	$\bar{x}$	s
Alkoholiker	50	117,20	22,01
Strafgefangene	45	100,80	23,36
sonstige Upn	56	96,20	35,86
<b>Geschlechtsgruppen</b>			
Frauen	32	92,81	30,34
Männer	74	111,90	30,86
<b>Altersgruppen</b>			
bis 26 Jahre	50	97,00	26,56
27 bis 40 Jahre	51	91,84	27,49
über 41 Jahre	50	125,00	23,31
<b>Religionszugehörigkeit</b>			
katholisch	94	108,20	28,41
evangelisch	43	105,00	25,89
ohne formale Religion	14	78,64	36,32
<b>Wohnort</b>			
Großstadt (> 100 000 Einw.)	43	100,30	33,79
Stadt (10 000 – 99 999 Einw.)	61	104,80	28,98
Dorf (< 10 000)	47	108,20	26,07

fangenen unterscheiden sich von der Stichprobe der Frauen nicht signifikant ( $t_{75} = 1,312$ ). Dies kann wiederum durch das niedrige Alter der Strafgefangenen erklärt werden. Der Befund der Geschlechtsdifferenzen in der GRO-Skala kann sowohl für die Stichprobe der Alkoholiker ( $t_{48} = 2,4675$ ;  $p < .05$ ) als auch für die der Nicht-Alkoholiker ( $t_{54} = 2,911$ ;  $p < .01$ ) bestätigt werden.

(3) Der Vergleich jüngerer und älterer Upn (Tertial-Split) ergab einen varianzanalytischen Wert von  $F_2^{148} = 23,987$  ( $p < .01$ ). Ältere Personen (über 40 Jahre) haben traditionellere Geschlechtsrollen-Orientierungen als junge (bis 26 Jahre;  $t_{98} = 5,611$ ;  $p < .001$ ) und als Personen zwischen 26 und 41 Jahren ( $t_{99} = 6,540$ ;  $p < .001$ ); junge Personen unterscheiden sich in den Geschlechtsrollen-Orientierungen nicht signifikant von Personen zwischen 26 und 41 Jahren ( $t_{99} = 0,959$ ). Auch diese Ergebnisse bestätigen die von Brogan & Kutner (1976) zur englischsprachigen Version der Skala.

(4) Die drei nach der Religionszugehörigkeit gebildeten Gruppen unterscheiden sich signifikant ( $F_2^{48} = 6,552$ ;  $p < .01$ ). Katholische Upn und evangelische Upn haben im Durchschnitt traditionellere Werte in der GRO-Skala als Upn ohne formale Religionszugehörigkeit ( $t_{106} = 3,498$ ;  $p < .001$  bzw.  $t_{55} = 2,982$ ;  $p < .01$ ); katholische und evangelische Personen unterscheiden sich nicht signifikant ( $t_{135} = 0,634$ ). Zu ähnlichen Ergebnissen kamen auch Brogan & Kutner (1976).

(5) Der Vergleich von Großstadt-, Stadt- und Dorfbewohnern ergab keine signifikanten Mittelwertunterschiede in der GRO-Skala ( $F_2^{148} = 0,806$ ;  $t_{102} = 0,730$ ;  $t_{106} = 0,631$ ;  $t_{88} = 1,250$ ), obwohl ein Trend zu erkennen ist (siehe Tabelle 2), der darauf hindeutet, daß Großstädter non-traditioneller sind als Städter und Dorfbewohner, und daß Städter non-traditioneller sind als Dorfbewohner.

Zusammenfassend kann gesagt werden, daß diese Befunde die differentielle Validität der GRO-

TABELLE 3: Ergebnisse einer multiplen Regressionsanalyse mit der Geschlechtsrollen-Orientierung als Kriterium (N = 151)<sup>a</sup>

Prädiktor	r <sub>crit.</sub>	Beta	Strukt.
internale Kontrollüberzeugung	.05	-.06	.06
externale, durch Machtlosigkeit begründete Kontrollüberzeugung	.25 <sup>++</sup>	-.39	.35
externale, fatalistische Kontrollüberzeugung	.36 <sup>+++</sup>	.73	.49
Konservatismus	.39 <sup>+++</sup>	.31	.54
Machiavellismus	.29 <sup>+++</sup>	.42	.40
Faschismus	.67 <sup>+++</sup>	2.99	.92
Rigidität	.62 <sup>+++</sup>	1.65	.86
Parameter der multiplen Regression			
Konstante		-73.744	
multiple Korrelation (R)		.72 <sup>++</sup>	
multiple Determination (R <sup>2</sup> )		.52	
F-Wert (F <sub>7</sub> <sup>143</sup> )		22.158 <sup>++</sup>	

<sup>++</sup>p < .01; <sup>+++</sup>p < .001

<sup>a</sup>r<sub>crit.</sub> = Prädiktor-Kriterium-Korrelation; Beta = Beta-Gewicht;  
Strukt. = Regressions-Faktor-Struktur-Koeffizient.

Skala bestätigen. Die Ergebnisse zum Zusammenhang von Geschlechtsrollen-Orientierung und Geschlecht, Alter und Religionszugehörigkeit bestätigen die Befunde von Brogan & Kutner (1976); die Hypothese, daß Alkoholiker traditionellere Geschlechtsrollen-Orientierung haben als andere Personen (vgl. Mulford, 1977) konnte bestätigt werden.

### 3.2.2. Konvergente Validität

Die folgenden Analysen beziehen sich stets auf die Gesamtstichprobe. Zunächst wurden Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten zwischen dem GRO-Wert und den Werten in den parallel eingesetzten Fragebogen berechnet. Die Korrelationskoeffizienten sind in Tabelle 3 (Spalte 2) wiedergegeben<sup>7</sup>.

Die gemeinsame Varianz von normativer Geschlechtsrollen-Orientierung und Faschismus beträgt 45%, die von GRO und Rigidität 38%, die von GRO und allgemeinem Konservatismus 15%, die von externalen, fatalistischen Kontrollüber-

zeugungen und GRO 13%, die von Machiavellismus und GRO 8%, die von GRO und externalen, durch subjektive Machtlosigkeit begründeten Kontrollüberzeugungen 6% und die von GRO und Internalität 0,25%. Traditionalität in den Geschlechtsrollen-Orientierungen steht also in starken Beziehungen zu Faschismus und Rigidität und in geringeren, aber doch noch statistisch bedeutsamen, zu allgemeinem Konservatismus, Externalität und Machiavellismus. Zusätzlich wurde eine multiple Regressionsanalyse durchgeführt, in der die drei Komponenten der Kontrollüberzeugung, Konservatismus, Machiavellismus, Faschismus und Rigidität als Prädiktoren für den GRO-Wert (Kriterium) eingesetzt wurden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 dargestellt. Dieser Prädiktorensatz erklärt 52% der Varianz in der GRO-Skala. Die Regressions-Faktor-Struktur-Koeffizienten (siehe Cooley & Lohnes, 1971) weisen auf die Relevanz von Faschismus, Rigidität und Konservatismus für die Vorhersage der normativen Geschlechtsrollen-Orientierung.

Auch die korrelativen Befunde belegen die Validität der GRO-Skala. Das Ergebnis von Brogan & Kutner (1976), daß zwischen Geschlechtsrollen-Orientierungen und autoritären Einstellungseinstellungen eine Beziehung besteht, konnte für allgemeinere Variablen empirisch gesichert und

<sup>7</sup> Die Korrelation von GRO-Skalenwert und Alter beträgt  $r = .51$  ( $p < .001$ ). Dieser Wert bestätigt die zur differentiellen Validität vorgelegten Befunde.

differenziert werden. Ähnliche Befunde zum Zusammenhang von Rigidität, Autokratismus und Konventionalismus zur Einstellung zur Geschlechtsrolle liegen mit den Arbeiten von McDonald (1974) und Greenberg & Zeldow (1977) vor. Normative Geschlechtsrollen-Orientierungen können demnach als ein integrativer Bestandteil allgemeiner konservativer Einstellungen gekennzeichnet werden.

### 3.2.3. Faktorielle Validität

Die Bewertungen der 36 Items der GRO-Skala durch die 151 Upn wurden einer Hauptkomponenten-Faktorenanalyse unterzogen. Die quadrierten multiplen Korrelationskoeffizienten wurden als Anfangsschätzung für die Kommunalitäten eingesetzt; es wurden mehrere nach Varimax rotierte Faktorlösungen ermittelt. An Hand der von Michael Röhr (1977) zusammengestellten Kriterien zur Bestimmung der interpretationsgünstigsten Faktorlösung wurde die 4-faktorielle Variante ausgewählt<sup>8</sup>. Diese vier Faktoren erklären 46,26% der Gesamtvarianz. Die Ladungen der einzelnen Items der GRO-Skala auf den Faktoren sind in Tabelle 1 (Spalten 4 bis 7) aufgeführt. Faktor I kann als normative Orientierung zu bestehenden Stereotypen über Geschlechtsrollen-Verhalten interpretiert werden. Dieser Faktor erklärt 45,34% der relativen Varianz. Als Stärkster Faktor beinhaltet er auch die Einstellungen gegenüber der Arbeitsteilung in der Ehe und die über die Sozialisation von Jungen und Mädchen.

<sup>8</sup> Ausschlaggebend für die Wahl der 4-faktoriellen Lösungen waren die folgenden Gesichtspunkte: die nach dem rein mathematisch-statistischen Kriterium (Zahl der Eigenwerte = 1.00) ermittelte Intervallgrenze liegt bei  $k = 5$  Faktoren; das Eigenwertverlaufs-Kriterium (Scree-Test; siehe auch Raymond B. Cattell & S. Vogelmann, 1977) führt zu  $k = 4$  Faktoren; das Kriterium der positiven Eigenwerte führt zu einem Intervall von  $4 \approx k \approx 7$  Faktoren; die Kriterien von Ernst Fürntratt (1969) führen zu 4 Faktoren. Auf Grund dieser Befunde und in Bezug auf die Fragestellung wurde die 4-faktorielle Lösung ausgewählt. Diese wurde dem Bargmann-Test (vgl. Röhr, 1977) unterzogen. Nach diesem konservativen Test sind die im folgenden dargestellten Faktoren IV ( $\alpha < .01$ ) und II ( $\alpha < .05$ ) durch Signifikanzen abgesichert, die Faktoren I und III sind nicht signifikant im Bargmann-Test, können nach den strengen Kriterien dieses Tests also nur hypothetisch interpretiert werden (vgl. zu diesem Vorgehen Röhr, 1977).

Insgesamt 15 Items laden auf ihm mit  $a_{ij} \approx 1.501$ . Faktor II, der 22,55% der relativen Varianz erklärt, faßt im wesentlichen die Items zu normativen Orientierungen gegenüber der traditionellen Machtstruktur zwischen den Geschlechtern zusammen. Faktor III kann als normative Orientierungen gegenüber der beruflichen Situation und Sozialisation der Geschlechter bezeichnet werden (relativer Varianzanteil: 18,58%). Faktor IV hat einen relativen Varianzanteil von 13,53% und faßt Items zusammen, die normative Orientierungen zur nontraditionellen Rolle des Mannes thematisieren (siehe Tabelle 1).

Die sechs bei der Skalenkonstruktion von Brogan & Kutner (1976) verwendeten Inhaltsbereiche treten in dieser Faktorlösung also nur z.T. als Faktoren auf. Auffällig ist, daß neben einem starken Faktor, der Items zu verschiedenartigen Einstellungsbereichen zusammenfaßt, drei sehr spezifische Faktoren auftreten, auf denen jeweils nur wenige Items hoch laden. Dies weist auf eine relativ hohe inhaltliche Konsistenz der GRO-Skala als ein Maß für normative Geschlechtsrollen-Orientierungen. Die Bildung von Subskalen ist aufgrund der vorliegenden Ergebnisse nicht angebracht.

## 4. Diskussion

Die vorgelegten Befunde zur instrumentellen Reliabilität und Validität sprechen also für die Tauglichkeit der deutschen Version der GRO-Skala. Die von Brogan & Kutner (1976) für die englischsprachige Originalversion vorgelegten Werte konnten für die deutsche Adaptation bestätigt werden. Die Daten zur Validierung der GRO-Skala gehen über die Arbeit von Brogan & Kutner (1976) hinaus.

Die GRO-Skala ist also zur Messung der normativen Konzeptionen für angemessenes Verhalten von Frauen und Männern bei Erwachsenen geeignet. Als ein Fragebogen, der auch in Gruppensitzungen bearbeitet werden kann, ist die GRO-Skala ein leicht einsetzbares Forschungsinstrument, dessen Ökonomie allerdings durch die relativ hohe Itemzahl etwas eingeschränkt wird. Es ist zu überlegen, ob auf der Grundlage der Itemanalyse und der Faktorenanalyse eine Kurzfassung entwickelt werden sollte.

Geht man davon aus, daß geschlechtstypisches Verhalten sowohl von der biologischen Grundausstattung, die geschlechtsspezifisch unterschiedlich ist, als auch von den sozialen Anforderungen determiniert wird, so wird deutlich, daß die GRO-Skala überall da eingesetzt werden sollte, wo die biologische Geschlechtsvariable aufgrund von (meist impliziten) Hypothesen erhoben wird. Die GRO-Skala würde hier etwa eine Reanalyse der Befunde zu psychischen Geschlechtsunterschieden auf dem Hintergrund der normativen Geschlechtsrollen-Orientierungen der Individuen gestatten (vgl. hierzu Degenhardt, 1978). Als Antezedensvariable könnte die Geschlechtsrollen-Orientierung auch für implizite Erziehungseinstellungen und Erzieherverhalten (vgl. Bittmann, 1977; Sava G. Zimet & Carl N. Zimet, 1977) untersucht werden. Unter einer Fülle von Anwendungsmöglichkeiten im pädagogisch-psychologischen und dem sozialpsychologischen Bereich soll hier noch auf die Einsatzmöglichkeit in inter- und interkulturellen Vergleichsuntersuchungen und in Studien zum gesellschaftlichen Wertwandel hingewiesen werden.

Der Bezug der GRO-Skala zu Variablen des allgemeinen Konservatismus und Autokratismus (vgl. Doebert et al., 1973) konnte in der vorliegenden Studie belegt werden. In Folgeuntersuchungen sollte nun ihre Beziehung zu anderen Geschlechtsrollen-Fragebogen und zu den MF-Skalen analysiert werden. Neben den bereits genannten Skalen aus dem FPI und dem MMPI wäre hier etwa an das Sex-Role-Inventory von Sandra L. Bem (1974) zu denken, mit dem neben femininen und maskulinen Personen androgyne Personen identifiziert werden können, die sowohl „weibliche“ als auch „männliche“ Interessen, Verhaltensweisen etc. aufweisen (vgl. auch Jacob L Orlofsky, Alice L. Aslin & Sheila D. Ginsburg, 1977).

Es bleibt zu hoffen, daß die GRO-Skala durch ihren Bezug zu den theoretischen Ansätzen zur Erklärung der Sozialisation und Manifestation geschlechtstypischen Verhaltens, einen – wenn auch geringen – Beitrag zur „Abkehr von der auf diesem Gebiet theoriearmen, unfruchtbaren, überflüssigen und dabei oft kostspieligen ‚Faktsammelei‘“ (Degenhardt, 1978: 29–30) erbringt.

### Literatur:

- Adorno, T.W., Bettelheim, B., Frenkel-Brunswick, E., Gutermann, N., Janowitz, M., Levinson, D.J. & Sandford, R.N., 1968: Der autoritäre Charakter. Amsterdam: De Munter.
- Bem, S.L., 1974: The measurement of psychological androgyny. *Journal for Consulting and Clinical Psychology* 42, 155–162.
- Bittmann, F., 1977: Empirische Untersuchungen zum geschlechtsrollenspezifischen Verhalten in deutschen Lesebüchern. *Psychologie in Erziehung und Unterricht* 24, 365–369.
- Brogan, D. & Kutner, N.G., 1976: Measuring sex-role orientations: A normative approach. *Journal of Marriage and The Family* 38, 31–40.
- Cattell, R.B. & Vogelmann, S., 1977: A comprehensive trial of the scree and KG criteria for determining the number of factors. *Multivariate Behavioral Research* 12, 289–325.
- Cloetta, B., 1974: Neue Daten zum MK. Arbeitsbericht 18 aus dem SFB 23. Konstanz: Universität Konstanz.
- Constantinople, A., 1973: Masculinity – femininity: An exception to a famous dictum? *Psychological Bulletin* 80, 389–407.
- Cooley, W.W. & Lohnes, P.R., 1971: *Multivariate data analysis*. New York: Wiley.
- Degenhardt, A., 1978: Geschlechtstypisches Verhalten – eine psychologische Variable? *Psychologische Rundschau* 14, 15–37.
- Doebert, J., Stahl, B. & Vogl, O., 1973: Faktorenanalyse mehrerer Skalen zum Bereich des Konservatismus und Autoritarismus. *Diagnostica* 19, 8–19.
- Fahrenberg, J. & Selg, H., 1970: *Das Freiburger Persönlichkeitsinventar*. Göttingen: Hogrefe.
- Fürntratt, E., 1969: Zur Bestimmung der Anzahl interpretierbarer gemeinsamer Faktoren in Faktorenanalysen psychologischer Daten. *Diagnostica* 15, 62–75.
- Gebhardt, F., 1975: PAMV. Paarweiser Mittelwertvergleich und einfache Varianzanalyse. Fortran IV Programm. In: *Statistik Programme des Deutschen Rechenzentrums*, herg. von F. Gebhardt, Darmstadt: Deutsches Rechenzentrum.
- Greenberg, R.P. & Zeldow, P.B., 1977: Personality characteristics of men with liberal sex-role attitudes. *Journal of Psychology* 97, 187–190.
- Hathaway, S.R., McKinley, J.C. & Spreen, O., 1963: *MMPI – Saarbrücken*. Bern: Huber.
- Kohlberg, L., 1966: A cognitive-developmental analysis of children's sex-role concepts and attitudes. In: *The development of sex differences*, herg. von E.E. Maccoby. Stanford: Stanford University Press. S. 82–173.
- Krampen, G., 1977: TBR-Fragebogen zur behavioralen Rigidität. *Trierer Psychologische Berichte* 4, Heft 9.
- Krampen, G., 1979: Differenzierungen des Konstruktes der Kontrollüberzeugungen. Deutsche Bearbeitung und Anwendung der IPC-Skalen. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie* (im Druck).

- Levenson, H., 1972: Distinctions within the concept of internal-external control. In: Proceedings of the 80th Annual Convention of the American Psychological Association 7, 261–262.
- Lienert, G.A., 1969: Testaufbau und Testanalyse. Weinheim: Beltz (dritte Auflage).
- Lunneborg, P.W., 1970: Stereotypic aspects in masculinity – femininity measurement. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 34, 113–118.
- McDonald, A.P., 1974: Identification and measurement of multidimensional attitudes toward equality between the sexes. *Journal of Homosexuality* 1, 165–182.
- Mischel, W., 1970: Sex typing and socialization. In: Carmichael's manual of child psychology, herg. von P.H. Mussen. New York: Wiley. S. 3–72.
- Mizruchi, E.H. & Perrucci, R., 1962: Norm qualities and differential effects of deviant behavior: An exploratory analysis. *American Sociological Review* 27, 391–399.
- Mulford, H.A., 1977: Women and men problem drinkers. *Journal of Studies on Alcohol* 38, 1624–1639.
- Newman, R.C., 1976: Development and standardization of measures of stereotypic sex-role concepts and of sex-role adaption in adults. *Psychological Reports* 39, 623–630.
- Oesterreich, D., 1974: Die Messung und Korrektur von acquiescence-response set bei Autoritarismus-Skalen. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie* 21, 394–408.
- Orlofsky, J.L., Aslin, A.L. & Ginsburg, S.D., 1977: Differential effectiveness of two classification procedures on the Bem Sex Role Inventory. *Journal of Personality Assessment* 41, 414–416.
- Osselmann, J., 1976: Eine Skala zur Messung der Internalen versus Externalen Verstärkungskontrolle. Berichte aus dem Psychologischen Institut der Universität Bonn, Nummer 7.
- Parker, F.B., 1972: Sex-role adjustment in women alcoholics. *Journal of Studies on Alcohol* 33, 647–657.
- Parsons, T. & Bales, R.F., 1955: Family, socialization and interaction process. New York: Wiley.
- Prociuk, T.J. & Breen, L.J., 1976: Machiavellianism and locus of control. *Journal of Social Psychology* 98, 141–142.
- Röhr, M., 1977: Zur Interpretation faktorenanalytischer Studien in der Psychologie. Probleme und Ergebnisse der Psychologie 62, 61–77.
- Rotter, J.B., 1966: Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs* 80 (1, Whole No. 609).
- Schaie, K.W., 1960: Test for Behavioral Rigidity. Palo Alto: Consulting Psychologist Press.
- Schnell, P. & Gebhardt, F., 1975: Pafa. Principle axis factor analysis. Fortran IV Hauptprogramm. In: Programme des Deutschen Rechenzentrums, herg. von F. Gebhardt. Darmstadt: Deutsches Rechenzentrum.
- Zimet, S.G. & Zimet, C.N., 1977: Teachers view people: Sex-role stereotyping. *Psychological Report* 41, 583–591.