

Forschungsnotiz

Eine Kurzform der Skala zur Messung normativer Geschlechtsrollen-Orientierungen

Günter Krampen

Universität Trier, Fachbereich I – Abteilung Psychologie
Schneidershof, D-5500 Trier

Zusammenfassung: Es wird über die Entwicklung und erste Befunde zu einer Kurzskaala zur Messung normativer Geschlechtsrollen-Orientierungen (GRO-K-Skala) berichtet. Die elf aus einer Langversion selegierten Items dieser Kurzskaala wurden von 51 politisch aktiven und 50 politisch passiven Frauen sowie von 50 politisch passiven Männern bearbeitet. Daneben wurden drei Aspekte generalisierter Kontrollüberzeugungen und die „soziale Erwünschtheit“ bei den Personen erhoben. Die GRO-K-Skala erweist sich als ein reliables und valides Instrument zur ökonomischen Erfassung normativer Geschlechtsrollen-Orientierungen. Die Kurzskaala ist faktoriell homogen, korreliert schwach mit Externalität, nicht jedoch mit der „sozialen Erwünschtheit“ und differenziert sowohl zwischen den genannten Subgruppen als auch zwischen politisch aktiven Frauen, die unterschiedlichen Parteien angehören.

1. Problemstellung

Die an gleicher Stelle (vgl. Krampen 1979, 1980) vorgestellte deutschsprachige Bearbeitung der Skala zur Messung normativer Geschlechtsrollen-Orientierungen (GRO-Skala) von Brogan/Kuttner (1976) verfügt über hinreichende teststatistische Parameter und über eine bislang recht gut gesicherte Validität, die sogar über die Befunde zur englischsprachigen Originalversion hinausgehen; ein wesentlicher Hinderungsgrund für ihren Einsatz ist jedoch ihr unhandliches Format. Als Skala, die bei einer Vielzahl unterschiedlicher sozialwissenschaftlicher Fragestellungen zur Ergänzung der biologischen Geschlechtsvariablen von Interesse ist, ist sie mit 38 Items zu lang. An dieser Stelle soll über erste Erfahrungen mit der Kurzform der GRO-Skala berichtet werden, die aufgrund erhebungstechnischer und ökonomischer Notwendigkeiten im Rahmen einer Untersuchung zu psychosozialen Unterschieden zwischen politisch aktiven und politisch passiven Frauen in der Bundesrepublik Deutschland erstellt wurde.

Erhebungsgegenstand dieser Kurzform sind ebenso wie bei der Langform die Einstellungen von Individuen darüber, was für Frauen und Männer subjektiv als richtig bzw. falsch angesehen wird. Normative Geschlechtsrollen-Orientierungen thematisieren somit die präskriptiven und proskriptiven Normen eines Individuums über (subjektiv) geschlechtsspezifisch angemessenes Verhalten und unterscheiden sich daher

inhaltlich sowohl von Geschlechtsrollen-Präferenzen und -übernahme als auch von deskriptiven Geschlechtsrollen-Stereotypen (vgl. hierzu Krampen 1979, 1980). Mit dem Meßkontinuum liberale versus traditionelle Geschlechtsrollen-Orientierungen gehört diese Variable den breiten Einstellungsbereichen des Konservatismus und des Autoritarismus an (zu den Gemeinsamkeiten und Unterschieden siehe Schenk 1980) und kann die in vielen empirischen Erhebungen ohnehin erfaßte biologische Geschlechtsvariable um eine sozialpsychologische Dimension ergänzen, die inhaltlich präzisere Interpretationen von geschlechtsspezifischen Befunden gestattet.

2. Methode

Politisch aktive und politisch passive Frauen wurden in einem halbstrukturierten Interview nach verschiedenen Variablen aus den Bereichen der familiären und institutionellen Sozialisation, der aktuellen Lebenssituation und der Persönlichkeits- und Einstellungsvariablen befragt (vgl. Krampen/Thumm-Kuhl 1982). Eingeschlossen wurde dabei auch die GRO-Skala, wobei jedoch ihr großer Umfang der Realisation entgegenstand. Es wurde daher eine Itemselektion aufgrund der bei Krampen (1979) und (1980) dargestellten Ergebnisse zur Langversion der GRO-Skala durchgeführt. Diese Itemselektion erfolgte unter den folgenden Gesichtspunkten: (1) Die Items sollten über bedeutsame Ladungen ($a_{ij} \geq [.40]$) auf dem ersten extrahier-

ten Faktor verfügen, der mit der Kennzeichnung „normative Orientierungen zu bestehenden Stereotypen über Geschlechtsrollen-Verhalten“ als zentrale Dimension der GRO-Skala gekennzeichnet werden kann; (2) zugleich sollten die Items in den beiden bisherigen Erhebungen über mittlere Schwierigkeitsindizes ($.20 < p_i < .80$) und über statistisch signifikante Trennschärfekoeffizienten, die dem Betrage nach bei $r_{1t-i} \geq |.50|$ liegen, verfügen. Diese Kriterien der Itemselektion erfüllten 10 Items der Langversion. Aus inhaltlichen Gründen wurde Item 18 der GRO-Langversion (Wortlaut: „Es ist gut, wenn Frauen lokalpolitische Ämter innehaben.“) hinzugenommen, obwohl es lediglich dem Kriterium einer mittleren Schwierigkeit entspricht.

Diese aus 11 Items bestehende GRO-Kurzform (GRO-K) wurde zunächst in der schon erwähnten Studie zur politischen Partizipation 51 politisch aktiven und 50 politisch passiven Frauen aus Großstadtbereichen des Bundeslandes Bayern zur Beantwortung vorgegeben (der Wortlaut der Items findet sich in Tabelle 1)¹. Zur Gruppe der politisch aktiven Frauen (Durchschnittsalter $\bar{x} = 43,7$ Jahre; $s = 10,0$) gehören nur solche, die ein parteipolitisches und/oder öffentliches Amt auf Kommunal-, Landes- oder Bundesebene innehaben. Die politisch passiven Frauen ($\bar{x} = 39,5$ Jahre; $s = 7,3$) gehören keiner politischen Partei oder Gruppierung an; sie wurden über Volkshochschulkurse, die keine politischen Inhalte aufwiesen, rekrutiert. Beide Subgruppen sind nach Alter, Ausbildungs- und Familienstand vergleichbar. Im Rahmen der Datenerhebung bearbeiteten die Frauen beider Subgruppen ferner den IPC-Fragebogen zu Kontrollüberzeugungen (Krampen 1981), der mit drei Skalen das Ausmaß erfaßt, in dem eine Person Verstärker und Ereignisse (1) als Folgen eigenen Verhaltens (Internalität; I-Skala), (2) als durch mächtige andere Personen kontrolliert (soziale Externalität; P-Skala) und (3) als zufallsabhängig und schicksalsbestimmt (fatalistische Externalität; C-Skala) wahrnimmt und interpretiert.

Die GRO-Skala wurde ferner einer Stichprobe von 50 parteipolitisch nicht engagierten Männern

(ebenfalls aus Bayern) zur Bearbeitung vorgelegt. Auch diese Stichprobe stammt aus Volkshochschulkursen ohne politischen Inhalt. Das Durchschnittsalter dieser Subgruppe liegt bei $\bar{x} = 41,2$ Jahren ($s = 9,76$) und unterscheidet sich nicht bedeutsam von dem der weiblichen Stichproben. Neben der GRO-K-Skala bearbeitete diese Stichprobe ebenfalls den IPC-Fragebogen, ferner eine Skala zur Messung der Tendenz, Fragen in sozial erwünschter Weise zu beantworten (SE-Skala mit 16 Items nach Oesterreich 1974) und – zeitlich unabhängig von der GRO-K-Skala – die Langform der GRO-Skala mit 38 Items (Krampen 1979).

3. Ergebnisse²

3.1. Teststatistische Befunde zur GRO-K-Skala

Zunächst wurde für die Daten der GRO-K-Skala aus der Gesamtstichprobe ($N = 151$ Männer und Frauen) eine Itemanalyse durchgeführt. Sowohl die Schwierigkeitskoeffizienten als auch die Trennschärfekoeffizienten der elf Items, die in Tabelle 1 aufgeführt sind, belegen die teststatistische Tauglichkeit der Kurzskaala, wenngleich bei den Schwierigkeitsindizes eine Polarisierung festzustellen ist, die auf eine höhere Antworthomogenität als in den Untersuchungen mit der Langversion verweist. Alle Schwierigkeitsindizes bleiben jedoch im Bereich $.20 < p_i < .80$, was eine meßpraktisch unbedeutende, da zu wenig Varianz erfassende Qualität der GRO-K-Skala ausschließt. Die Trennschärfekoeffizienten sind alle bei $\alpha = .01$ signifikant.

Auch die Parameter zur internen Konsistenz (Cronbachs Alpha $r_{tt} = .93$) und zur Testhalbiierungsreliabilität („odd-even“-Methode nach Spearman-Brown $r_{tt} = .90$; nach Guttman $r_{tt} = .89$) bestätigen die Verwendbarkeit der GRO-K-Skala. Trotz der erheblichen Skalenverkürzung (um immerhin 23 bzw. 25 Items) sind also keine dramatischen Abfälle der Reliabilitätswerte bei der Kurzform im Vergleich zur Langform (Krampen 1979, 1980) festzustellen.

2 Die Berechnungen wurden mit den TR 440-Systemen des Hochschulrechenzentrums der Universität Erlangen-Nürnberg und des Regionalen Hochschulrechenzentrums Kaiserslautern, Abteilung Trier, durchgeführt.

1 Für die Hilfe bei der Datenerhebung in dieser Substichprobe danke ich Frau Dipl.-Psych. Ingrid Thumm-Kuhl.

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

Item		p_i	r_{it-i}	Faktorenanalyse	
				a_{j1}	h^2
1.	Der alte Ausspruch „die Frau gehört ins Haus und zur Familie“ ist im Grunde richtig, und es sollte auch so bleiben.	.30	.60	.84	.71
2.	Eine Frau sollte gegenüber Männern nicht zu strebsam sein.	.26	.70	.74	.55
3.	Eine Frau, die in der Öffentlichkeit arbeitet (z.B. eine Verkäuferin) sollte nicht mehr arbeiten, wenn zu sehen ist, daß sie schwanger ist.	.37	.48	.62	.39
4.	In einer Gruppe mit weiblichen und männlichen Mitgliedern sollte ein Mann die Führungsposition innehaben.	.34	.71	.73	.53
5.	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.	.28	.75	.79	.62
6.	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.	.32	.63	.77	.59
7.	Es ist gut, wenn Frauen lokalpolitische Ämter innehaben.	.62	-.58	-.60	.36
8.	Man sollte Mädchen raten, einen weiblichen Beruf wie Krankenschwester, Schneiderin oder Grundschullehrerin zu wählen.	.28	.64	.72	.52
9.	Auch wenn eine Frau arbeitet, sollte der Mann der „Haupt-Brotverdiener“ sein und die Frau sollte die Verantwortung für den Haushalt tragen.	.39	.82	.85	.73
10.	Es ist nicht gut, wenn ein Mann zu Hause bleibt und die Kinder versorgt und seine Frau arbeitet	.35	.64	.67	.44
11.	Der einzige Grund, warum Mädchen einen Beruf erlernen sollten, besteht darin, daß sie evtl. nicht heiraten oder geschieden werden.	.29	.44	.66	.44

3.2. Validität der GRO-K-Skala

Hinweise auf die Validität der GRO-K-Skala können mit ersten Ergebnissen zu ihrer dimensional Struktur (faktorielle Validität), zu Subgruppenunterschieden (differentielle Validität) und zu einigen ihrer Korrelate (konvergente Validität) gegeben werden, die besonders dadurch von Wert sind, daß sie mit den Validierungsbefunden zur Langform der GRO-Skala verglichen werden können.

Eine Hauptachsen-Faktorenanalyse (R^2 als Startkommunalitäten) der elf GRO-K-Items in der Gesamtstichprobe legt eine einfaktorielle Lösung nahe, auf der alle Items essentielle Ladungen aufweisen (siehe Tabelle 1). Durch die

sen Faktor werden 57,5% der Gesamtvarianz aufgeklärt. Der Anteil der weiteren Faktoren an der Gesamtvarianz geht nicht über 9,1% hinaus. Sowohl diese Varianzaufteilung und der korrespondierende Eigenwertverlauf (nur der Eigenwert des ersten Faktors liegt bei $e_{j1} > 1.00$) als auch das Ladungsmuster und die Höhe der Kommunalitäten (siehe ebenfalls Tabelle 1) sprechen für die einfaktorielle Lösung. Dies kann als Hinweis auf die inhaltliche Validität der GRO-K-Skala gewertet werden und bestätigt das Vorgehen bei der Itemselektion, das ja in dem ersten Schritt auf den faktorenanalytischen Befunden zur Langversion beruht.

In Tabelle 2 sind die Mittelwerte und Standardabweichungen der GRO-K-Skalenwerte für die

TABELLE 2: Mittelwerte und Standardabweichungen der GRO-K-Skala in verschiedenen Substichproben

Stichprobe	N	\bar{X}	S
politisch passive Frauen	50	25,9	10,40
politisch passive Männer	50	32,4	9,25
politisch aktive Frauen	51	20,0	7,68
– Frauen in der SPD	21	16,0	4,66
– Frauen in der CSU	20	26,6	7,11
– Frauen in der FDP	10	15,2	4,24

verschiedenen Subgruppen wiedergegeben. Bei einer rechnerisch möglichen Spannweite von minimal 11 bis maximal 66 Rohwertpunkten (6stufiges Antwortformat bei 11 Items) fällt an den Mittelwerten auf, daß sie alle in der unteren Hälfte dieses Kontinuums liegen. Diese Linksschiefe der Rohwertverteilung (hin auf den Pol liberaler Geschlechtsrollen-Orientierungen) deutete sich schon bei den Schwierigkeitskoeffizienten an und tritt hier – im Vergleich zur GRO-Langversion – in verstärktem Maße auf. Der varianzanalytische Vergleich der GRO-K-Werte zwischen den 51 politisch aktiven Frauen, den 50 politisch passiven Frauen und den 50 parteipolitisch passiven Männern ergab einen statistisch hoch signifikanten F-Wert von $F(2/148) = 19,441$ ($p < .001$). A posteriori Einzelmittelwertvergleiche mit dem „multiple ranges test“ nach Duncan zeigen, daß sich alle Subgruppen bei $\alpha < .01$ signifikant im GRO-K-Wert unterscheiden. Es ergeben sich dabei die folgenden Unterschiede: (1) Männer verfügen im Durchschnitt über traditionellere Geschlechtsrollen-Orientierungen als Frauen (dies stimmt mit den Befunden zur Langversion der GRO-Skala überein; Krampen 1979); (2) politisch aktive Frauen verfügen über liberalere Geschlechtsrollen-Orientierungen als politisch passive Frauen. Für den letzten Ergebnisaspekt ergibt sich jedoch dann eine wesentliche Differenzierung, wenn man die Parteizugehörigkeit der politisch aktiven Frauen einbezieht (siehe Tabelle 2). Ebenfalls auf varianzanalytischem Wege konnten signifikante Unterschiede im GRO-K-Wert zwischen den Frauen, die der SPD ($N = 21$), der CSU ($N = 20$) und der FDP ($N = 10$) angehören, ermittelt werden ($F(2/48) = 22,553$; $p < .001$). Einzelmittelwertvergleiche nach Duncan zeigen, daß sich die SPD- und FDP-Mitglieder untereinander im GRO-

TABELLE 3: Korrelate der GRO-K-Skala

Variable	GRO-K-Skala	
	101 Frauen	50 Männer
Alter	.13	.30 ^x
Internalität (I-Skala)	-.08	.02
soziale Externalität (P-Skala)	.18	.24
fatalistische Externalität (C-Skala)	.19 ^x	.37 ^x
soziale Erwünschtheit	–	.11
GRO-Langform	–	.78 ^{xx}

^{xx} $p < .01$; ^x $p < .05$

K-Wert nicht bedeutsam, daß sich beide Gruppen jedoch signifikant ($p < .01$) von den CSU-Mitgliedern unterscheiden. Der durchschnittliche GRO-K-Wert der Frauen aus der CSU liegt dabei sogar noch etwas höher (jedoch nicht signifikant) als der der politisch passiven Frauen. Aber auch er bleibt bedeutsam unter dem der parteipolitisch nicht engagierten Männer. Diese Befunde stützen inhaltlich die differentielle Validität der GRO-K-Skala.

Die Ergebnisse zur konvergenten und diskriminanten Validität der GRO-K-Skala sind in Tabelle 3 getrennt für die weibliche und die männliche Stichprobe aufgeführt, da in beiden Stichproben z.T. unterschiedliche Variablen parallel erhoben wurden. Vergleichend zu den Befunden mit der GRO-Langform ergaben sich die folgenden Befunde:

- (1) Die Altersabhängigkeit der GRO-Skalenwerte kann hier nur für die männliche Stichprobe nachgewiesen werden.
- (2) Ebenso wie für die Langversion ergeben sich auch für die GRO-K-Skala leichte Korrelationen zur Externalität in generalisierten Kontrollüberzeugungen, die für den Aspekt der fatalistischen Externalität die Signifikanzgrenze von $\alpha = .05$ in beiden Stichproben erreichen.
- (3) Der GRO-K-Skalenwert ist in der männlichen Stichprobe nicht bedeutsam mit der Tendenz, in sozial erwünschter Weise zu antworten, korreliert. Dieses die GRO-Skala stützende Ergebnis konnte bislang nur für eine weibliche Stichprobe (Krampen 1980) nachgewiesen werden.
- (4) In der Subgruppe der Männer ergab sich bei dem zeitlich um eine Woche versetzten Einsatz der GRO-Langversion und der

GRO-Kurzskala eine essentielle, statistisch signifikante Korrelation beider Instrumente.

mer Einstellungsdifferenzen zwischen Subgruppen fähig ist.

4. Abschließende Bemerkungen

Die in der vorliegenden Arbeit dargestellten ersten Befunde zu einer aus elf Items bestehenden Kurzform der Skala zur Messung normativer Geschlechtsrollen-Orientierungen bestätigen sowohl deren Reliabilität als auch deren Validität. Als ein ökonomisch einsetzbares, handliches Meßinstrument kann die GRO-K-Skala überall da eingesetzt werden, wo das Geschlecht als zentrale oder auch nur als marginale Variable in der Datenauswertung interessiert. Sie ermöglicht dabei die soziologisch und sozialpsychologisch relevante Ergänzung der biologischen Geschlechtsvariable um normative Handlungen des Individuums über subjektiv adäquates Geschlechtsrollen-Verhalten. Als ein inhaltlich homogenes Instrument hat die GRO-K-Skala in dem vorliegenden Datensatz belegt, daß sie – etwa im Bereich der Forschung zur politischen Partizipation – zur Charakterisierung bedeutsa-

Literatur:

- Brogan, D./Kutner, N.G., 1976: Measuring sex-role orientations: A normative approach. *Journal of Marriage & The Family* 38: 31–40.
- Krampen, G., 1979: Eine Skala zur Messung der normativen Geschlechtsrollen-Orientierungen (GRO-Skala). *Zeitschrift für Soziologie* 8: 256–266.
- Krampen, G., 1980: Sozialisationsbezogene Antezedensbedingungen von normativen Geschlechtsrollen-Orientierungen. Weitere Befunde zur GRO-Skala. *Zeitschrift für Soziologie* 9: 378–383.
- Krampen, G., 1981: IPC-Fragebogen zu Kontrollüberzeugungen. Göttingen: Hogrefe.
- Krampen, G./Thumm-Kuhl, I., 1982: Auf der Suche nach Korrelaten des politischen Engagements von Frauen. S. 189–194 in: S. Preiser, Hrsg., *Kognitive und emotionale Aspekte politischen Engagements*. Weinheim: Beltz.
- Oesterreich, D., 1974: *Autoritarismus und Autonomie*. Stuttgart: Klett.
- Schenk, J., 1980: Gemeinsamkeiten und Unterschiede von Konservatismus und Autoritarismus. *Zeitschrift für Soziologie* 9: 390–395.