

Aus dem Psychologischen Institut der Universität Bonn, Abteilung Entwicklungspsychologie  
(Abteilungsvorsteher: Prof. Dr. Ursula Lehr)

## Untersuchungen zur „Rigidität“ im höheren Alter

Von N. Erlemeier und A. Angleitner

Mit 11 Tabellen

(Eingegangen am 25. März 1971)

### 1.1. Einleitung

Das Rigiditätskonzept hat in den letzten Jahrzehnten eine solche Spezifizierung und Differenzierung erfahren, daß von der „Rigidität“ nicht mehr gesprochen werden kann (Chown 1959, 1961, Baer 1964). Beim jetzigen Stand der Forschung können nur noch einzelne Rigiditätsarten angenommen werden, die sich in den verschiedensten Verhaltens- und Einstellungsbereichen unter jeweils spezifischen Bedingungen manifestieren können. Ähnlich uneinheitlich wie das Konzept selbst sind auch die Methoden, mit deren Hilfe die verschiedensten Rigiditätsarten untersucht worden sind.

Wachsendes Interesse fand auch die Aufklärung von Beziehungen einzelner Rigiditätsarten zum Lebensalter und zur Intelligenz (Schaie 1958, Luchins and Luchins 1959, Riegel and Riegel 1960, Chown 1961, Heron and Chown 1967), wie zu einzelnen Persönlichkeitsdimensionen, z. B. „Ängstlichkeit“, „Extraversion-Introversion“ und „Neurotizismus“ (Brenkelmann 1960 a, b, Eysenck 1962, Baer 1964, Holland 1964).

Nur selten aber ist in der zahlreich vorliegenden Rigiditätsliteratur ein Hinweis auf die Beziehung „rigider“ Einstellungen und Verhaltensweisen zu sozioökonomischen Merkmalen zu finden. Heron und Chown (1967) konnten den Einfluß des Alters wie des sozioökonomischen Status auf den Ausprägungsgrad „rigider“ Einstellungen in einem Fragebogen (modifizierte Wesley-Skala nach Chown) aufweisen. Beziehungen zwischen Bildungsstand und „rigiden“ Einstellungen konnten auch Riegel, Riegel und Skiba (1962) aufzeigen, ebenfalls Peck und Berkowitz (1964).

### 1.2. Hypothesen

Die vorliegende Untersuchung knüpft an die Ergebnisse von Heron and Chown (1967) und Riegel, Riegel und Skiba (1962) an. Es soll besonders der Aspekt der „Einstellungsrigidität“ im höheren Alter untersucht werden.

#### 1. Die Haupthypothese lautet:

Zwei Stichproben älterer Personen unterschiedlich sozialen und beruflichen Status unterscheiden sich hinsichtlich des Ausmaßes der „Einstellungsrigidität“.

Diese Einstellungen sollen mit Hilfe zweier Fragebogen erfaßt werden, in denen die Tendenz zum Ausdruck kommen soll, an gewohnten und überlieferten Überzeugungen und Verhaltensweisen festzuhalten.

2. Neben dem möglichen Effekt des unterschiedlichen sozialen Status auf die oben genannte Rigiditätsform sollen die des Alters und des Geschlechts in die Analysen einbezogen werden. Nach den vorliegenden Befunden ist mit zunehmendem Lebensalter ein Anwachsen der hier interessierenden Rigiditätsart zu erwarten (Schaie 1958, Riegel und Riegel 1960, Heron und Chown 1967). Angaben über geschlechtsspezifische Unterschiede sind in der Literatur nur spärlich zu finden. Riegel und Riegel (1960) berichten von einem schnelleren Anstieg der „Rigiditätswerte“ mit dem Alter bei Männern. Brengelmann (1960) fand ebenfalls Geschlechtsunterschiede. Frauen zeigten sich in seiner Skala (NR) weniger „rigide“ als Männer.
3. Da neben den Rigiditätsmaßen auch andere Persönlichkeitsvariablen wie Intelligenz, „Extraversion“ und „Neurotizismus“ einbezogen werden, sollen die möglichen Beziehungen dieser Variablen zu den mit Fragebogen erfaßten Rigiditätsmaßen untersucht werden. Nach der vorliegenden Literatur ist ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen der Intelligenz und fast allen Rigiditätsarten zu erwarten. Über die Beziehungen zwischen der mit Fragebogen erfaßten Rigidität, „Extraversion“ und „Neurotizismus“ bestehen divergierende Meinungen. Brengelmann (1960) postuliert eine Unabhängigkeit dieser „Fragebogenrigidität“ von „Extraversion“ und „Neurotizismus“, Eysenck und Eysenck (1962) und Holland (1964) fanden dagegen positive Beziehungen zwischen dieser Rigiditätsart und „Introversion“ bzw. „Neurotizismus“. Eine dezidierte Hypothese über mögliche Beziehungen dieser drei Variablen kann jedoch für unsere Stichproben nicht formuliert werden.  
 Bevor jedoch die Einzelhypothesen überprüft werden können, sollen mit Hilfe von Faktorenanalysen die faktoriellen Beschreibungsdimensionen der Merkmalsauswahl näher aufgeklärt werden. Vor allem soll auch die Faktorenstruktur des Fragebogens von Riegel und Riegel mit den übrigen Untersuchungsvariablen eingehender betrachtet werden.

### 1.3. Stichproben<sup>1)</sup>

Es handelt sich um den Vergleich zweier Stichproben, die sich bezüglich einiger sozio-ökonomischer Variablen signifikant unterscheiden.

Die erste Stichprobe (E) umfaßt 144 ältere Personen (79 Männer, 65 Frauen) der Bonner gerontologischen Längsschnittstudie des 4. Untersuchungsgangs (1969/70), die von der Stiftung „Volkswagenwerk“ unterstützt wird.

Die zweite Stichprobe (A) besteht aus 217 älteren Personen (60 Männern, 157 Frauen), die in drei gehobeneren Wohnstiften (Bad Neuenahr, München, Diessen) wohnten. Es handelt sich bei diesen Wohnstiften nicht um eine mit einem Altersheim oder Altenwohnheim vergleichbare Wohnform, so daß Institutionalisierungseffekte in dieser Studie ausgeklammert werden sollen.

Die Stichprobe E wurde im Psychologischen Institut der Universität Bonn, die Stichprobe A ungefähr zur gleichen Zeit in den Wohnstiften untersucht. Alle Untersuchungen fanden in Einzelsitzungen statt.

#### 1.3.1. Alter

In beiden Stichproben (E und A) wurden jeweils zwei Altersgruppen gebildet (60–69 und 70–79 Jahre). Die Vergleichbarkeit der Stichproben hinsichtlich des Alters ist nicht

<sup>1)</sup> Auf die ausführliche Darstellung der Verteilungen der einzelnen Stichprobenmerkmale muß hier verzichtet werden. Sie kann auf Wunsch zur Verfügung gestellt werden.

streng gegeben. Die Mittelwertsunterschiede zwischen den Stichproben sind sehr signifikant (Stichprobe E:  $M = 67,17$ ;  $SD = 2,54$  vs. Stichprobe A:  $M = 68,31$ ;  $SD = 2,94$ ; Stichprobe E:  $M = 75,76$ ;  $SD = 2,54$  vs. Stichprobe A:  $M = 77,53$ ;  $SD = 2,28$ ). Die Personen der Stichprobe A sind also im Durchschnitt älter als die der Stichprobe E.

### 1.3.2. Familienstand

In Stichprobe A ist der Anteil der ledigen und verwitweten Personen signifikant höher als in E. In beiden Stichproben weisen die Frauen einen signifikant höheren Anteil von alleinstehenden Personen auf. ( $\chi^2 = 50.59$ ,  $p$  kleiner als 1%)

### 1.3.3. Beruflicher Status

Bezüglich des beruflichen Status finden sich in der Stichprobe A signifikant mehr Akademiker und Angehörige anderer höherer Berufe ( $\chi^2 = 81.87$ ,  $p$  kleiner als 0.1%), dagegen keine Arbeiter und Facharbeiter bzw. Handwerker.

### 1.3.4. Schulbildung

Auch hinsichtlich der Schulbildung unterscheidet sich Stichprobe A sehr signifikant von E ( $\chi^2 = 168.06$ ,  $p$  kleiner als 0.1%). Der Anteil der Personen mit höherer Schulbildung und Hochschulabschluß ist bei A bedeutend größer als bei E.

### 1.3.5. Einkommen

Bezüglich der Einkommensverhältnisse unterscheiden sich die beiden Stichproben ebenfalls sehr bedeutsam. Die Personen von A hatten ein signifikant höheres Einkommen bzw. eine signifikant höhere Pension oder Rente als die von E. ( $\chi^2 = 76.79$ ,  $p$  kleiner als 0.01%)

Zusammenfassend ist somit festzuhalten, daß Stichprobe A in der Mehrheit einen höheren schulischen und beruflichen Status erreicht hat und günstigere Einkommensverhältnisse aufweist als Stichprobe E.

### 1.3.6. Zusammenhänge zwischen Berufsstatus, Schulbildung und Einkommen

Die Zusammenhänge über beide Stichproben zwischen den Merkmalen Beruf, Schulabschluß und Einkommen wurden jeweils mit dem  $\chi^2$ -Test überprüft. Alle Zusammenhänge erwiesen sich als überzufällig und sind in Tab. 1 dargestellt.

Tab. 1.

	N	$\chi^2$	p	CC corr	df
1 = Beruf — Schulabschluß	234	85.97	0.01	0.65	6
2 = Beruf — Einkommen	223	40.96	0.01	0.48	6
3 = Schulabschluß — Einkommen	261	66.58	0.01	0.54	8

(1 = ohne Hausfrauen, 2 und 3 = ohne Hausfrauen; Schulabschluß dichotomiert, Einkommen dichotomiert)

### 1.3.7. Zusammenhänge zwischen Intelligenz, Schulbildung und Einkommen

Die Beziehungen über die Gesamtgruppe A und E zwischen Intelligenz auf der einen, dem Einkommen und dem Schulabschluß auf der anderen Seite wurde mit Hilfe der Punktbiserialen Korrelation ( $r_{pbis}$ ) errechnet. Die Zusammenhänge sind sehr signifikant und auf Tab. 2 veranschaulicht. Der Berufsstatus konnte nicht dichotomiert und deshalb nicht mit den Intelligenzwerten korreliert werden.

Tab. 2.

	$r_p$ bis	N	df	p
1 = Schulabschluß — Raven	0.268	353	351	0.001
2 = Einkommen — Raven	0.255	328	326	0.001

(1 = Schulabschluß dichotomiert. 2 = Einkommen dichotomiert)

### 1.3.8. Gesundheitszustand

Der allgemeine Gesundheitszustand wurde bei der Stichprobe E wie in den vorangegangenen Untersuchungsjahren von einem Internisten nach einer gründlichen medizinischen Untersuchung auf einer 6-Punkte-Skala eingeschätzt (1 = sehr gut bis 6 = reduziert).

In der Stichprobe A schätzte der Stiftsarzt des jeweiligen Wohnstifts den Gesundheitszustand seiner Patienten auf der gleichen Skala ein<sup>2)</sup>. Leider waren nur Schätzwerte von 146 Personen verfügbar. Der Vergleich der beiden Stichproben erbrachte das folgende Ergebnis. Beide Stichproben weisen einen überwiegend guten bis befriedigenden Gesundheitszustand auf. Die reduzierte Stichprobe A wird jedoch noch sehr signifikant gesünder eingeschätzt als die Stichprobe E ( $\text{Chi}^2 = 33,88$ , p kleiner als 0.1 %). Dieses Ergebnis ist aber wegen der Reduzierung von A und der unterschiedlichen Beurteiler mit einem gewissen Vorbehalt zu betrachten. Zwischen den Alters- und Geschlechtsgruppen zeigten sich keine signifikanten Differenzen.

## 1.4. Methoden

Im Rahmen eines umfangreichen Untersuchungsprogramms wurden in beiden Stichproben die Verfahren in gleicher Weise angewendet.

1. Der Einstellungsfragebogen von *Riegel* und *Riegel* (1960), der die folgenden Skalen umfaßt: „Rigidität“ (R) mit den Subskalen: „Allgemeine Rigidität“ ( $R_1$ ) und „Persönliche Rigidität“ ( $R_2$ ); „Dogmatismus“ (D) mit den Subskalen: „Intoleranz“ ( $D_4$ ) und „Allgemeiner Dogmatismus“ ( $D_5$ ).  
Ferner wurden die Skalen „Einstellung zur Zukunft und Vergangenheit“ ( $L_6$ ) und „Einstellung zur Gegenwart“ ( $L_7$ ) aufgenommen. Bei diesen Skalen handelt es sich um solche vom Likert-Typ. Die Beurteilungskategorien reichen von: „stimmt genau — stimmt einigermaßen — weder noch — stimmt eher nicht — im Gegenteil, stimmt überhaupt nicht“. Nicht angewendet wurden die Skala „Angst“ ( $D_8$ ) und die „Interessen“.
2. Der E-N-NR-Fragebogen nach *Brengelmann* und *Brengelmann* (1960) mit den drei Skalen: „Extraversion“, „Neurotizismus“, und „Rigidität nach *Nigniewitzky*“<sup>3)</sup>. Die Beantwortung der Items erfolgte nach den Kategorien: Ja-nein, Fragezeichen (?). Die Auswertung wurde nach dem Original-Auswertungsschlüssel der Autoren vorgenommen.

<sup>2)</sup> Für die kostenlose Ermöglichung der Durchführung dieser umfangreichen Studie in den Wohnstiften des Collegium Augustinum sei vor allem dem Vorsitzenden Studienprofessor a. D. Dr. *Rückert* und den Stiftsärzten Dr. *M. Wilde*, Dr. *K. Beckhaus* und Dr. *H. Bremer* gedankt.

<sup>3)</sup> Auf Grund neuerer Item- und Validierungsanalysen wurden folgende Items ausgelassen: E 38, N 21, NR 12, NR 37, siehe *A. E. Meyer* und *R. Golle* 1966, *P. Warncke* und *J. Fahrenberg* 1966, *I. Wendeler* 1967.

3. Die „Colored Progressive Matrices“ nach *Raven* (1956) wurden als ein geeigneter Test zur Erfassung der Intelligenz älterer Menschen herangezogen. In der vorliegenden Untersuchung sind die Anzahl der richtig gelösten Aufgaben als Meßwerte benutzt worden.

### 1.5. Statistische Analyse<sup>4)</sup>

Die statistische Auswertung der Untersuchungsdaten erfolgte in folgenden Schritten:

1. Zunächst wurden für die Stichproben A und E und für die einzelnen Geschlechts- und Altersgruppen über alle Merkmale die deskriptiven Statistiken berechnet (Median, Mittelwert, Standardabweichung).
2. Nach Überprüfung der Linearität der Regressionen wurden die einzelnen Untersuchungsvariablen interkorreliert (Produkt-Moment-Korrelation), um Hinweise auf ihre Beziehungen untereinander zu erhalten. Beide Korrelationsmatrizen wurden nach der Hauptachsenmethode faktorisiert. Die Extraktion und Rotation der Faktoren erfolgt nach bestimmten später ausführlich beschriebenen Kriterien.
3. Schwerpunkt der Auswertung war die Berechnung 3-faktorieller Varianzanalysen über die Faktoren: Stichprobe, Alter und Geschlecht für die Fragebogenskalen und die Ravenwerte. Wegen der bei gegebenem N zu geringen Zellenbesetzung bei Berücksichtigung eines vierten Faktors und des unterschiedlichen Ausprägungsgrades der Intelligenz in beiden Stichproben konnte diese als vierter Faktor nicht mitberücksichtigt werden. Sie wurde deshalb als abhängige Variable angesehen. Der Anteil der aufgeklärten Varianz wurde mit Hilfe des  $\omega^2$ -Wertes geschätzt (siehe Hays 1969, S. 406–407).
4. Zur statistischen Analyse der sozio-ökonomischen Variablen wurden  $\chi^2$ , die Punkt-biseriale Korrelation und der Kontingenzkoeffizient ( $CC_{\text{korrr}}$ ) verwendet.

## 2. Ergebnisse

### 2.1. Faktorenanalysen

Getrennt für beide Stichproben wurden nach der Linearitätsprüfung die Korrelationsmatrizen der Merkmalsbereiche: Fragebogen von *Riegel* und *Riegel*, E-N-NR-Fragebogen von *Brengelmann* und *Brengelmann*, *Raven* und *Alter* berechnet (Produkt-Moment). Die Linearität der Regressionen war für alle Variablen gegeben.

Die Matrizen wurden nach einem Kriterium von *Lawley* (1956) auf Signifikanz geprüft. Die Verteilung der Koeffizienten erwiesen sich in beiden Stichproben als überzufällig.

Stichprobe A umfaßte 217, Stichprobe E 144 Personen. Es wurden getrennt für beide Gruppen Faktorenanalysen nach der Hauptachsenmethode berechnet<sup>5)</sup>.

Die Zahl der zu extrahierenden und rotierenden Faktoren wurde in mehreren Prüfschritten festgelegt. Die folgenden Bestimmungskriterien wurden angelegt:

<sup>4)</sup> Es wurden die Programme: Hauf (Dipl.-Phys. *Schönwasser*), Prolin (Dipl.-Psych. *Rudinger*) und Manova (BMD, adjustiert vom DRZ) eingesetzt. Gerechnet wurde auf einer IBM 7090/1410 des IIM der Universität Bonn von Dr. R. *Schmitz-Scherzer*.

<sup>5)</sup> Gerechnet wurde mit dem Programm PAFA vom DRZ (*Schnell* 1965).

1. Scree-Test nach *Cattel* (1966),
2. Beurteilung der Residuen nach dem Test von *Burt* (1952)<sup>6)</sup>,
3. Anwendung des Einfachstruktur-Prinzips in modifizierter Form nach *Fürntratt* (1969).

Die Anwendung dieser Kriterien legt für beide Stichproben die Extraktion von drei Faktoren nahe. Eine 4-Faktorenlösung konnte jedoch auch nicht völlig ausgeschlossen werden. Sie soll deshalb auch bei der Interpretation der Faktoren Berücksichtigung finden.

Die Faktoren wurden einer Rotation nach dem Varimax-Kriterium von *Kaiser* (1958) und nach drei obliquen Kriterien von *Carroll* (1953)<sup>7)</sup> unterzogen (Quartimin, Bisquartimin, Covarimin). In der vorliegenden Studie werden jedoch nur die Varimax- und Biquartimin-Rotationslösungen zur Beschreibung der Faktoren herangezogen (s. *Harman* 1960).

Die folgenden Tab. 3–5 zeigen die unrotierten und die rotierten Faktorenmuster der 3-Faktorenlösung für die beiden Stichproben<sup>8)</sup>.

Tab. 3. Unrotierte Faktorenmuster

Variablen		Stichprobe A				Stichprobe E			
		F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	h <sup>2</sup>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	h <sup>2</sup>
Alter	1	-.2509	.2657	-.4529	.3387	-.4450	-.0794	-.2688	.2766
Raven	2	.3298	-.3302	.1698	.2467	.4372	.0134	.3076	.2860
E	3	.3091	.1371	-.1702	.1433	.2240	-.4538	-.0760	.2619
N	4	-.4321	-.4148	.3776	.5013	-.3157	.6366	.4226	.6835
NR	5	-.5594	.0877	.1695	.3490	-.2373	-.3042	.3037	.2410
R <sub>1</sub>	6	-.6689	.3452	.0360	.5679	-.6936	-.4883	.0951	.7148
R <sub>2</sub>	7	-.6828	.1273	.1314	.4994	-.6751	-.1796	-.0551	.4910
D <sub>4</sub>	8	-.4010	-.0012	.1812	.1936	-.3549	.1239	.4729	.3649
D <sub>5</sub>	9	-.5286	.3701	.0189	.4167	-.6068	-.2477	.0703	.4345
L <sub>6</sub>	10	.5840	.3858	.4286	.6736	.4604	-.4826	.3856	.5936
L <sub>7</sub>	11	.4234	.6867	.2043	.6926	.2815	-.5327	.1035	.3737
Summe der Quadrate		2.6408	1.2710	.7111	4.6228	2.3037	1.5743	.8435	4.7215
Gesamt Kommunalität %		57.12	27.49	15.38	100	48.79	33.34	17.86	100
Gesamt Varianz %		24.01	11.56	6.46	42.03	20.94	14.31	7.67	42.92

Die Ergebnisse der Faktorenanalysen lassen sich wie folgt darstellen. Die Annahme eines gemeinsamen Faktors „Fragebogen-Rigidität“ (*Brengelmann* 1960, *Holland* 1964) konnte in der Stichprobe A in verschiedenen Rotationslösungen belegt werden. Der erste Faktor in dieser Stichprobe weist hohe Ladungen<sup>9)</sup>

<sup>6)</sup> Gerechnet wurde mit dem Programm REPRO von Dipl.-Math. *Mehler*.

<sup>7)</sup> Verwendung fand das Programm OBLIMIN vom DRZ (*Carroll*).

<sup>8)</sup> Aus Platzgründen muß auf die Darstellung der 4-Faktoren-Lösung verzichtet werden.

<sup>9)</sup> Die Reihenfolge der Variablen in einem Faktor richtet sich nach der Höhe ihrer Ladungen.

Tab. 4. Rotierte Faktorenmuster (Varimax)

Variablen	Stichprobe A				Stichprobe E			
	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	h <sup>2</sup>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	h <sup>2</sup>
Alter 1	.1132	-.1370	-.5542	.3387	-.0800	.0240	-.5192	.2766
Raven 2	.1289	-.0250	.4790	.2467	.0184	-.0689	.5300	.2860
E 3	.3496	.1424	-.0287	.1433	-.0294	-.5069	.0643	.2619
N 4	-.5867	-.2948	.2649	.5013	-.1863	.7977	.1111	.6835
NR 5	-.5311	-.0773	-.2470	.3490	-.4807	-.0970	-.0232	.2410
R <sub>1</sub> 6	-.5196	.0029	-.5458	.5679	-.6515	-.1488	-.5179	.7148
R <sub>2</sub> 7	-.5991	-.1174	-.3561	.4994	-.4009	.0803	-.5691	.4910
D <sub>4</sub> 8	-.4221	-.0725	-.1012	.1936	-.4731	.3724	.0497	.3649
D <sub>5</sub> 9	-.4013	.0705	-.5007	.4167	-.4850	.0286	-.4455	.4345
L <sub>6</sub> 10	.1759	.7512	.2799	.6736	-.2475	-.4955	.5356	.5936
L <sub>7</sub> 11	.2098	.7956	-.1245	.6926	-.1629	-.5494	.2130	.3737
Summe der Quadrate	1.8209	1.3539	1.4480	4.6228	1.4053	1.6234	1.6927	4.7214
Gesamt-Kommunalität %	39.39	29.29	31.32	100	29.76	34.38	35.85	100
Gesamt-Varianz %	16.55	12.31	13.16	42.02	12.78	14.76	15.39	42.93

Tab. 5. Rotierte Faktorenmuster (Biquartimin)

Variablen	Stichprobe A				Stichprobe E			
	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	h <sup>2</sup>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	h <sup>2</sup>
Alter 1	.0587	-.1516	.5514	.3303	.5222	-.0010	-.0400	.2742
Raven 2	-.2896	-.0363	-.3293	.1935	-.5208	.0451	.0986	.2829
E 3	-.2755	.1032	.1628	.1130	-.0227	.5033	.0033	.2538
N 4	.3742	-.2275	-.4403	.3855	-.1411	-.8027	.2693	.7367
NR 5	.5513	-.0201	-.0388	.3058	.0978	.0961	.4533	.2241
R <sub>1</sub> 6	.6631	.0567	.1966	.4815	.6141	.1694	.5011	.6568
R <sub>2</sub> 7	.6420	-.0531	.0281	.4156	.6127	-.0562	.2643	.4483
D <sub>4</sub> 8	.4026	-.0264	-.1074	.1741	-.0091	-.3761	.4997	.3911
D <sub>5</sub> 9	.5553	.1112	.2013	.3611	.5064	-.0103	.3702	.3935
L <sub>6</sub> 10	-.0863	.7290	-.3284	.6466	-.4580	.4700	.3241	.5356
L <sub>7</sub> 11	.0337	.7672	.0147	.5898	-.1476	.5386	.1636	.3384
Summe der Quadrate	1.9380	1.2262	0.8339	3.9968	1.8146	1.5933	1.1289	4.5368
Gesamt-Kommunalität %	48.47	30.67	20.86	100	40.00	35.76	24.84	100
Gesamt-Varianz %	17.62	11.15	7.58	36.36	16.50	14.48	10.26	41.24

in den Rigiditätsskalen von *Riegel* und *Riegel* ( $R_1$ ,  $R_2$ ) bzw. von *Brengelmann* (NR), den Dogmatismusskalen ( $D_4$ ,  $D_5$ ) von *Riegel* und *Riegel* und der Neurotizismusskala (N) von *Brengelmann* auf. Ein zweiter Faktor ist ausschließlich durch die Einstellungsskalen ( $L_7$ ,  $L_8$ ) von *Riegel* und *Riegel* definiert. Ein dritter Faktor ist nicht mehr eindeutig zu interpretieren. Er weist höhere Ladungen bei der Varimaxlösung in den Variablen *Alter*,  $R_1$ ,  $D_5$ , *Raven* und  $R_2$  auf; bei der Biquartiminlösung in den Variablen *Alter*, Neurotizismus, *Raven* und  $L_8$ .

In der Stichprobe E sind alle drei Faktoren in allen durchgeführten Rotationslösungen nicht so klar zu identifizieren. Der erste Faktor lädt nach Varimax hoch auf den Variablen  $R_1$ ,  $D_5$ , NR,  $D_4$ ,  $R_2$ ; nach Biquartimin auf den Variablen  $R_1$ ,  $R_2$ , *Alter*,  $D_5$ , *Raven* und  $L_8$ . Der zweite Faktor weist nach Varimax in folgenden Variablen hohe Ladungen auf: N,  $L_7$ , E,  $L_8$ ; nach Biquartimin in N,  $L_7$ , E,  $L_8$ ,  $D_4$ . Der dritte Faktor wird nach Varimax durch die Variablen  $R_2$ ,  $L_8$ , *Raven*, *Alter*,  $R_1$  und  $D_5$  charakterisiert; nach Biquartimin durch  $R_1$  und  $D_4$ , NR,  $D_5$ ,  $L_8$ .

In der Stichprobe E läßt sich wegen der Instabilität einiger Merkmale z. B.  $R_1$  und  $D_5$  nach beiden Rotationskriterien kein eindeutiger „Fragebogen-Rigiditäts“-Faktor identifizieren. Hinzu kommt, daß sich die Faktorenmuster (vor allem Faktor 1 und 3) bei den verschiedenen Rotationen ändern. So lädt z. B. bei Varimax der dritte Faktor, bei Biquartimin der erste Faktor auf den Variablen *Raven* und *Alter*. Ein Faktor, der u. a. auf den Variablen: Intelligenz, *Alter*, Rigidität, Dogmatismus lädt, ist nur in der Stichprobe E nach Biquartimin-Rotation nachweisbar.

Am relativ stabilsten erwies sich für beide Stichproben in den verschiedenen Rotationslösungen der Faktor 2. Die Unterschiede in den Faktorenmustern zwischen den beiden Stichproben scheinen uns kaum aufklärbar.

Zu bemerken ist aber, daß eine 4-Faktorenlösung bei gleichen erwähnten Rotationsmethoden für Stichprobe E besser interpretierbare und mit A vergleichbare Faktoren erbrachte, die nach Varimax 48.75% bzw. nach Biquartimin 47.08% der Gesamtvarianz aufklärten. Diese Faktorenlösung soll zumindest ergänzend angegeben werden.

Der erste Faktor (nach Varimax 19.20% bzw. nach Biquartimin 19.18% der Gesamtvarianz) lädt bei beiden Rotationen hoch auf den Variablen:  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $D_5$ , *Alter* und *Raven*.

Der zweite Faktor (nach Varimax 14.86% bzw. nach Biquartimin 14.48% der Gesamtvarianz) zeigt wiederum bei beiden Rotationen hohe Ladungen in den Merkmalen N,  $L_8$ ,  $L_7$ . Dieser Faktor ist identisch mit dem zweiten Faktor in der 3-Faktorenlösung. Der dritte und vierte Faktor (nach Varimax 7.73% bzw. nach Biquartimin 7%; nach Varimax 6.96% bzw. nach Biquartimin 6.43% der Gesamtvarianz) zeigen jeweils nur noch zwei substantielle Ladungen in den Variablen  $D_4$  und N bzw. NR und *Raven* und sollen deshalb nicht mehr beschrieben werden.

Die faktorenanalytischen Ergebnisse können wie folgt zusammengefaßt werden.

1. Je nach den gewählten Faktorenlösungen (3 oder 4 Faktoren) ließ sich in beiden Stichproben ein „Fragebogen-Rigiditäts“-Faktor definieren, der auch darauf hinweist, daß die Unabhängigkeit einzelner Skalen des Fragebogens von *Riegel* und *Riegel* in Frage zu stellen ist. Dennoch schien es uns nicht angebracht, wegen der Instabilität einiger *Riegel*-Merkmale in verschiedenen Faktorenlösungen die einzelnen Skalenwerte zu Summationswerten zusammenzufassen.
2. Die Skalen  $L_8$  und  $L_7$  konstituieren ziemlich konsistent in beiden Stichproben einen Faktor, der in Stichprobe E auch noch substantielle Ladungen in den Merk-

malen „Neurotizismus“ und „Extraversion“ nach *Brenghelmann* aufweist. Alle diese Variablen deuten eine mehr oder weniger positive Beurteilung der eigenen Lebenssituation und die Art und Weise des Umweltbezugs an.

3. Ein einheitlicher Faktor mit den Variablen Alter, Intelligenz, Rigidität, Dogmatismus konnte nicht in beiden Stichproben nachgewiesen werden.

Abschließend ist jedoch noch anzumerken, daß in beiden Stichproben durch die angezeigten Faktorenlösungen „nur“ etwa 45% der Gesamtvarianz aufgeklärt werden konnten.

## 2.2. Varianzanalysen

Im Anschluß an die Faktorenanalysen sollen die Ergebnisse der Varianzanalysen dargestellt werden. In den 3-faktoriellen Varianzanalysen leisteten nur die Faktoren: Stichprobe, Alter, Geschlecht als Haupteffekte signifikante Beiträge an der Aufklärung der Gesamtvarianz. Bei keiner der Variablen zeigte sich eine signifikante Interaktion zwischen diesen 3 Faktoren<sup>10)</sup>.

### 2.2.1. Stichprobenzugehörigkeit (A vs. E)

Aus den  $\omega^2$ -Werten der Tab. 6 wird ersichtlich, daß der Faktor: Stichprobenzugehörigkeit in signifikanter Weise einen Teil der Gesamtvarianz in den abhängigen Variablen aufklärt. Die F-Tests sind alle sehr signifikant auf dem 0.3 bis 0.1% Niveau.

Tab. 6 zeigt die F-Werte und  $\omega^2$  für den Faktor: Stichprobenzugehörigkeit.

Tab. 6

Merkmal	F	$\omega^2$	%	df	p
<i>Raven</i>	21.946	0.0534	5.34	1 347	0.001
Extraversion	8.950	0.0217	2.17	1 349	0.003
R <sub>1</sub> Allg. Rig.	11.580	0.0282	2.82	1 351	0.001
R <sub>2</sub> Pers. Rig.	61.834	0.1443	14.43	1 351	0.001
D <sub>4</sub> Intoleranz	11.250	0.0277	2.77	1 351	0.001

Beim Vergleich der beiden Stichproben hinsichtlich der Mittelwerte dieser einzelnen Variablen besagt dies, daß sich diese sehr signifikant unterscheiden.

Tab. 7 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen der Stichproben A und E.

Tab. 7

Merkmal	Stichprobe A			Stichprobe E		
	N	M	SD	N	M	SD
<i>Raven</i>	215	28.91	4.32	140	26.59	5.11
Extraversion	217	17.45	6.87	140	15.24	6.67
R <sub>1</sub> Allg. Rig.	216	15.38	4.80	143	17.08	4.76
R <sub>2</sub> Pers. Rig.	216	10.84	5.11	143	15.08	4.82
D <sub>4</sub> Intoleranz	216	3.24	2.40	143	4.15	2.60

<sup>10)</sup> Auf die Darstellung von Varianztafeln muß wegen der Vielzahl der Untersuchungsvariablen verzichtet werden. Es werden nur die für die Interpretation für die Varianzanalysen wesentlichen Werte  $\omega^2$  und F tabellarisch wiedergegeben.

Die Stichprobe A, die durch den höheren sozialen Status definiert ist, erzielt im Mittel höhere Werte im *Raven* und auf der Extraversionsskala von *Brengelmann* und *Brengelmann*, dagegen niedrigere Mittelwerte auf den *Riegel*-und-*Riegel*-Skalen: „Allgemeine Rigidität“ ( $R_1$ ), „Persönliche Rigidität“ ( $R_2$ ) und „Intoleranz“ ( $D_4$ ) als die Stichprobe E.

2.2.2. Alter (60–69 vs. 70–79jährige)

Tab. 8 zeigt die F-Werte und  $\omega^2$  für den Faktor: Alter über Stichprobe A und E.

Tab. 8

Merkmal	F	$\omega^2$	%	df	p
<i>Raven</i>	15.079	0.0359	3.59	1 347	0.001
$R_1$ Allg. Rig.	8.529	0.0201	2.01	1 351	0.004
$D_5$ Allg. Dogm.	22.496	0.0567	5.67	1 351	0.001
$L_6$ Einst. Zuk./Verg.	19.738	0.0497	4.97	1 351	0.001

Die  $\omega^2$ -Werte der Tab. 8 geben den signifikanten Anteil der aufgeklärten Varianz an der Gesamtvarianz in den Untersuchungsvariablen durch den Faktor: Alter an, und zwar über die beiden Stichproben A und E und die Geschlechtsgruppen. Die angegebenen F-Tests sind alle sehr signifikant auf dem 0.4–0.1 % Niveau.

Der Mittelwertvergleich zwischen den beiden Altersgruppen führt zu folgenden Aussagen.

Tab. 9 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen für die Altersgruppen.

Tab. 9

Merkmal	JÜNGERE						ÄLTERE					
	Frauen			Männer			Frauen			Männer		
	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD
<i>Raven</i>	102	29.14	3.79	50	28.00	4.58	114	27.21	4.67	83	27.86	5.63
$R_1$ Allg. Rig.	102	14.90	4.87	50	16.30	5.02	114	16.49	4.80	83	16.66	4.84
$D_5$ Allg. Dogm.	102	14.56	4.34	50	15.24	3.17	114	16.57	3.77	83	16.46	3.67
$L_6$ Einst.												
Zuk./Verg.	102	14.75	5.17	50	15.90	4.53	114	12.47	4.79	83	13.47	4.57

Der Faktor: Alter klärt einen geringeren Anteil der Gesamtvarianz der Variablen auf als der Faktor: Stichprobenzugehörigkeit.

Obgleich also in beiden Stichproben ältere Personen im Mittel höhere Werte auf den *Riegel*-und-*Riegel*-Skalen „Allgemeine Rigidität“ ( $R_1$ ) und „Dogmatismus“ ( $D_5$ ) zeigten, dagegen niedrigere Mittelwerte beim *Raven* und auf der *Riegel*-und-*Riegel*-Skala „Einstellung zur Zukunft und Vergangenheit“ ( $L_6$ ) treten diese Unterschiede hinter den Unterschieden zwischen den beiden vom Sozialstatus verschieden definierten Stichproben zurück.

2.2.3. Geschlecht

Tab. 10 zeigt die F-Werte und  $\omega^2$  für den Faktor: Geschlecht über Stichprobe A und E.

Tab. 10

Merkmal	F	$\omega^2$	%	df	p
NR-Brengelmann	15.826	0.0400	4.00	1 349	0.001
L <sub>7</sub> Einst. Geg.	8.819	0.0211	2.11	1 351	0.003

Was für den Faktor: Alter gilt, gilt in noch stärkerem Maße für den Faktor: Geschlecht. Er trägt nur in zwei Variablen in signifikanter Weise zur Aufklärung der Gesamtvarianz bei.

Der F-Test für diese Variablen ist auf dem 0.1% bzw. 0.3% Niveau sehr signifikant. Die Geschlechtsgruppen unterscheiden sich folglich nur signifikant in ihren Mittelwerten auf der „Nigniewitzky-Rigiditäts“-Skala (NR) von Brengelmann und Brengelmann und auf der Riegel-und-Riegel-Skala: „Einstellung zur Gegenwart“ (L<sub>7</sub>).

Tab. 11 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen für die Geschlechtsgruppen.

Tab. 11

Merkmal	FRAUEN						MÄNNER					
	Jüngere			Ältere			Jüngere			Ältere		
	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD	N	M	SD
NR-Brengelmann	102	21.38	7.20	114	21.95	6.46	50	23.90	7.47	83	24.72	6.07
L <sub>7</sub> Einst. Geg.	102	13.19	3.73	114	13.18	3.28	50	15.04	2.37	83	14.08	3.55

Die Männer zeigen somit höhere Mittelwerte auf der „Rigiditäts“-Skala von Brengelmann und Brengelmann und auf der Skala von Riegel und Riegel: „Einstellung zur Gegenwart“ (L<sub>7</sub>). Ihre „Einstellung zur Gegenwart“ ist im Durchschnitt positiver als die der Frauen. Zu betonen ist, daß auch die Geschlechtsunterschiede relativ gering ins Gewicht fallen.

### 3. Diskussion

1. Auf Grund der Faktorenanalysen in beiden Stichproben deutet sich ein genereller „Fragebogen-Rigiditäts“-Faktor auch für höhere Altersgruppen an. Einschränkend muß jedoch gesagt werden, daß

- a) dieser Faktor nur in einer der Stichproben klar belegt werden konnte,
- b) die vorliegende Auswahl der Rigiditäts-Skalen nicht ausreicht, diesen Faktor abzusichern,
- c) manche Merkmale des Riegel-und-Riegel-Fragebogens zu komplex erscheinen, um *einen* einheitlichen Faktor zu definieren,
- d) der relativ geringe Anteil der aufgeklärten Varianz eine vorsichtige Interpretation der Ergebnisse nahelegt,
- e) die inhaltliche Unabhängigkeit der Rigiditätsskalen in Zweifel gezogen werden kann.

Außerdem liegen bisher keine internen Konsistenzschätzungen für die Riegel-und-Riegel-Skalen vor. Diese Einschränkungen müssen auch bei der Interpretation der varianzanalytischen Befunde beachtet werden.

Die Zusammenhänge der Rigiditäts-Skalen mit den anderen Merkmalen konnten in der vorliegenden Untersuchung nicht genügend aufgeklärt werden. Auch die Beziehung der verwendeten Rigiditäts-Skalen zum Alter und dem von uns verwandten Intelligenzmaß trat im Unterschied zu anderen Studien nicht so erwartungsgemäß deutlich hervor.

2. Die Ergebnisse der Varianzanalysen können als Beleg für unsere Haupthypothese angesehen werden. Die Stichprobe mit dem höheren sozio-ökonomischen Status (A) unterscheidet sich deutlich durch ein geringeres Maß an „rigiden“ und „dogmatischen“ Einstellungen von der Stichprobe mit mittlerem sozialen und beruflichen Status (E). Dieser Unterschied tritt besonders dann deutlich hervor, wenn die Personen zu Fragebogen-Items Stellung nehmen sollen, die einen Bezug zum eigenen Verhaltens- und Lebensbereich haben (Formulierung in der Ich-Form in der *Riegel*-und-*Riegel*-Skala  $R_2$ ). Es geht dabei eher um die Bereitschaft, sich selbst auf neue Verhaltensweisen umzustellen. Es ist anzunehmen, daß auf Grund eines weiteren Erfahrungsbereiches gerade ältere Menschen höheren sozialen Status auch über einen größeren Verhaltensradius verfügen und flexibler und sicherer neue Situationen aufgreifen können. Auch hinsichtlich der mit dem *Raven* gemessenen Intelligenz erreichten die Personen der Stichprobe A trotz eines höheren Durchschnittsalters bessere Leistungen als die Personen der Stichprobe E. Außerdem erwiesen sie sich als „extravertierter“, was in der theoretischen Konzeption von *Eysenck* und *Eysenck* (1969) und *Brengelmann* und *Brengelmann* (1960) Verhaltensmerkmale wie „soziabel“, „aktiv“, „impulsiv“ und „dominierend“ einschließen kann.

Generell ist anzunehmen, daß ein höherer sozio-ökonomischer Status eine größere „Offenheit“ des subjektiven Lebensraums mitbedingt (*Thomae* 1968, S. 529). *Thomae* weist besonders auf den Zusammenhang zwischen dem sozio-ökonomischen Status und der Verhaltensvariabilität hin.

Wir wollen jedoch auch hier nicht ausschließen, daß die Unterschiede im Gesundheitszustand und in der Intelligenz der beiden Stichproben zur Variation der Ergebnisse beigetragen haben. Diese Unterschiede sind jedoch nicht so stark ausgeprägt wie bei den sozio-ökonomischen Variablen.

3. Die Unterschiede in den Altersgruppen über die beiden Stichproben entsprechen auf den ersten Blick den Erwartungshypothesen, die man einigen empirischen Studien zufolge bilden kann.

Die 70–79jährigen erwiesen sich unter all den methodischen Vorbehalten als „dogmatischer“ und „rigider“ in ihren Überzeugungen als die 60–69jährigen, jedoch nur bei den Fragebogen-Items, die eher allgemeine, stereotype Einstellungen erfassen ( $R_1$ ,  $D_3$ ). Außerdem war die Einstellung der Älteren zur „Zukunft und Vergangenheit“ weniger positiv als die der Jüngeren. Diese Unterschiede sind nach unseren Befunden jedoch weit geringer ausgeprägt als die aufgrund sozio-ökonomischer Gruppenzugehörigkeit.

4. Geschlechtsunterschiede über die beiden Stichproben zeigten sich nur in den Merkmalen „Rigidität“ (NR) nach *Brengelmann* und *Brengelmann* und in der „Einstellung zur Gegenwart“ ( $L_7$ ) nach *Riegel* und *Riegel*. Die Tendenz, daß Frauen niedrigere Werte auf der ersten Skala erzielten, wurde auch von den oben genannten Autoren gefunden. Eine weitere Interpretation der Geschlechtsdifferenzen scheint uns nicht möglich.

## Zusammenfassung

Bei zwei Stichproben älterer Personen zweier Altersstufen (60–69 und 70–79 Jahre) mit unterschiedlichem sozio-ökonomischen Status wurden unter anderem folgende Verfahren angewendet:

Der Einstellungsfragebogen von Riegel und Riegel, der E-N-NR Fragebogen nach Brengelmann und Brengelmann und die „Coloured Progressive Matrices“ von Raven. Es handelt sich um 144 Personen der Bonner gerontologischen Längsschnittstudie aus dem 4. Untersuchungsdurchgang und um 217 Personen aus 3 gehobeneren Wohnstiften, die etwa zur gleichen Zeit untersucht wurden. Die zweite Stichprobe hatte einen höheren sozialen Status.

Die Stichprobe mit höherem sozio-ökonomischen Status zeigte geringere Werte in den meisten Skalen zur Erfassung „rigider“ Einstellungen, ferner höhere Werte in der „Extraversion“ und im Intelligenztest. In beiden Stichproben erwiesen sich die älteren Gruppen als „dogmatischer“ und weniger positiv in ihrer Einstellung zur „Zukunft und Vergangenheit“ als die jüngeren Gruppen.

Geschlechtsunterschiede zeigten sich nur in 2 Variablen. Frauen neigten eher zu einer negativeren Einstellung zur „Gegenwart“ und erhielten niedrigere Werte auf der „Rigidität“-Skala von Brengelmann und Brengelmann. Die Unterschiede zwischen den Stichproben unterschiedlichen Sozialstatus waren deutlicher als die zwischen Alters- und Geschlechtsgruppen.

Die Ergebnisse der Faktorenanalysen der Test- und Fragebogenmerkmale sprechen nicht eindeutig für einen gemeinsamen Faktor „Fragebogen-Rigidität“ bei älteren Personengruppen.

## Summary

The following tests were administered to two samples of elderly people: the attitude questionnaire by Riegel and Riegel, the E. N. NR questionnaire by Brengelmann and Brengelmann, and the Coloured Progressive Matrices by Raven.

Both the samples were subdivided into two age groups (60–69 and 70–79 years of age). They differed from each other in respect to socioeconomic status.

One group was composed of 144 Ss from the fifth year of the Bonn longitudinal study in gerontology and the other of 217 Ss from three above average private homes for the elderly.

The group with higher socioeconomic status (Ss from the private homes) showed lower scores on most of the scales measuring “rigid” attitudes, as well as higher scores on the “extraversion” scale, and the intelligence test. In both samples, the Ss of the older age group (70–79) proved to be more “dogmatic” and less positive in their attitudes toward the future and the past than those of the younger age group (60–69).

Sex differences were shown only in two variables.

The findings of factor analyses do not clearly provide evidence for a common factor such as “questionnaire rigidity” in the aged.

## Literatur

1. Baer, D. J., Factors in Perception and rigidity. *Percept. & Motor Skills* 19, 563–570 (1964).
2. Brengelmann, J. und L. Brengelmann, Deutsche Validierung von Fragebogen der Extraversion, neurotischen Tendenz und Rigidität. *Z. exp. und angew. Psychol.* 7, 291–331 (1960).
3. Brengelmann, J. C., Extreme response set, drive level and abnormality in questionnaire rigidity. *J. ment. Sci.* 1960, 171–186.
4. Brengelmann, J. C., A note on questionnaire rigidity and extreme response set. *J. ment. Sci.* 1960, 187–192.
5. Burt, C., Tests of significance in factor analysis. *Brit. J. Psychol. Statist. Sect.* 5, 109–133 (1952).
6. Carroll, J. B., An analytical solution for approximating simple structure in factor

- analysis. *Psychometrika* 18, 23–37 (1953). — 7. *Cattell, R. B.*, The scree-test for the number of factors. *Multivar. Behav. Res.* 1, 245–246 (1966). — 8. *Chown, S. M.*, Rigidity — a flexible concept. *Psychol. Bull.* 56, 3, 195–223 (1959). — 9. *Chown, S. M.*, Age and the rigidities. *J. Gerontology* 16, 353–362 (1961). — 10. *Eysenck, S. B. G.* and *Eysenck, H. J.*, Rigidity as a function of introversion and neuroticism: a study of unmarried mothers. *Intern. J. soc. Psychiatry* 8, 180–184 (1962). — 11. *Eysenck, H. J.* and *S. B. G. Eysenck*, *Personality Structure and Measurement* (London 1969). — 12. *Fürntratt, E.*, Zur Bestimmung der Anzahl interpretierbarer gemeinsamer Faktoren in Faktorenanalysen psychologischer Daten. *Diagnostica*, 15, 62–75 (1969). — 13. *Harman, H. H.*, *Modern factor analysis* (Chicago-London 1960). — 14. *Hays, W. L.*, *Statistics* (London 1969). — 15. *Heron, A.* and *S. M. Chown*, *Age and function* (London 1967). — 16. *Holland, H. C.*, The spiral after-effect and the rigidity-dysthymia hypothesis. *Acta Psychol.* 22, 100–108 (1964). — 17. *Kaiser, H. F.*, The varimax-criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika* 23, 187–200 (1958). — 18. *Lawley, D. N.*, Tests of significance for the latent roots of covariance and correlation matrices. *Biometrika* 43, 128–136 (1956). — 19. *Luchins A. S.* and *E. A. Luchins*, *Rigidity of behavior* (Oregon 1959). — 20. *Meyer A. E.* und *R. Golle*, Zur Validierung des Brengelmann-Fragebogens E-N-NR an klinischen Stichproben. *Diagnost.* 12, 93–105 (1966). — 21. *Peck, R. F.* and *H. Berkowitz*, Personality and adjustment in middle age. In: *B. L. Neugarten et al.*, *Personality in middle and later life*, p. 15–44 (New York 1964). — 22. *Raven, J. C.*, *Guide to using the coloured progressive matrices* (Dumfries, Scotland 1963) — 23. *Riegel, K. F.* and *R. M. Riegel*, A study of changes of attitudes and interests during later years of life. *Vita Humana* 3, 177–206 (1960). — 24. *Riegel, K. F.*, *R. M. Riegel* und *G. Skiba*, Untersuchung der Lebensbedingungen, Gewohnheiten und Anpassung älterer Menschen in Norddeutschland. *Vita Humana* 5, 204–247 (1962). — 25. *Schaie, K. W.*, Rigidity-flexibility and intelligence: a cross-sectional study of the adult life span from 20 to 70 years. *Psychol. Monog.* 1958, 72, 9, whole no. 462 (1958). — 26. *Thomae, H.*, *Das Individuum und seine Welt.* (Göttingen 1968). — 27. *Überla, K.*, *Faktorenanalyse* (Berlin-Heidelberg-New York 1968). — 28. *Warncke, F.* und *J. Fahrenberg*, Eine Itemanalyse am E-N-NR-Fragebogen von Brengelmann und Brengelmann. *Diagnost.* 12, 105–115 (1966). — 29. *Wendeler, J.*, Homogenität und Stabilität der Brengelmannschen Persönlichkeitsskalen. *Diagnost.* 13, 153–156 (1967). — 30. *Winer, B. J.*, *Statistical principles in experimental design* (New York 1962).

Anschriften der Verfasser:

Dr. Norbert Erlemeier, Pädagogische Hochschule Rheinland, Abt. Köln, 5 Köln, Gronewaldstraße 2  
Alois Angleitner, 53 Bonn, Buchholzstraße 53