

DIE DIMENSIONALE STRUKTUR VON AUTORITARISMUS

DIE DIMENSIONALE STRUKTUR VON AUTORITARISMUS

eingereicht als

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades

»doctor philosophiae«

(Dr.phil.)

vorgelegt dem

Rat der Fakultät für Sozial- und Verhaltenswissenschaften

der

Friedrich-Schiller-Universität Jena

von

Friedrich Funke

Diplompsychologe

Geboren am 03. Oktober 1968 in Jena

Gutachter:

Prof. Dr. Wolfgang Frindte

Prof. Dr. Rolf Steyer

Tag des Kolloquiums: 3. April 2003

IMPRESSUM

©

Friedrich Funke 2002

Friedrich-Schiller-Universität Jena

Gesetzt aus der Adobe Garamond

11.5 über 19 Punkt

mit Minuskeln und Ligaturen

aus der Garamond Expert

*»when you make your peace
with authority,
you become authority.«*

james douglas »jim« morrison (the doors)

Dankende Vor-Worte

»Identifizieren Sie sich nicht mit Ihrer Arbeit ...
vergewissern Sie sich,
daß der Schwerpunkt Ihres Lebens
irgendwoanders liegt.«

(Paul Feyerabend)

Liebe Jacqueline, meine große Sophie und mein kleiner Paul,
ich danke Euch, die Ihr mich verzaubert habt aus einem Kind, das immer erwachsen sein wollte, in einen Mann, der das Kind in sich am Leben halten darf. Euch habe ich Nerven gekostet – Ihr habt mich wieder.

Mein Lehrer Wolfgang Frindte hat mein Denken vom positivistischen Empirismus befreit und ließ mir die Freiheit, mir meine Welt zu konstruieren. Rolf Steyer hat mir das Werkzeug an die Hand gegeben, diese Gedanken wieder einzufangen und in wohldefinierte mathematische Formen zu gießen. Die Bekanntschaft beider gibt mir das Vertrauen, daß die unversöhnlichen Widersacher konstruktivistische Erkenntnistheorie und quantitative Methodik bei verständigem Gebrauch ihre Kräfte vereinen können.

Viele meiner Kollegen und Freunde waren unverzichtbar mit ihrem Rat und ihrer Geduld, meine naive »Intuition« – die ich manchmal besser hätte beiseite lassen sollen – zu tolerieren und mich langsam meinen Weg zur mathematischen Klarsicht finden zu lassen: Sindy Krambeer, Katrin Kraus, Ulf Kröhne, Christof Nachtigall, Olivia Martone, Marc Müller, Mira Müller, Andreas Wolf, Silke Zachariae ...

Ich bin vielen Kolleginnen und Kollegen dankbar für ihre wohl dosierte Mischung aus gelassener Geduld und drängender Ungeduld, mit der sie der Fertigstellung dieses Aufsatzes entgegengesehen haben; nur einige seien genannt: John Duckitt, Peter Noack, Thomas Pettigrew, Thomas Petzel, Bernd Six, Jost Stellmacher, Ulrich Wagner, Sven Waldzus ...

Meinen Eltern habe ich sicher schlaflose Nächte bereitet, in denen sie über mißratene Karrieren nachgedacht haben. Dieses Problem kann ich nun lindern.

Ich danke schließlich all denen, die mit ihren nicht autoritären Antworten die Varianz in meinen Stichproben klein gehalten haben;

dies hat mir freilich »schöne« (besser: geschönte) Ergebnisse vereitelt, aber darin liegt ja meine geheime Hoffnung:

diejenigen nicht *en masse* zu finden,

die mit ihrem Autoritarismus

anfällig für Rattenfänger sind.

Inhalt

1. EINLEITUNG _____	17
1.1. Der Inhalt in fünf Sätzen	17
1.2. Selbstgesetzte Grenzen der Arbeit	18
2. AUTORITARISMUS ALS PSYCHOLOGISCHES PROBLEM _____	20
2.1. Definitive Abgrenzung und theoretische Begriffsebene	20
2.1.1. Umgangssprache	20
2.1.2. Soziologie und Politologie	21
2.1.3. Psychologie	22
2.2. Forschungstraditionen	24
2.2.1. Philosophische Wurzeln	27
2.2.2. Vor der Frankfurter Schule	27
2.2.3. Von Frankfurt nach Berkeley	31
2.2.4. Kritische Rezeption der Berkeley-Schule	35
2.2.4.1. Methodische Kritik	35
2.2.4.2. Inhaltliche Kritik und alternative Konzepte	37
2.2.5. Revival der Autoritarismusforschung in 1980er Jahren	40
2.3. Gegenwärtige Forschungslinien und Defizite	41
2.3.1. Reduktionismus auf Psychologisches: Vernachlässigung des gesellschaftlichen Kontexts	41
2.3.2. Reduktionismus auf Individuum: Vernachlässigung der Intergruppenbeziehungen	42
2.3.3. Theoriearmut	44
2.3.4. Operationalisierungsproblem	47
2.4. Zusammenfassung	48

3. PROBLEMBESCHREIBUNG UND FORSCHUNGSFRAGEN _____	50
3.1. Ein Schritt vorwärts, zwei Schritte zurück oder warum man Anlauf nehmen muß, wenn man weiter springen will...	50
3.2. Die Dimensionsfrage bei der Berkeley Gruppe	52
3.2.1. Dimension, Facette oder Komponente – eine Vorbemerkung	52
3.2.2. Die theoretischen <i>a priori</i> Cluster der F-Skala	53
3.2.3. Typen und Syndrome	55
3.2.3.1. Typen unter den Vorurteilstollen (High-Scorern)	56
3.2.3.2. Typen unter den Vorurteilsfreien (Low-Scorern)	60
3.2.4. Fazit	62
3.3. Die Dimensionsfrage in der kritischen Rezeption	64
3.4. Die Dimensionsfrage bei Altemeyer	66
3.4.1. Beispiele für Submissivität	67
3.4.2. Beispiele für Aggressivität	68
3.4.3. Beispiele für Konventionalismus	68
3.5. Die Dimensionsfrage bei aktuellen Ansätzen	69
3.6. Zusammenfassung der Forschungsfragen	74

4. HERLEITUNG DES METHODISCHEN VORGEHENS	76
4.1. Dekomposition	77
4.1.1. Verwendete Extraktionsverfahren	77
4.1.2. Verwendete Rotationsverfahren	80
4.1.3. Weitere struktursuchende Verfahren	82
4.1.3.1. Clusteranalysen	82
4.1.3.2. Multidimensionale Skalierung	83
4.1.4. Zusammenfassung zur Dekomposition	83
4.2. Rekomposition	85
4.2.1. Einführung theoretisch begründeter Modelle	85
4.2.2. Erkenntnisphilosophische Bemerkungen über die Natur des Zusammenhangs zwischen Konstrukten und Maßen	85
4.2.3. Konkrete mathematische Modelle zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Konstrukten und Maßen	87
4.2.3.1. Direkt reflektives Modell	88
4.2.3.2. Direkt formatives Modell	89
4.2.3.3. Indirekt reflektives Modell	89
4.2.3.4. Indirekt formatives Modell	90
4.2.3.5. Irriges Modell	90
4.2.3.6. Nichtanalysiertes Modell	91
4.2.3.7. Zusammenfassung und Konsequenzen	91
4.2.4. Formalisierung der derzeitigen Praxis	92
4.2.5. Inhaltsunabhängige Verbesserungen	94
4.2.5.1. Einführung einer Gewichtung der Items – Die Mikroebene des Meßmodells	94
4.2.5.2. Berücksichtigung der Kodierrichtung der Items	97
4.2.6. Inhaltsgeleitete Verbesserungen	101
4.3. Synthese der <i>a priori</i> Modifikationen	104
4.4. Weitere Elaboration des Meßmodells	109
4.4.1. Faktor zweiter Ordnung	109
4.4.2. Generalfaktor	110
4.4.3. Alternative Ansätze zur Modellierung der Kodierrichtung der Items	111
4.4.3.1. Kongenerische Methodenfaktoren	112
4.4.3.2. Korrelierte Methodenfaktoren	112
4.4.3.3. Korrelierte Meßfehlervarianzen – CTCU	112
4.4.3.4. Sechs Faktoren	113
4.5. Exkurs: Ein bislang ignoriertes Problem	115
4.5.1. Inhaltliche Evaluation der semantischen Struktur der Items	115
4.5.1.1. Ansatz von Eigenberger	115
4.5.1.2. Ansatz von Turner	117
4.5.2. Quantifizierender Ansatz zur Evaluation der Items	118
4.5.2.1. Auswahl von 1 aus 3	119
4.5.2.2. Auswahl von 1 aus 6	120
4.5.2.3. Unabhängiges Rating	121
4.5.2.4. Fazit der quantifizierenden Evaluation der Items	131
4.6. Zusammenfassung zum methodischen Vorgehen	131

5. DIE EMPIRISCHE BASIS I: SKALENADAPTATION _____ 134

5.1.	Vorgehen bei der Adaptation	134
5.1.1.	Übersetzung	134
5.1.2.	Antwortformat	135
5.1.3.	Instruktion	136
5.1.4.	Sprachniveau	137
5.2.	Items und Trennschärfe	137
5.2.1.	Right-Wing-Authoritarianism Scale RWA96	137
5.2.2.	Right-Wing-Authoritarianism Scale RWA98	138
5.2.3.	Reduktion der Skala auf reine Items – die RWA ^{3D}	138
5.3.	Interne Konsistenz im Vergleich	139
5.4.	Zusammenfassung	140

6. DIE EMPIRISCHE BASIS II: ERHEBUNG UND STICHPROBEN	141
6.1. Studie I: RWAnet zur Bundestagswahl 1998	141
6.1.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	141
6.1.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	142
6.1.3. Stichprobe	146
6.2. Studie II: KosovoNet I zum Kosovokonflikt	147
6.2.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	147
6.2.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	150
6.2.3. Stichprobe	153
6.3. Studie III: KosovoNet II zum Tschetschenienkonflikt	154
6.3.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	154
6.3.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	154
6.3.3. Stichprobe	156
6.4. Studie IV: NEO I zu Politik und Persönlichkeit	156
6.4.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	156
6.4.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	156
6.4.3. Stichprobe	157
6.5. Studie V: NEO II zu Politik und Persönlichkeit	158
6.5.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	158
6.5.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	159
6.5.3. Stichprobe	162
6.6. Studie VI: RWAnet98/Zukunft	162
6.6.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	162
6.6.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	163
6.6.3. Stichprobe	164
6.7. Studie VII: Strafvollzug	164
6.7.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	164
6.7.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	164
6.7.3. Stichprobe	165
6.8. Studie VIII: Terror und Politische Kultur	165
6.8.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang	165
6.8.2. Hauptfragestellungen und Instrumente	166
6.8.3. Stichprobe	166
6.9. Studie IX: Bundestagswahl 2002	166
6.10. Zusammenfassung der ersten fünf Studien mit der RWA ^{3D}	167

7. EMPIRISCHES I – DEKOMPOSITION _____ 169

7.1.	Sinn und Zweck der Dekomposition	169
7.2.	Konventionen der Darstellung der Dekomposition	170
7.3.	Dekomposition der RWA96	170
7.3.1.	Globale Hauptkomponentenanalysen	170
7.3.1.1.	Extraktion nach Kaiserkriterium	171
7.3.1.2.	Extraktion dreier Faktoren	172
7.3.1.3.	Extraktion zweier Faktoren	174
7.3.2.	Getrennte Hauptkomponentenanalysen	174
7.3.3.	Weitere struktursuchende Verfahren	176
7.4.	Dekomposition der RWA98	177
7.4.1.	Globale Hauptkomponentenanalysen	177
7.4.1.1.	Extraktion nach Kaiserkriterium	177
7.4.1.2.	Extraktion dreier Faktoren	177
7.4.1.3.	Extraktion zweier Faktoren	178
7.4.2.	Getrennte Hauptkomponentenanalysen	179
7.4.3.	Weitere struktursuchende Verfahren	180
7.5.	Dekomposition der RWA ^{3D}	181
7.5.1.	Globale Hauptkomponentenanalysen	181
7.5.2.	Getrennte Hauptkomponentenanalysen	182
7.5.3.	Weitere struktursuchende Verfahren	184
7.6.	Zusammenfassung – ist die Dekomposition möglich?	187

8. EMPIRISCHES II – REKOMPOSITION	189
8.1. Sinn und Zweck der Rekombination	189
8.2. Konventionen der Darstellung der Rekombination	190
8.2.1. Absolute Fit-Indizes	191
8.2.2. Inkrementelle Fit-Indizes	193
8.2.3. Sparsamkeitsindizes	194
8.2.4. Schlußfolgerung für die Darstellung	194
8.3. Modellvergleich der <i>a priori</i> Meßmodelle für die RWA ^{3D}	198
8.3.1. Anpassungsgüte der <i>a priori</i> Modelle	200
8.3.1.1. Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)	201
8.3.1.2. Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)	202
8.3.1.3. Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)	203
8.3.1.4. Einfaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)	204
8.3.1.5. Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η -äquivalent)	205
8.3.1.6. Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)	206
8.3.1.7. Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)	207
8.3.1.8. Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)	208
8.3.1.9. Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)	209
8.3.1.10. Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)	210
8.3.1.11. Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -äquivalent)	211
8.3.1.12. Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)	212
8.3.2. Zusammenfassende Würdigung der Modellanpassung	213
8.3.2.1. Globale Anpassungsgüte	213
8.3.2.2. Evaluation der Ladungsmatrizen	218
8.3.2.3. Interkorrelation der latenten Konstrukte	218
8.3.2.4. Varianz der »Methodenfaktoren«	219
8.3.2.5. Zusätzliche Absicherung durch Bootstrapping	220
8.4. Feinabstimmung des Meßmodells	222
8.4.1. Modifikationsindizes	222
8.4.2. Polychorische Korrelationsmatrizen	224
8.5. Alternative Meßmodelle	225
8.5.1. Faktor zweiter Ordnung	225
8.5.2. Generalfaktor	230
8.5.3. Alternative Ansätze zur Modellierung der Kodierrichtung der Items	231
8.5.3.1. Methodenfaktor auf den positiv formulierten Items	232
8.5.3.2. Kongenerischer Methodenfaktor	232
8.5.3.3. Korrelierte Methodenfaktoren	233
8.5.3.4. Korrelierte Meßfehlervarianzen – CTCU	233
8.5.3.5. Kodierrichtungsspezifische Konstrukte	234
8.6. Meßmodelle für die RWA96/98	237
8.7. Analyse auf Itemebene oder Aggregatebene?	238
8.7.1. Itemparcels	239
8.7.2. Single Indicators	241
8.7.3. Tilgen problematischer Items	242
8.7.4. Beschränkung auf in Merkmalsrichtung formulierte Items	245
8.8. Zusammenfassung zur Rekombination	246

9. EXEMPLARISCHE EXTERNE VALIDIERUNG _____	247
9.1. Sinn und Bedeutung des Validierens	247
9.2. Strategie	248
9.2.1. Konstruktebene	248
9.2.2. Personenebene	249
9.2.3. Person-Umwelt-Interaktion	249
9.3. Beispiel I: Autoritarismus und Fremdenfeindlichkeit	251
9.4. Beispiel II: Autoritarismus und Toleranz gegenüber politischen Gegnern	254
9.5. Beispiel III: Autoritarismus und Politisches Selbstverständnis	259
9.5.1. RWA und Links-Rechts-Orientierung	259
9.5.2. Parteipräferenz und Autoritarismus	266
9.6. Beispiel IV: Autoritarismus und Punitivität	271
9.6.1. Hypothetische Verhängung von Haftstrafen	271
9.6.2. Nur Bestrafung oder auch Wiedereingliederung?	276
9.7. Beispiel V: Befürwortung von »Friedenseinsätzen«	277
9.8. Beispiel VI: Autoritarismus und »Big Five«	281
9.8.1. Theoretische Annahmen	281
9.8.1.1. Neurotizismus	282
9.8.1.2. Extraversion	282
9.8.1.3. Offenheit für neue Erfahrungen	283
9.8.1.4. Verträglichkeit	284
9.8.1.5. Gewissenhaftigkeit	285
9.8.2. Exploratorische Faktoranalysen auf Itemebene	285
9.8.3. Exploratorische Faktoranalysen auf Skalenebene	287
9.8.4. Latente Modellierung der attenuationskorrigierten Korrelationen	288
9.8.5. Zusammenfassung: Big Five und Little Three	290
9.9. Beispiel VII: Autoritarismus und Geschlecht	293
9.9.1. Mittelwertsunterschiede auf Skalenebene	293
9.9.2. Mittelwertsunterschiede auf Itemebene	295
9.10. Beispiel VIII: »Typen« von Autoritären	298
9.11. Einige Lehren aus den Beispielen	306

10. DISKUSSION _____ 307

10.1. Ausblick auf die Diskussion	307
10.2. Ist die Dekomposition geglückt?	308
10.3. Ist die Rekomposition geglückt?	308
10.4. Bedarf es einer neuen Skala?	309
10.5. Einige theoretische Konsequenzen	310
10.5.1. Dialektik von Aggression und Submission	310
10.5.1.1. Notwendige definitorische Abgrenzung von Aggression und Aggressivität	310
10.5.1.2. Kurzfristiger und langfristiger Zusammenhang	311
10.5.1.3. Kombination von Submissivität und Aggressivität in einem Item	312
10.5.1.4. Zwei Paradoxa – aggressive Unterordnung und Unterwerfung unter Aggressive	313
10.5.2. Dialektik von Submission und Konventionalismus	314
10.5.3. Dialektik von Aggression und Konventionalismus	315
10.5.4. Dialektik von Autoritarismus, Sozialer Dominanzorientierung und Diskriminierung	315
10.5.5. Dialektik Situation – Person	318
10.6. Offene Enden	319
10.6.1. Weitere Forschungsperspektiven aufgrund der Ergebnisse	319
10.6.2. Weitere Forschungsperspektiven jenseits der Ergebnisse	319

11. METHODENKRITIK _____ 323

11.1. Skalenqualität	323
11.2. Stichprobenproblematik	324
11.3. Politischer Anspruch und szientistische Ohnmacht	327

12. ANHANG 329

12.1.	Dokumentation der Skalen	329
12.1.1.	RWA96	330
12.1.1.1.	Itemtexte und Trennschärfe	330
12.1.1.2.	Ladungsmatrizen	332
12.1.2.	RWA98	338
12.1.2.1.	Itemtexte und Trennschärfe	338
12.1.2.2.	Ladungsmatrizen	340
12.1.3.	RWA82/86	345
12.1.4.	RWA ^{3D}	346
12.1.4.1.	Itemtext und Trennschärfen	346
12.1.4.2.	Zentrale Tendenz – erstes Moment	347
12.1.4.3.	Varianz – zweites Moment	351
12.1.4.4.	Verteilungsform – drittes und viertes Moment	352
12.1.4.5.	Interne Konsistenz	355
12.1.4.6.	Verteilungsform der aggregierten Werte	356
12.1.4.7.	Kovarianzmatrizen	357
12.1.4.8.	Korrelation von Itemblöcken	358
12.1.4.9.	Stabilität über die Zeit	359
12.1.4.10.	Ladungsmatrizen	362
12.1.4.11.	Bootstrap: Meßmodelle mit Methodenfaktor (τ -kongenerisch)	363
12.1.4.12.	Bootstrap: Meßmodelle mit Methodenfaktor (τ -äquivalent)	364
12.1.4.13.	Bootstrap: Meßmodelle mit Methodenfaktor (parallel)	365
12.1.4.14.	Bootstrap: Meßmodelle ohne Methodenfaktor (τ -kongenerisch)	366
12.1.4.15.	Bootstrap: Meßmodelle ohne Methodenfaktor (τ -äquivalent)	367
12.1.4.16.	Bootstrap: Meßmodelle ohne Methodenfaktor (parallel)	368
12.2.	Behandlung von Kovariaten	369
12.3.	Beschreibung des CD-Inhalts	374
12.4.	Tabellenverzeichnis	375
12.5.	Abbildungsverzeichnis	378
12.6.	Literatur	380
12.7.	Register	Fehler! Textmarke nicht definiert.
12.8.	Ethikerklärung	411
12.9.	Selbständigkeitserklärung	412

1. Einleitung

*Du.
Mann an der Maschine und Mann in der Werkstatt.
Wenn sie dir morgen befehlen,
du sollst keine Wasserrohre und keine Kochtöpfe mehr machen –
sondern Stahlhelme und Maschinengewehre,
dann gibt es nur eins:
Sag NEIN!*

*Du.
Forscher im Laboratorium.
Wenn sie dir morgen befehlen,
du sollst einen neuen Tod erfinden gegen das alte Leben,
dann gibt es nur eins:
Sag NEIN!*

*Du.
Arzt am Krankenbett.
Wenn sie dir morgen befehlen,
du sollst die Männer kriegstauglich schreiben,
dann gibt es nur eins:
Sag NEIN!*

(Wolfgang Borchert, 1937)

1.1. Der Inhalt in fünf Sätzen

In dieser Arbeit geht die Rede über *Ja*-Sager:

Mit »Autoritarismus« gibt man der Neigung des Menschen einen Namen, sich schon bei geringem situationalen Druck (vermeintlich) legitimierten Autoritäten zu unterwerfen, »Abweichler« drakonisch zu bestrafen und starr an festgefahrenen Normen festzuhalten, ohne sie kritisch infrage zu stellen.

Den Forschungsansätzen zur Untersuchung dieses Phänomens ist gemein, daß sie einerseits als mehrdimensional beschrieben, dessenungeachtet jedoch in der Regel eindimensional erhoben werden. Der vorliegende Aufsatz begründet inhaltlich den Sinn einer mehrdimensionalen Messung und entwickelt ein Prozedere zur Dekomposition sowie theoretisch fundierten Rekomposition der Zusammenhangsstruktur von Autoritarismusskalen. Auf der Basis mehrerer Studien werden alternative Meßmodelle in vielfältigen empirischen Zusammenhängen angewandt.

1.2. Selbstgesetzte Grenzen der Arbeit

Die zentralen Fragen der Autoritarismusforschung haben wissenschaftshistorisch und nicht zuletzt auch biographisch einen ausdrücklich gesellschaftspolitischen Bezug. Dies stellt diese Forschungstradition in deutlichen Gegensatz zu vielen anderen Forschungsgebieten der Psychologie in ihrem Selbstverständnis als wertfreie Wissenschaft (vgl. Gergen & Leach, 2001).

Die nachstehenden Fragen sollen die Suchrichtungen der Autoritarismusforschung zusammenfassen:

- | | |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------|
| 1. Welche Faktoren führen zur Herausbildung autoritärer Einstellungen? | Genese |
| 2. Womit gehen autoritäre Einstellungen einher? | Assoziation |
| 3. Welcher Gestalt ist der Zusammenhang der Facetten autoritärer Einstellungen? | Struktur |
| 4. Wie läßt sich die Verhaltenswirksamkeit autoritärer Einstellungen in demokratisch verfaßten Gesellschaften kontrollieren? | Prädiktion und Prävention |

Die erste und die letzte Frage stellen gewissermaßen die »Beweg-Gründe« dar, die die Mühen der Beantwortung der Fragen 2 und 3 rechtfertigen. Gleichwohl ist eine hinreichende Kenntnis der Antworten auf diese nur scheinbar nachgeordneten »technischen« Fragen die unerläßliche Bedingung, um die eigentlich wichtigen Probleme zu klären. Insofern sei hier gerechtfertigt, daß in der vorliegenden Arbeit eine Beschränkung auf die Struktur autoritärer Einstellungen erfolgt, was gleichzeitig ein zeitweiliges Ausblenden der Genese und der Intervention impliziert. Mitnichten soll das als Zeichen von Ignoranz mißverstanden werden. Vielmehr geht es um das Schärfen des Blickes auf die Mittel, mit denen wir unsere Zwecke erreichen.

¹ Eine letzte Vorbemerkung: »Orthographie und Interpunktion waren immer das einzige, was ich einigermaßen beherrschte. Wenn diese beiden Tugenden plötzlich nichts mehr gelten, stehe ich vor dem Nichts. Ich kann ja nicht mal ordentlich skilaufen. [...] sobald von mir verlangt wird, ›Spaghetti‹ ohne H zu schreiben, werde ich immer gnadenlos ›Spadschetti‹ bestellen.« Harry Rowohlt spricht mir hier aus dem Herzen und stärkt mir ungefragt den Rücken in meinem Vorhaben, diese Arbeit den Regeln der deutschen Rechtschreibung gemäß zu schreiben und die »neue deutsche Rechtschreibung« geflissent-

Fortsetzung auf Folgeseite ...

Fortsetzung der Fußnote:

lich zu ignorieren. Bei dem von mir gewählten altmodischen Thema empfinde ich dies als angemessen und passend; es sei mir nachgesehen.

Ebenfalls voranschicken möchte ich die Versicherung, daß ich bei der Beschränkung auf die männliche Form – zum Beispiel bei der Beschreibung »des Autoritären« – die weibliche immer mit im Sinn habe. Sollte ich zuweilen auf eine der beiden Formen verzichten, so geschieht dies lediglich aus Gründen der besseren Lesbarkeit. Auch das ist jedoch kein Dogma, da das explizite Benutzen beider Formen dem mißverständlichen Bild entgegenarbeitet, es handelte sich um ein vorwiegend »männliches« Problem.

Eine dritte Vorbemerkung bezieht sich schließlich auf den Stil: ich leiste mir den Luxus, neben den recht technischen Passagen bisweilen in meinen Stil zu flüchten, der wohl nicht allzeit frei von manieristischen Albernheiten ist, wie diese Fußnote belegen mag. Ich nehme mir das Recht dennoch und setze mich mutwillig der Gefahr aus, daß meine Sprache unwissenschaftlich erscheint. Meiner Wissenschaftsauffassung zufolge fordert »Wissenschaftlichkeit« nicht Trockenheit und Nüchternheit bis zur Unkenntlichkeit und Verwechselbarkeit des Menschen hinter dem Text. Sie soll im Gegenteil mit Leben erfüllt sein. Ich möchte daher trotzig auf meiner Art beharren; auch daraus schöpfe ich meine Kraft für diese Arbeit.

2. Autoritarismus als Psychologisches Problem

»Das autoritäre Einstellungssyndrom soll Personen zur Übernahme faschistischer Ideologien prädestinieren. Diese Auffassung tendiert zum Psychologismus. [...] Für die sozialistische Gesellschaft ist dieser Typ seinem Wesen nach irrelevant und gilt als Fehlform der Führung.«

(Harry Schröder, Autorenkollektiv, 1981)

2.1. Definitivische Abgrenzung und theoretische Begriffsebene

Die folgenden Ausführungen deuten das mit »Autoritarismus« bzw. »autoritär« in verschiedenen Sprachebenen Gemeinte. Diese Betrachtungen erhellen die Diskrepanz zwischen Alltagsgebrauch und Wissenschaftssprache. Abschnitt 2.1.3 (S.22ff.) entscheidet die Frage nach dem konzeptuellen Status des Konstrukts.

2.1.1. Umgangssprache

Der Begriff »Autoritarismus« hat in die deutsche Alltagssprache kaum Eingang gefunden. In den beiden maßgeblichen Etymologischen Wörterbüchern der deutschen Sprache (Kluge bzw. Wahrig) fehlen Einträge für dieses Substantiv.

Dies gilt jedoch nicht für das zugehörige Adjektiv »autoritär« und vor allem dessen (vermeintliches) Antonym »antiautoritär«. Seit den 1920er Jahren, spätestens jedoch seit der Studentenbewegung der 1960er Jahre wird letzteres vor allem im Zusammenhang mit einem *laissez faire* Erziehungsstil gebraucht und gehört als Schlagwort zum Gemeingut.

»Autoritär« als Attribut für Personen bezeichnet meist Leiter oder Lehrer, die einen direktiven, selbtherrlichen und despotischen Stil an den Tag legen.²

Eine zweite Bedeutung von »autoritär« besteht im Attribut für Regime und Gesellschaften. Umgangssprachlich wird hier nicht unterschieden zwischen autoritären und totalitären Herrschaftsformen; beide Begriffe werden fälschlicherweise gleichsam synonym gebraucht.

Während des ersten »Nachwendezehnts« wurde in der bundesdeutschen Öffentlichkeit in erster Linie die DDR mit »autoritären Gesellschaften« assoziiert; lateinamerikanische oder asiatische Staaten spielten im nichtwissenschaftlichen Diskurs eine eher untergeordnete Rolle (vgl. hingegen 2.1.2).

Die Gemeinsamkeit in der Bedeutung von »autoritär« über die genannten Geltungsbereiche hinweg scheint die Betonung der autoritär-aggressiven Komponente zu sein, die »von oben nach unten« gerichtet ist.

Während das Substantiv »Autorität« ausdrücklich positiv besetzt ist, haftet dem alltagsprachlichen Gebrauch von »autoritär« eine pejorative Wertung an³. Autorität legitimiert in sozial erwünschter Weise Macht, das zugehörige Adjektiv hingegen beschreibt paradoxerweise gerade illegitime Herrschaft.⁴

2.1.2. Soziologie und Politologie

In den Politik- und Sozialwissenschaften ist »autoritär« ein zentraler Begriff, der Gesellschaftsformen mit unzureichend begrenzter Herrschaft beschreibt. In autoritären Regimes ist die Exekutive monopolisiert und nur sehr defizitär durch demokratische Strukturen kontrolliert. Häufig entstehen derartige Regierungsformen als

² Weit vorgehend sei hier bemerkt, daß besonders die autoritär aggressive Facette oder Subdimension in diesem Begriff ihren Niederschlag findet.

³ Interessanterweise gilt derzeit sinngemäßes auch für »antiautoritär«.

⁴ Ein ähnliches Spannungsfeld besteht zwischen dem psychisch funktionalen autoritären Verhalten und der gesellschaftlichen Unerwünschtheit dieses Gebarens.

Deformationen oder Verfallsformen parlamentarischer Demokratien (z.B. süd-europäische Militärdiktaturen der 1960er und 1970er Jahre, späte Weimarer Republik, Lateinamerika).

Die definitorische Abgrenzung zu »totalitär« ist essentiell, jedoch für das hier behandelte Thema ohne Belang.

2.1.3. Psychologie

»Autoritär« im hier gemeinten Sinne ist als Attribut für Persönlichkeiten ein Begriff, der heutzutage in erster Linie in der Psychologie beheimatet ist. Historisch betrachtet kommt die Forschungstradition aus der kritischen Soziologie und findet sich heute im Grenzbereich zwischen Sozialpsychologie und Persönlichkeitspsychologie, ohne jedoch in einer der Subdisziplinen wirklich heimisch zu sein.⁵

Weitgehend unabhängig von den verschiedenen theoretischen Ansätzen der Autoritarismusforschung besteht definitorischer Konsens darüber, das *Wesen* von Autoritarismus als Einstellungssyndrom zu fassen, das »Personen zur Übernahme faschistischer Ideologien prädestiniert«⁶.

In den verschiedenen definitorischen Ansätzen liegt die Betonung beim »artbildenden Unterschied« – der *differentia specifica* im Sinne der aristotelischen Definitionslehre – meist auf dem autokratischen Führungsstil, seltener auf der freiwilligen Unterwerfung unter nicht legitimierte Herrschaft. Beachtenswert ist jedoch die jeweilige Festlegung der »nächst höheren Gattung« (*genus proximum*). Häufig ist hier von »Einstellungssyndrom« die Rede; hierbei handelt es sich jedoch um keinen in der Psychologie eindeutig verwendeten Begriff. Es besteht keine Einigkeit darüber, ob Einstellungen konzeptuell näher an Meinungen (*opinions*) oder

⁵ Autoritarismusforschung ist (zumindest in Deutschland) ein Musterbeispiel für kombinatorische bzw. integrative Bestrebungen, die jeweiligen Vorteile der (allgemeinpsychologischen) Sozialpsychologie mit der (differentialpsychologischen) Persönlichkeitspsychologie zu einer differentiellen Sozialpsychologie zu vereinen. Imperialistische oder inkorporative Tendenzen (Jones, 1998, S.6) kann man keiner der beiden Subdisziplinen unterstellen, am ehesten noch separatistische. Meiner subjektiven Beobachtung zufolge verstehen sich die meisten Kolleginnen und Kollegen, die sich mit Autoritarismusforschung beschäftigen, als Sozialpsychologen. Gleichzeitig erscheint mir aus Sicht des sozialpsychologischen Mainstream die Autoritarismusforschung wegen ihrer differentialpsychologischen Sichtweise eher bergwöhnt zu werden.

⁶ Hier wird auf den Stichworteintrag zur »autoritär« von Harry Schröder aus dem (DDR-)Wörterbuch der Psychologie Bezug genommen (Autorenkollektiv, 1981, S.64).

aber an Persönlichkeitseigenschaften (*traits*) liegen. Neben dem durch diese Extrema bestimmten Kontinuum gibt es auch definitorische Lesarten von Autoritarismus als Ideologie, normative Überzeugung, Vorurteil oder Wertvorstellung⁷.

Die bewußte Entscheidung für diese oder jene Gattungsebene ist nur scheinbar akademisch und unwesentlich. All diese Begriffe implizieren eine mehr oder weniger große Distanz zum konkreten Einstellungsobjekt und damit auch zu potentielltem Verhalten. Neben der *Verhaltensrelevanz* wird auch die *Veränderbarkeit* durch den Bedeutungshof des Gattungsbegriffs impliziert. Persönlichkeitseigenschaften oder gar gesellschaftlich konstruierte Ideologiesysteme entziehen sich weitgehend der kurz- oder mittelfristigen Veränderbarkeit durch Interventionen, während konkrete Einstellungen und Meinungen eher wandelbar sind.

Der vorliegende Aufsatz bezieht sich ausdrücklich auf Bob Altemeyers (1981, 1988, 1996) operationale Definition von Autoritarismus (vgl. 3.4 S.66). Altemeyer mißt der Begriffsebene ganz augenscheinlich geringeren Wert bei:

Right-wing authoritarianism⁸ is an ›individual‹ factor, a personality variable, a ›trait‹ if you like, developed on the premise that some persons need very little situational pressure to (say) submit to authority, while others often require significantly more. Conceived as a set of covarying attitudes (that is, attitudes that tend to go together), it is operationally defined as the score on an attitude scale that I named (in a burst of creativity) the RWA Scale.

(Altemeyer, 1988 S.3)

Da Altemeyer sich hier nicht festlegt, ich dies aber für belangreich halte, fasse ich Autoritarismus in Anlehnung an Six (1996) als generalisierte Einstellung auf. Die Besonderheit gegenüber spezifischen Einstellungen liegt darin, daß es sich bei den Einstellungsobjekten um soziale Sachverhalts*klassen* handelt, die sich zu ideologischen Konzepten zusammenfassen lassen. Diese deutliche Abgrenzung gegenüber spezifischen Einstellungen halte ich für erheblich und unerläßlich, da sonst Erklärungszusammenhänge zirkulär würden: Wenn Autoritarismus eine Einstellung ist,

⁷ Beispiele für Autoritarismus und Ideologie:

Durrheim, 1997; Eysenck & Wilson, 1978; Garcia & Griffitt, 1978; Kent, 1965; Ray, 1989; Tetlock, 1983.

Autoritarismus und Werte:

Boehnke, Frindte, Reddy & Singhal, 1993; Munning, 1975; Suziedelis & Lorr, 1973.

Autoritarismus und soziale Normen: Cialdini & Trost, 1998; Duckitt, 1988; Kağitçibaşı, 1967.

⁸ Kursiv im Original

dann kann er keine anderen Einstellungen »erklären«, da er theoretisch nicht vorgeordnet wäre. Zugleich ist Autoritarismus in meiner Lesart nicht so »persönlichkeitsnah« wie ein Trait.

2.2. Forschungstraditionen

Von 1950 bis 1989 verzeichneten die Psychological Abstracts 2341 Publikationen über Autoritarismus und Dogmatismus (Meloan, 1991). Mit ähnlichen Verweisen beginnt eine ganze Reihe von Überblicksarbeiten zur Autoritarismusforschung.

In der Tat ist die Anzahl der Veröffentlichungen zum Autoritarismus sehr hoch. Seit Mitte der 1960er Jahre werden pro Jahr zwischen 200 und 500 Artikel publiziert, die sich zumindest im weiteren Sinne auf Forschung zum Autoritarismus beziehen.⁹

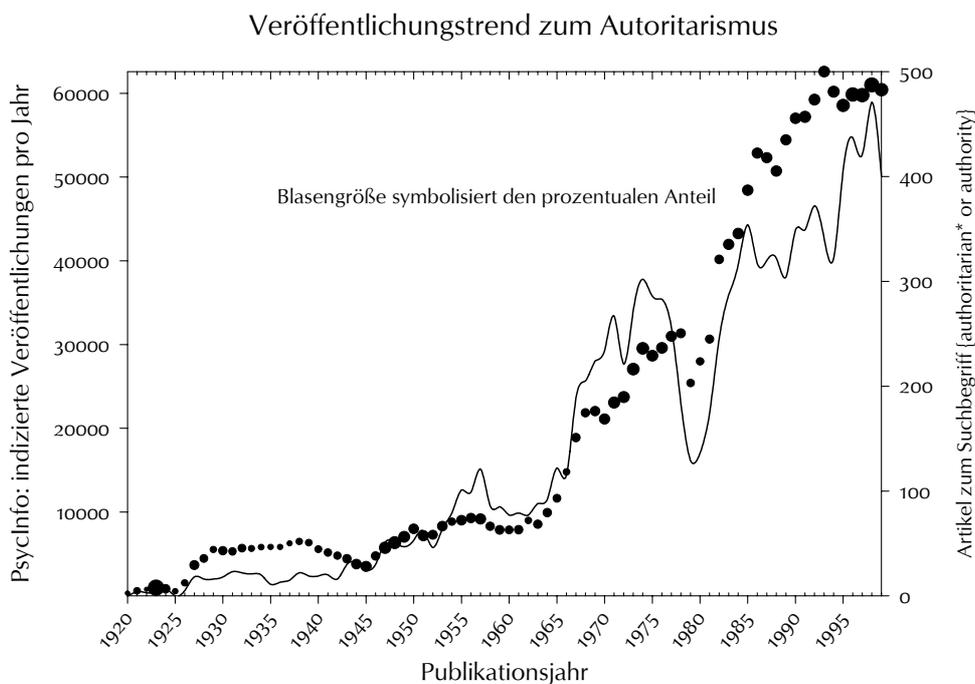


Abbildung 1: Veröffentlichungstrend zum Autoritarismus (absolute Zahlen)

Um jedoch den Veröffentlichungstrend wissenschaftshistorisch interpretieren zu können, ist es unerlässlich, die Zahl der Publikationen an den Gesamtveröffentlichungen zu gewichten: Die Gesamtzahl der (in PsycInfo indizierten) Publikationen hat vor allem seit Mitte der 1960er Jahre stetig zugenommen und sich seit den

⁹ Einziger Tiefpunkt war 1979 mit »nur« 100 Publikationen.

1990er Jahren auf ca. 60,000 eingeepegelt. Der relative Anteil der Arbeiten zum Autoritarismus bewegt sich dabei zwischen 5‰ und 13‰ (vgl. untere Linie in Abbildung 1 S.24).

Veröffentlichungstrend zum Autoritarismus

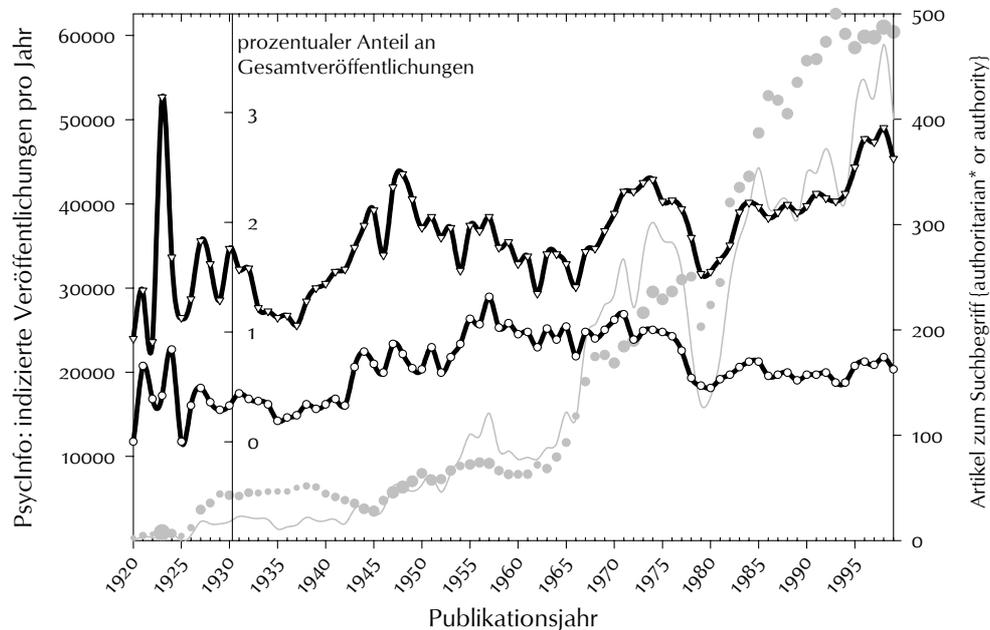


Abbildung 2: Veröffentlichungstrend zum Autoritarismus (relative Zahlen)

Die Zunahme von Veröffentlichungen läßt sich nun gut in einen zeitlichen Rahmen stellen. Nach dem zweiten Weltkrieg und namentlich nach der Veröffentlichung der »Authoritarian Personality« gab es einen ersten deutlichen Anstieg auf das Maximum von 1.3% im Jahre 1957. Weitere Anstiege gab es jeweils nach maßgeblichen Sammelbänden oder »Klassikern« der Autoritarismusforschung:

1. nach 1967 »Dimensions of Authoritarianism«
von John Kirscht und Ronald Dillehay,
2. nach 1981 »Understanding Right Wing Authoritarianism«
von Bob Altemeyer und schließlich
3. Mitte der 1990er Jahre,
wobei die politische Wende in Europa
eine plausible Begründung hierfür darstellt.

Schließt man in die Recherche zusätzlich »Dogmatismus«, »Extremismus« und »politisch« mit ein, dann lassen sich noch deutlichere Rückschlüsse auf die politi-

schon Hintergründe, aber auch auf Wandlungen in Begriffen ziehen. Die Graphen verlaufen weitestgehend parallel; lediglich zwei Besonderheiten seien hervorgehoben: In den ersten Nachkriegsjahren gab es einen Höhepunkt politisch-psychologischer Forschung, der jedoch erst nach der Veröffentlichung der »Authoritarian Personality« mit einem Anstieg der Arbeiten zum Autoritarismus einherging. Die Studie der Berkeley-Gruppe¹⁰ war gewissermaßen begriffsstiftend für den Mainstream. Die zweite Abweichung vom parallelen Verlauf zeigt sich seit Mitte der 1990er Jahre. Zwar steigt auch hier die Anzahl von Arbeiten zum Autoritarismus an, noch deutlicher jedoch ist der Anstieg bei den begrifflich weiter gefaßten polit-psychologischen Veröffentlichungen.¹¹

Die zeitliche Einordnung des Veröffentlichungstrends soll nicht implizieren, daß Autoritarismusforschung in Abhängigkeit vom gesellschaftlichen Bedarf zu- bzw. abnahm. Wollte man direkte Parallelen zu politischen Umständen ziehen, dann fände man unter Umständen gerade gegenläufige Trends. In den USA zogen sich die Autoritarismusforscher während der Reagan- und Bush-Administration frustriert zurück und überließen das Feld in erster Linie Kanadiern (Altemeyer, 1981; 1988; 1996), Holländern (Meloan, Hagendoorn, Raaijmakers & Visser, 1988; Meloan & Middendorp, 1991; Meloan, 1994; Meloan, Van der Linden & de Witte, 1996; Eisinga, Felling & Peters, 1990), Südafrikanern (Duckitt, 1989), Australiern (Ray, 1983b; 1984c; Billig, 1977) und Deutschen (Oesterreich, 1974a; 1993; 1996; Lederer, 1982; 1995; Freyhold, 1971; Freyhold, 1985).

Besser sind die Schwankungen unter Umständen durch wissenschafts- und veröffentlichungspolitische Umstände zu erklären. In aller Regel folgen die Anstiege in der Veröffentlichungsmenge maßgeblichen Publikationen, die ihrerseits weitere Studien initiiert und katalysiert haben.

¹⁰ Der Soziologe John Levi Martin, ein Schüler von Herbert Hyman (Hyman & Sheatsley, 1954; Hyman, 1959) führte in einem kritischen Aufsatz anlässlich des 50. Jubiläums der TAP die Abkürzung »AFLS« für die Autoren Adorno, Frenkel, Levinson und Sanford ein, um der Tatsache Rechnung zu tragen, daß die Reihung der Autoren lediglich eine alphabetische ist (Martin, 2001). Die Sprachregelung »Adorno et al.« – so die unausgesprochene Botschaft – suggeriert fälschlicherweise die Leitung der Gruppe durch Theodor W(iesenthal) Adorno, was jedoch mitnichten der Fall war (vgl. auch Sanford, 1986; Samelson, 1986; 1993; Six, 1997; Six, Wolfradt & Zick, 2001).

¹¹ Eine einleuchtende, jedoch nicht validierte Vermutung wäre hier die wachsende Zuwendung der politischen Psychologie zu Fragen der Politikberatung.

Es kann und soll an dieser Stelle kein umfassender und erschöpfender historischer Abriss der Autoritarismusforschung geboten werden. Er wäre ob seines Umfangs in doppeltem Sinne erschöpfend. Dennoch soll eine kurze Einführung verdeutlichen, auf welche Forschungstraditionen sich diese Arbeit bezieht. Zudem halte ich für ausdrücklich unterstreichenswert, daß es die »klassischen« Arbeiten nicht verdient haben, nur in der Sekundärliteratur zitiert zu werden. Vieles ist hier schon angedacht und auch zuende gedacht. Einiges davon ist zu unrecht in Vergessenheit geraten.

Besonders lesenswerte Aufsätze über die frühen Arbeiten zum Autoritarismus finden sich bei Franz Samelson (1993) und in deutscher Sprache bei Detlef Oesterreich (1996).

2.2.1. Philosophische Wurzeln

Löst man sich vom konkreten Begriff des Autoritarismus und verallgemeinert das mit dem Begriff Gemeinte auf die Frage nach der Verantwortung der oder des Einzelnen für ihr oder sein Tun, dann handelt es sich um eine zentrale und alte Frage der Philosophie. Zweifellos hatte diese Fragestellung einen Höhepunkt in der Aufklärung und ist besonders mit den Namen Immanuel Kant und Gotthold Ephraim Lessing verbunden. Wird unser Wille durch Gesetze, die in uns selbst liegen (*Autonomie*) oder aber durch etwas außerhalb unserer Vernunft Liegendes (*Heteronomie*) bestimmt (Kant, 1784 [1784]). Genau in diesem Spannungsfeld findet sich das Phänomen Autoritarismus.

2.2.2. Vor der Frankfurter Schule

Schon bevor der Begriff »Autoritarismus« geprägt wurde und sich schulenbildend in der wissenschaftlichen Literatur durchgesetzt hatte, gab es eine Reihe von Studien, die sich differentialpsychologisch mit politischen Einstellungen und Verhalten auseinandersetzten. Hier sollen nur einige Beispiele zur Illustration angeführt werden.

Moore (Moore, 1925) fand in experimentellen Studien die Überlegenheit von Radikalen¹² gegenüber Konservativen bei Kreativitäts- und Assoziationstests. Vetter (1930a; 1930b) bezog persönlichkeitspsychologische Maße (Laird C Test, Wood-

¹² Mit »Radicals« sind in der amerikanischen Literatur meist *Linksradikale* gemeint.

worth P.D. Sheet, Kent-Rosanoff Scores, Intelligenztests) auf politische Einstellungen und Parteipräferenzen. Etwa zur gleichen Zeit führte Howells Experimente mit 51 extrem Radikalen und 50 extrem Konservativen durch, bei denen er eine ganze Reihe von signifikanten Unterschieden findet (Howells, 1928; 1933). Wenn auch nicht alle Befunde repliziert werden konnten, so mögen diese Studien dennoch als Beispiel für die frühe Idee dienen, daß sich Rechte und Linke hinsichtlich ihrer Persönlichkeitsstruktur unterscheiden.

In den späteren Berkeley-Studien spielten projektive Tests eine zentrale Rolle (vgl. Daniel J. Levinsons Kapitel XV in Adorno, Frenkel-Brunswik, Levinson & Sanford, 1950; Dorris, Levinson & Hanfmann, 1954). Die Autoren konnten sich hier auf eine Reihe von Vorarbeiten aus den 1940er Jahren stützen (McGranahan, 1946; Reichard, 1948).

Das erste bekannte (amerikanische) Fragebogeninstrument zur Erfassung von Autoritarismus wird dem 1997 verstorbenen Ross Stagner zugeschrieben (vgl. Christie, 1991). Wie jedoch schon die Titel seiner zwei Aufsätze zu diesem Thema nahelegen, handelte es sich hier mehr um die Erfassung faschistoider Einstellungen (Stagner, 1936a; 1936b).¹³ Die Items basierten auf einer Inhaltsanalyse nationalsozialistischer und italo-faschistischer Propagandamaterialien. Dementsprechend schmal war die theoretische Basis, auf der diese Skala gegründet war.

Sinngemäßes gilt für die *Political and Economic Progressivism Scale* (P.E.P.) von (Newcomb, 1943). Hier handelte es sich um ein außergewöhnlich reliables (.91-.94) Meßinstrument zur Erfassung von Einstellungen zur Politik des New Deal der 30er Jahre des 20. Jahrhunderts. Newcomb untersuchte damit in einem Vierjahreslängsschnitt von 1935 bis 1938 die vollen Jahrgänge des Bennington College.

Während Stagners und Newcombs Skalen noch sehr »politisch« und damit sehr anfällig gegenüber sozialer Erwünschtheit und tagespolitischen Stimmungen waren, wandelte sich bei Edwards (1941) der Ansatz von einem soziopolitischen zu einem differentialpsychologischen. Edwards konnte sich dabei auch auf Arbeiten von Gundlach (1937) sowie Katz und Kantril (1940) stützen. Die Items wurden in seiner *Unlabeled Fascist Attitude Scale* subtiler. Zwar entstanden damit große psychometrische Probleme (vor allem sehr geringe Reliabilität), letztlich war aber das

¹³ »Fascist attitudes: Their determining conditions.« und »Fascist attitudes: An exploratory study.«

Hinbewegen zu subtileren Frageformen ein erster Schritt auf eben jenem Pfad, den später die Berkeley-Gruppe und ihre Nachfolger zum Königsweg, zur *via regia* ausbauten.

Im deutschen Sprachraum keimte die Autoritarismusforschung im Spannungsfeld zwischen Marxismus und Freudianscher Psychoanalyse. Bereits Ende der 1920er Jahre theoretisierte Wilhelm Reich über die psychodynamischen Hintergründe, die den Sturz des kapitalistischen Systems verhindern. Als strukturelle Quelle der sexuellen Repression durch die Gesellschaft und »Fabrik bourgeoiser Ideologie« identifizierte er die bürgerliche Familie (Reich, 1933), die zur Herausbildung einer Feldwebelnatur führt, die sich nach oben duckt und nach unten herrscht. In sehr ähnlicher Weise argumentiert Otto Fenichel (1931).

Tragischerweise waren Reichs vorausschauende Erkenntnisse gerade durch ihre Richtigkeit zu geringem Einfluß verurteilt: seine Arbeiten zur Massenpsychologie des Faschismus wurden sofort nach der nationalsozialistischen Machtergreifung verboten, so daß sie keine Wirkung entfalten konnten. Seine späteren Überarbeitungen hatten durch die Streichung des marxistischen Vokabulars an Bissigkeit und Deutlichkeit verloren, Reich selbst hatte sich als Wissenschaftler durch seine Arbeiten zur Orgontheorie (Reich, 1948; 1973) diskreditiert.

Ebenfalls beheimatet zwischen Marxismus und Psychoanalyse war Erich Fromm, der sich vom Jüdischen Lehrhaus in Frankfurt (Main) immer mehr ins »Café Marx« (Institut für Sozialforschung, vgl. Lowenthal, 1980) bewegte. Fromm entwickelte in der ersten Hälfte der 1930er Jahre sein Konzept des autoritär-masochistischen Charakters. Die empirischen Arbeiten zu diesem Thema (Fromm, 1936; Horkheimer, Fromm & Marcuse, 1936)¹⁴ hatten wahrscheinlich ursprünglich andere Beweggründe, lassen sich aber in der Rückschau durchaus als erste Arbeiten zum autoritären Charakter bzw. dessen Widerpart lesen.¹⁵ Ungeachtet der Diskussion über den empirischen Wert der Studien über Autorität und Familie bleibt unberührt, daß die theoretischen Arbeiten Fromms (1936; 1941; 1966) Wertvolles

¹⁴ Samelson (1993) verweist hier auf die bemerkenswerte Doppeldeutigkeit des Wortes »Erhebung [der Arbeiterklasse]«, das in der Übersetzung ins Englische zunächst zu »survey« wurde, später jedoch zu »revolt«.

¹⁵ Franz Samelson (1993) zweifelt letzteres an, ich kann dies nur ohne Anmaßen eines eigenen Urteils wiedergeben.

über die Phänomenologie des Autoritären zusammengetragen haben (vgl. auch Lee, 1963; Paluchowski, 1985; Bacciagaluppi, 1997; Billiet & McClendon, 2000).

Der Typus des Autoritären¹⁶ wurde auch aus völlig anderer ideologischer Richtung phänomenologisch beschrieben: Der führende nationalsozialistische Psychologe Erich Jaensch (1938a) charakterisierte die autoritäre Persönlichkeit als erwünschten Idealtypus der nationalsozialistischen Bewegung (vgl. auch Jaensch, 1938b; 1938c).¹⁷ Dies ist nur scheinbar paradox; schließlich belegt Jaensch mit seiner Typologie gleichsam als Kronzeuge, wie die optimal an den Nationalsozialismus angepaßte Persönlichkeit aussehen sollte. Mit der rassistischen Interpretation seiner Erkenntnisse hat sich Jaensch aus nachvollziehbaren Gründen außerhalb des wissenschaftlichen Nachkriegsdiskurses gestellt. Die theoretischen Ansätze und experimentellen Belege zu Besonderheiten im kognitiven System decken sich aber weitgehend mit den Ansichten, die Milton Rokeach zwanzig Jahre später in seinem Dogmatismuskonzept formulierte (Rokeach, 1956; 1960; Roberts & Rokeach, 1956; Plant, 1960, vgl. auch Oesterreich, 1996, S. 39ff.). Der nationalsozialistische Idealtypus wäre in Rokeachs Begrifflichkeit mit *closed-mindedness* beschrieben worden.

Eine Reihe von Arbeiten befaßten sich in den 1940er Jahren ausdrücklich mit dem Problem, das später für die Forscherinnen und Forscher der Berkeley-Gruppe maßgebend war: welche psychischen Charakteristika lassen sich bei Antisemiten und Nationalsozialisten (bzw. ihren Anhängern) finden. Daß diese Arbeiten nicht in den Kanon der Autoritarismusforschung eingegangen sind, zumindest jedoch nicht so einflußreich wie der spätere Klassiker wurden, bedeutet keinesfalls, daß die TAP die erste und einzige Studie dieser Zeit in diesem Feld war:

Otto Fenichel veröffentlichte 1940 seine Psychoanalyse des Antisemitismus. Zwei der späteren Autoren der TAP, Levinson und Sanford, publizierten 1944 die Itemanalyse ihrer sehr reliablen Antisemitismus-Skala. Die Antisemitismusskala von Gough (1951) wurde zwar erst später veröffentlicht, ist aber bereits vor der TAP als Manuskript eingereicht worden. Erikson (1942) und Chisholm (1946) theoretisierten aus psychiatrischer Sicht über Hitlers jugendliche Anhänger und über mögli-

¹⁶ Die Wortwahl ist mit Bedacht getroffen, da für die Forschung der 1920er/1930er Jahre sowohl typisierende Persönlichkeitstheorien als auch männerzentrierte Ansätze vorherrschend waren.

¹⁷ Jaensch war nach dem 15. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie 1936 in Jena deren Vorsitzender.

che Nachkriegsentwicklungen der deutschen Gesellschaft; Maslow beschrieb bereits 1943 die »autoritäre Charakterstruktur«. Simmel (1946) schrieb eine Monographie über Antisemitismus als gesellschaftliche Krankheit, Sartre (1946) zeichnete im selben Jahr das »Portrait of the Antisemite«. Nancy Morse und Floyd Allport (1949) untersuchten mögliche Ursachen für Antisemitismus und beschrieben verschiedene Typen.¹⁸

Diese Beispiele sollen illustrieren, daß die *TAP* besser als *Wendepunkt* denn als *Ausgangspunkt* der Forschung zum Autoritarismus und verwandten Konstrukten beschrieben wäre. Die Berkeley-Forscherinnen und -forscher konnten bereits auf Vorarbeiten der Kollegen aufbauen.

2.2.3. Von Frankfurt nach Berkeley

Nach dem Bruch Fromms mit Horkheimer 1939 begannen die Forscher des Frankfurter Instituts für Sozialforschung mit der Planung eines Forschungsprojekts zum Antisemitismus. Es ist bemerkenswert, daß ungeachtet der Gründungsintention des Instituts Antisemitismus als soziologisches Problem bis zu diesem Zeitpunkt keine große Rolle in der Forschung zu spielen schien. Man mag dies plausibel damit erklären, daß *Klassen*gegensätze die zentrale marxistische Kategorie des historischen Materialismus sind, was *per definitionem* wenig Raum für rassentheoretische Erklärungen läßt. Zugleich scheinen mir die assimilatorischen Tendenzen vieler deutsch-jüdischer Intellektueller in der Weimarer Zeit die Beschäftigung mit Antisemitismus verhindert zu haben.¹⁹

Auslöser und biographischer Ausgangspunkt der Forschungsarbeiten zur Autoritären Persönlichkeit waren die Erfahrungen der »Frankfurter« Emigranten mit dem Nationalsozialismus in Deutschland. Ursprünglich ging es darum, die psychologischen Hintergründe von Antisemitismus zu untersuchen. Dieser spezielle Fokus wurde relativ schnell auf die allgemeinere Frage erweitert, was Massen von Menschen dazu treibt, sich unmenschlichen Zielen unterzuordnen:

¹⁸ Diskriminierung/Ausgrenzung, sprachliche Abwertung und aversive Gefühle gegenüber Juden.

¹⁹ Als prominenter Zeuge sei hier der Romanist Viktor Klemperer genannt (Klemperer, 1957; 1989; 1995); vgl. auch Arbeiten zum Jüdischen Selbsthaß von Lessing (1930) oder Kurt Lewin (1941).

The research to be reported in this volume was guided by the following major hypothesis: that the political, economic, and social convictions of an individual often form a broad and coherent pattern, as if bound together by a ›mentality‹ or ›spirit,‹²⁰ and that this pattern is an expression of deep-lying trends in his personality.

(Adorno et al., 1950, S.1)

Diese Konzentration auf die Persönlichkeitsstruktur rechtfertigt die Entscheidung zugunsten einer psychologischen Herangehensweise, obwohl die Forscherinnen und Forscher des emigrierten Frankfurter Instituts für Sozialforschung eher einen soziologischen oder sozialhistorischen Hintergrund hatten.

Der soziologische Mechanismus der Psychogenese von Autoritarismus wurde von den Autoren in den patriarchalischen Sozialisationspraktiken des Mittelstandes der Weimarer Zeit gesehen. Else Frenkel-Brunswik (1950, S.384ff.) konkretisiert in Kapitel X der TAP die Familienverhältnisse und Erziehungsmuster, die für das Entstehen autoritärer Persönlichkeiten verantwortlich gemacht werden. Charakteristisch sind eine kühl dominierende Vaterfigur, emotionale Kälte und strikte Disziplinierung²¹, Bagatellisierung innerer Prozesse und Gefühle sowie hermetische Familiengrenzen.

Dieses Familienklima führt(e) bei den Kindern zu starken, aber verständlicherweise unausgelebten Haßgefühlen gegenüber dem Vater im Speziellen und den Eltern im Allgemeinen. Der »angestaute« Haß wird entsprechend der psychoanalytischen Theorie verschoben auf Schwächere und vor allem auf soziale Randgruppen und Abweichler. Folgerichtig werden die antisemitischen und fremdenfeindlichen Orientierungen Erwachsener als fortgesetztes Muster einer unkritischen Unterordnung unter (aggressive) Autoritäten interpretiert.

Diese Auffassungen über die Psychogenese der Autoritären Persönlichkeit ist in der TAP nicht originell; sie wurden in wesentlichen Zügen bereits in den 1930er Jahren von den Frankfurtern entwickelt (Horkheimer et al., 1936, aber auch Fromm, 1936; 1941). Die Weiterentwicklung der TAP ist weniger in der Theorie zu sehen als vielmehr im Operationalisierungsversuch (vor allem durch die Fascism-F-Scale, Kapitel VII, S.224ff.), in der umfassenden empirischen Illustration anhand von Inter-

²⁰ Typographischer Fehler wie im Original.

²¹ vgl. viel später Baumrind (1968).

views (Kapitel IX-XIII, XVI-XVIII) sowie im Ableiten verschiedener Typen von Autoritären (Kapitel XIX, S.744ff.).

Im Ergebnis der Interviews sowie der Inhaltsanalyse nationalsozialistischer Dokumente leitete die Berkeley-Gruppe neun Konstrukte ab, die das Syndrom der Autoritären Persönlichkeit formen (Adorno et al., 1950, S.228, hier Tabelle 1, S.34). Im Verlauf der Studie wird deutlich, daß den Autoren die komplexe Struktur dieser analytisch unterschiedenen Konstrukte durchaus bewußt war. Es wurde weder behauptet, daß diese Subdimensionen eine erschöpfende Beschreibung und damit hinreichend wären, noch daß sie alle in gleicher Weise notwendig seien. Die widersprüchlichen Ausführungen in der *TAP* wurden vom Autor des entsprechenden Kapitels VII später konkretisiert und klargestellt (Sanford, 1973; Farsides, 1993).

Konstrukt	Definition
Konventionalismus	Starre Bindung an die konventionellen Werte des Mittelstandes
Autoritäre Unterwürfigkeit	Unkritische Unterwerfung unter idealisierte Autoritäten der Eigengruppe
Autoritäre Aggression	Tendenz, nach Menschen Ausschau zu halten, die konventionelle Werte mißachten, um sie verurteilen, ablehnen und bestrafen zu können
Anti-Intrazepktion	Abwehr des Subjektiven, des Phantasievollen, Sensiblen
Aberglaube und Stereotypie	Glaube an die mystische Bestimmung des eigenen Schicksals; die Disposition, in rigiden Kategorien zu denken
Machtdenken und »Kraftmeierei« ²²	Denken in Dimensionen wie Herrschaft – Unterwerfung, stark – schwach, Führer – Gefolgschaft; Identifizierung mit Machtgestalten; Überbetonung der konventionalisierten Attribute des Ich; übertriebene Zurschaustellung von Stärke und Robustheit
Destruktivität und Zynismus	Allgemeine Feindseligkeit, Diffamierung des Menschlichen
Projektivität	Disposition, an wüste und gefährliche Vorgänge in der Welt zu glauben; die Projektion unbewußter Triebimpulse auf die Außenwelt
Sexualität	Übertriebene Beschäftigung mit sexuellen »Vorgängen«

Tabelle 1: Das Syndrom der Autoritären Persönlichkeit

Detlef Oesterreich (1996, S.46ff.) kommentiert die einzelnen Dimensionen, verweist auf die Analyseebenen, auf denen sie angesiedelt sind und erklärt ihren psychodynamischen Zusammenhang. Letztlich bleibt jedoch anzumerken, daß es sich bei der Aufzählung der Subdimensionen am ehesten um eine operationale Definition von Autoritarismus handelt bzw. um eine nachträgliche Beschreibung dieser Operationalisierung durch die F-Skala. Die F-Skala ist wohl auch derjenige Teil der Studie, auf den sie ungerechterweise reduziert wird. Zugleich richtete sich auch die Hauptkritik gegen diese Skala (2.2.4.1).

²² »toughness« im Original.

2.2.4. Kritische Rezeption der Berkeley-Schule

Die Rezeption der Studie zur Autoritären Persönlichkeit ist wissenschaftshistorisch nicht zu trennen von der gesellschaftspolitischen Situation in den Vereinigten Staaten während der 1950er und 1960er Jahre. Zwar ging es den Autorinnen und Autoren der TAP ursprünglich um eine Beschreibung des zu der Zeit inzwischen besiegt Nationalsozialismus in Deutschland, gleichzeitig sollte aber auch das antisemitische und faschistische Potential unter der US-amerikanischen Bevölkerung eingeschätzt werden. Während der McCarthy-Ära waren die kapitalismuskritischen Ansichten der Berkeley-Gruppe jedoch in höchstem Maße suspekt. Dies führte einerseits – gleichsam in vorseilendem Gehorsam – zum Psychologismus, der die soziologischen Ursachen für das Entstehen autoritärer Persönlichkeiten ausblendete, und andererseits zu einer politisch-korrekten Lesart der Studie, die Faschismus und Kommunismus im Sinne der populären Totalitarismusthese gleichsetzt (siehe auch 2.2.4.2, S.37).

2.2.4.1. Methodische Kritik

Die klassische Studie der Berkeley-Forscher sollte weniger als *Ausgangspunkt* der Autoritarismusforschung mißverstanden werden, vielmehr als *Wendepunkt* in dieser Forschungstradition. Sie leitet die Nachkriegspsychologie nach der Zäsur des Zweiten Weltkriegs ein, sie ist ein deutliches und manchmal schmerzhaftes Beispiel für den Übergang von einem soziologischen und kapitalismuskritischen Ansatz zu einem reduzierten psychologischen Fokus. Auf der methodischen Ebene markiert die Studie den Übergang zu einer streng empirischen und – konkreter – zu einer fast ausschließlich quantitativ orientierten psychologischen Forschung.

In the marriage of the two methodologies [qualitative klinische Studien und quantitative Methoden – Kommentar FF], the quantitative statistical method is all too often cast in the role of the stodgy husband who answers ›Yes, dear‹ to all the bright suggestions made by the wife. (S.70f.)

(Kirscht & Dillehay, 1967)

Die Berkeley-Gruppe war mit ihrer Studie in der tragischen Situation, eine gute Interviewstudie vorgelegt zu haben, aber fortan an der »Zugabe« der eigentlich nachrangigen F-Skala gemessen zu werden. Dadurch gerieten die Interviews weit-

gehend in Vergessenheit, gleichzeitig war die F-Skala nach den sich erst später durchsetzenden psychometrischen Gütekriterien überfordert.

Der zentrale Kritikpunkt wies auf die Zustimmungstendenz hin, die bei unbalancierten Skalen eine ernsthafte Gefahr darstellt (ausführlich dazu 4.2.5.2, S.97ff.).²³ Bereits Brewster Smith hat das Problem der Zustimmungstendenz vorhergesehen (1950, s.a. Eager & Smith, 1952). Die dahingehende Kritik wurde besonders durch den Aufsatz von Hyman und Sheatsley (1954) im ersten großen Übersichts-Band nach der TAP (Christie & Jahoda, 1954) zusammengefaßt. John J. Ray spitzte die Kritik zu: »A person with a high F score might be simply a careless responder rather than a genuine fascist.« (Ray, 1983a, S.82).²⁴

Gleichwohl ist auch die Argumentation plausibel, daß »Verzerrungen« durch eine Zustimmungstendenz im konkreten Fall der Erfassung von Autoritarismus mit Inhaltlichem überlagert sind. Michaela von Freyhold (1971, S.243) gibt zu bedenken, daß es gerade für Autoritäre typisch ist, daß sie im Zweifelsfalle zustimmen.

Eine der Facetten oder Subdimensionen von Autoritarismus ist definiert als Tendenz, absoluten Aussagen unkritisch zuzustimmen: autoritäre Unterordnung. So wurde in diesem Sinne argumentiert, daß Zustimmung zu Autoritarismusitems sowohl aus logischen als auch *psychologischen* Gründen nachvollziehbar und folgerichtig ist (Leavitt, Hax & Roche, 1955; Gage et al., 1957; Gage & Chatterjee, 1960). Bei ausschließlich in Merkmalsrichtung kodierten Autoritarismusitems können somit hohe Werte durch Autoritarismus oder/und durch Zustimmungstendenz »herbeigeführt« worden sein. Die Zustimmung zu negativ formulierten Items hingegen wird *logisch* als geringer Autoritarismus interpretiert, *psychologisch*

²³ »The road to Measurement Hell is paved with protrait items«. (Altemeyer, 1996, S.63)

²⁴ Weitere wichtige Aufsätze aus dieser Zeit zu diesem Thema: Bass, 1955; Chapman & Campbell, 1957; Messick & Jackson, 1957; Gage, Leavitt & Stone, 1957; Jackson & Messick, 1957; Jackson, Messick & Solley, 1957; Messick & Frederikson, 1958; Kerlinger, 1958; Chapman & Bock, 1958; Christie, Havel & Seidenberg, 1958; Gaier & Bass, 1959; Jackson, 1959; Gage & Chatterjee, 1960; Edwards & Walker, 1961; Clayton & Jackson, 1961; Zuckerman & Norton, 1961; Couch & Keniston, 1961; Zuckerman & Eisen, 1962; Adams, 1962. Mit etwas Abstand wurde die Diskussion später wieder aktiviert (Ezekiel, 1970; Eisenman & Platt, 1970; Bentler, Jackson & Messick, 1971; Oesterreich, 1974b; Heaven, 1983).

freilich als hoher Autoritarismus, da autoritäre Unterordnung integraler Bestandteil des autoritären Syndroms ist.²⁵

Ein zweiter methodischer Kritikpunkt betraf die Bildungsabhängigkeit der Ergebnisse. Intelligenteren Personen weisen in aller Regel geringere Autoritarismuswerte auf (Hyman & Sheatsley, 1954, S.57). Die positive Lesart wäre, Bildung *per se* eine immunisierende Wirkung zuzuschreiben. Dies wäre jedoch m.E. zu optimistisch, zumal Inhalt (und Form) der Bildung sicher wichtiger sind als die »Verweildauer« in schulischen Einrichtungen. Eine kritische Auslegung der Ergebnisse erscheint mir hier plausibler: intelligenteren Personen durchschauen den Fragebogen eher. Somit wird der Bildungsbias zu einem Folgeproblem der Antworttendenz sozial erwünschten Antwortverhaltens.

Weitere methodische Kritik betrifft die Analyseebene oder den begrifflichen Status von Autoritarismus. Wiederholt wurde darauf hingewiesen, daß Autoritarismus zwar als Charaktersyndrom oder Persönlichkeitseigenschaft konzipiert ist, aber empirisch mit den Mitteln der Einstellungsmessung erfaßt wird (Hyman & Sheatsley, 1954; Roghmann, 1966; Ray, 1979c; Rao & Mehta, 1979; Oesterreich, 1996; 1998). Die Autoren der TAP hatten keine Veranlassung, das Problem in dieser Deutlichkeit zu sehen, da ihnen die psychoanalytische Theorie axiomatisch »bewies«, daß die gemessenen Einstellungen indirekte Manifestationen innerer psychischer Gegebenheiten sind. Da diese Verbindung nicht hinterfragt wurde, konnten nunmehr genau diese psychischen Eigenschaften als kausale Prädiktoren konkreter Einstellungen ins argumentatorische Feld geführt werden. Letztlich wird damit jedoch die Zirkularität solcher Argumentationen verschleiert.

2.2.4.2. *Inhaltliche Kritik und alternative Konzepte*

Die inhaltliche Kritik an der Studie zur Autoritären Persönlichkeit betrifft zum großen Teil den unterstellten Zusammenhang zwischen spezifischen Mustern elterlicher Sozialisation und Erziehungspraktiken auf der einen Seite und der Herausbildung autoritärer Persönlichkeiten auf der anderen. Hier zeigt sich der psychoanalytische Hintergrund der Autoren besonders deutlich, sodaß sie sich hier auch am stärksten der Kritik an dieser Sichtweise aussetzen.

²⁵ Zur Auswirkung der Zustimmungstendenz auf die hier vorgestellten eigenen Studien vergleiche 4.2.5.2., S.97ff.

Es wäre jedoch falsch, den Autoren zu unterstellen, sie hätten einen deterministischen Zusammenhang zwischen Sozialisationspraxis und Persönlichkeitsentwicklung behauptet. Die Sozialisationserfahrungen eröffnen vielmehr eine Reihe potentieller Entwicklungspfade, die zudem durch makrosoziale Bedingungen (Produktionsverhältnisse, Propaganda) oder auch Gruppenzugehörigkeiten beeinflusst werden (Adorno et al., 1950, S.7ff.).

Schon während der Studien und erst recht nach der Veröffentlichung sah sich die Berkeley-Gruppe massiven politischen Anfeindungen ausgesetzt. Im aufkommenden Kalten Krieg bestand der Vorwurf in einer Ideologieanfälligkeit, die die strukturellen Ähnlichkeiten von Faschisten und Kommunisten ignoriert. Diese Sichtweise formulierte Edward Shils (1954) in einem kämpferischen Aufsatz in dem kritischen Sammelband von Christie und Jahoda (1954). Diese Debatte wurde sehr erbittert geführt (McGrew, 1969; Hanson, 1969; Kohn, 1972; Wilson, Dennis & Wadsworth, 1976; Eysenck, 1981; Lichter & Rothman, 1982; Rajnarain, 1986), teilweise konnten die Autoren ihre politischen Beweggründe kaum verhehlen (Ray, 1983b; 1984d; 1985a; 1985b).²⁶

Der wichtigste Aufsatz, der die Existenz eines linken Autoritarismus anhand empirischer Evidenz (DiRenzo, 1967a; 1967b; 1971; Hanson, 1968) als Mythos zurückweist, stammt von William Stone (1980; 1983). Bob Altemeyer, der sich durch die Einführung des Begriffs »Right-wing Authoritarianism« ausdrücklich gegen die Existenz eines linken Autoritarismus ausspricht, ihn aber gleichsam »wegdefiniert« hat, versuchte durch die Einführung einer eigenen LWA-Skala linken Autoritarismus empirisch zu erfassen (Altemeyer, 1996, S.216ff., dt. Funke, 1997; Levasseur, 1998;).

Die angesprochene Rechts-Links-Debatte war der entscheidende Beweggrund für die Entwicklung alternativer Autoritarismuskonzepte: Hans Eysenck entwickelte ein Zweifaktorenmodell der Persönlichkeit, das er auch auf politische Einstellungen anwandte. Demzufolge lassen sich politische Einstellungen durch die Dimensionen *Konservatismus vs Radikalismus* sowie *Tender- vs Tough-Mindedness* beschreiben (Eysenck, 1954; 1972; 1978; 1981; Velicer & Jackson, 1990a; Heaven &

²⁶ Rays Aufsatztitel mögen dies illustrieren: »The psychopathology of the political left«, »Half of all racists are left wing« oder »Half of all authoritarians are left wing«.

Connors, 1988). Eysencks ideologisches Engagement ist in diesen Arbeiten jedoch stärker als die empirische Basis und wissenschaftliche Qualität.

Milton Rokeach führte Dogmatismus als generelles Alternativkonzept zum rechten Autoritarismus ein (Rokeach & Fruchter, 1956; Rokeach, 1956; 1960). In einem kognitionspsychologischen Ansatz nutzte er die Dimension *Open- vs Closed-Mindedness* zur Beschreibung von Überzeugungssystemen. Zur Operationalisierung wurde die D-Skala entwickelt (zahlreiche Validierungsstudien vor allem in den 1960er Jahren: Fruchter, Rokeach & Novak, 1958; Plant, 1960; Hellkamp & Marr, 1965; Troidahl & Powell, 1965; Kerlinger & Rokeach, 1966; Rosenman, 1967; Vacchiano, Schiffman & Strauss, 1967; Vacchiano, Strauss & Hochman, 1968; Vacchiano, Strauss & Schiffman, 1968; Lovell, Giddan & Korn, 1967; DiRenzo, 1967b; Simons, 1968; Warr, Lee & Jöreskog, 1969; Jay, 1969; Dembroski & Johnson, 1969; Hanson, 1968; 1969; 1970b; Ertel, 1972; 1975; Skroblin, 1975). Zusammenfassend kommt Christie (1991, S.562) zu der Empfehlung, die D-Skala *nicht* als Maß für generellen Autoritarismus und vor allem nicht als Alternative für F-Skala oder RWA-Skala einzusetzen, obgleich das theoretische Konzept sehr interessant ist.

Weitere Konstrukte, die als Alternativkonzepte zum Autoritarismus eingeführt oder aber durch Dritte als solche interpretiert wurden, sind z.B.

1. Rigidität (Rubenowitz, 1963),
2. Direktivität (Ray, 1984c; Ray & Lovejoy, 1986; 1988, Übersetzungen bei Ojha & Singh, 1987; Charter, 1997; Nunnally, 1978 und Seoane, Arce & Sabucedo, 1988, kritisch dazu Duckitt, 1983; 1984; Heaven, 1986a; 1986b; Meloen & de Witte, 1998),
3. Machiavellismus (Christie & Geis, 1970; Henning & Six, 1977; Vleeming, 1979; Kline, 1983; Kline & Cooper, 1983; Ray, 1983a; Cloetta, 1983),
4. Konservatismus (Wilson, 1968; Cronbach & Meehl, 1955; Wilson & Patterson, 1968; Wilson & Patterson, 1970; Ray, 1979b; Ray, 1985b; Ray, 1988; Sidanius, 1988; Tarr & Lorr, 1991; Heaven & Bucci, 2001),
5. Liberalismus (Kerlinger, 1970; Kerlinger, 1972; Kerlinger, 1980),
6. Individualismus-Kollektivismus (Hofstede, Bond & Luk, 1993; Hui & Triandis, 1986; Triandis, Bontempo, Villareal & Asai, 1988; Triandis, 1987, kritisch dazu Kimmelmeier, Burnstein & Peng, 1999).

Zweihundertsechundsechzig weitere Ismen finden sich in dem Aufsatz »Isms and the structure of social attitudes« (Saucier, 2000).

2.2.5. Revival der Autoritarismusforschung in 1980er Jahren

Die Veröffentlichung von Bob Altemeyers erstem Buch »Right-wing Authoritarianism« (1981) gilt als Zäsur und Beginn der modernen Autoritarismusforschung. Altemeyer stützt sich in seiner sparsamen theoretischen Konzeption auf lerntheoretische Erklärungen zur Entstehung von Autoritarismus (Bandura, 1977). Sein weitaus größeres Verdienst liegt in einer Vereinfachung der Operationalisierung: Altemeyer induziert auf der Basis einer unüberschaubaren Vielzahl zweifellos konkurrenzloser Experimente und Fragebogenstudien seine pragmatische Reduktion des Konzepts auf drei (statt neun) Subdimensionen. Altemeyers RWA-Skala gilt weitgehend als bestes Fragebogeninstrument, das derzeit zur Messung dessen zur Verfügung steht, was die Berkeley-Gruppe suchte (Christie, 1991, S.552; Stone, Lederer & Christie, 1993).

Aus sozialpsychologischer Sicht ist besonders der Ansatz des Südafrikaners²⁷ John Duckitt (1989; 1990; 1992c; 1998) interessant, der versuchte, die Autoritarismusforschung mit ihrem persönlichkeitspsychologischen Fokus an die Theorie der Sozialen Identität anzubinden (vgl. Tajfel, 1978; Tajfel & Turner, 1979; 2001; Turner, Hogg, Oakes, Reicher & Wetherell, 1987; Turner & Oakes, 1989; Wagner & Zick, 1990).²⁸ Duckitt sucht nach dem Konstrukt, das für die Kovariation der drei Altemeyerschen Autoritarismusdimensionen verantwortlich ist. In seiner theoretischen Konzeption benennt er Gruppenkohäsion als das Gesuchte sowie das Bedürfnis, sich mit einer starken Gruppe zu identifizieren. In Deutschland arbeiten vor allem Jost Stellmacher und Thomas Petzel an der Überprüfung dieses Ansatzes.

Der folgende Abschnitt systematisiert die gegenwärtigen Forschungslinien anhand der Defizite und Beschränkungen der bisherigen Autoritarismuskonzeptionen. Ich wähle diese Argumentationsrichtung ausgehend vom Problem und nicht von der Schule; selbstredend sind den meisten aktuellen Ansätzen die Probleme bewußt.

²⁷ Duckitt lebt mittlerweile in Neuseeland.

²⁸ Debatte dazu bei Schiffmann & Wicklund, 1988; 1992; Baars & Scheepers, 1993; Gelfand, Triandis & Chan, 1996).

Alle Forschungslinien haben in mehr oder weniger starkem Maße die Lösung eines oder mehrerer Probleme als Ziel.

2.3. Gegenwärtige Forschungslinien und Defizite

Der Großteil der gegenwärtigen Forschung zum Autoritarismus beschäftigt sich mit der Suche nach *Korrelaten* von Autoritarismus. Dies ist Folge und gleichzeitig Ursache des »Revivals« der Autoritarismusforschung als psychologische (Neo)-Faschismustheorie zur Erklärung der neuen Fremdenfeindlichkeit in der BRD (z.B. Lederer & Schmidt, 1995; Rippl & Boehnke, 1995; Hopf, Rieker, Sanden-Marcus & Schmidt, 1995; Oesterreich, 1996; Frindte, Funke & Jacob, 1997; Funke, 1999a; Rippl, Seipel & Kindervater, 2000) und den Beneluxländern (Meloan & Middendorp, 1991; Meloan et al., 1988; 1996; Verkuyten & Hagendoorn, 1998).

Lange Jahre blieb es jedoch bei dieser oberflächlichen Forschungsstrategie; konzeptionelle Fragen wurden selten gestellt und entsprechend seltener einer Antwort zugeführt.

Die Defizite der aktuellen Autoritarismusforschung liegen vor allem auf theoretischen Gebiet; Operationalisierungsprobleme sind eher eine Folge dieser Unsicherheit. Der alte Vorwurf des Reduktionismus auf Psychologisches wird vor allem von Seiten der Soziologie seit Jahrzehnten vorgebracht (2.3.1). Desgleichen begrenzt ist die Beschränkung auf das Individuum und die Vernachlässigung der Intergruppenbeziehungen, in deren Spannungsfeld sich die Personen befinden (2.3.2). Die Theoriearmut vor allem in Bezug auf die Genese von Autoritarismus ist den meisten aktuellen Ansätzen gemein (2.3.3). Vor dem Hintergrund sich fortwährend wandelnder politischer Kulturen wird wohl die Frage der adäquaten Operationalisierung ein ständig aktuelles und niemals endgültig zu lösendes Problem sein (2.3.3).

2.3.1. Reduktionismus auf Psychologisches:

Vernachlässigung des gesellschaftlichen Kontexts

Vor den biographischen Hintergründen der Frankfurter Gelehrten ist nachvollziehbar, daß die soziologische Sichtweise nach der Emigration an Einfluß verlor. Es ist durchaus fatal zu nennen, daß hier zwar die besondere Stärke der gesellschaftskritischen Forscherinnen und Forscher lag, daß dieser Ansatz aber aus wis-

senschaftshistorischen und letztlich auch aus politischen Gründen in den USA der Nachkriegszeit nicht sonderlich populär war.

Folglich konzentrierte sich die kritische Rezeption zwar auf Kritikwürdiges, ignorierte aber die besonderen – wenn auch vergeudeteten – Stärken. Kaum einer der maßgeblichen Autoritarismusforscher hat in der Nachfolge vermocht, an den großen Entwurf anzuknüpfen.

Ein konkretes Einbeziehen des lange Zeit ausgeblendeten gesellschaftlichen Kontexts findet sich im Zusammenhang mit makrosozialen Bedrohungssituationen. Hier gibt es empirische Untersuchungen, die autoritäres Verhalten durch Bedrohungsgefühl ausgelöst oder katalysiert sehen.

Als Beispiel mögen genügen: Untersuchungen zu

1. Ängstlichkeit und Dogmatismus
(Tosi, Fagan & Frumkin, 1968a; 1968b; Hanson & Bush, 1971),
2. ökonomischer Bedrohung
(Sales, 1972; Sales, 1973b; 1973a; Jorgenson, 1975; Padgett & Jorgenson, 1982; Rickert, 1998) und
3. allgemeinen politischen Bedrohungen, z.B. Krieg, AIDS, Randgruppen:
(McCann & Stewin, 1987; McCann, 1991; 1997; Bit, 1991; Doty, Peterson & Winter, 1991; van de Wetering, 1996; Feldman & Stenner, 1997; Stenner, 1998; Lavine et al., 1999).

Teilweise mündeten diese Ansätze in ausformulierte Theorien (Oesterreich, 1993); die empirischen Befunde blieben jedoch auch nicht gänzlich unwidersprochen (Duckitt, 1992d).

2.3.2. Reduktionismus auf Individuum: Vernachlässigung der Intergruppenbeziehungen

Die Vernachlässigung des gesamtgesellschaftlichen Kontexts mag sich erklären aus der schwindenden Popularität gesellschaftskritischer, namentlich (neo)marxistischer Erklärungsansätze seit den 1950er Jahren und vor allem während des letzten Jahrzehnts. Dies rechtfertigt jedoch nicht das Verhaftetbleiben in individualpsychologischem Denken, das Autoritarismus vollständig in die Person verlagert. Genau dies ist aber ein weitgehendes Defizit, das eine dringende Aufgabe der aktuellen Autoritarismusforschung verdeutlicht.

Der Profilierungsdrang der psychologischen Subdisziplinen – der teilweise ideologische Züge annahm – hat hier eher dazu geführt, daß Persönlichkeits- und Sozialpsychologie sich gegenseitig Reduktionismus vorwerfen, statt die Potentiale zu integrieren. Seitens der Sozialpsychologie wurden interindividuelle Unterschiede bislang meist als störende Varianzquelle »wegdiskutiert« (so bspw. bei Brown, 1965), die persönlichkeitspsychologisch dominierte Autoritarismusforschung hingegen übersah lange Zeit den Einfluß von Gruppennormen und situativen Einflüssen.

In den letzten Jahren sind hier einige bemerkenswerte Ausnahmen zu nennen: John Duckitt versuchte eine Anbindung des Altemeyerschen Ansatzes an die Theorie der Sozialen Identität (vgl. weiter oben Seite 40, auch Stellmacher, Petzel).²⁹ In Europa gibt es integrierende Ansätze vor allem bei Maykel Verkuyten und Louk Hagendoorn (1998). Zur Zeit läuft ein Forschungsprojekt in der Arbeitsgruppe um John Turner, das einen sozialpsychologischen kritischen Quereinstieg in die Autoritarismusforschung zum Ziel hat (Reynolds, Turner, Haslam & Ryan, 2001). Diesem Paradigma folgt auch eine Studie, die der vorliegenden Arbeit zugrunde liegt (vgl. S.155).

All diesen Ansätzen ist die Idee gemein, die Wahrscheinlichkeit vorurteilsvollen Handelns aus der Interaktion zwischen dispositionalen und situativen Umständen vorherzusagen. Dabei heißt »situativ« hier nicht etwa Bedrohung durch tatsächliche oder auch nur konstruierte Gefahren, auch nicht das Ausgesetztsein gegenüber einem starken Machtgefälle (Befehlszwang, vgl. auch Milgram, 1963; 1965; Ancona & Pareyson, 1970; Blass, 1991; 1995). Vielmehr geht es um die *relative* Bedeutung von Dispositionen (Autoritarismus) in Abhängigkeit von der salienten Ebene der Selbstkategorisierung (vgl. Self-Categorization Theory, Turner et al., 1987; Turner & Oakes, 1989). Mutmaßlich ist es bedeutsam für die Vorhersagekraft von Autoritarismus für Vorurteile und Diskriminierung, ob sich Personen in der Untersuchungssituation als isolierte Individuen oder aber als Teil eines größeren sozialen Ganzen ansehen.³⁰

²⁹ John Duckitt kommt das Verdienst des Pioniers zu; allein die Forschung verlor sich trágischerweise im letzten Jahrzehnt zeitweise im neuseeländischen Sand.

³⁰ Verkuyten und Hagendoorn (1998) manipulierten experimentell die Salienz der persönlichen vs nationalen Identität der Befragten als Holländer. Vorurteile konnten bei salienter (also aktuell vorherrschender)

Fortsetzung auf Folgeseite ...

Diese Forschungsrichtung halte ich für vielversprechend, sofern sie als Chance zur Integration eines sehr alten politpsychologischen Themas mit der zur Zeit einflußreichsten sozialpsychologischen Metatheorie begriffen und ausgestaltet wird. Imperialistische oder separatistische Motive würden hier hingegen abermals lähmend und zerstörerisch wirken.

2.3.3. Theoriearmut

Neben den methodischen Einwänden gegen die klassischen Arbeiten zur Autoritarismusforschung geriet schnell auch die theoretische Basis in den Fokus der Kritik. Diese bezog sich auf die starke Ideologiefälligkeit, aber auch auf den Zusammenhang zwischen spezifischen Sozialisationspraktiken und der Ausbildung autoritärer Orientierungen.³¹ Dieser Zusammenhang wird aus der Psychoanalyse abgeleitet und ist daher eher postuliert als nachgewiesen.

Aber auch ohne die Fundamentalkritik an der Psychoanalyse lassen sich leicht Unschlüssigkeiten in der theoretischen Begründung zeigen. Gegen ein rein psychodynamisches Erklärungsmodell sprechen die inzwischen zahlreichen Befunde zum Zusammenhang von Bedrohungssituationen und Autoritarismus (Feldman & Stenner, 1997; Doty et al., 1991; Duckitt, 1992d, vgl. weiter oben Seite 42).

Es wäre hingegen ein fatales Mißverständnis, würde mit dieser überzeugenden empirischen Evidenz die Sozialisationsbedingtheit vollkommen infrage gestellt. Vielmehr liegt hier ein Hauptdefizit der aktuellen Autoritarismusforschung: auch die Kritiker der TAP, namentlich Altemeyer, haben wenig zur Sozialisationstheorie und Psychogenese autoritärer Einstellungen ausgesagt.

Dieses Forschungsdefizit ist erkannt und wird seit den 1990er Jahren zu mildern versucht. In Deutschland verfolgt vor allem Christel Hopf mit qualitativer Methodik einen mikrosoziologischen Ansatz (Hopf, 1993, zusammenfassend 2000), um den Zusammenhang zwischen Bindungserfahrungen und Autoritarismus aufzuklä-

Fortsetzung der Fußnote:

persönlicher Identität durch Autoritarismus vorhergesagt werden, nicht jedoch bei salienter *nationaler* Identität. Dasselbe Muster konnte in Australien gezeigt werden (Reynolds et al., 2001). Vgl. auch S.155 .

³¹ Ersteres halte ich für das geringere Problem, da es sich hier um einen Kritikpunkt handelt, der guten Gewissens eingeräumt werden kann, da es sich bei der Debatte um die Ideologielastigkeit gerade um eine *ideologische* Debatte handelt. Dieser konnten und können sich die klassischen Autoritarismusforscher und viele ihrer Nachfolger getrost stellen.

ren. Hier bezieht sie sich auf die Attachment-Forschung und moderne Psychoanalyse (vgl. auch van Ijzendoorn, 1989; 1997; Kracke, Noack, Hofer & Klein-Allermann, 1993; Hefler, Boehnke & Butz, 1999; Milburn & Conrad, 2000).

Die theoretischen Probleme werden umso deutlicher, sobald unterschiedliche soziokulturelle Rahmenbedingungen in betracht gezogen werden. Dies gilt sowohl für kulturellen Wandel über die Zeit als auch für interkulturelle Unterschiede. Erstere entziehen sich weitestgehend der empirischen Überprüfbarkeit, gleichwohl sollte man den Blick dafür offenhalten, daß z.B. durch eine veränderte Vaterrolle in westlichen Gesellschaften die Sozialisationsinstanzen andere sind als sie es etwa in den 1950er Jahren waren. Gleichzeitig wäre die Annahme plausibel, daß der Wertewandel in den letzten Jahrzehnten bestimmte ehemalige Tugenden diskreditiert hat, die auch im Zusammenhang mit Autoritarismus von belang sind: So ist Unterwürfigkeit sicher nicht mehr so populär, wohl aber ist Aggressivität unter dem Deckmantel der Erfolgsorientierung durchaus sozial angesehen.³² Autoritäre Unterwürfigkeit könnte heutzutage jedoch seltener gegenüber machtvollen Personen anzutreffen sein und sich stattdessen zunehmend gegenüber einflußreichen massenmedialen Sinndeutungen äußern. Hier wäre Forschungen zur *political correctness* indiziert.³³

Der zweite Aspekt der genannten Kulturabhängigkeit von Autoritarismus betrifft die interkulturellen Unterschiede. Dieser Gedanke wurde bereits früh aufgeworfen (Siegman, 1961) und führte zu einer Reihe von Studien, die in anderen Kulturen als Nordamerika durchgeführt wurden. Einige ausgewählte Beispiele seien in Tabelle 3 (S.63) angeführt.³⁴

³² Man denke an Formulierungen wie »Der hat Biß« oder »Die ist richtig tough.«.

³³ In gewisser Weise ordnen sich meine Studien zum Humanbellizismus hier ein (vgl. 6.2, 6.3, 6.8).

³⁴ Eine Integration und Systematisierung dieser empirischen Evidenz im Sinne einer Metaanalyse steht noch aus. Um nur eine mögliche Lehre zu nennen, so weist einiges darauf hin, daß Autoritarismus dann besonders mit Vorurteilen korreliert, wenn autoritäre Überzeugungssysteme im Überbau der Gesellschaft nicht (!) dominieren. Vereinfacht gesagt: wenn die Gesellschaft schon die autoritären Schablonen anbietet, bleibt wenig Raum für interindividuelle Unterschiede bzw. für deren Verhaltensrelevanz. Systematische Untersuchungen in verschiedenen Kulturen könnten hier in der Zukunft Aufklärung bringen.

Quelle	Herkunft der Stichprobe
Pirojnikoff, Hadar & Hadar, 1971	Kibbutzniks, non-Kibbutzniks, US-amerikanische Juden und Nicht-Juden
Thomas, 1975	Tahiti, Cook-Inseln, Samoa, Tonga, Fiji, Fiji-Indien und Neue Hebriden
Shaver, Hofmann & Richards, 1971; Hogan, 1977; 1980; Lederer, 1982	USA, BRD
Ray, 1979a	Australien, England, Schottland
Ray, 1980	Los Angeles, Sydney, London, Glasgow und Johannesburg
Ray, 1983c	Kalifornien, Australien, England, Schottland, Philippinen und Südafrika (»Weiße«)
Stones, 1981	Simbabwe, Südafrika (»Weiße«)
Miller, Slomczynski & Schoenberg, 1981	USA, Polen
Rigby, 1984; Rigby, Metzger & Ray, 1986	England, Australien
Bhushan, 1985	Indien
Heaven, 1986a	Australien, Südafrika (»Weiße«)
Pedersen & Ray, 1990	Nassau County, BRD, Südafrika (»Weiße«)
McFarland, Ageyev & Abalakina-Paap, 1992	USA, Rußland
Stephan, Ageyev, Coates-Shrider & Stephan, 1994	USA, Rußland, Irak
Lederer, 1991	BRD, Rußland
Rippl & Boehnke, 1995; Frindte, Funke & Waldzus, 1996	Ost-/Westdeutschland
Rubinstein, 1996	Israel, Palästina
Taylor & Oskay, 1995	USA, Türkei
Rudy & Grusec, 2001	Anglo- und ägyptische Kanadier
Meloen, 2000	133 reanalysierte Länderdatensätze aus Studien von Hofstede (1980) und Todd (1985)
Feldman & Watts, 2000	Japan

Tabelle 2: Einige kulturvergleichende Studien zum Autoritarismus

Methodisch hochwertige kulturvergleichende Studien sind dabei in der Minderzahl und dringend nötig. Wenn die differentielle Sichtweise über triviale und irreführende Mittelwertsvergleiche hinausgeht, so liegt hier ein mächtiges Potential, um Neues über die Sozio- und Psychodynamik der Transmission autoritärer Einstellungen zu erfahren.

2.3.4. Operationalisierungsproblem

Es gehört zu den paradoxen Ergebnissen jahrzehntelanger Autoritarismusforschung, daß die Studien zwar kumulieren, jedoch aufgrund der starken Datenbindung selten zur theoretisch begründeten Hypothesenprüfung und Reformulierung der Konzeptionen beitragen. Soweit es explizite Verweise auf den theoretischen Hintergrund der Studien gibt, bleiben die Ansätze meist innerhalb des Paradigmas und verzichten dadurch auf eine Wertung der konkurrierenden Ansätze.

Dabei soll hier nicht behauptet werden, daß eine endgültige Entscheidung zugunsten des einen (z.B. psychoanalytischen) Ansatzes gegenüber anderen (z.B. lerntheoretischen oder gruppenorientierten) Herangehensweisen zwingend notwendig wäre. Das Verhaftetbleiben in jeweils einer der Schulen verstellt jedoch auch den Blick auf Integrationswürdiges.

Wesentlicher Erkenntnisgewinn scheint mir nur jenseits des Schulenzwanges möglich. Die konkurrierenden Ansätze sind ohne versöhnlerische Gleichmacherei auf Gemeinsames zu prüfen, die Methodik muß sowohl quantitative als auch qualitative Ansätze fruchtbringend nutzen. Eine feinauflösende quantitative Meßweise, wie sie in dieser Arbeit vorgeschlagen wird, kann dabei einen sinnvollen Beitrag leisten, die komplexeren qualitativen Ansätze jedoch nicht ersetzen. Indiziert ist eine klare theoretische und empirische Aussage über den Status von Autoritarismus als unabhängige oder aber abhängige Variable, da häufig Autoritarismus mit Skalen erfaßt wird, deren Inhalte tautologisch mit den abhängigen Konstrukten auf einer konzeptionellen Ebene stehen. Hier können Designs hilfreich sein, die mehrere Messungen über verschiedene Zeitpunkte und über verschiedene Meßinstrumente und Beurteiler hinweg integrieren (Steyer, Eid & Schwenkmezger, 1997; Steyer, Partchev & Shanahan, 2000). Längsschnittliche Studien mögen das Problem der retrospektiven Befragung mindern, das sich bei Autoritären z.B. in einer Elternidealisation fatal auswirkt.

2.4. Zusammenfassung

Das Kapitel zeichnet sowohl zeitlich aufeinanderfolgende als auch parallel verlaufende Theorieentwicklungen und Forschungstraditionen nach (2.2). Es zeigt sich, daß die gelehrte Suche nach den Gründen und Begründungen der freiwilligen Unterwerfung unter illegitime Herrschaft schon lange vor der Stiftung des Begriffs »Autoritarismus« begann und dabei in ganz verschiedenen Wissenschaftsdisziplinen beheimatet gewesen ist. Gleichzeitig wurde und wird zuweilen auch Ähnliches untersucht, ohne ausdrücklich diesen Begriff »Autoritarismus« zu gebrauchen.

Die Weiterentwicklung der Forschungsansätze war *ab ovo* von Kritik begleitet, die sich sowohl auf den Inhalt als auch die methodische Form der Forschung konzentrierte. Einige Defizite bestehen ungeachtet dessen bis heute fort:

Besonders fatal ist der psychologische Reduktionismus, wodurch sich die Autoritarismusforschung eines großen Teils ihrer gesellschaftskritischen Kraft beraubte (2.3.1, S.41 ff.). Der Südafrikaner Don Foster (1999) wirft pointiert der gesamten Mainstream-Psychologie ihr Unpolitischsein vor und führt die Autoritarismusforschung als prototypische Kronzeugin an:

The tale of authoritarianism is wellnigh a prototype of the wider victory of reductionism and value-free empiricism in the mainstream psychology of prejudice.

(Foster, 1999, S.339)

Auch *innerhalb* der Psychologie läßt sich ein Reduktionismus beobachten, namentlich die Beschränkung auf das Individuum und die Vernachlässigung der Intergruppenbeziehungen (2.3.2, S.42ff.). Einige moderne Ansätze versuchen dieses Manko durch Anbindung an die Selbstkategorisierungstheorie auszugleichen (Verkuyten & Hagendoorn, 1998; Reynolds et al., 2001, Petzel 2002; Stellmacher, 2002).³⁵

³⁵ Angesichts all dieser Reduktionismen muß eingeräumt werden, daß diese Aufzählung ebenfalls ein analytischer Reduktionismus ist, der die Problem durch Pointierung verdeutlicht. Die meisten Ansätze kennen die Gefahren der isolierten Betrachtung – wenn sie nicht völlig naiv herangehen. Der Wissenschaftsbetrieb, in dem der Artikel zur fast einzigen Kommunikationsform geworden ist, begünstigt diese hochspezialisierten Ansätze und läuft einer ganzheitlichen Sicht eher zuwider.

Weitere Erkenntnis dürfte die interdisziplinäre Reintegration soziologischer, sozial- und persönlichkeitspsychologischer Ansätze voraussetzen, sowohl hinsichtlich der Theoriekonzeption als auch hinsichtlich der Methode.

3. Problembeschreibung und Forschungsfragen

»Eine Revolution ist gewiss die autoritärste Sache, die es gibt, ein Akt, durch den ein Teil der Bevölkerung seinen Willen dem anderen Teil durch Flinten, Bajonette und Kanonen, alles das sehr autoritäre Mittel, aufzwingt.«

(Friedrich Engels, zit. nach Marcuse 1936, S.211)

3.1. Ein Schritt vorwärts, zwei Schritte zurück oder warum man Anlauf nehmen muß, wenn man weiter springen will...

Die zentrale These der vorliegenden Arbeit geht davon aus, daß es sich bei Autoritarismus um ein mehrdimensionales Konstrukt handelt, welches jedoch in aller Regel mit eindimensionalen Erhebungsinstrumenten erfaßt wird, die dieser komplexen Struktur nicht Rechnung tragen.

Eine radikale Konsequenz aus dieser Bestandsaufnahme wäre die Forderung nach einem mehrdimensionalen und bereichsspezifischen Meßinstrument, das sowohl differenzierte Aussagen über die einzelnen Facetten als auch die situationsabhängigen »Auslösungsbedingungen« (sog. *trigger*) ermöglicht.

Allein, dies würde das Konstruieren, Validieren und schließlich das Etablieren einer völlig neuen Skala bedeuten. Selbst wenn dies mittelfristig für den deutschen Sprachraum gelänge, so müßte zeitgleich zumindest auch eine englische Version etabliert werden. Dies ist im Rahmen dieser Qualifikationsarbeit nicht realistisch

und nicht vorgesehen.³⁶ Das Problem liegt dabei nicht im Arbeitsaufwand, der gewiß zu rechtfertigen wäre, wie diese Arbeit zu zeigen versucht. Daß hier mit Bedacht keine völlig neue Skala eingeführt wird, hat vielmehr mit einer nüchternen Einschätzung der wissenschaftspolitischen Wirklichkeit zu tun: Selbst ein Instrument, das alle Gütekriterien zufriedenstellend erfüllen würde, bliebe wirkungs- und damit wertlos, solange es nicht binnen kurzer Zeit in zahlreichen Studien verschiedener Autoren Verbreitung findet.

Der wissenschaftliche Wert eines Erhebungsinstruments im Speziellen und letztlich auch einer Methode im Allgemeinen hängt in wesentlichem Maße auch von seiner Praktikabilität und auch seiner »Kommunizierbarkeit« ab. Diese wäre jedoch ohne klare Bezugnahme auf (mehr oder *auch weniger!*) Bewährtes und Bekanntes nicht gegeben.

Die hier daher absichtsvoll gewählte Strategie nutzt zur – durchaus angestrebten – Innovation scheinbar widersinnig einen konservativen Ansatz: es wird zunächst trotz der hier gezeigten bzw. unterstellten Mängel auf die etablierte RWA-Skala in ihrer originalen oder leicht modifizierten Form vertraut. Bei ihr handelt es sich um *das* Standardinstrument der modernen (quantitativen) Autoritarismusforschung (vgl. auch Christie, 1991); sie hat somit implizit den Charakter einer operationalen Definition von Autoritarismus. Jegliches wesentliche Abweichen würde Verschiebungen im Bedeutungsgehalt des Konstrukts nach sich ziehen, die zwar sinnvoll sein mögen, aber der extensiven Erklärung und Rechtfertigung bedürfen. Erst das Anlehnen an Bekanntes und Bewährtes schafft die sichere Basis für weitere wohldefinierte Schritte. Im konkreten Falle besteht die Neuerung in einem modifizierten Meßmodell, einer veränderten Auswertungsvorschrift. Auf diese Weise entfällt die Notwendigkeit definitorischer Reformulierungen, die u. U. oder sogar sehr wahrscheinlich nicht konsensfähig wären. Vielmehr steht ohne Zeitverzug die Möglichkeit offen, auch bisherige traditionelle Studien zu reanalysieren und damit ein höheres oder zumindest weiteres Differenzierungsniveau zu erreichen, das im ursprünglichen Design der Untersuchung nicht vorgesehen war. Erweist sich das

³⁶ Zum Zeitpunkt der Drucklegung ermutigten mich Sam McFarland, Jim Sidanius und John Duckitt, die Skala schnell zu übersetzen und ihnen zur Verfügung zu stellen.

dadurch Gelernte als vielverheißend, so lohnt wohl auch eine aufwendige Neukonstruktion³⁷.

In diesem Sinne plädiert der hier vorgestellte Ansatz bildhaft für ein verlangsamtes Gehen, ein Besinnen und Innehalten, um dann für den Sprung Anlauf zu nehmen. Dies dürfte erfolgversprechender sein als ein hastiges Verlassen von sicherem Boden auf eine möglicherweise fruchtbare, aber menschenleere Insel³⁸.

3.2. Die Dimensionsfrage bei der Berkeley Gruppe

3.2.1. Dimension, Facette oder Komponente – eine Vorbemerkung

Den meisten Ansätzen der Autoritarismusforschung ist gemein, daß sie ausdrücklich oder zumindest implizit eine mehrdimensionale Struktur oder ein Syndrom unterstellen. Die Bezeichnung der einzelnen Elemente des interessierenden Ganzen ist zuweilen beliebig, in manchen Fällen jedoch bergen die gewählten Begriffe auch Bedeutungen, die über bloße austauschbare Synonyme hinausgehen.

In der Beschreibung der Konstruktion der F-Scale wählt Nevitt Sanford³⁹ die Begriffe »central personality trends« (S. 225) oder einfach nur »variables« (S.228).⁴⁰

In einer der einflußreichsten frühen kritischen Überblicksarbeiten zum Autoritarismus verwenden die Autoren die Bezeichnung »composite of subparts« oder »closely cohering parts of one syndrome« (Kirscht & Dillehay, 1967, S.6) zum Bezeichnen des Ganzen. In engem sprachlichen Bezug auf die Autorengruppe der TAP wird auch von »hypothetical clusters« gesprochen.

In einer aktuellen Kritik (Martin, 2001) verwendet ein Schüler des frühen Rezensenten Herbert Hyman (1959; Hyman & Sheatsley, 1954) den Ausdruck »key factors«, ohne damit Faktor oder Hauptkomponente im Sinne der Faktoranalyse zu meinen. In der deutschsprachigen Literatur erfolgt im Sprachgebrauch weitestgehend eine Anlehnung an das Original; Detlef Oesterreich spricht von den »berühmten neun Autoritarismusunterkonzepte[n]« (1996, S.46).

³⁷ Dieser muß jedoch eine definatorische Neubestimmung vorausgehen.

³⁸ »Ein Schritt vorwärts, zwei zurück« also anders als im Leninschen Sinne (Lenin, 1904, »ИИар вперел, два шага назад«). Die Reihenfolge ist hier umgekehrt: das vorläufige Zurückgehen erlaubt erst den zukünftigen Schritt nach vorn.

³⁹ R. Nevitt Sanford war federführender Autor dieses Kapitels der TAP über die Entwicklung der F-Skala.

⁴⁰ »Charakterzüge« und »Variablen« in der Originalübersetzung von Milli Weinbrenner (S.44).

In meiner Argumentation betone ich den Sinn einer feinen Unterscheidung und des möglichst konsistenten Gebrauchs der Begriffe »Dimension« und »Facette«. »Dimension« symbolisiert hier die diskriminante Validität der einzelnen Konstrukte, die eine gewisse Autonomie aufweisen, die man faktoranalytisch abbilden kann. Dem Gebrauch von »Facette« liegt hingegen der Gedanke eines Gemeinsamen zugrunde, das durch eigentümliche Spezifika näher qualifiziert wird.⁴¹

3.2.2. Die theoretischen *a priori* Cluster der F-Skala

Wie bereits an anderer Stelle ausgeführt, sahen die Autoren der *TAP* Autoritarismus als *Syndrom* an, dessen einzelne Komponenten »eine mehr oder weniger überdauernde Struktur in der Person [formen], die sie für antidemokratische Propaganda empfänglich werden lassen.« (übersetzt nach Sanford et al., S.228). Dies impliziere jedoch ausdrücklich nicht, daß alle Merkmale des Persönlichkeitsmusters in der F-Skala erfaßt würden. Die Autoren bedauerten, daß keine zweite F-Skala konstruiert werden konnte, die weitere Persönlichkeitsmerkmale erfaßte.

Es war ausdrückliches und verständliches Interesse und Ziel, durch die Items die maximale *Breite* und *Reichhaltigkeit* des zu beschreibenden Persönlichkeitsmusters zu erfassen, nicht jedoch psychometrische Reinheit und Eindimensionalität.

Dennoch sind im Kapitel VII der *TAP* die Items explizit bestimmten Subdimensionen zugeordnet worden, wenn auch nicht immer allein *einer* der Variablen. Es wäre jedoch ein Mißverständnis, interpretierte man dieses Vorgehen in der *Darstellungsweise* fälschlich als Vorgehen bei der *Konstruktion*. Die gesonderte operationale Definition jedes Charakterzuges anhand illustrativer Beispiellitems implizierte mitnichten, daß die Komponenten voneinander unabhängig wären. Dies wird sogar ausdrücklich verneint:

⁴¹ Der direkte Bezug zur Facettentheorie wäre hier jedoch zu weitgehend, zumal ein anderer methodischer Ansatz zum Einsatz kommt.

Conventionalism, authoritarian submission, and authoritarian aggression all have to do with the moral aspect of life – [...]. We should expect that, in general, subjects who score high on one of these variables will score high on the others also, inasmuch as all three can be understood as expression of a particular kind of structure within the personality.

(Adorno et al., 1950, S.233).

Auch im eher empirischen Teil, der die Itemanalyse der F-Skala beschreibt, wird deutlich unterstrichen, daß die Items zwar zu »Clustern« zusammengefaßt wurden, daß es sich dabei jedoch nicht um Cluster im statistischen Sinne handele, sondern vielmehr um *a priori* Hilfsmittel für die Diskussion (S.262).

An verschiedenen Stellen weisen die Ausführungen implizit auf das Verständnis der Autorengruppe vom Wesen des Zusammenhängens der einzelnen Variablen hin.

Concern with overt sexuality is represented in the F scale by four items, two of which have appeared in connection with authoritarian aggression and one other as an expression of projectivity. This is an example of the close interaction of all the present variables; since, taken together they constitute a totality, it follows that a single question may pertain to two or more aspects of the whole.

(Adorno et al., 1950, S.240).

Die Autorengruppe war sich offenbar durchaus dessen bewußt – ohne dies zu beklagen –, daß viele der Items mehrere Konstrukte operationalisieren, wie die Bemerkungen über die Items zur Sexualität belegen. Zumindest für die drei zuerst eingeführten zentralen Facetten vermuteten oder unterstellten die Autoren ein gemeinsames Auftreten, mithin eine sehr hohe Korrelation⁴².

⁴² Kommentar im Arbeitsjournal beim Lesen der TAP:

»Ich weiß noch nicht, was ich damit anfangen soll, aber ich hab eine seltsame Ahnung. Autoritarismus meinte eigentlich nur Submission und Aggression. Alles andere ist Teil der antidemokratischen Persönlichkeit oder der »Fascist Personality«, wie die Studie ursprünglich heißen sollte. Belege für diese Ahnung sehe ich in den folgenden Zitaten, die dem Abschnitt des Kapitels VII TAP entnommen sind, der unmittelbar die Vorstellung der drei Facetten Konventionalismus, autoritäre Submission und autoritäre Aggression zum Thema hatte:

»[...] ego weakness would seem to be a concomitant of *conventionalism and authoritarianism*.« und weiter unten »Although *conventionalism and authoritarianism* might thus be regarded as signs of ego weakness, it seemed worthwhile to seek other, more direct, means for estimating this trend in personality, and to correlate this trend with the others.« (S. 234, Hervorhebungen nicht im Original).

Fortsetzung auf Folgeseite ...

Wenn mehrere Dimensionen sehr hoch bis perfekt miteinander korrelieren, dann gibt es keinen Spielraum für Gruppen von Menschen, die hohe Werte haben auf einer der Dimensionen und gleichzeitig niedrige Werte auf anderen. Gleichzeitig impliziert dies, daß verschiedene Subtypen von Autoritären oder Autoritarismen an dieser Stelle im Konzept nicht vorgesehen sind.

3.2.3. Typen und Syndrome

An anderer Stelle wird diese Sichtweise wieder relativiert. Adorno vertieft im Kapitel XIX »Typen und Syndrome« die Phänomenologie des/der Autoritären. Dabei ist ihm die auch schon damals aktuelle Kritik an Typologien wohlbekannt und zuzusagend. Er folgt dabei der Argumentation Anne Anastasi (1937), die den Widerspruch zwischen normalverteilten Persönlichkeitsvariablen einerseits und klar trennbaren Kategorien andererseits illustriert. Kategorien oder Typen, so Anastasi, unterstellen hingegen *multimodale* Verteilungen der Traits.

Adornos Ablehnung gegenüber Typologien folgt aber vor allem aus den Erfahrungen in Nazi-Deutschland, wo die Etikettierung von Menschen zu Entscheidungen über deren Leben oder Sterben führte.

Fortsetzung der Fußnote:

Möglicherweise ist es spitzfindig, aber warum sollte man einen Satz bilden mit einer Aufzählung »A und B können als Zeichen von C angesehen werden«, wenn A nicht als von B distinkt verstanden wird, sondern als *Teil* von B. Dieser Verdacht verstärkt sich noch, wenn man die Struktur des gesamten Kapitels analysiert. Beide genannten Sätze finden sich in einem Abschnitt, der als Zwischenfazit die Vorstellung der ersten drei (sic!) Facetten abschließt und die Definition der anderen 6 Facetten einleitet. Dies führt bei mir zu dem Eindruck, daß zumindest im Moment des Schreibens »Autoritarismus« als Sammelbegriff für und *nur* für die beiden Facetten autoritäre Aggression und autoritäre Submission gemeint gewesen war. Dies würde verständlich, wenn man bedenkt, daß die Studie zunächst nicht »The Authoritarian Personality« heißen sollte, sondern »The Fascist Character« und später »The antidemocratic Personality« (Samelson, 1993). «

Zugleich rehabilitiert Adorno typologische Überlegungen mit einem auch heute noch zeitgemäßen Argument:

The reason for the persistent plausibility of the typological approach, however, is not a static biological one, but just the opposite: dynamic and social. [...] The construction of psychological types does not merely imply an arbitrary, compulsive attempt to bring some ›order‹ in the confusing diversity of human personality. It represents a means of ›conceptualizing‹ this diversity, according to its own structure, of achieving closer understanding.

(Adorno et al., 1950, S. 747 f.)

Die Typologisierung will Adorno sonach nicht auf der Personenebene verstanden wissen, sondern auf der Konstruktebene. Er hält es für sinnvoll, bestimmte Aspekte des Syndroms aus analytischen Gründen zu Subsyndromen zusammenzufassen. Diese Subsyndrome stellen jedoch nicht das Gesamtbild des Autoritären infrage: Es existiere so etwas wie *der* potentiell faschistische Charakter, der für sich genommen eine »strukturelle Einheit« sei (S.751). In anderen Worten, so Adorno, gehen die Facetten des Gesamtsyndroms i.a.R. zusammen.

Hence, the ›subsyndromes‹ which we outline here are not intended to isolate any of these traits. They are all to be understood within the general frame of reference of the high scorer.

(Adorno et al., 1950, S.751)

Die nachfolgenden Abschnitte 3.2.3.1 und 3.2.3.2 (S.60 f.) fassen die ursprünglichen Überlegungen zur Typologisierung zusammen.

3.2.3.1. Typen unter den Vorurteilsvollen (High-Scorern)

Die Typen basieren auf theoretischen Vorarbeiten zum Antisemitismus (Institute of Social Research, 1941), die infolge der Interviewergebnisse modifiziert und um Typen von »Lowscorern« erweitert wurden. Die Autoren betrachteten die Typen durchaus mit Abstand als Provisorium und als »Zwischenstufe zwischen Theorie und empirischem Material« (Adorno et al., 1950, S. 752; dt. Adorno, 1999, S.314).

Dies hat sie jedoch mitnichten gehindert, die Typen in aller Ausführlichkeit zu beschreiben. Unter den Vorurteilsvollen fanden sie folgende Muster: das »Oberflächenressentiment« äußert sich durch starke Vorurteile in vielen sozialen Bereichen, die jedoch eher in sehr rationalisierter Form auftreten und einen geringen libidinösen Bezug erkennen lassen. Die Vorurteile werden durch die Betroffenen teilweise

gar explizit den eigenen Erfahrungen gegenübergestellt. Offensichtliche Diskrepanzen werden nicht als unlösbarer Widerspruch empfunden, sondern mit rationalen oder pseudorationalen Rechtfertigungen »wegargumentiert«.⁴³

Zu diesem analytischen Typus gehört »der unzufriedene, mürrische Familienvater, der froh ist, wenn er andere für das eigene wirtschaftliche Versagen verantwortlich machen kann« und »wohl auch die antisemitischen Neger in Harlem, die überhöhte Mieten an jüdische Geldeintreiber zahlen müssen« (Adorno et al., 1950, S.754, Adorno, 1999, S. 316). Dieser Typus wurde eher soziologisch als psychologisch begründet; der kritisch-marxistische Duktus der 1930er Jahre wird hier noch einmal besonders deutlich, während sich die Autoren andernorts wohl nicht gänzlich zu unrecht dem Vorwurf des Psychologisierens aussetzen:

[...] these people are spread over all those sectors of economic life where one has to feel the pinch of the process of concentration without seeing through its mechanism, while at the same time still maintaining one's economic function.

(Adorno et al., S. 754).

Das »konventionelle Syndrom« ist im Gegensatz zum Oberflächenressentiment dadurch gekennzeichnet, daß die Vorurteile nicht in rationalisierter Form in das eigene Überzeugungssystem integriert, sondern im eigentlichen Wortsinn von »Vor-Urteil« ungeprüft übernommen werden. Die psychoökonomische Funktion besteht wohl am ehesten in einer Erleichterung der Identifikation mit der eigenen Gruppe bzw. mit der sozialen Gruppe, der man gern angehören möchte. Die typischen Vertreter des konventionellen Syndroms sind nicht sonderlich »böswillig«, sie repräsentieren vielmehr die Konvention ihrer Gruppe.

Die psychologische Begründung in der TAP nimmt in bemerkenswerter Weise die Argumentation (und Begrifflichkeit) der Theorie Sozialer Identität vorweg (ingroup-outgroup, outgroup-Homogenisierung, Gruppenkohäsion, Kontakthypothese):

⁴³ Altemeyer (1996) hat zu diesem kognitiven Aspekt eine Reihe von Experimenten durchgeführt und sie vielerorts unter den Begriffen »double standards« oder »compartmentalization« diskutiert (ausführlich in Altemeyer, 1996, Kapitel 5, S. 114).

The specific color of his antiminority attitude is provided by his special emphasis upon the ingroup-outgroup dichotomy: he does not have, or does not like to have, ›contacts‹ with the outgroup, and at the same time he projects upon them his own ingroup pattern and emphasizes their ›clannishness‹.

(Adorno et al., 1950, S. 757)

Weiter unten wird die besondere Diskriminierung von »Negern« damit begründet, daß hier die Trennungslinie zwischen Eigen- und Fremdgruppe besonders drastisch ist.

Als dritter Typ unter den Vorurteilsbehafteten wird das »autoritäre Syndrom« eingeführt. Zwar wird unterstrichen, daß dieser Typ dem Gesamtbild der in der Studie beschriebenen Charakterstruktur am nächsten kommt, dennoch wird hier eines besonders deutlich: bei der reduzierenden Rezeption der Studie handelt es sich offenbar um ein Mißverständnis, das autoritäre Syndrom ist, wie hier *expressis verbis* gesagt, nur ein Teil des Ganzen, obgleich das zentrale.⁴⁴

Die Autoren der TAP nehmen bei der Beschreibung der Psychogenese Bezug auf Vorarbeiten früherer Kollegen, namentlich Max Horkheimer (1936) und Erich Fromm (1936; 1941, vgl. auch Lee, 1963; Baars & Scheepers, 1993; Bacciagaluppi, 1997). Die von Fromm beschriebene sadomasochistische Triebstruktur im Ergebnis einer unvollständigen Lösung des Oedipus-Komplexes wird hier sowohl als Bedingung als auch als Ergebnis der übersteigerten Anpassung an die gesellschaftlichen Zwänge angesehen: Die Liebe zur Mutter ist mit einem Tabu belegt, was zum Haß gegen den allmächtigen Vater führt. Diese Aggressivität kann jedoch nicht ausgelebt werden und wird zu einem Teil absorbiert und zu Masochismus gewandelt, zum anderen Teil als Sadismus gegen »outgroups«, insbesondere gegen Juden übersteigert. Der Vater hingegen bleibt – wider besseres Wissen – idealisiert. Der marxistischen Gesellschaftsanalyse folgend erwartete die Berkeley-Gruppe ein besonders häufiges Auftreten dieses autoritären Syndroms im unteren Mittelstand, insbesondere in Schichten mit einer starken Aufstiegsorientierung, denen die Aufwärtsmobilität jedoch verwehrt ist.

⁴⁴ Wiederum sehe ich hier einen Hinweis darauf, daß Autoritarismus lediglich als *ein* Typ oder *ein* Bestandteil der antidemokratischen Persönlichkeit von den Autoren aufgefaßt wurde. Ironischerweise wurde erst in der wissenschaftlichen Rezeption dieses – zugegebenermaßen prototypische Bild – zum Sammelbegriff für etwas, dessen *Bestandteil* es bei seiner Schöpfung lediglich war.

Auch bei diesem Typus sei auf die Vorwegnahme von späteren Forschungsfeldern hingewiesen:

It is the equivalent of the »no pity-for-the-poor« ideology [...]. Even where social conditions have to be recognized as the reason for the depressed situation of a group, a twist is applied in order to transform this situation into some kind of well-deserved punishment.

(Adorno et al., 1950, S. 757)

Der hier angesprochene Effekt wurde später in der Forschung zum Gerechte-Welt-Glauben thematisiert (Abwertung von Opfern, Vergewaltigungsmythos, Rubin & Peplau, 1975; Zuckerman & Gerbasi, 1977; Zuckerman, Gerbasi & Marion, 1977; Connors & Heaven, 1987; Dalbert, 1992; 1996; Dalbert & Katona-Sallay, 1996; Szmajke, 1991; Lambert, Burroughs & Chasteen, 1998; Lambert, Burroughs & Nguyen, 1999; Ma & Smith, 1985; Montada & Lerner, 1998; Staub, 1989; Weir & Wrightsman, 1990).⁴⁵

Unter bestimmten (nicht näher bezeichneten) Bedingungen wird der Oedipus-Komplex jedoch nicht sadomasochistisch aufgelöst, sondern resultiert im Auflehnen gegen die väterliche Autorität. In Anlehnung an eigene (Institute of Social Research, 1941) und fremde (Lindner, 1944) Vorarbeiten und Typologien stellt dieser als »Rebell« und »Psychopath« bezeichnete Charakter den Prototypen des SA-Folterknechts dar. Als historisches Beispiel wird Ernst Röhm⁴⁶ angeführt.

Es wäre für weite Teile der »Authoritarian Personality« ein ungerechtes Urteil, unterstellte man den Autoren, daß sie Autoritäre pathologisieren. Vielmehr unterstreichen sie meist die »Durchschnittlichkeit«. Dem Vorwurf des Pathologisierens setzen sie sich jedoch bei der Beschreibung des fünften Typs, des »Spinners« (»crank«), am ehesten aus. Die »Spinner« werden fast psychotisch, paranoid dargestellt. Was sie vor akuter Geisteskrankheit rettet, sei die Kollektivierung, mit der sie ihre eigenen extremen Projektionen sozial bestätigen. In dieser Gruppe seien Verschwörungstheorien (»Protokolle der Weisen von Zion«) populär und selbst-

⁴⁵ Dies »erklärt« auch den in den angesprochenen Studien häufig berichteten Zusammenhang zwischen dem Glauben an eine gerechte Welt und Autoritarismus – bzw. erklärt ihn eben wegen des tautologischen Zirkels nicht.

⁴⁶ Stabschef der SA, 1934 ermordet.

wertstützend.⁴⁷ Als Beispiele werden fanatische Anhänger religiöser Sekten genannt.

Als potentiell gefährlichstes Syndrom schließlich wird der »manipulative Typus« eingeführt. Deren Ziel sei »eher die Konstruktion von Gaskammern als das Pogrom. [...] Ihr Antisemitismus ist verdinglicht, ein Exportartikel: er muß »funktionieren.« (Adorno, 1999, S.335; im Original Adorno et al. 1950, S.768).⁴⁸ In der Beschreibung der Psychodynamik lehnen sich die Autoren an den Freudschen Begriff des analen Charakters an. Wiederum wird hier ausdrücklich zumindest metaphorisch zur Psychopathologie Bezug genommen – das Syndrom des »Manipulativen« hätte etwas Schizophrenes (Adorno, 1999, S.335). Die Beschreibung erinnert mit dem Hinweis auf das emotionslose technokratische Manipulieren an Machiavellismus (vgl. S.39, s.a. Machiavelli, 1513; Exline & Eldridge, 1963; Klein, 1969; Christie & Geis, 1970; Greenblatt, 1975; Kline, 1983; Ray, 1985c; Corzine, 1997).⁴⁹

3.2.3.2. Typen unter den Vorurteilsfreien (Low-Scorern)

Die Berkeley-Gruppe versuchte auch die Systematisierung derjenigen Personen, die auf den Skalen *niedrige* Werte erzielten.⁵⁰ Die Autorinnen und Autoren legten hier jedoch besonderen Wert auf die Feststellung, daß die Syndrome hier noch weniger typisiert sind, als es bei den Vorurteilsvollen der Fall ist.

⁴⁷ Aktuelle Studien zu Autoritarismus und Verschwörungstheorien bei Abalakina-Paap, Stephan, Craig & Gregory, 1999.

⁴⁸ Das technisierende »Funktionieren« erinnert an die Ausführungen des Philologen Victor Klemperer (1957) über die Sprache des Dritten Reiches, aber auch an den offiziellen Sprachgebrauch in der DDR.

⁴⁹ In der soziologischen Abschätzung des Potentials dieses Typs in den USA legen die Autoren einen Optimismus an den Tag, den ich schwer nachvollziehen kann: »The ingroup-outgroup relationship becomes the principle according to which the whole world is abstractly organized. Naturally this syndrome can be found in this country only in a rudimentary state.« (Adorno et al., 1950, S. 768). Möglicherweise ist diese Aussage sowohl zeitgeschichtlich als auch biographisch gerechtfertigt. Zur Zeit hingegen (Oktober 2001, also nach den Terroranschlägen vom 11. September) scheint mir die Einteilung der Welt in die »Guten« und die »Bösen« das entscheidende Ordnungsprinzip US-amerikanischer Politik zu sein, so nachvollziehbar das auch sein mag (vgl. a. George W. Bushs Rede zur Lage der Nation/State of the Union Address <http://www.whitehouse.gov/news/releases/2002/01/20020129-11.html>).

⁵⁰ Die Übersetzung »Vorurteilsfreie« erscheint mir als ein etwas unglücklich gewähltes Antonym; im Original macht es die pragmatische Wortwahl (lowscorer vs highscorer) einfacher, gewiß aber auch schwer übersetzbar.

Der erstgenannte und auch für die weitere Forschung wichtigste Subtyp ist der des »starrten Vorurteilsfreien« (*»rigid lowscorer«*). Diese Charakterstruktur ist gekennzeichnet durch stark stereotypisiertes Denken, lediglich das Vorzeichen der ideologischen Ausrichtung scheint umgekehrt. Insofern erscheinen die Vertreter dieses Typs die Gegenparts zum Subtyp »Oberflächenressentiment« zu bilden. In der späteren Debatte zum »linken Autoritarismus«⁵¹ spielte daher genau dieser Typ eine besondere Rolle, da seine ideologische Ausrichtung scheinbar nicht ohne eine gewisse Beliebigkeit und Austauschbarkeit sei:

The accidentalness in their total outlook makes them liable to change fronts in critical situations, as was the case with certain kinds of radicals under the Nazi regime.

(Adorno et al., 1950, S. 772)

Ein weiterer Typ ist der »protestierende Vorurteilsfreie«⁵², bei dem der Oedipus-Komplex derart gelöst wurde, daß sich die Betreffenden in radikaler Weise der väterlichen Autorität widersetzen. Dieser Widerstand ist jedoch nur scheinbar auf Autonomie im Denken zurückzuführen, vielmehr wird es als übermäßig starkes Über-Ich interpretiert, das sie zu zwanghaft Guten werden läßt. Gerade aus heutiger Sicht erscheint dieser Typ sehr interessant, beschreibt er doch das weitverbreitete politisch korrekte, moralisierende »Gutmenschentum«. Diese phänomenologische Verwandtschaft zeigt sich sogar auf sprachlicher Ebene: »Her social attitude is a combination of conformist ›correctness‹, [...]« (Adorno et al., 1950, S. 775).

In der Beschreibung des »impulsiven Vorurteilsfreien« lehnen sich die Berkeley-Forscher an eigene Vorarbeiten an (Frenkel-Brunswik & Sanford, 1945) und beschreiben ihn als Gegenteil zum psychopathischen Vorurteilsvollen, der mit allen sympathisiert, die »anders« sind. Über-Ich und Ich sind sehr gering ausgeprägt, das dominierende Es ist aber weitestgehend frei von destruktiven Elementen, zumindest gegen andere. Zu Verbreitung führen die Autoren an, dieses Syndrom erstre-

51 Vergleiche zum Thema des linken Autoritarismus z.B. : Shils, 1954; Mackinnon & Centers, 1956; Barker, 1963; Lipset, 1959; Kirtley, 1968; McGrew, 1969; Hanson, 1969; Gold, Friedman & Christie, 1971; Kohn, 1972; Wilson et al., 1976; Stone, 1980; 1983; Eysenck, 1981; Lichter & Rothman, 1982; Ray, 1983b; 1984d; 1985a; 1985b; Evans, Heath & Lalljee, 1996; Hopf & Hopf, 1997; Heaven & Connors, 1988; Frindte, Funke & Jacob, 1999.

52 Die Autoren weisen darauf hin, daß dieser Begriff von J.F. Brown vorgeschlagen wurde (Adorno et al, 1950, S. 774, Fußnote 5).

cke sich »[...] über die ›Süchtigen‹ jeder Art und bestimmte asoziale Charaktere wie Prostituierte und nichtgewalttätige Kriminelle bis zu gewissen Psychopathen.« (dt. Adorno, 1999, S.348, vgl. Original Adorno et al. 1950, S. 777). Paradigmatisch wird das Fallbeispiel einer »genuinen Lesbierin« genannt. Die niedrigen Punktzahlen dreier Prostituierter aus dem Raum Los Angeles werden durch ihren »Umgang mit zahllosen Menschen verschiedenster Art« erklärt, eine Argumentationslinie mithin, wie sie später in den Forschungen zur Kontakthypothese wiederkehrte (Allport, 1954; Basu & Ames, 1970; Amir & Garti, 1977; Spangenberg & Nel, 1983; Downing & Monaco, 1986; Foster & Louw-Potgieter, 1991; Pettigrew, 1997; 1998; 2000).

Der sogenannte »easy-going lowscorer« wird als Gegentypus zum manipulativen Vorurteilsvollen gezeichnet. Die »ungezwungenen Vorurteilsfreien« leben nach dem Grundsatz »leben und leben lassen«, der ihnen eine innere Ruhe und Sicherheit gibt, die sie alle Eigengruppe/Fremdgruppe-Unterscheidungen demonstrativ ignorieren läßt. Von ihnen erwarten die Autorinnen und Autoren der TAP unter keinen Umständen eine Anpassung an politischen oder psychologischen Faschismus (Adorno et al., 1950, S.774).

Während letztgenannter Typ eher unpolitisch und politischen Themen gegenüber fast ignorant ist, ist der der »genuine Liberale« stark mit Benachteiligten identifiziert, ohne jedoch ein neurotisch überkompensierender Philosemit zu sein. Sein oder ihr stark entwickeltes Ich läßt ihn oder sie bewußt autonom und antitotalitär sein. Diesem Typus scheinen die besonderen Sympathien der Autoren zu gelten.⁵³

3.2.4. Fazit

Die impliziten Rückgriffe bei der Beschreibung der Vorurteils*freien* auf die Typen unter den Vorurteils*vollen* sind in Tabelle 3 zusammengefaßt.

⁵³ Auch einer der Interviewer schien sehr beeindruckt gewesen zu sein, was man seiner verliebten Beschreibung von Fall 515 anmerkt:

»She is a handsome brunette with dark, flashing eyes, who exudes temperament and vitality. She has none of the pretty-pretty femininity [...],[...] in build she is athletic. One senses in her a very passionate nature and so strong a desire to give intensely of herself in all her relationships, that she must experience difficulty in restraining herself within the bounds of conventionality.«

(Adorno et al., 1950, S. 782).

Typen unter den Lowscorern	Typen unter den Highscorern
Der impulsive Vorurteilsfreie	Der Psychopath
Der ungezwungene Vorurteilsfreie	Der manipulative Typus
Der protestierende Vorurteilsfreie	Autoritäres Syndrom
Der starre Vorurteilsfreie	Oberflächenressentiment
Der genuine Liberale	<i>(keine Entsprechung)</i>
<i>(keine Entsprechung)</i>	Konventionelles Syndrom
<i>(keine Entsprechung)</i>	Der Spinner

Tabelle 3: Typen und Gegentypen in der TAP

Die Typologisierungsversuche durch die Berkeley-Gruppe brechen recht abrupt ab, ohne systematisiert oder zusammengefaßt zu werden. In einer wohlwollenden Lesart würde ich dies jedoch nicht kritisieren; vielmehr neige ich dazu, es als Zeichen dafür interpretieren, daß sie keine strenge Typologie aufstellen, sondern lediglich ihre Kasuistiken auf ein etwas höheres Abstraktionsniveau heben wollten.

Für die Argumentation in der hier vorliegenden Arbeit ist es erwähnenswert, daß die Autorinnen und Autoren der TAP die Typologie nicht entlang der neun Subdimensionen bildeten. Damit sind diese Typen nur impliziter Natur: Die Rekonstruktion der Dimensionen des Merkmalsraumes gelingt nicht ausgehend von den identifizierten und beschriebenen Typen. Diese theoretische Herleitbarkeit (vgl. Substruktion bei Lazarsfeld, 1937) der zugrundeliegenden Dimensionen wäre jedoch für eine wohldefinierte Typologie essentiell. Die Autorinnen und Autoren konzentrierten sich vielmehr auf die psychoanalytische Interpretation der zugrundeliegenden Psychodynamik.

Mit anderen Worten bleibt als Fazit festzuhalten, daß in der TAP die »Autoritäre Persönlichkeit« mitnichten als monolithisches Syndrom dargestellt wird. Dies ist ein unberechtigter Vorwurf der kritischen Rezeption. Es werden aus dem Interviewmaterial sehr viele Typen abstrahiert.

Gleichzeitig muß festgestellt werden, daß die Typen nicht aus dem *a priori* umschriebenen Merkmalsraum der neun Subdimensionen deduziert wurden. Dieses Defizit rechtfertigt die Überlegungen in der hier vorgelegten Arbeit.

3.3. Die Dimensionsfrage in der kritischen Rezeption

In der kritischen Rezeption der TAP wird bis heute der Dimensionsfrage keine theoretische Aufmerksamkeit geschenkt. Zuweilen finden sich Aussagen zur Dimensionalität verschiedener Autoritarismusskalen als Nebenprodukt empirischer Studien.

Robert Krug fand auf der Basis von Faktoranalysen, daß die F-Skala mehrdimensional sei (Krug & Moyer, 1961; Krug, 1961). Er schloß daraus, daß der globale Skalenwert den Blick auf Zusammenhänge verwehrt, die hätten sichtbar sein können, wäre die Analyse auf Basis von Subskalen oder Subsets von Items erfolgt (Kirscht & Dillehay, 1967, S.31). Dies ist exakt die Argumentation, die ich an anderer Stelle vertrete (Umfeld von Gleichung [3.2], ausführlich in Funke, 1999a).

Weitere faktor- und clusteranalytische Studien zur Dimensionalität verwerfen die Möglichkeit, die komplexe inhaltliche Zusammenhangsstruktur in eine statistische Entsprechung abzubilden (Aumack, 1956; Kerlinger & Rokeach, 1966; Kerlinger, 1980; Lever, Schlemmer & Wagner, 1968).

Richard Christie stellt ebenfalls die Mehrdimensionalität fest – besser gesagt verwirft er die eindimensionale Struktur – ohne jedoch daraus die Konsequenz zu ziehen, daß tatsächlich distinkte Konstrukte nachweisbar seien:

These results clearly indicate that the F-scale is not measuring an unidimensional attribute. But since the items intercorrelate it is apparent that they are tapping something in common (or things in common). Do the empirical results indicate that the hypothetical clusters which were a factor in item selection exist in reality? The answer appears to be in the negative.

(Christie, 1954, S.133)

Bereits drei Jahre vorher und somit unmittelbar nach Veröffentlichung der TAP überprüfte Christie mit John García die Zusammenhangsstruktur der Items der F- und E-Skalen m. H. von Clusteranalysen über die (tetrachorischen) Korrelationen (Christie & García, 1951). In keiner der genannten Arbeiten finden sich die neun Subdimensionen oder eine Untermenge davon:

It appears that there is by no means a one to one correspondence between items in the hypothetical cluster of authoritarian submission and those determined empirically.

(Christie, 1954, S.137)

Das extensive Zitieren der nächsten Passage halte ich trotz der Länge für sinnvoll, da hier mehrere für die Arbeit zentrale Punkte angesprochen werden. Christie scheint hier zu ahnen, daß eine Isolation der Subdimensionen und eine getrennte Operationalisierung durch Subskalen sinnvoll sein könnte, wenngleich er auf ein zentrales Problem bei der Umsetzung dieses Vorhabens hinweist – die Eindimensionalität der Frageformulierung muß erreicht werden, ohne die Validität und die optimale Itemschwierigkeit zu gefährden:

There is no question that the F scale does not tap a unidimensional component of ›fascism‹, ›authoritarianism‹ or whatever. [...] It may be that it includes a number of discrete attributes, each of which is capable of isolation and measurement upon unidimensional scales. If this possibility is correct, a great deal of testing upon a variety of samples with progressively more refined subscales will be necessary before such clarification ensues. [...] Any such attempt at isolation of ›pure‹ dimensions faces serious problems. If the referents of the items are unequivocally specified (as would presumably be necessary to obtain unidimensionality) it may be that the items would lose much of their present ability to capture agreement from those who accept the looser formulations.

(Christie, 1954, S.139)

Christies zwei Schlußfolgerungen sind daher eher pessimistisch, wenn er schreibt:

[...] (1) it captures something common to fascistic philosophy but it is impossible to specify with any precision exactly what it captures, and (2) although there is evidence that the hypothesized dimensions have some validity the individual items are not related to these in a clearcut way.

(Christie, 1954, S.140)

Bei allen Versuchen, von der statistischen Zusammenhangsstruktur auf komplexe psychische Prozesse zu schließen, wäre es jedoch naiv, von einer 1:1 Abbildung auszugehen. Dieses Problem wurde schon von Zeitgenossen der Berkeley-Gruppe erkannt und kritisiert; Solomon Asch (1952) bezweifelte generell die Möglichkeit des Schließens von Fragebogendaten auf psychische Prozesse. Hinzu kommt, daß die Methodenkorrelation zwischen verschiedenen Fragebögen zuweilen größer ist als

die Korrelationen mit Verhalten über verschiedene Situationen hinweg (Titus & Hollander, 1957).

Es ist aus heutiger Sicht unklar (und letztlich auch zweitrangig), ob die Idee einer isolierten Operationalisierung der Subdimensionen aus *technischen* Gründen nicht gelungen ist oder aber ob dieses Ziel aus *theoretischen* Gründen geringgeschätzt und daher nicht in Angriff genommen wurde.

3.4. Die Dimensionsfrage bei Altemeyer

Robert Altemeyer (1996) definiert sein Konstrukt des RWA bereits im ersten Satz als gemeinsames Auftreten dreier Einstellungscluster:

By »right-wing authoritarianism« I mean the covariation of three attitudinal clusters in a person:

- Authoritarian submission – a high degree of submission to the authorities who are perceived to be established and legitimate in the society in which one lives.
- Authoritarian aggression – a general aggressiveness, directed against various persons, that is perceived to be sanctioned by established authorities.
- Conventionalism – a high degree of adherence to the social conventions that are perceived to be endorsed by society and its established authorities.

Zugleich beschreibt er die von ihm entwickelte Skala jedoch als eindimensional:

I have a definite hypothesis about the factor structure of the RWA Scale, namely, that it is essentially unidimensional.

(Altemeyer, 1996, S. 53)

Diese kontraintuitive Behauptung gründet er auf das Argument, daß die Skala die »Verquickung« der Facetten in den einzelnen Items regelrecht als Konstruktionsprinzip hatte:⁵⁴

⁵⁴ Dieses Merkmal von Itemstämmen wird als »double barreled« bezeichnet und ist höchst unerwünscht, da kein Kriterium dafür existiert, ob die oder der Befragte sich zum einen oder anderen Teil oder aber zu deren Konjunktion geäußert hat. DeVellis (1991, S. 59) führt als Beispiel das folgende Item an: »I support civil rights because discrimination is a crime against God«. Eine Ablehnung könnte hier beispielsweise bedeuten, daß die oder der Befragte gegen Bürgerrechte eingestellt sind. Es ist jedoch auch denkbar, daß sie oder er lediglich die *Begründung* ablehnt. (vgl. auch Robinson et al. 1991, S. 6; Hanson, 1969; 1970a; Barker, 1963).

I strove to keep equal the number of statements that seemingly tapped authoritarian submission, authoritarian aggression, and conventionalism – which was pretty easy to do since most items tap at least two of these.

(Altemeyer, 1996, S. 51)

All of the items tap at least two, and some (such as number 5) tap all three.⁵⁵ It would therefore be nigh impossible to find, say, an authoritarian submission factor in such a tangle. (But the »tangle« is consistent with the definition of right-wing authoritarianism as the *covariation* of the three.)

(Altemeyer, 1996, S. 320, Fußnote 6 von S.53)

Bereits in seiner ersten Monographie, mit der er seinen Begriff des Right-Wing Authoritarianism einführte, zeigt sich, wie Altemeyer seine Theorie aus der Empirie ableitet (Altemeyer, 1981). Die Skala entsprang nicht der möglichst angemessenen Operationalisierung eines wohldefinierten Theoriegebäudes, vielmehr wurde die »Theorie« durch extensive Itemanalysen *induziert*. Insofern erklärt sich die operationale Definition als Kovariation der drei Einstellungscluster.

3.4.1. Beispiele für Submissivität

Altemeyers vehemente Verteidigung der theoretischen und psychometrischen Eindimensionalität seiner Skala steht in sonderbarem Gegensatz zur impliziten Trennung der Subdimensionen in seinen zahllosen Validierungsstudien. So schreibt er den Zusammenhang zwischen RWA und dem Tolerieren von Regierungsungerechtigkeit namentlich der autoritären Unterordnung zu (Altemeyer, 1981, S.189 ff., 224ff.).

Autoritäre Unterordnung war ebenfalls Gegenstand verschiedener Experimente nach dem Gehorsamkeitsparadigma von Stanley Milgram (1963; 1965; Blass, 1991; 1995). Altemeyer fand, daß Autoritäre die bestrafenden Versuchsleiter häufig in Schutz nehmen, und interpretiert dies wiederum als Zeichen ihrer autoritären Submissivität (Altemeyer, 1996 21ff.).

⁵⁵ Übersetzung von Item Nummer 5: »Es ist höchste Zeit, daß eine machtvolle Führung das radikale Neomodische und Sündhafte in unserem Land zerstört.«

3.4.2. Beispiele für Aggressivität

Eine Reihe von Studien befassen sich mit dem Zusammenhang von RWA und Bestrafungstendenz (Punitivität). Autoritäre schätzen Straftaten als schwerer ein, vergeben härtere Strafen und verachten Täter mehr als dies Niedrigautoritäre tun (Altemeyer, 1981, S. 232ff.; 1988, S. 181; Wylie & Forest, 1992). Diese Bestrafungstendenz ist jedoch bei Autoritären geringer, wenn die Täter Vertreter der Obrigkeit sind (Altemeyer, 1981, 226ff.; 1988, S.112ff., vgl. auch Funke in dieser Arbeit Abschnitt 6.5.2, S.159ff.). Punitivität ist als Manifestation von autoritärer Aggression zu sehen.

Weitere von Altemeyer in diesem Zusammenhang diskutierte Validierungskriterien sind

1. Ablehnung von Minoritäten
(Duckitt, 1992a; 1992b; 1992c; Zanna & Olson, 1994),
2. Aggressivität gegenüber Frauen
(Walker, Rowe & Quinsey, 1993; Malamuth, 1986; O'Grady & Janda, 1978; Rigby, 1988; Schulz & Schulz, 1999; Schwebel, 1999),
3. Feindschaft gegenüber Schwulen
(Altemeyer, 1988, S.167; Berry & Marks, 1969; Smith, 1971; MacDonald, 1974; Larsen, Reed & Hoffman, 1980; Duckitt, 1983; Kelley, 1985; Haddock & Zanna, 1998; Herek, 1998; Basow & Johnson, 2000) oder – als letztes Beispiel – gegenüber
4. Obdachlosen, Sozialhilfeempfängern, Atheisten
(Peterson, Doty & Winter, 1993; Leak & Randall, 1995).

Wie bei den Befunden zur autoritären Unterordnung referiert Altemeyer hier die korrelativen Zusammenhänge zwischen der Gesamtskala und verschiedenen Kriterien, interpretiert sie jedoch mit ausdrücklichem Bezug auf nur eine der Subdimensionen: Aggressivität.

3.4.3. Beispiele für Konventionalismus

Auch zur dritten der von Altemeyer als zentral angesehenen Dimensionen – Konventionalismus – können eine Vielzahl von Validierungsstudien angeführt werden: Meist beziehen sie sich auf christliche Religiosität (Leak & Randall, 1995; Altemeyer & Hunsberger, 1992; 1993; Danso, Hunsberger & Pratt, 1997; Duck & Huns-

berger, 1999; Hunsberger, 1995; 1996), aber auch auf orthodoxes Judentum und Islam (Rubinstein, 1995a; 1995b; 1996).

Eine weitere Manifestation von Konventionalismus findet sich in traditionellen Geschlechtsrollen (Browning, 1985; Rigby, 1988; Newman, 1989; Walker et al., 1993; Frindte & Funke, 1995; Petersen & Wilkinson, 1990; Peterson, Lawrence & Dawes, 1990; Duncan, Peterson & Winter, 1997; Whitley & Ægisdóttir, 2000 und letztlich auch schon bei Horkheimer et al., 1936), einer übersteigerten Konformität gegenüber Gruppennormen (Altemeyer, 1988, S.310ff., 1996, S.35) sowie in konservativen Parteibindungen (Altemeyer, 1981, S.223ff.; Tarr & Lorr, 1991; McCourt, Bouchard, Lykken, Tellegen & Keyes, 1999; Rubinstein, 1996; Feather, 1993; McFarland, Ageyev & Djintcharadze, 1996; McFarland et al., 1992; Frindte et al., 1996; 1997; Funke, Frindte, Jacob & Neumann, 1999; Jacob, Frindte & Funke, 1998, in dieser Arbeit Abschnitte 6.1 und folgende).

Bei allen genannten Validierungskriterien wurde der statistische Zusammenhang mit der globalen Skala (RWA) berichtet, in der Diskussion wird aber nur auf jeweils eine der Dimensionen Bezug genommen. Dies ist theoretisch durchaus sinnvoll, es steht aber im Widerspruch zum methodischen Vorgehen. In die Studien gehen die aggregierten Skalenwerte ein, in der Diskussion jedoch wird implizit oder gar ausdrücklich auf die Subdimensionen zurückgegriffen, ohne daß sie operationalisiert worden wären.

3.5. Die Dimensionsfrage bei aktuellen Ansätzen

Der Frage der Dimensionalität von Autoritarismus wird auch in der aktuellen Forschung kaum explizite Beachtung geschenkt. Wohl aber gibt es implizite Hinweise auf die Dimensionalität in den Methodenteilen empirischer Arbeiten.

Johann F. Schneider findet bei Hauptkomponentenanalysen,

[...], daß die erste unrotierte Hauptkomponente bereits 29.4 Prozent der Gesamtvarianz aufklärt. Mit Ausnahme der bereits erwähnten vier Items [...] laden fast alle verbleibenden 26 Items $\geq .40$ auf diesem ersten Faktor.

(Schneider, 1997a, S.241).

Bemerkenswert ist bei diesem Autor jedoch vor allem eine Expertenbefragung, bei der er die Items in inhaltliche, bedeutungsähnliche Gruppen sortieren ließ. Über

die so entstandene Proximitätsmatrix wurde eine hierarchische Clusteranalyse gerechnet. Zwar wird eine Fünf-Cluster-Lösung präferiert, der Autor verzichtet aber auf eine Interpretation, da sie keinen Erkenntnisgewinn brächte.⁵⁶ Auf der höheren Fusionierungstufe von zwei Clustern jedoch zeigt sich ungeachtet der völlig andersartigen Methode der hinlänglich bekannte Befund, daß die *contraits* den *protraits* gegenüberstehen:

Die am häufigsten zur Bezeichnung der Item-Gruppen angegebenen Merkmale sind: konservativ, traditionell, autoritär und rechts. In den Contrait-Items erkennen die Probanden, liberales Denken, progressive Einstellungen, Toleranz und Modernität.

(Schneider, 1997a, S.244; vgl. auch Schneider, 1997b).

Dieser Befund verdeutlicht, daß sich das Problem der positiv bzw. negativ formulierten Items keineswegs lediglich als technisches Detail bagatellisieren läßt. Vielmehr birgt die Formulierungsrichtung auch eine Bedeutung, die sich auf die Konstruktvalidität auswirkt. Mit anderen Worten: *contraits* sind nicht einfach nur entgegen der Merkmalsrichtung formuliert, sie sind *in* Merkmalsrichtung [sic!] formuliert, jedoch in Richtung eines *anderen* Merkmals. Im günstigsten Falle ist dies das Gegen-Teil des Konstrukts, dem die Meßintention gilt. Dies ist jedoch eine empirische Frage und keineswegs eine selbstverständliche Gesetzmäßigkeit.

Die Marburger Arbeitsgruppe um Ulrich Wagner hat seit Anfang der 1990er Jahre mit verschiedenen Autoritarismus-Skalen Erfahrungen gesammelt (van Dick, Wagner, Adams & Petzel, 1997; Petzel, Wagner, van Dick, Stellmacher & Lenke, 1997; Wagner, van Dick, Petzel, Auernheimer & Sommer, 2000). In verschiedenen Validierungszusammenhängen kamen bereichsspezifisch angepaßte RWA-Übersetzungen zum Einsatz oder aber an das Gruppen-Autoritarismus-Konzept von John Duckitt angelehnte Neukonstruktionen, die jedoch auch auf den theoretischen drei Dimensionen fußen (Duckitt, 1989; 1990; Petzel, Wagner, Nicolai & van Dick, 1997; Nicolai, 1995). All diese Skalen sind eindimensional konstruiert. Es wurde auf Balancierung zwischen positiv und negativ formulierten Items Wert gelegt. Zwar wurde als Ziel formuliert, die drei inhaltlichen Dimensionen ausgewogen zu erfassen, eine isolierte Erhebung der Konstrukte erfolgte jedoch nicht. In

⁵⁶ Leider wird dadurch nicht nachprüfbar, ob mit der Fragestellung der hier vorgelegten Untersuchung nicht doch eine sinnvolle Interpretation der Cluster möglich gewesen wäre.

dieser Richtung wurden auch keine angemessenen methodischen Schritte unternommen, da das nicht im Mittelpunkt der Untersuchungen stand. Vielmehr ging es lediglich darum, die Kontentvalidität in ihrer Breite zu wahren.

Auch international wird recht selten der Widerspruch zwischen dreidimensionaler theoretischer Struktur und eindimensionaler Erhebung von Autoritarismus thematisiert. Lediglich zwei aktuelle nordamerikanische Arbeiten aus den Jahren 1997 und 2002 nehmen darauf am Rande Bezug (Duncan et al., 1997; Smith & Winter, 2002)⁵⁷. Eine *explizit methodische* Auseinandersetzung erfolgt m.W. nicht.

Lauren Duncan (1997) ging der Frage nach, ob sich autoritäre Männer und Frauen in ihrer Unterstützung traditioneller Geschlechterrollen unterscheiden. Dabei ging sie davon aus, daß im althergebrachten Rollenbild die Beziehungen zwischen Männern und Frauen hegemonischer Natur sind: Frauen haben sich unterzuordnen (oder ordnen sich bereitwillig unter), während Männer ihre dominante Position aggressiv verteidigen (vgl. in diesem Zusammenhang die Theorie der Social Dominance Orientation, z.B. Pratto, Sidanius, Stallworth & Malle, 1994; Sidanius, Pratto & Bobo, 1994a; Sidanius, Pratto & Rabinowitz, 1994b; Pratto, Stallworth & Sidanius, 1997; Wang, 1999; Lippa & Arad, 1999; Whitley, 1999; Sidanius & Pratto, 1999; Whitley & Lee, 2000; Whitley & Ægisdóttir, 2000; Heaven, Greene, Stones & Caputi, 2000; Pratto et al., 2000; Six et al., 2001; Sidanius, Levin, Federico & Pratto, 2001). Diesem Rationale folgend sollten bei Männern konservative Geschlechterrollen vor allem mit der aggressiven Komponente von Autoritarismus assoziiert sein, bei Frauen hingegen mit Submissivität. Dies ist scharfsinnig argumentiert; allein es ist eben nicht selbstverständlich, daß mit der RWA diese Frage beantwortet werden kann. Diese Art wissenschaftlicher Fragestellungen bedarf einer differentiellen Erhebung der drei Subdimensionen, wie sie von der RWA-Skala in ihrer herkömmlichen Form nicht geleistet wird.

Duncan entschied sich aus *zeitökonomischen* Gründen für eine Kürzung der RWA-Skala in ihrer 1988er Form (Duncan, 1997 S.44 oben). Dabei traf sie jedoch vor-

⁵⁷ Bei beiden jungen Autorinnen war David Winter von der University of Michigan, Ann Arbor, Co-Autor. Ich erwähne dies, da er als Mitglied der Promotionskommission von Lauren Duncan und akademischer Lehrer von Allison Smith der empirischen Unterscheidbarkeit der drei Dimensionen zumindest anfangs sehr skeptisch gegenüberstand (persönl. Kommunikation, 20. Juli 1999, Amsterdam, 22nd Annual Scientific Meeting of the International Society of Political Psychology).

satzlos – wie sich aus heutiger Sicht und vor allem aus der Perspektive der hier besprochenen Fragestellung herausstellte – eine äußerst glückliche Wahl. Ihre in der Publikation nicht dokumentierte Itemauswahl⁵⁸ beschränkte sich genau wie in der hier vorgelegten Arbeit auf zwölf Items, wobei alle Subdimensionen mit gleicher Anzahl von *protraits* und *contraits* vertreten sein sollten.⁵⁹ Dieses Vorgehen öffnete den Blick für ein geschlechtsspezifisches Zusammenhangsmuster: traditionelle Geschlechterrollen waren in Duncans Operationalisierung bei Männern nur mit der aggressiven Komponente assoziiert ($r=.37$). Bei Frauen hingegen korrelierte das konservative Männer- und Frauenbild mit allen drei Subdimensionen (Konventionalismus $r=.34$, Submission $r=.50$ und Aggression $r=.46$).

Allison Smith und David Winter (2002) untersuchten auf dem Höhepunkt der Clinton-Lewinsky-Affäre die Einstellung von Studierenden gegenüber feministischen Anschauungen. Auch hier wird am Rande einer inhaltlichen Fragestellung das methodische Problem lediglich gestreift, aber dennoch in erstaunlicher Deutlichkeit ausgesprochen:

⁵⁸ E-mail communication 21.06.2002, lduncan@smith.edu:

»[...] The items are from Altemeyer, 1988, pp. 22-23: Submission: 3, 15, 20, 23 / Aggression: 11, 16, 17, 27 / Conventionalism: 4, 22, 24, 26. About the biographical question, I went to Michigan and received my degree in Personality psychology. David Winter was on my dissertation committee. I've never met Allison, though. [...] Best, Lauren«.

⁵⁹ Mithin deckt sich ihre pragmatische Entscheidung mit dem Konstruktionsprinzip der RWA³D. Am Rande sei bemerkt, daß ich leider erst durch den 2002er Aufsatz von Allison Smith auf die Arbeit von Lauren Duncan wieder aufmerksam wurde. Hier hätten sich sicher Kooperationsbeziehungen schon zu Anfang des Forschungsprogramms ergeben können, die der Arbeit möglicherweise einen anderen Verlauf gegeben hätten.

Although Altemeyer (1981, 1988, 1996) has shown that these three components tend to covary, and although most items on the RWA scale (1998) tap into more than one component, we attempted to identify a few items primarily involving a single component in order to investigate this issue further.

(S.359)

[...], to represent the three components we followed the example of previous researchers (Duncan et al., 1997) and selected items a priori that we felt most directly and purely related to each component.

(S.363)

Auf diese Weise fiel die Wahl auf je drei RWA-Items. Von den drei Subdimensionen korrelierte vor allem die Konventionalismus-Miniskala mit der Ablehnung feministischer Bewegungen (operationalisiert mit der FWM Scale/*Attitudes toward feminism and the women's movement*, Fassinger, 1994).

Die Eigenentwicklung *Clinton-Lewinsky Scale* hatte eine Subskala, in der die moralische Verwerflichkeit Bill Clintons operationalisiert und seine Bestrafung verlangt wird. Genau dieses Bestrafungsthema ließ die Autoren vermuten und schließlich auch finden, daß insbesondere die aggressive Komponente von Autoritarismus mit der *Clinton Worthy Scale* assoziiert ist.

Die theoretische Diskussion dieses Befundes geht recht weit, indem behauptet wird, daß Aggressivität diejenige der drei Subdimensionen wäre, die der Persönlichkeit am nächsten käme. Die anderen Dimensionen lägen näher an politischen Wertungen. Vor dem Hintergrund dieser Auffassung, die freilich nicht belegt, sondern vielmehr axiomatisch eingeführt wird, interpretieren Smith und Winter (2002, S.376) die gefundene hohe Korrelation von Aggressivität mit der *Clinton Worthy Scale* als deutliches Zeugnis für die Vernetztheit von Persönlichkeit und politischen Einstellungen.

Die beiden genannten Studien von der Ann Arbor University gehören zu den ganz wenigen Arbeiten, die aus der theoretischen Mehrdimensionalität von RWA die Lehre ziehen, das Konstrukt auch mehrdimensional zu erheben. Das Problem wird dabei nicht ausführlich diskutiert; erst recht erfolgt keine regelgeleitete methodi-

sche Untersuchung. Eher beiläufig wird hier jedoch ein erfolgversprechender Weg beschritten.⁶⁰

3.6. Zusammenfassung der Forschungsfragen

Das hier thematisierte zentrale Problem besteht im Widerspruch zwischen mehrdimensionaler Konzeptualisierung und dem eindimensionalen Operationalisieren von Autoritarismus.

Unterstellt man die analytische Unterscheidbarkeit der drei Subdimensionen, so läßt sich das Meßproblem wie folgt illustrieren:

$$RWA_{\text{Summenscore}} = \sum(\text{Aggressiveness, Submission, Conventionalism}) \quad [3.1]$$

In einem Zahlenbeispiel sei ein Summenscore dreier Items auf einer siebenstufigen Likert-Skala 12. Ein und derselbe Summenscore kann auf verschiedene Weise zustande gekommen sein, wie in [3.2] illustriert wird. Bei vorliegendem Summenscore der RWA-Skala läßt sich nicht eindeutig nachvollziehen, ob der Skalenwert durch gleichstark ausgeprägte Subdimensionen zustande gekommen ist (erste Zeile), oder aber ob eine oder auch zwei der Dimensionen in ihrem Gewicht dominierten (vgl. hierzu ausführlicher Funke, 1999a).

⁶⁰ Ganz offenbar scheinen einige Kolleginnen und Kollegen das Problem schon erkannt zu haben. In aller Regel wird es jedoch ignoriert oder aber so behandelt, als wäre es schon gelöst: es werden Subskalen gebildet oder implizite Theorien zur Erklärung implausibler Forschungsergebnisse aufgestellt, die mit den Begriffen der Subskalen operieren, ohne dies jedoch problematisiert, geschweige denn methodisch gelöst zu haben. Die dialektische Spannung zwischen dem erkannten Problem und einer Scheinlösung läßt mich vermuten und befürchten, daß mein hier entwickelter Ansatz, sollte er denn wahrgenommen werden, schließlich als trivial angesehen werden wird. Der Schritt vom Aufspüren eines Problems und dem Aufschreiben einer Lösung hin zum Durchsetzen der Idee kann – auch wenn er originell und noch so mühsam war – zuweilen nicht dem Schicksal ausweichen, als Selbstverständlichkeit »geschluckt« zu werden; *geschluckt* durchaus im doppelten Sinne des mühelosen Aufgehens in der Mehrheitsmeinung einerseits und des Vergehens in der Vergessenheit andererseits. Scheitern und Triumph einer Idee liegen hier wohl dicht beieinander.

$$\begin{aligned} 12 &= 4_A + 4_S + 4_C && \text{»Durchschnittstyp«} \\ \text{oder} & && \\ &= 7_A + 2_S + 3_C && \text{»A – Typ«} \\ \text{oder} & && \\ &= 1_A + 6_S + 5_C && \text{»SC – Typ«} \\ \text{oder} & && \\ &= ? && \end{aligned}$$

[3.2]

Folgt man dieser Veranschaulichung, so ist der RWA-Wert ein ungewichteter additiver Index, eine eindeutige Abbildung, jedoch keine eineindeutige.

Einschränkend muß hier bemerkt werden, daß diese additive (De)komposition hier aus didaktischen Gründen überhöht ist. Es wäre sicherlich weder empirisch noch theoretisch angemessen, die einzelnen Subdimensionen als orthogonal aufzufassen. Sie werden, selbst wenn sie sich trennen ließen, sehr stark miteinander korrelieren.

Hieraus wird deutlich, daß bei korrelierenden Subdimensionen jedes dieser einzelnen Maße mit einem Gewicht kleiner 1.0 in die Addition einginge. Dies mindert das Problem jedoch nicht, vermehrt es gar. Das zentrale Problem bleibt die Konfundierung der theoretischen Subdimensionen in einem einzigen Skalenwert, dessen Disaggregation aufgrund der mangelnden Kenntnis über die »Zusammensetzung« aussichtslos ist.

4. Herleitung des methodischen Vorgehens

*»Man kann die Wissenschaften fördern,
indem man kontrainduktiv vorgeht.«*

(Feyerabend, 1976, S.33)

Der vorliegende Aufsatz verfolgt das Ziel, weitere Erkenntnis über das Konstrukt des Autoritarismus und seine psychologische Relevanz zu gewinnen. Insofern handelt es sich unmißverständlich um eine politisch-psychologische Arbeit.

Zugleich soll das formale methodische Vorgehen auch auf analoge Operationalisierungsprobleme der Sozial- und Persönlichkeitspsychologie übertragbar sein⁶¹. Diesem Ziel folgt der Vorsatz, ein hohes Abstraktionsniveau in der Problembeschreibung und in der Lösungsstrategie zu erreichen. Daraus folgt, daß das Vorgehen nicht nur *vor der empirischen Prüfung* formal expliziert werden kann, sondern auch ohne jene ihren eigenständigen Wert behält.

Die Strategie des Vorgehens umfaßt die zwei Hauptsäulen Dekomposition und Rekombination. Zum Dekomponieren wird in erster Linie auf exploratorische Faktoranalysen zurückgegriffen. Nachfolgend werden theoriegeleitet alternative

⁶¹ Die »Analogie« besteht hier in der Struktur: Wie lassen sich Daten auswerten, die mehrere Konstrukte abbilden und dabei positiv und negativ formulierte Items beinhalten?

Meßmodelle vorgeschlagen, die in konfirmatorischen Faktoranalysen geprüft werden können.

4.1. Dekomposition

Bob Altemeyer definiert sein Konstrukt des RWA als gemeinsames Auftreten dreier Einstellungscluster. Zugleich beschreibt er die Skala jedoch als eindimensional (vgl. Abschnitt 2.2.5 und ausführlich Abschnitt 3.4 S.66 ff.). Die theoretische Begründung der Eindimensionalität wird gedeckt durch zahlreiche Faktoranalysen, in denen immer eine oder aber zwei hochkorrelierte Komponenten extrahiert werden (Altemeyer, 1981, S. 182ff.; Altemeyer, 1988, S.30, Altemeyer, 1996, S. 53; van Dick et al., 1997; Petzel et al., 1997). Die Zweifaktorlösungen stellen nur auf den ersten Blick die einfaktorielle Struktur der Skala infrage. Vielmehr sind sie ein Ergebnis der Frageformulierung. Alle in Merkmalsrichtung formulierten Items (»*protraits*«) laden auf einer Komponente hoch, die negativ formulierten »*contraits*« auf der anderen.⁶²

Seltsamerweise hat diese Erkenntnis nicht zu der Konsequenz geführt, daß positive und negative Items getrennt zu analysieren sind. Die empirischen Dekompositionen im Abschnitt 7.3.2 werden diesem Umstand jedoch Rechnung tragen, wobei vermutet wird, daß allein diese Trennung potentiell eine bessere Interpretierbarkeit von »Mehrfaktorlösungen« ermöglicht. Als hinreichend wird diese Strategie jedoch nicht angesehen.

4.1.1. Verwendete Extraktionsverfahren

Mit dem Begriff »Faktoranalyse« ist kein einzelnes Verfahren definiert, vielmehr handelt es sich um einen Sammelbegriff für eine gesamte Klasse »datenreduzierender«⁶³ Methoden. Den Hauptschritten der Faktoranalysen (Extraktion und Rotationstransformation) entsprechend lassen sich die einzelnen Verfahren unterschei-

⁶² Altemeyer erwähnt beiläufig, daß die Einfaktorlösungen immer bei guten Testbedingungen und bei Befragten erzielt werden, die durch hohe Lesekompetenz oder andere Fähigkeiten »gesegnet« sind (Altemeyer, 1996). Die unausgesprochene Begründung hierfür ist m.E. darin zu finden, daß gebildete Befragte weniger durch doppelte Verneinung zu irritieren sind, was bei ihnen den Methodeneffekt eines »falsch angekreuzten« Items minimiert.

⁶³ Das Attribut »komplexitätsreduzierend« wäre m.E. passender.

den. Zunächst wird hier auf die hier verwendete Extraktionsmethoden eingegangen. Die mathematischen Hintergründe sind hier nicht von näherem Interesse. Für eine zusammenfassende Darstellung verschiedener Verfahren sowie ihrer mathematischen Vor- und Nachteile sei auf Übersichtsarbeiten verwiesen (z.B. Gorsuch, 1983; 1990; Mulaik, 1986; 1987).

Bei der hier diskutierten Dekomposition erfolgt absichtsvoll eine Orientierung nicht am mathematisch optimalen Verfahren, sondern vielmehr an der Forschungspraxis. Diese wiederum wird stark durch die verwendete Statistiksoftware und die darin implementierten Verfahren und Standardeinstellungen geprägt.⁶⁴

⁶⁴ Da diese Programmpakete ständiger Überarbeitung unterliegen, möchte ich die Gewähr über die Vollständigkeit der Angaben einschränken. Dies gilt insbesondere für SAS, das wegen seines modularen Aufbaus ständig aktualisiert wird. Möglicherweise ähneln sich die Algorithmen in den verschiedenen Programmen trotz abweichender Bezeichnung (z.B. iterated communalities und iterated principal axis).

		SPSS 11	SAS 8.2	Statistica 6.0	LISREL 8.51	Systat 10.0
principal component analysis	PCA	✓	✓	✓	✓	✓
maximum likelihood	ML(A)	✓	✓	✓	✓	✓
principal axis factoring	PAF	✓	✓	✓	✓	
unweighted least squares	ULS	✓	✓			
generalized least squares	GLS	✓	✓			
alpha factoring	AF	✓	✓			
image factoring	IF	✓	✓			
Harris component analysis	H		✓			
iterated communalities	MINRES			✓		
iterated principal axis	IPA					✓
centroid method				✓		
communalities / multiple R^2				✓		

Tabelle 4: Ausgewählte Extraktionsverfahren in verbreiteten Statistikpaketen

Das populärste exploratorisch-faktoranalytische Verfahren ist die Hauptkomponentenanalyse (principal components analysis – PCA). Häufig werden die Begriffe daher synonym verwendet, wobei der Spezialfall (PCA) fälschlicherweise eine Alleinvertretung beansprucht.⁶⁵

Es sei an dieser Stelle lediglich darauf hingewiesen, daß PCA-Faktoren bzw. Hauptkomponenten orthogonal sind und *sukzessiv* maximale Varianz »erklären«. Letzteres hat häufig eine erschwerte Interpretierbarkeit zur Konsequenz, da i.d.R. eine

⁶⁵ Zur Kontroverse zwischen Hauptkomponenten- und Hauptachsenanalyse siehe Borgatta, Kercher & Stull, 1986; Gorsuch, 1990; Mulaik, 1990; Snook & Gorsuch, 1989; Velicer & Jackson, 1990b.

Vielzahl von Variablen auf der ersten Komponente hoch lädt. Um die Interpretierbarkeit zu erhöhen, wurde eine Reihe von Rotationsverfahren entwickelt.

4.1.2. Verwendete Rotationsverfahren

Rotationsverfahren lassen sich sinnvoll in graphische, analytische und Kriteriumsrotationen unterscheiden. Bei niedrigdimensionalen Faktorlösungen kann man versuchen, auf *graphischem* Wege eine Einfachstruktur (Thurstone, 1947) zu erreichen. Durch die computergestützte Auswertung sind jedoch exaktere *analytische* Verfahren möglich, bei denen jeweils bestimmte Kriterien maximiert werden. Kriteriumsrotationen schließlich dienen dem Ziel, die Faktorstrukturen verschiedener Teilstichproben zu vergleichen (vgl. auch Procrustes-Rotation, z.B. Mulaik, 1969). Das populärste Rotationsverfahren *VARIMAX* (Kaiser, 1958) maximiert die Varianz der quadrierten Ladungen pro Faktor, mit anderen Worten minimiert es die Anzahl der Variablen, die hohe Werte auf einem Faktor haben. Dies erleichtert die Interpretation der Faktoren. Umgekehrtes Ziel ist das Rationale der *QUARTIMAX*-Rotation, bei der die zur Erklärung einer Variablen nötige Anzahl der Faktoren minimiert wird. Folglich erleichtert dies die Interpretation der Variablen. Problematisch hierbei ist jedoch das häufige Auftreten eines Generalfaktors. Die *EQUAMAX*-Rotation integriert als Kompromiß beider Verfahren die beiden vorgenannten Ziele (Landahl, 1938; Saunders, 1962).

		SPSS 11	SAS 8.2 ⁶⁶	Statistica 6.0	LISREL 8.51	Systat 10.0
VARIMAX	orthogonal	✓	✓	✓	✓	✓
QUARTIMAX	orthogonal	✓	✓	✓		✓
EQUAMAX	orthogonal	✓	✓	✓		✓
ORTHOMAX	orthogonal		✓			✓
PARSIMAX	orthogonal		✓			
BIQUARTIMAX	orthogonal			✓		
ORTHOBLIQUE HARRIS-KAISER	orth./obl.		✓			
CRAWFORD-FERGUSON FAMILIE	orth./obl.		✓			
DIRECT OBLIMIN	oblique	✓	✓ ⁶⁷			✓
DIRECT QUARTIMIN	oblique	✓ ⁶⁸				
PROMAX	oblique	✓	✓		✓	
PROCRUSTES	oblique		✓			
COVARIMIN	oblique		✓			

Tabelle 5: Ausgewählte Rotationsverfahren in verbreiteten Statistikpaketen

Allen bisher genannten Verfahren ist die Orthogonalität der Faktoren gemein. Diese Unkorreliertheit wird bei den sogenannten obliquen Rotationen aufgegeben. Damit verbessert sich häufig die Interpretierbarkeit der Faktoren, gleichzeitig tra-

⁶⁶ In SAS gibt es mittlerweile auch oblique Varianten von Rotationsverfahren, die üblicherweise als orthogonal bekannt sind (z.B. VARIMAX oblique: OBLVARIMAX).

Siehe auch <http://www.sas.com/rnd/app/da/new/801ce/stat/chap2/sect3.htm>

⁶⁷ OBLIMIN gehörte lange Jahre nicht zum Umfang von SAS. Erst in der aktuellen Version 8.2 wurde diese Rotation implementiert.

⁶⁸ OBLIMIN mit $\delta=0$.

gen diese aber redundante Information und sind aufgrund der größeren Flexibilität⁶⁹ stichprobenabhängiger und daher schwerer zu replizieren. Die meistverbreiteten Verfahren sind *OBLIMIN* (Jennrich & Sampson, 1966) und *PROMAX* (Hendrickson & White, 1964).

4.1.3. Weitere struktursuchende Verfahren

Bestimmte voraussetzungsarme exploratorische Verfahren können durchaus geeignet sein, Strukturen zwischen den Items zu erkennen. Besonders zweckdienlich erscheinen hier Verfahren, die Proximitätsmatrizen auswerten können. Die Ähnlichkeits- bzw. Distanzmaße können dabei ganz verschiedener Natur sein, was diese Verfahren sehr flexibel werden läßt. Für die hier bestehende Fragestellung bieten sich hierarchische Clusteranalysen sowie Multidimensionale Skalierungsverfahren an.

4.1.3.1. Clusteranalysen

Bei hierarchisch agglomerativen Clusteranalysen wird von der feinstmöglichen Partitionierung ausgehend schrittweise die Zahl der Cluster verringert, die dabei an Mächtigkeit zunehmen. Die Zuordnung zu diesem oder jenem Cluster ist irreversibel und kann nach verschiedenen Kriterien vorgenommen werden.

Für die vorliegende Aufgabe qualifizieren sich mehrere dieser Fusionsalgorithmen. Nicht geeignet ist jedoch die Minimum-Methode (*single linkage, nearest neighbour*), da es hier zur Kettenbildung (*chaining*) kommt. Eine solche artifizielle Konfiguration mit einem großen Cluster und vielen kleinen, die im Extremfall nur ein Item enthalten, schließt das Finden der drei zugrundeliegenden Dimensionen schon von vornherein aus.

Die anderen gebräuchlichen Verfahren (z.B. *average linkage, furthest neighbour, complete linkage*, Centroid-Verfahren) resultieren bei der Verwendung des jeweils angemessenen Ähnlichkeitsmaßes meist in homogenen Clustern, so daß potentiell damit die Dimensionsstruktur unter den Items gefunden werden könnte. Monte-Carlo-Simulationen sprechen insbesondere für das sogenannte Ward-Verfahren (Ward, 1963; Breckenridge, 1989). Die Homogenität der Cluster ist hier nicht nur diffuses Ziel und Nebenprodukt, sondern ausdrückliches Kriterium der Fusionie-

⁶⁹ Der Winkel zwischen den Achsen kann kleiner 90° sein.

rung: Es werden die Items derart zusammengefaßt, daß sich die Fehlerquadratsumme minimal erhöht. Dazu wird die folgende Kriteriumsfunktion minimiert:

$$C := \sum_s QS_{M_s} = \sum_s \sum_{i \in M_s} \sum_{q=1}^p \left(x_{iq} - \sum_{i \in M_s} \frac{x_{iq}}{n_s} \right)^2 \quad [4.1]$$

Dieses Verfahren erscheint daher als beste Wahl und kommt in 7.3.3 (S. 176) und 7.4.3 (S. 180) sowie 7.5.3 (S. 184) zur Anwendung.

4.1.3.2. Multidimensionale Skalierung

Ähnlich wie bei der Clusteranalyse basieren multidimensionale Skalierungsverfahren auf Ähnlichkeits- bzw. Distanzmatrizen. Auch hier gibt es viele verschiedene Verfahren und entsprechend große Entscheidungsunsicherheit hinsichtlich der Angemessenheit.

Die Grundidee der MDS besteht darin, die besagte Ähnlichkeitsstruktur der Variablen in einem niedrigdimensionalen Raum graphisch darzustellen. Auf diese Weise können regelhafte Muster entdeckt werden, die Aufschluß über den Zusammenhang der Items geben.

Bislang war besonders der ALSCAL-Algorithmus (alternating least squares scaling, Takane, Young & de Leeuw, 1977) populär. Weit umfangreicher und moderner ist PROXSCAL (Busing, Commandeur & Heiser, 1996), das erst seit Programmversion 10.0 integraler Bestandteil von SPSS ist. Aufgrund der größeren Flexibilität kommt dieses Verfahren hier zur Anwendung.

4.1.4. Zusammenfassung zur Dekomposition

Es gibt eine Reihe von Gründen, die bei der gegebenen Fragestellung gegen exploratorische Faktorenanalysen sprechen:

- a) Die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren unterliegt (zumeist) einem statistisch willkürlichen Kriterium. Meist kommt das Kaiser-Guttman Kriterium (Guttman, 1954b; Kaiser & Dickman, 1959) zur Anwendung, demzufolge alle Komponenten zu extrahieren sind, die Eigenwerte $\lambda > 1.0$ aufweisen. Richtig ist, daß 1.0 eine untere Schranke sein sollte, da sonst die Idee der Datenreduktion *ad absurdum* geführt würde. Allerdings führt dieses Vorgehen häufig zu einer Überfaktorisierung der Korrelationsmatrix,

also zu einem Überschätzen der Faktorenanzahl. Zuverlässigere Aussagen über eine sinnvolle Anzahl zu extrahierender Komponenten erlaubt die Inspektion des Eigenwertverlaufs (Cattell & Vogelmann, 1977; Zoski & Jurs, 1996).

- b) Schwerwiegender noch ist das Problem, daß EFAS kein *a priori* Wissen berücksichtigen können. So können theoretisch unsinnige oder unmögliche Pfade nicht ausgeschlossen, die entsprechenden Faktorladungen also nicht auf Null (oder andere feste Werte) gesetzt werden.
- c) Die (theoretisch begründete) Lockerung der Annahme unkorrelierter Fehler von Indikatoren kann in bestimmten Fällen sehr sinnvoll sein. So ist bspw. die Hypothese durchaus sinnvoll, daß die Meßfehler ein und desselben Instruments über die Zeit invariant bleiben oder zumindest deutlich korrelieren. Auch die verzerrende Wirkung von Antworttendenzen kann über ein Zulassen von Fehlerkorrelationen abgeschätzt werden. Dies Möglichkeit bieten jedoch nur konfirmatorische (CFA) oder restringierte Faktoranalysen (RFA)⁷⁰.

Die Durchführung *exploratorischer* Faktoranalysen verfolgt *hier an dieser Stelle* in erster Linie das Ziel, ohne Zuhilfenehmen und Einführen von Vorwissen die Binnenstruktur der Items der RWA-Skala näher zu ergründen. Diesem Vorgehen liegt die nicht als generalisierend mißzuverstehende Überlegung zugrunde, daß eine bestimmte Faktorstruktur die mathematische Repräsentation mehr oder weniger konsensualer impliziter Theorien der Befragten über den inhaltlichen Zusammenhang der Items und damit über die Dimensionalität des Konstrukts sei.⁷¹

Der eigentliche Grund für die Verwendung exploratorischer Verfahren ist jedoch das Nachvollziehen der gängigen Forschungspraxis im Umgang mit der RWA-Skala im Besonderen und Einstellungsskalen im Allgemeinen. Es handelt sich lediglich um einen ersten Schritt in der Argumentation.⁷²

⁷⁰ Zur Unterscheidung von EFA und CFA vgl. auch Jöreskog, 1969 oder Oort, 1992)

⁷¹ In diesem Sinne erscheinen mir Exploratorische Faktorenanalysen aus erkenntnistheoretischer Sicht durchaus als angemessene Methode im Rahmen einer sozialkonstruktivistischen Persönlichkeitsforschung.

⁷² Besser gesagt handelt es sich eher um den »nullten« Schritt, der nicht für die Analyse, sondern vielmehr für die Argumentation und die Begründung der eigentlichen Analyseschritte vonnöten ist.

4.2. Rekomposition

4.2.1. Einführung theoretisch begründeter Modelle

In den vorangegangenen Abschnitten wurde dargelegt, welche exploratorischen Wege zur Strukturfindung eingeschlagen werden. Allen dargestellten Ansätzen ist eine gewisse Theoriearmut gemein; alle verzichten auf das Zurückgreifen auf inhaltliches Vorwissen.

Im Folgenden wird hingegen gezeigt, daß Vorwissen sinnvoll eingesetzt werden kann, um theoretisch begründete Modelle vor (und unabhängig von) empirischer Prüfung aufzustellen und zu testen.

4.2.2. Erkenntnisphilosophische Bemerkungen

über die Natur des Zusammenhangs zwischen Konstrukten und Maßen

In aller Regel befassen sich Theorien mit dem Zusammenhang verschiedener Konstrukte untereinander. Gleichzeitig wird dem Verhältnis von Maßen und Konstrukten nur geringe Beachtung geschenkt. Die exakte Beschreibung dieser Beziehung ist jedoch von entscheidender Bedeutung, da sie die Verbindung von nicht beobachtbaren Abstrakta einerseits und meßbaren empirischen Phänomenen andererseits darstellt. Ohne solche explizierten Hilfssätze ist ein sinnvolles Testen von Theorien über Zusammenhänge von Konstrukten mehrdeutig und damit hinfällig (Blalock, 1985a; 1985b; Costner, 1971; 1989).

Zunächst seien die beiden Begriffe Konstrukt und Maß definitorisch näher beschrieben: Unter *Maß* sei ein beobachteter Wert verstanden. Im hier diskutierten konkreten Fall handelt es sich um Selbstberichte (Fragebögen), selbstverständlich sind aber z.B. auch Beobachtungen, Fremdeinschätzungen oder Interviews mögliche Datenquellen. Unabhängig von der Herkunft des Datums handelt es sich bei einem Maß um ein empirisches Relativ oder Analog zu einem Konstrukt.

Konstrukte seien Beschreibungsversuche für Phänomene, die sich einer direkten Beobachtung bzw. Beobachtbarkeit entziehen (vgl. Cronbach & Meehl, 1955; Nunnally, 1978 und andere über Konstruktvalidität). Kritisch realistische Sichtweisen unterstellen, daß die Phänomene selbst real sind und unabhängig vom Bewußtsein (der Forscher, der Beforschten und dritter Beobachter) *existieren* (Cook & Campbell, 1979; Cook, Campbell & Peracchio, 1990; Messick, 1995a; 1995b).

Die auch von mir vertretene Sichtweise verlangt dies hingegen ausdrücklich nicht; die *Phänomene* mögen real sein oder auch nicht, die *Konstrukte* sind dies jedoch in keinem objektiven Sinne. Sie sind Ergebnis und Elemente eines wissenschaftlichen Diskurses und dienen als sprachliche Surrogate für die interessierenden Phänomene (Edwards & Bagozzi, 2000; Knorr-Cetina, 1997; Gergen, 1985a; 1985b; Stam, Rogers & Gergen, 1987, vgl. auch Zuriff, 1998).

Der Zusammenhang zwischen Konstrukten einerseits und Maßen auf der anderen Seite wird meist (zumindest implizit) als *kausal* bezeichnet. Der Begriff der Kausalität ist dabei jedoch fortwährend sowohl in der Erkenntnistheorie als auch – im engen Sinne – in Statistik und Methodologie Gegenstand heftigster Debatten (vgl. Michotte, 1946; Hume, 1946; Popper, 1959; Suppes, 1970; 1993 für ersteren und Steyer & Schmitt, 1994; Steyer, 1994a; 1994b; Steyer, Gabler & Rucai, 1996; Pearl, 2000; Steyer & Eid, 2001 für letztgenannten Diskurs). Für das hier verfolgte Ziel ist es jedoch hinreichend, auf wenige weitestgehend konsensuale erkenntnisphilosophische Prinzipien hinzuweisen (Asher, 1983; Bollen, 1989; Heise, 1975):

1. Ursache und Wirkung sollten distinkte Entitäten darstellen, da es sich sonst bei ihrem Zusammenhang um einen tautologischen handelte;
2. Es wird eine Assoziation zwischen Ursachen und Wirkung unterstellt, die sich im statistischen Sinne in einer Kovariation niederschlägt. Ausdrücklich ist diese Assoziation probabilistisch in dem Sinne zu verstehen, daß das Auftreten der Ursache die Auftretens*wahrscheinlichkeit* der Wirkung erhöht, diese aber mitnichten garantiert.
3. Kausale Interpretierbarkeit verlangt zeitliche Präzedenz der Ursache gegenüber der Wirkung. Dieses Problem wird in der (psychologischen) Forschung meist mit experimentellen Designs zu lösen versucht. Für den Zusammenhang von Konstrukt und Maß ist dies jedoch von geringer Bedeutung.
4. Weit schwieriger und zugleich bedeutsamer ist die Eliminierung rivalisierender Erklärungsansätze. Hierauf soll daher besonderer Wert gelegt werden.

Diese erkenntnisphilosophisch formulierten Prinzipien finden ihren konkreten Niederschlag in methodischen Sicht- und Vorgehensweisen. Die Forderung der Distinktheit von Ursache und Wirkung (Punkt 1) ist durch die definitorische Un-

terscheidung der Begriffe Maß und Konstrukt erfüllt. Der Zusammenhang zwischen Konstrukten und Maßen (Punkt 2) läßt sich mit Hilfe von Gedankenexperimenten *ergründen*. Hierbei wird versucht, ausgehend von einer Veränderung in der Ursache (in der Ausprägung des Konstrukts) die Veränderungswahrscheinlichkeit des Maßes vorherzusagen. Strukturgleichungsmodelle bieten eine empirische Möglichkeit, diese Zusammenhänge quantitativ zu beschreiben. Hierbei werden unter Kenntnis der Kovariation mehrerer Maße eines Konstrukts die Zusammenhänge (Faktorladungen) zwischen dem hypothetischen Konstrukt und den einzelnen Maßen geschätzt (Bollen, 1989).

Die zeitliche Präzedenz der Ursache (Konstrukt) vor dem Effekt (Maß, Itemantwort), wie sie in Punkt 3 gefordert wird, ist in jedem Falle gegeben, da dies aus der Definition des Maßes als empirisches Analogon zum konzeptuellen Konstrukt folgt. Dies bleibt auch dann noch unberührt, wenn man – wie dies hier ausdrücklich geschehen soll – die Auffassung vertritt, daß durch das Vorlegen eines Fragebogens (also die Messung selbst) erst das Konstrukt (z.B. eine Einstellung) geformt oder zumindest verändert wird. Das Meßergebnis (letztliche Antwort auf ein Item) folgt in jedem Falle dem Konstrukt, selbst wenn dies kurz vorher durch das Vorlegen der Frage gewandelt wurde.

Schwieriger und nicht grundsätzlich lösbar ist das im vierten Punkt geforderte Ausschließen rivalisierender Erklärungen für den Zusammenhang. Weder existieren hier definitorische Setzungen, die die Geltung dieses Prinzips kausaler Interpretierbarkeit garantieren, noch gibt es allgemeingültige empirische Prozeduren, die diesen Punkt einer zuverlässigen Prüfung zuführen. Hier gilt es, den Blick zu weiten, das Urteil Außenstehender einzuholen (Interrater-Reliabilität) und den Einfluß der verwendeten Meßmethoden zu kontrollieren (Methodenvarianz, vgl. Steyer, Ferring & Schmitt, 1992b; Steyer, Ferring & Schmitt, 1992a; Eid, 2000; Kenny & Kashy, 1992; Cronbach, 1995).

4.2.3. Konkrete mathematische Modelle

zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Konstrukten und Maßen

Welcher Zusammenhang besteht zwischen dem zu Messenden und den tatsächlich erhobenen Daten? Die Frage ist nicht trivial; das Problem läßt sich formalisieren. Die folgende Darstellung bezieht sich formal auf die Begrifflichkeit und Notation

von Edwards & Bagozzi (2000), obgleich die Argumentation hier einem anderen Ziel folgt und konkret auf die Erfassung von Autoritarismus bezogen wird.

4.2.3.1. Direkt reflektives Modell

Im direkt reflektiven Modell wird die latente Variable als Ursache für diese oder jene Itemantwort angesehen. Die Items sind »Effektindikatoren« (Nambodiri, 1994; Nambodiri, Carter & Blalock 1975; Bollen, 1989, S. 64-65). Formal geschrieben sei jede manifeste Variable x_i (jedes Item) das Produkt aus dem direkten Effekt λ_i und der fraglichen latenten Variable ξ zuzüglich eines Meßfehlers δ_i :

$$\begin{aligned} x_1 &= \lambda_1 \xi + \delta_1 \\ x_2 &= \lambda_2 \xi + \delta_2 \\ &\vdots \\ x_i &= \lambda_i \xi + \delta_i \end{aligned} \quad [4.2]$$

In Matrixform ließen sich diese Gleichungen vereinfachen als:

$$\mathbf{x} = \mathbf{\Lambda}_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \quad [4.3]$$

wobei \mathbf{x} der Vektor der Indikatoren einer latenten Variable $\boldsymbol{\xi}$ ist

$$\mathbf{x} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_i \end{pmatrix} \quad [4.4]$$

und wir schreiben können

$$\begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \cdots & \lambda_{1n} \\ \lambda_{21} & & & \lambda_{2n} \\ \vdots & & & \vdots \\ \lambda_{m1} & \lambda_{m2} & \cdots & \lambda_{mn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \vdots \\ \xi_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_i \end{pmatrix} \quad [4.5]$$

Dieses Modell basiert auf den Annahmen der Klassischen Testtheorie (Gulliksen, 1950; Lord & Novick, 1968) und bildet die Grundlage für Reliabilitätsschätzungen und umfassende Verfahrensklassen wie Faktoranalysen.

Inhaltlich gesprochen wird diesem Modell zufolge die Varianz jeder Itemantwort durch ein Konstrukt erklärt, das allen Items gemein ist, sowie durch einen Meßfehler, der jedoch itemspezifisch ist.

4.2.3.2. Direkt formatives Modell

Diesem Modell zufolge werden die Itemantworten als korrelierte *Ursachen* für das jeweilige Konstrukt angesehen:

$$\eta = \sum_i \gamma_i x_i + \zeta \quad [4.6]$$

Ignoriert man hier den Fehlerterm, so wird die latente Variable η zu einer (gewichteten) linearen Funktion der Maße. Hier wird deutlich, daß dieses Modell der Skalenwertbildung in der psychologischen Forschungspraxis unausgesprochen zugrunde liegt. Bei der meist durchgeführten Aggregation durch Addition der Testwerte bzw. durch Mittelwertbildung erfolgt zudem nicht einmal eine item-spezifische Gewichtung der einzelnen Variablen, so daß es sich bei $\gamma_i=1.0$ (beim Summenscore) um eine Konstante handelt, die folglich ignoriert werden kann.^{73,74}

4.2.3.3. Indirekt reflektives Modell

Beim indirekten reflektiven Modell werden die Maße (fälschlicherweise) als Indikatoren des interessierenden Konstrukts angesehen. Tatsächlich repräsentieren sie hingegen eine (oder mehrere) seiner Folgen. Die Modellgleichungen enthalten medierende Konstrukte η^* , wobei der Stern symbolisieren soll, daß es sich nicht um das eigentlich zu messende Konstrukt handelt:

$$\eta_j^* = \gamma_j \xi + \zeta_j^* \quad [4.7]$$

$$y_i = \lambda_{ij} \eta_j^* + \varepsilon_i \quad [4.8]$$

Setzt man nun die rechte Seite von [4.7] in [4.8] ein, so erhält man

$$\begin{aligned} y_i &= \lambda_{ij} (\gamma_j \xi + \zeta_j^*) + \varepsilon_i \\ &= \lambda_{ij} \gamma_j \xi + \lambda_{ij} \zeta_j^* + \varepsilon_i \end{aligned} \quad [4.9]$$

und erkennt schließlich, daß der interessierende Zusammenhang zwischen den Indikatoren und dem zu messenden Konstrukt durch die Produkte $\lambda_{ij} \gamma_j$ repräsentiert

⁷³ Beim Mittelwert entspricht der Pfadkoeffizient dem Reziproke der Indikatorenzahl.

⁷⁴ Die gewählte Notation mit γ anstelle von λ ist mit Bedacht gewählt, um den Unterschied zum reflektiven Modell zu verdeutlichen und zu unterstreichen.

wird. In der Konsequenz ist der eigentlich interessierende Zusammenhang zwischen den Indikatoren (Itemantworten) und dem zu messenden Konstrukt (z.B. Autoritarismus) immer eine konfundierte Beziehung: die Varianzen der beobachteten y_i sind daher nicht allein auf das Konstrukt ξ und die Fehlervarianzen ε_i zurückzuführen, sondern werden auch vom Residuum ζ^* des mediiierenden Konstrukts η^* beeinflusst.

Dieses Meßmodell findet seine konkrete Anwendung in Faktoranalysen höherer Ordnung (*second order factor analysis*, vgl. Rindskopf & Rose, 1988; Marsh & Hocevar, 1988).

Auf unseren⁷⁵ konkreten Fall bezogen schließen wir vom Antwortverhalten bei mehreren konkreten Items auf ebenfalls relativ konkrete Einstellungen (z.B. zur Todesstrafe oder zur »Homoehe«). Der dargestellten Notation zufolge sind dies jedoch erst unsere η^* , die wiederum (mit Fehlern ζ^*) durch ein gemeinsames ξ erklärt werden. Erst dieses ξ ist der hier interessierende Autoritarismus.

4.2.3.4. Indirekt formatives Modell

Das indirekt formative Modell läßt sich in Analogie zu 4.2.3.1 und 4.2.3.3 aus Abschnitt 4.2.3.2 ableiten. Die ausführliche Darstellung erfüllt keinen entscheidenden Zweck für unsere konkrete Fragestellung, sodaß sie entbehrlich wird.

4.2.3.5. Irriges Modell

Das sog. *spurious model* stellt nicht den vom Forschenden intendierten Zusammenhang zwischen Maß(en) und Konstrukt(en) dar; in der Forschungspraxis hingegen dürfte diese Beschreibung der »Wirklichkeit« sehr nahe kommen: wiederum enthält dieses Modell eine mediiierende Drittvariable, die die Varianz der Indikatoren erklärt (vgl. Abschnitt 4.2.3.3 Indirekt reflektives Modell). In Abweichung vom indirekt reflektiven Modell wird hier jedoch diese Drittvariable als *Ursache* für die Varianz der eigentlich interessierenden Variablen η angesehen.

$$x_i = \lambda_{ij} \xi_j^* + \delta_i \quad [4.10]$$

$$\eta = \sum_j \gamma_j \xi_j^* + \zeta \quad [4.11]$$

⁷⁵ »Unser« meint hier nicht den andernorts von mir vermiedenen pluralis majestatis, sondern Autor und Leser gleichermaßen, da beide am gedachten Prozeß des Interpretierens beteiligt sind.

Betrachtet man in einem Spezialfall des *spurious model* die x_j als fehlerfreie Maße der ξ_j^* , so reduziert sich die Modellgleichung [4.10] auf

$$x_i = \xi_j^* \quad [4.12]$$

und man erhält durch Einsetzen von [4.12] in [4.11]

$$\eta = \sum_j \gamma_j x_j + \zeta \quad [4.13]$$

und damit nach Anpassen der Indizes das direkt formative Modell [4.6]

$$\eta = \sum_i \gamma_i x_i + \zeta \quad [4.14]$$

4.2.3.6. Nichtanalysiertes Modell

Als letztes (skeptisches) Modell sei das *unanalyzed model* sensu Edwards & Bagozzi (2000) vorgestellt: Dieses beschreibt den (leider nicht unwahrscheinlichen) Fall, daß nichtanalysierte Indikatoren x_i tatsächlich reflektive Indikatoren eines Konstrukts ξ^* sind, das mit dem eigentlich interessierenden Konstrukt ξ bestenfalls hoch korreliert ist. Allen Varianten des Modells ist gemein, daß der Forscher nicht erkennt, daß die versehentlich oder absichtsvoll nicht ausgewerteten Variablen Indikatoren des interessierenden Konstrukts sind.

4.2.3.7. Zusammenfassung und Konsequenzen

Die ausführliche Darstellung verschiedener mathematischer Modelle zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen beobachtbaren Maßen (Itemantworten) und den eigentlich interessierenden Konstrukten, die sich der Beobachtung entziehen (z.B. Autoritarismus), ist nur scheinbar überflüssig. Vielmehr ermöglicht sie eine differenzierte methodenkritische Sicht auf den Prozeß des Messens und verdeutlicht die erkenntnistheoretischen Probleme. Die mathematische Formalisierung bietet gleichzeitig darüber hinaus Auswege an, die beispielsweise spezifischen Meßfehlern oder situativen Einflüssen den angemessenen Platz zuweisen und dadurch eine klare Dekomposition zulassen, was wiederum – bildlich gesprochen – die Sicht auf die eigentlich interessierenden Konstrukte freigibt.

Gelänge es beispielsweise, bestimmten Items der RWA-Skala eine Besonderheit zu unterstellen, die sie von anderen Items oder Itemgruppen der Skala unterscheiden, dann ließe sich hier etwa das *indirekt reflektive Modell* anwenden. (vgl. Abschnitt

4.2.3.3, Seite 89). Diese Besonderheit könnte sein, daß die genannten Items in speziellem Maße *autoritäre Unterwürfigkeit* (η_1) abbilden, während andere etwa vor allem den Aspekt der *autoritären Aggressivität* (η_2) beschreiben. Allen Items gemein hingegen ist jedoch, daß sie Autoritarismus messen (sollen); die konkreten Itemantworten werden demnach verstanden als die mehr oder minder fehlerbehaftete Folge einer mehr oder minder hohen Ausprägung spezieller Facetten von Autoritarismus (η), die ihrerseits (fehlerbehaftet - *sid*) durch generellen oder globalen Autoritarismus hervorgerufen werden.

4.2.4. Formalisierung der derzeitigen Praxis

Eine argumentatorische Hauptlinie der Arbeit versucht, die derzeitige Forschungspraxis zu beschreiben und alternative Meßmodelle theoretisch zu begründen und empirisch zu testen. Um eine konsistente Strategie zum Vergleich zu finden, ist es sinnvoll, den üblichen Umgang mit Itemantworten zu explizieren und in die »Sprache« bzw. Notation von Strukturgleichungsmodellen zu übersetzen.

In aller Regel werden die Itemantworten der RWA-Skala addiert bzw. es wird – wie in der vorliegenden Arbeit – das arithmetische Mittel als Aggregation gewählt. Die Mittelwertbildung läßt sich analog zum direkt formativen Modell (vgl. S. 89 in dieser Arbeit, Edwards & Bagozzi, 2000; Heise, 1972) schreiben: Das direkt formative Modell wird repräsentiert durch die folgende Modellgleichung [4.6]

$$\eta = \sum_i \gamma_i x_i + \zeta \quad [4.15]$$

Führt man zwei Zusatzannahmen ein, erhalten wir folgenden Spezialfall des soeben beschriebenen Modells:

Wenn $\forall \gamma_i = \frac{1}{n}$ (mit n :=Anzahl der Items) und $\zeta = 0$, so gilt

$$\eta = \frac{1}{n} \sum_i x_i. \quad [4.16]$$

Auf die beschriebene Weise konnte zwar ein Modell gefunden werden, das als Faktorwerte den individuellen Skalenmittelwert liefert. Sobald dieses Problem jedoch gelöst ist, wird ein neues offenbar: Mit dem direkt formativen Modell [4.6] und den eingeführten Zusatzannahmen [4.16] wurde eine Möglichkeit gefunden, die

Mittelwertbildung als übliche Aggregation und Auswertungspraxis in die formale Sprache von Strukturgleichungsmodellen zu übertragen.

Dies wurde mit dem Ziel versucht, ein Referenzmodell zu finden, mit dem alle im weiteren vorgestellten alternativen Modelle verglichen werden können. Es lag die Annahme zugrunde, daß es sich angesichts nicht berücksichtigter Fehlervarianzen und ignoriert Gewichtungen bei dem Mittelwertmodell um einen strengen Spezialfall eines Einfaktormodells handele, das somit in die alternativen Modell geschachtelt⁷⁶ und mit dem χ^2 -Differenztest auch statistisch testbar wäre.

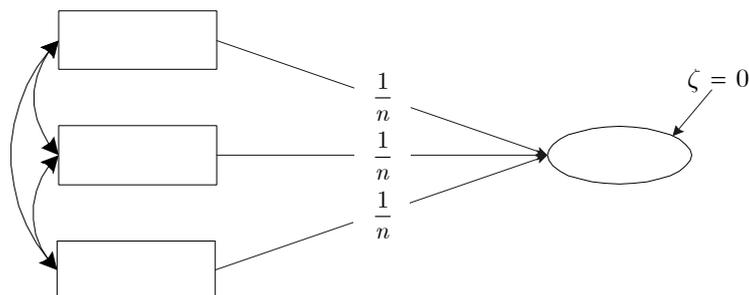


Abbildung 3: Saturiertes direkt formatives Modell als Analogie zur Mittelwertbildung

Das intendierte Ziel kann jedoch nicht erreicht werden, da aufgrund fehlender Restriktionen über die Kovarianz der Fehler diese korrelieren dürfen, sodaß keine Freiheitsgrade verbleiben.

Ein Modell ohne Freiheitsgrade ist jedoch saturiert (gesättigt) und hat daher einen perfekten Fit, was eine Falsifizierbarkeit des Modells ausschließt. Zumindest in dem vorliegenden Fall ist dies nicht zielführend.

Aus diesem Grunde bleibt als Aufgabe das Suchen nach einem Modell, das

1. nur ein Konstrukt widerspiegelt,
2. keine Liberalität hinsichtlich der Gewichtung einzelner Variablen sowie
3. keine Liberalität hinsichtlich der Meßfehler vorsieht.

Am ehesten entspricht diesen Forderungen ein einfaktorielles Paralleltestmodell. Die Gleichheit der Ladungen erfüllt die Forderung ungewichteten Eingehens aller Indikatoren, die Gleichheit der Fehlervarianzen kommt dem Ignorieren der Fehler am nächsten (Abbildung 4).

⁷⁶ »nested«

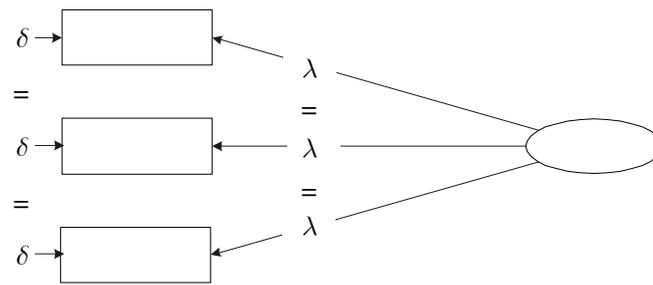


Abbildung 4: Einfaktorielles Paralleltestmodell als Referenzmodell

Das *single trait* Paralleltestmodell wird daher als Referenzmodell verwandt, gegen das die modifizierten Alternativmodelle getestet werden können.

4.2.5. Inhaltsunabhängige Verbesserungen

»Papa, hast du diese Männchen hier für mich gemalt?«

Sophie Funke (Silvester 2000)⁷⁷

Ziel dieser Arbeit ist es, auf *inhaltlicher* bzw. *theoretischer* Basis methodisch verbesserte Meßmodelle abzuleiten. Die ersten sinnvollen Modifikationen lassen sich jedoch auch ohne den inhaltlichen Bezug nach rein formalen Gesichtspunkten begründen.

Diese Modifikationen beziehen sich:

1. auf den Zusammenhang zwischen beobachteten Indikatoren (Itemantworten) und den latenten Konstrukten, denen das Hervorrufen dieses oder jenes Antwortverhaltens unterstellt wird (Abschnitt 4.2.5.1).
2. Eine zweite bereits formal und inhaltsfern begründbare Verbesserung ergibt sich aus der Tatsache, daß es sich bei den hier untersuchten Skalen um balancierte Meßinstrumente handelt, die jeweils zur Hälfte aus positiv (*protraits*) bzw. negativ formulierten Items (*contraits*) bestehen (Abschnitt 4.2.5.2).

4.2.5.1. Einführung einer Gewichtung der Items – Die Mikroebene des Meßmodells

In Abschnitt 4.2.4 (auf S.92ff.) wurde die übliche Praxis der Aggregation von Itemwerten zu Skalenwerten formalisiert (Summenscores bzw. Mittelwerte). Ein zumindest wenig reflektiertes oder gar mit Bedacht ignoriertes Problem dieses Vor-

⁷⁷ Sophies Kommentar beim Betrachten skizzierter Pfaddiagramme.

gehens ist, daß es sich bei aggregierten Werten um Maße lediglich minderer Qualität handelt: Bei der Mittelwertbildung über mehrere Items hinweg werden die Zufallsmeßfehler nicht einbezogen (*Attenuation*); mithin wird der unterschiedlichen Reliabilität der Items nicht Rechnung getragen. Die Qualität des Meßmodells wird nicht hinterfragt oder gar quantifiziert. Vielmehr wird implizit ein perfektes Meßmodell unterstellt.⁷⁸

Im Folgenden werden auf der Mikroebene drei unterschiedlich strenge Meßmodelle unterschieden. Allen dreien ist die Annahme der klassischen Testtheorie gemein, daß sich die Itemantworten durch den Einfluß der latenten Variable und eines itemsspezifischen Meßfehlers bzw. einer Störvariable »erklären« lassen (Gulliksen, 1950; Lord & Novick, 1968; Judd & McClelland, 1998; Steyer, 1989). Die Unterschiede bestehen in der Strenge der Annahmen über die Gleichheit von Ladungen bzw. Meßfehlern.

a) Meßmodell τ -kongenerischer Variablen

Die *qualitative* Zuordnung beobachteter Variablen zu einer (oder mehreren) latenten Variablen impliziert lediglich die Unterscheidung zwischen einem nicht näher spezifizierten Zusammenhang λ und »keinem« Zusammenhang ($\lambda=0$). Über die *Größe* des Zusammenhangs ist jedoch nichts ausgesagt. Daraus folgt, daß keine Einschränkung dahingehend besteht, ob etwa Item y_1 in gleichem Maße mit dem latenten Konstrukt zusammenhänge wie Item y_2 ($\lambda_{11} \neq \lambda_{21}$).

Die Gemeinsamkeit derartig beschriebener Items mit Blick auf ein gemeinsames latentes Konstrukt beschränken sich somit darauf, daß sie mit genau diesem und nicht mit einem anderen betrachteten Konstrukt zusammenhängen. Weder die Ladungen sind restringiert, noch wird eine Gleichheit der Fehlervarianzen unterstellt. Dieses Modell nennt man *kongenerisch* (Carmines & McIver, 1981; Jöreskog & Sörbom, 1996; Steyer & Eid, 2001).

⁷⁸ Gleichwohl haben Mittelwerte und Summenscores nicht zu übersehende Vorteile vor allem in der Handhabbarkeit und Kommunizierbarkeit. Es wäre vollkommen wirklichkeitsfremd, eine Ablösung dieser Praxis anzumahnen oder gar zu erwarten, wie wünschenswert dies auch immer sein mag.

Als Modellgleichung ergäbe sich aus dem Gesagten daher

$$\begin{aligned} x_1 &= \lambda_1 \xi + \delta_1 \\ x_2 &= \lambda_2 \xi + \delta_2 \\ &\vdots \\ x_i &= \lambda_i \xi + \delta_i \end{aligned} \quad [4.17]$$

wobei die Indizierung der Ladungen λ und der Fehlervarianzen δ auf die (zugelassene) Ungleichheit hinweist. Dieses Modell stellt auf der Mikroebene den liberalsten Fall mit den am wenigsten strengen Annahmen dar.⁷⁹

b) Meßmodell essentiell τ -äquivalenter Variablen

Es ist jedoch denkbar und aus Sparsamkeitsgründen fraglos wünschenswert, daß die unstandardisierten Ladungen alle als gleich unterstellt werden ($\lambda_{11} = \lambda_{21} = \lambda$).⁸⁰

Dieser Spezialfall des kongenerischen Meßmodells wird als *Meßmodell essentiell τ -äquivalenter Variablen* bezeichnet. Als Folge der verschiedenen Fehlervarianzen unterscheiden sich die standardisierten Pfadkoeffizienten zwischen manifesten Items und latentem Konstrukt (Allen & Yen, 1979; DeVellis, 1991, S. 22).⁸¹ In der Modellgleichung [4.18] kann somit auf den Index für die Ladungen verzichtet werden, um deren Invarianz zu symbolisieren:

$$\begin{aligned} x_1 &= \lambda \xi + \delta_1 \\ x_2 &= \lambda \xi + \delta_2 \\ &\vdots \\ x_i &= \lambda \xi + \delta_i \end{aligned} \quad [4.18]$$

Die Fehlervarianzen bleiben hingegen itemspezifisch und tragen daher weiterhin den Index i .

⁷⁹ Noch liberaler ist das sog. general factor model (Carmines & McIver, 1981; Long, 1983; DeVellis, 1991, S.22)

⁸⁰ Da die Fehler nicht restringiert sind und voneinander verschieden sein können, sind die standardisierten Ladungen nicht gleich. Dies impliziert ebenfalls, daß Mittelwerte und Varianzen der Items variieren können, was der Realität sehr entgegenkommt.

⁸¹ Vgl. auch die Diskussion zum »domain sampling model« (Hudson & Faul, 1998)

c) Parallelttestmodell

Die strengste hier eingeführte Annahme fordert neben der Gleichheit der Ladungen zusätzlich die Übereinstimmung der Fehlervarianzen.

$$\begin{aligned}x_1 &= \lambda \xi + \delta \\x_2 &= \lambda \xi + \delta \\&\vdots \\x_i &= \lambda \xi + \delta\end{aligned}$$

[4.19]

Dies impliziert u.a. die Gleichheit aller paarweisen Korrelationen der Items⁸², ihrer Mittelwerte und ihrer Varianzen, wobei diese rigorose Annahme zumindest auf I-temebene »realitätsfern« ist. Das Parallelttestmodell hat gleichwohl vor allem dann seine Berechtigung, wenn auf der Basis aggregierter Werte (z.B. Testhälften, Testlets, Itemparcels) gerechnet wird.

4.2.5.2. Berücksichtigung der Kodierrichtung der Items

In der Praxis der Skalenkonstruktion hat sich weitestgehend die Überzeugung durchgesetzt, daß sogenannte Antwortverzerrungen (*response bias*) die Reliabilität und vor allem die Validität von Fragebogenerhebungen erheblich gefährden können (vgl. 2.2.4.1, S.35ff.). Solche Verzerrungen können kurzfristig als situativ induzierte Antworttendenz auftreten (*response sets*) oder aber relativ überdauernd durch einen persönlichkeitspezifischen Antwortstil (*response style*) hervorgerufen werden (Jackson & Messick, 1957; Wiggins, 1973; Angleitner & Wiggins, 1986).⁸³ Gerade letzteres ist kritisch, da hier eine verdeckte Konfundierung des Skaleninhalts mit dem konsistenten Antwortstil möglich ist. Für den konkreten Fall der Erfassung von Autoritarismus mit Selbstberichtsmethoden ist sogar durchaus wahrscheinlich, daß Befragte mit einer starken Tendenz zur Unterordnung unter Autoritäten auch einen Antwortstil aufweisen, der sie allen Items relativ unabhängig vom Inhalt zu-

⁸² Alle Korrelationen werden »erklärt« durch den Einfluß der latenten Variable. Die Korrelation zwischen zwei Variablen x_1 und x_2 ist das Produkt der Pfadkoeffizienten, die diese manifesten Variablen mit der latenten Variable »verbinden«. Aus der Gleichheit aller Pfadkoeffizienten folgt zwingend die Gleichheit aller paarweisen Produkte.

⁸³ Mögliche Ursachen sind hier z.B. der Aufforderungscharakter (demand characteristic) der Situation, Kontexteffekte durch vorhergegangene Items oder aber auch Zeitdruck bei der Erhebung.

stimmen läßt: dies entspricht durchaus dem alltagspsychologischen Verständnis der autoritär-unterwürfigen »Ja-Sager« (*yeasayers*).

Die Antwortverzerrung durch Zustimmung (*acquiescence*)⁸⁴ wurde bereits relativ früh beschrieben (Lentz, 1930; 1938) und intensiv beforscht (z.B. Couch & Keniston, 1961; Messick & Jackson, 1957; Mahler, 1962; Ayidiya & McClendon, 1990; Paulhus, 1991; Billiet & McClendon, 2000)⁸⁵. Einigkeit besteht vor allem darin, daß die Einstellungsforschung stärker unter diesem Problem leidet als etwa die Persönlichkeitsforschung (Bentler et al., 1971; Bentler, Jackson & Messick, 1972; Samelson, 1972).

Besonders gefährdet erscheinen Skalen mit sehr komplexen Items (Schuman & Presser, 1977; Presser & Schuman, 1980; Schwarz, Groves & Schuman, 1998). Ferner verstärkt sich die Zustimmungstendenz durch Unsicherheit bzw. wird durch diese überhaupt erst ausgelöst (Peabody, 1966). Beide Umstände sind bei der Erfassung von Autoritarismus gegeben: einerseits enthält die RWA-Skala ebenso wie die meisten Varianten und Derivate der F-Skala sehr lange, hochkomplexe Items, andererseits wird Unsicherheit der Befragten in verschiedenen Ansätzen der Autoritarismusforschung als zentrales Konzept diskutiert (Freund, Kruglanski & Shpitajzen, 1985; Doty et al., 1991; Oesterreich, 1996).

Im Ergebnis der Debatte über den Einfluß von Antworttendenzen und -stilen wird eine Konsequenz fast ausnahmslos als sinnvoll angesehen: In aller Regel wird bei der Skalenkonstruktion der Versuch unternommen, etwa die Hälfte der Items

84 Es gibt neben der Zustimmungstendenz auch eine Reihe anderer Verzerrungen wie etwa

- die Neigung zu extremen oder aber eher mittleren Antworten (extremity response bias ERB vs central tendency vgl. van der Kloot, Brouwer & Willemsen, 1982; van der Kloot, Kroonenberg & Bakker, 1985),
- soziale Erwünschtheit (social desirable responding SDR, faking good, faking bad z.B. Paulhus, 1991; Couch & Keniston, 1961; Edwards & Walker, 1961; Martin, 1964; Pedersen, 1967; Ritter & Dickson, 1985; Rigby, 1987),
- devianter Antwortstil (Goldberg & Slovic, 1967; Berg, 1967),
- nachlässiges Antworten (careless responding Meehl & Hathaway, 1946; Hathaway & Meehl, 1947)
- konsistentes Antworten (Dillehay, Insko & Smith, 1966; Dillehay & Jernigan, 1970) oder auch
- das Auslassen von Items (Cronbach, 1946).

85 PsycInfo weist von 1887 bis 2001 über 500 Einträge zum Suchbegriff *acquiescence* auf.

entgegen der Merkmalsrichtung zu formulieren⁸⁶. Das dahinterliegende Rationale ist offenbar: um einen hohen Wert auf der Gesamtskala zu erlangen genügt es nicht, alle Items zu bejahen. Da die Hälfte der Items umgepolt ist, würde die Auswertungsvorschrift konservativ zu einem mittleren Skalenwert führen. Dies gilt für das *yeasaying* ebenso wie für das *naysaying*. Diese Art der balancierten Skalenkonstruktion mag die Verzerrungen schon an sich mildern; darüber hinaus gibt es eine Reihe von Vorschlägen, wie die Antworttendenzen *post hoc* statistisch kontrolliert werden könnten (Webster, 1958; Paulhus, 1981; 1991; Paulhus, Bruce & Trapnell, 1995; Winkler, Kanouse & Ware, 1982 und die nachfolgende Polemik bei Ray, 1984a; 1984e). Nach der heißen Phase der Debatte über die mehr oder minder großen Gefahren von Antworttendenzen in den 1960er Jahren sind die Lager mittlerweile stark polarisiert. Leonard Rorer (1965) bezeichnete das Problem der Zustimmungstendenz radikal als Mythos. Wie auch immer man dazu stehen mag, das Balancieren von Einstellungsskalen ist ein anerkannter Kompromiß, da das Ergebnis mit und ohne Existenz von Antworttendenzen konservativ ist und mithin wenig Schaden entstehen kann.

Die vorangegangenen Überlegungen zu Antworttendenzen vor allem unter Unsicherheit und Bedrohung legen nahe, daß es sowohl theoretisch begründet ist als auch empirisch sinnvoll sein wird, die Besonderheiten der positiven bzw. negativen Items *a priori* mit in das Meßmodell aufzunehmen.

Die Ergebnisse der eigenen hier vorgestellten Studien zeigen deutlich das Problem der Zustimmungstendenz. Die RWA³D-Skala ist sowohl inhaltlich als auch formal balanciert. Von den 12 Items sind jeweils 6 positiv bzw. negativ formuliert (vgl. Abschnitt 5.2.3 S.138 ff.).⁸⁷ Der Skalenwert der RWA³D korreliert deutlich ($r=.28$) mit der Differenz aus positiven und negativen Items. Noch höher ist der Zusammenhang mit den positiv formulierten Aussagen ($r=.67$).

⁸⁶ Niedrige Itemantworten weisen auf eine *hohe* Ausprägung des zugrundeliegenden latenten Konstrukts hin.

⁸⁷ »Negativ formuliert« heißt hier ausdrücklich nicht, daß die Items Satzkonstruktionen mit Verneinungen enthalten. Vielmehr ist es vonnöten, das *konzeptionelle* »Gegenteil« zu finden und dann positiv zu erfragen. Dies ist äußerst problematisch und bedarf eingehender Diskussion an anderer Stelle, da nicht immer klar ist, was das »Gegenteil« etwa von autoritärer Aggression oder autoritärer Unterwürfigkeit ist.

Pearson Correlation				
	protraits	contraits	global scale mean	difference protraits-contraits
protraits				
contraits	.512**			
global scale mean	.902**	.832**		
difference protraits-contraits	.669**	-.295**	.284**	

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Tabelle 6: Zustimmungstendenz in den Studien mit der RWA^{3D}

Die orthogonale Struktur der Items mit drei zugrundeliegenden *inhaltlichen* Dimensionen und zwei *formalen* Gruppen (positiv vs negativ) erinnert an Multitrait-Multimethod-Designs. Strukturell lassen sich die Subdimensionen Autoritäre Aggressivität, Unterordnung und Konventionalismus als »Traits« i.S. des MTMM-Ansatzes verstehen, die positiv bzw. negativ formulierten Items bilden jeweils eine Methode zur Erfassung ein und desselben Traits. Aus diesem Grunde lassen sich in Analogie zum Vorgehen bei der Auswertung von MTMM-Matrizen auch ähnliche Auswertungsstrategien anwenden.

Es gibt eine Reihe multivariater statistischer Methoden zur Auswertung von MTMM-Designs und Methodenfaktoren. Konfirmatorische Faktorenanalysen sind dafür in den 1990er Jahren aus gutem Grund zur *via regia* geworden (Millsap & Everson, 1993; Millsap, 1995; Schmitt & Stults, 1986; Wothke & Browne, 1990; Wothke, 1995; Eid, 2000). Die Vorteile liegen auf der Hand: Mit Hilfe der CFA gelingt eine getrennte Evaluation der diskriminanten und konvergenten Validität bis auf die Itemebene, eine analytische Aufspaltung der Varianz in Trait-, Methoden- und Fehleranteile sowie eine Schätzung der schrumpfungskorrigierten (disattenuierten) Korrelation zwischen den Traits (Byrne & Goffin, 1993). Anwendungsbeispiele finden sich etwa im Zusammenhang mit Rosenbergs Selbstwertskala (Salgado & Iglesias, 1995; Tomás & Oliver, 1999; Marsh, 1996) oder Maskulinität und Femininität (Marsh, Antill & Cunningham, 1989).

Den Vorteilen der CTCM⁸⁸-Modelle stehen jedoch auch eine Reihe schwerwiegender Nachteile gegenüber. Für eine ausführlich Diskussion wird auf Eid (2000) verwiesen.

⁸⁸ CTCM=Correlated-Trait-Correlated-Method

Neben der Einführung von Methodenfaktoren in ein $CTCM$ -Modell bietet sich eine weitere Modellklasse zur Berücksichtigung der Itemformulierung an: die sogenannten $CTCU$ ⁸⁹-Modelle (Marsh, 1989; Marsh & Bailey, 1991; Marsh & Hocevar, 1988). Bei diesen Modellen wird die Diagonalität der Fehlermatrix aufgegeben und das Kovariieren aller Meßfehler jeweils einer Methode zugelassen. Für den vorliegenden Fall gäbe es daher drei $CTCU$ -Modelle: zugelassene Fehlerkovarianz zwischen allen negativen (1) oder allen positiven Items (2) sowie schließlich die Kombination aus beiden Modellen (3)⁹⁰.

Ein entscheidender Unterschied zwischen $CTCM$ - und $CTCU$ -Modellen liegt in den Annahmen über die Dimensionalität der Methodenfaktoren und deren Zusammenhang untereinander. In $CTCM$ -Modellen lassen sich Hypothesen über die Orthogonalität von Methodenfaktoren prüfen, was bei $CTCU$ -Modellen nicht möglich ist. Letztere hingegen sind liberaler in der Annahme der Dimensionalität des Methodenfaktors.⁹¹

Im vorliegenden Fall wird ein relativ rigides $CTCM$ -Modell mit nur einem Methodenfaktor angepaßt, mit dem der Besonderheit der positiven bzw. negativen Items Rechnung getragen wird. Alle Ladungen von den negativen Items auf den Methodenfaktor wurden auf 1.0 fixiert, womit hier Eindimensionalität getestet wird. Empirisch wird dies wohl nicht das Optimum sein, allein die Definition des Methodenfaktors ist auf diese Weise wesentlich sauberer. Dieses Kriterium soll hier ausdrücklich im Vordergrund stehen. Es geht nicht um eine gute Modellanpassung um jeden Preis, sondern um eine methodisch sparsame und wohldefinierte Begründung adäquater Meßmodelle. Das nachfolgende Suchen von *a posteriori* verbesserten Modellen bleibt davon unberührt.

4.2.6. Inhaltsgeleitete Verbesserungen

Die beiden vorangegangenen Abschnitte haben begründet, welche *inhaltsfernen formalen* Eigenschaften der Items sich mit Modifikationen des Meßmodells besser beschreiben lassen: aus theoretischer Sicht sollte ein kongenerisches Modell mit

⁸⁹ $CTCU$ =Correlated-Trait-Correlated-Uniqueness

⁹⁰ Bei letzterem Modell gibt es häufig Identifikationsprobleme.

⁹¹ $CTCM$ -Modelle bilden eindimensionale Methodenfaktoren ab, während $CTCU$ -Modelle auch mehrdimensionale Methodenfaktoren erfassen können.

Methodenfaktor die Kovarianzstruktur der Items besser beschreiben als strengere Meßmodelle ohne die Berücksichtigung eines Methodenfaktors. Das zentrale Anliegen dieser Arbeit ist selbstredend das Begründen und Prüfen alternativer Meßmodelle, die die *inhaltliche* Struktur der Items widerspiegeln.

Wie an anderer Stelle ausführlich begründet, wird Autoritarismus als komplexes Konstrukt mit mehreren Facetten oder Subdimensionen verstanden. Die Aufgabe muß daher darin bestehen, ein Meßmodell vorzuschlagen, das sowohl das Gemeinsame der Items widerspiegelt (Autoritarismus) als auch der Besonderheit bestimmter Itemgruppen Rechnung trägt. Abbildung 5 (a) zeigt das Einfaktormodell, (b) symbolisiert durch die zugelassene Kovarianz der Fehlervarianzen das Gemeinsame der Items der Subdimensionen.⁹²

In Analogie zur Begrifflichkeit der Multitrait-Multimethod-Debatte gilt es, die diskriminante Validität der einzelnen Subdimensionen zu zeigen. Die Konvergenz dürfte außer Frage stehen, weil durch die Erhebungspraxis implizit eine perfekte konvergente Validität unterstellt wird.

Die hier vorgeschlagene Veränderung des Meßmodells ist augenfällig: dem *einen* erklärenden Konstrukt »Autoritarismus« werden alternativ drei latente Variablen gegenübergestellt, die jeweils eine der theoretischen Subdimensionen erklären. Der starken Gemeinsamkeit dieser Facetten wird Rechnung getragen, indem die Korrelation dieser Faktoren erlaubt wird.

⁹² Die RWA³D-Skala hat 12 Items. Zur Veranschaulichung genügen hier 6 Items, die jeweils zwei Items symbolisieren. Eine Aggregation impliziert das indes nicht.

In Abwandlung des Modells in Abbildung 5 (b) wird für jede Subdimension ein latenter Faktor eingeführt. Dies ist eine äquivalente Darstellung der spezifischen Struktur mit zugelassenen Kovarianzen zwischen den Meßfehlern, ist jedoch für den hier vorliegenden Fall anschaulicher.

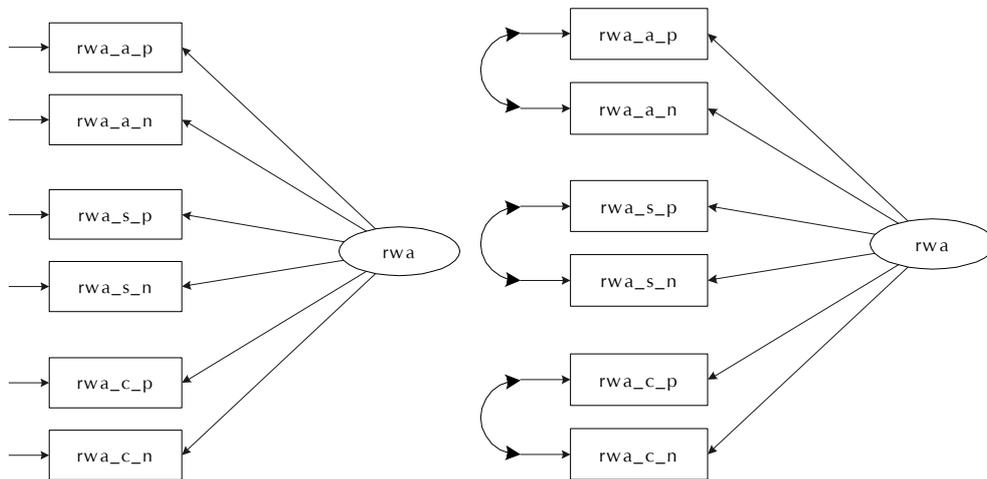


Abbildung 5: Vom Einfaktormodell zum Dreifaktormodell

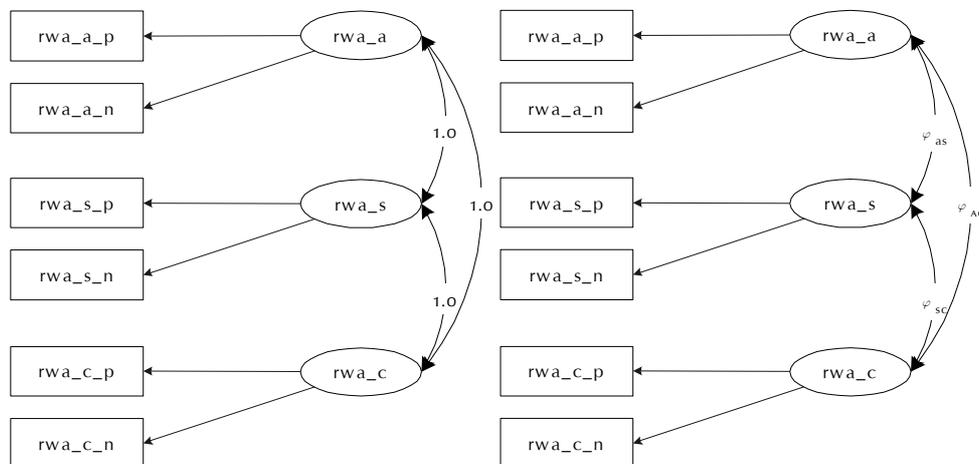


Abbildung 6: Vom Einfaktormodell zum Dreifaktormodell

Abbildung 6 verdeutlicht, daß es sich beim Ein- und Dreifaktormodell (a) und Dreifaktormodell (b) um geschachtelte Modelle handelt. Das Einfaktormodell ist ein strenger Spezialfall des Dreifaktormodells insofern, als bei ersterem die Korrelationen zwischen den latenten Konstrukten als 1.0 unterstellt werden. Diese Restriktion wird beim Dreifaktormodell (b) relaxiert.

Gleichzeitig muß unterstrichen werden, daß das Dreifaktormodell nicht allzu liberal ist. Letztlich ist die kategorische Zuordnung der Items zu einem und nur einem Faktor von einer gewissen Ausschließlichkeit. Sekundärladungen der Items auf andere Faktoren sind explizit ausgeschlossen; die Assoziation aller Items wird lediglich über die latenten Konstrukte und deren Kovarianz vermittelt.

4.3. Synthese der *a priori* Modifikationen

Die herkömmliche Praxis der Auswertung der RWA (und anderer Skalen zur Einstellungsmessung und Persönlichkeitsdiagnostik) besteht in einer Mittelwerts- oder Summenbildung. Beiden Methoden sind drei strenge und nicht explizierte Annahmen gemein (Tabelle 7 linke Spalte).⁹³

Den genannten impliziten Setzungen der Mittelwertsbildung entspricht am ehesten ein Paralleltestmodell (1) ohne Methodenfaktor (2) und lediglich einer zugrundeliegenden latenten Variablen (3). Dieses Meßmodell soll daher als Referenzmodell der herkömmlichen zu kritisierenden Praxis dienen.

⁹³ Die genaue »Übersetzung« der Mittelwerts- bzw. Summenbildung in Strukturgleichungsmodelle gelingt durch das direkt formative Modell (vgl. 4.2.3.2 S.89 ff.), bei dem alle Items fehlerfrei eine latente Variable perfekt »erklären« und dabei kovariieren dürfen. Die latente Variable ist dabei endogen und lediglich eine Linearkombination aus den formativen Indikatoren. Durch die zugelassene Kovariation zwischen den Indikatoren ist das Modell jedoch gesättigt, hat keine Freiheitsgrade und ist damit nicht testbar. Es paßt immer perfekt.

Aus dem Gesagten folgen zwingend die drei Modifikationsrichtungen (Tabelle 7 rechte Spalte):

Implizite Setzungen der herkömmlichen Praxis	Abgeleitete Modifikationsrichtungen
1. Alle Items sind gleichwertige Indikatoren für das zu Messende. Sie gehen somit ungewichtet und meßfehlerfrei ein.	Es wird eine Gewichtung der Items eingeführt und der zufällige Meßfehler in das Meßmodell einbezogen.
2. Alle Items messen dasselbe, auch wenn sie beim Auswerten umgepolt werden.	Der Kodierrichtung der Items wird durch Einführen eines Methodenfaktors Rechnung getragen.
3. Das Gemeinsame aller Items läßt sich mit lediglich <i>einem</i> Faktor beschreiben.	Die Kovarianzstruktur der Items wird durch drei korrelierte Faktoren statt durch lediglich einen erklärt.

Tabelle 7: Herkömmliche Mittelwertbildung und Modifikationslinien

In der Modifikationsrichtung der Mikroebene des Meßmodells werden das kongenerische, τ -äquivalente und das Paralleltestmodell verglichen (3 Stufen). Alle Modelle werden sowohl ohne als auch mit (einem) Methodenfaktor angepaßt (2 Stufen). Schließlich werden jeweils Dreifaktormodelle gegen das Einfaktormodell getestet (2 Stufen). Entlang dieser abgeleiteten Modifikationslinien lassen sich demnach $12=3 \times 2 \times 2$ alternative Meßmodelle gegeneinander vergleichen (vgl. Abbildung 10).

Die systematische Ableitung der Modifikationen führt zu einer dreidimensionalen hierarchischen Schachtelungs- oder Nestungsstruktur der zwölf Modelle. Diese ist notwendig, um Modellvergleiche mittels des χ^2 -Differenzentests durchführen zu können. Alle Modelle jeweils einer Modifikationslinie folgen dieser Struktur: Alle τ -äquivalenten Meßmodelle sind *ceteris paribus* Spezialfälle der liberalen kongenerischen Modelle insofern, als sie die Gleichheit der Ladungen fordern. Die Paralleltestmodelle fordern zusätzlich die Gleichheit der Fehlervarianzen und sind somit Spezialfälle sowohl der τ -äquivalenten als auch der kongenerischen Modelle.⁹⁴

⁹⁴ In Abgrenzung zu den theoretischen Modellen nenne ich die empirisch zu prüfenden nicht τ -äquivalent, sondern η -äquivalent.

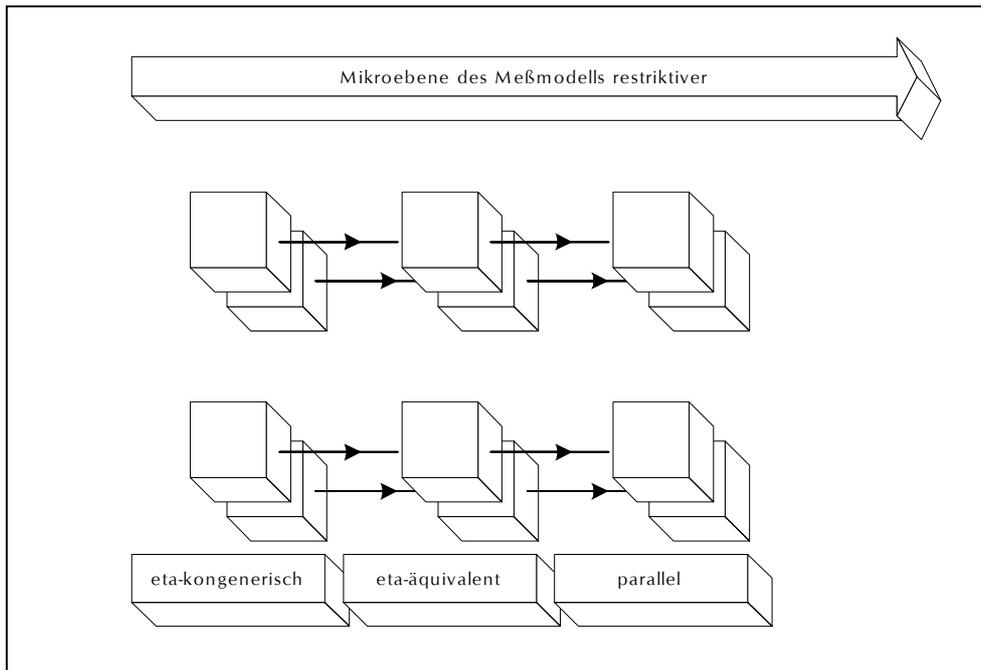


Abbildung 7: Nestungsstruktur Mikroebene des Meßmodells

Sinngemäßes gilt für die Modifikationslinie, die die Anzahl der Faktoren variiert. Diese Veränderung läßt sich als Festsetzung der Kovarianzen φ zwischen den drei latenten Faktoren auf 1.0 schreiben. Somit wird deutlich, daß die Einfaktormodelle – wiederum *ceteris paribus* – Spezialfälle der hier diskutierten Dreifaktormodelle und daher in diese geschachtelt (*nested*) sind (Abbildung 8).

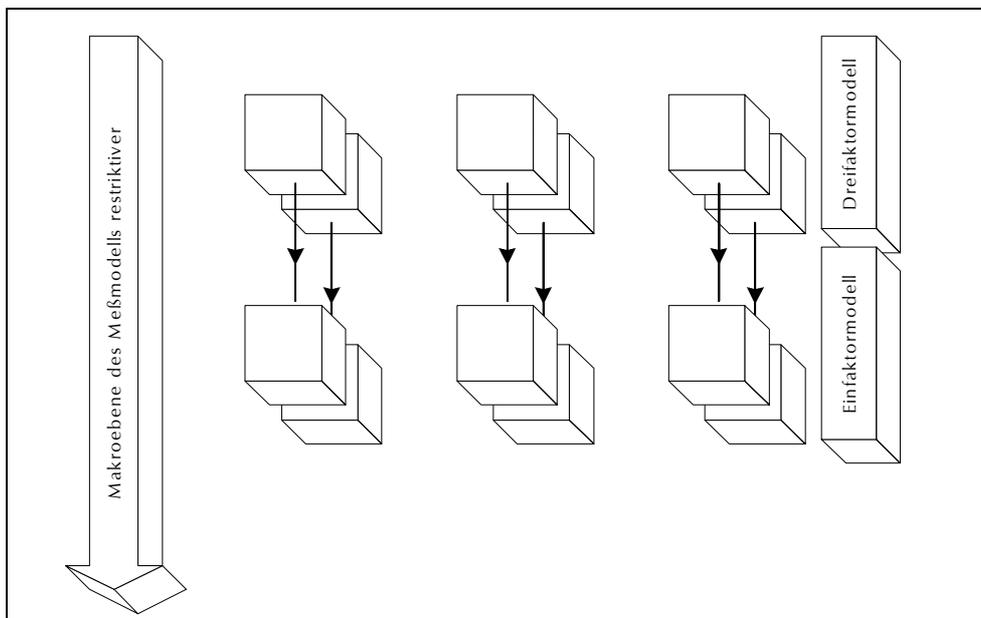


Abbildung 8: Nestungsstruktur hinsichtlich der Anzahl der Faktoren

Schließlich sind die alternativen Modelle auch entlang der dritten Modifikationslinie geschachtelt. Dies ist etwas schwieriger zu erkennen; intuitiv würde man Modelle mit Methodenfaktoren als Spezialfälle von Modellen ohne Methodenfaktoren erwarten. Umgekehrtes ist der Fall: Die Modelle *mit* Methodenfaktoren sind liberaler, da die Varianz des Methodenfaktors frei geschätzt wird. Die Absenz des Methodenfaktors läßt sich hingegen augenfällig als Methodenfaktor mit der Varianz 0 schreiben.

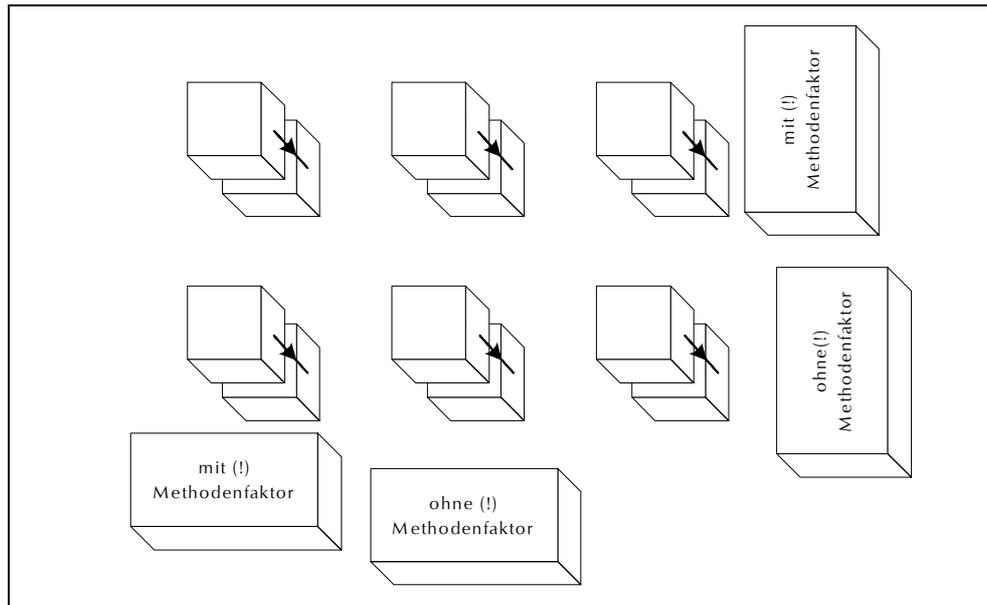


Abbildung 9: Nestungsstruktur hinsichtlich der Methodenfaktoren

Synthetisiert man die Nestungsstrukturen der verschiedenen Modifikationslinien, so gelangt man zur Systematik aller 12 hier diskutierten alternativen Meßmodelle (Abbildung 10).

Neben den offensichtlichen 20 direkten Nestungsbeziehungen⁹⁵ gibt es weitere, die sich durch Transitivität erklären. Dabei ist bemerkenswert, daß die Nestung auch über mehrere der hier so genannten Modifikationslinien hinweg gilt⁹⁶.

⁹⁵ Pfeile in der Abbildung

⁹⁶ Hier erweist sich der praktische analytische Nutzen der hier vorgestellten Systematik. Will man bspw. wissen – weil man die Modelle mit dem χ^2 -Differenzentest vergleichen will – ob etwa das η -äquivalente Einfaktormodell ohne Methodenfaktor unter das kongenerische Dreifaktormodell mit Methodenfaktor geschachtelt wäre, so überprüft man, ob sich ein Pfad zwischen den Modellen ziehen läßt. Dies ist im genannten Beispiel der Fall, nicht jedoch bspw. zwischen dem η -äquivalenten Einfaktormodell ohne Methodenfaktor und jedem der vier kongenerischen Modelle.

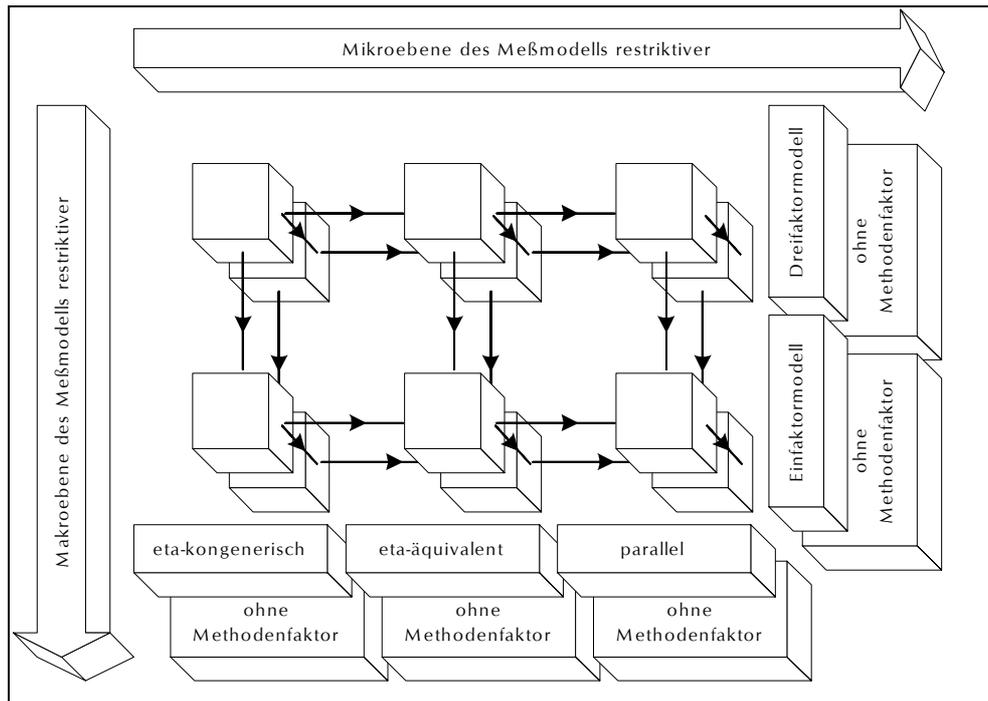


Abbildung 10: Systematik der alternativen Meßmodelle

Zwei Modelle sind von den anderen deutlich verschieden: ausnahmslos alle weiteren elf Modelle sind unter das kongenerische Dreifaktormodell mit Methodenfaktor genestet. Das andere Extrem wird durch das einfaktorielle Parallelttestmodell ohne Methodenfaktor gebildet, unter welches nicht eines der elf weiteren Modelle geschachtelt ist. Während ersteres⁹⁷ das hier vorgeschlagene theoretisch begründbare Optimum darstellt, kommt letzteres⁹⁸ der herkömmlichen Mittelwerts- oder Summenbildung am nächsten (Abbildung 11)⁹⁹.

⁹⁷ Oben links vorn.

⁹⁸ Unten rechts hinten.

⁹⁹ Alle Fehler- bzw. Residualterme sind in der Darstellung weggelassen.

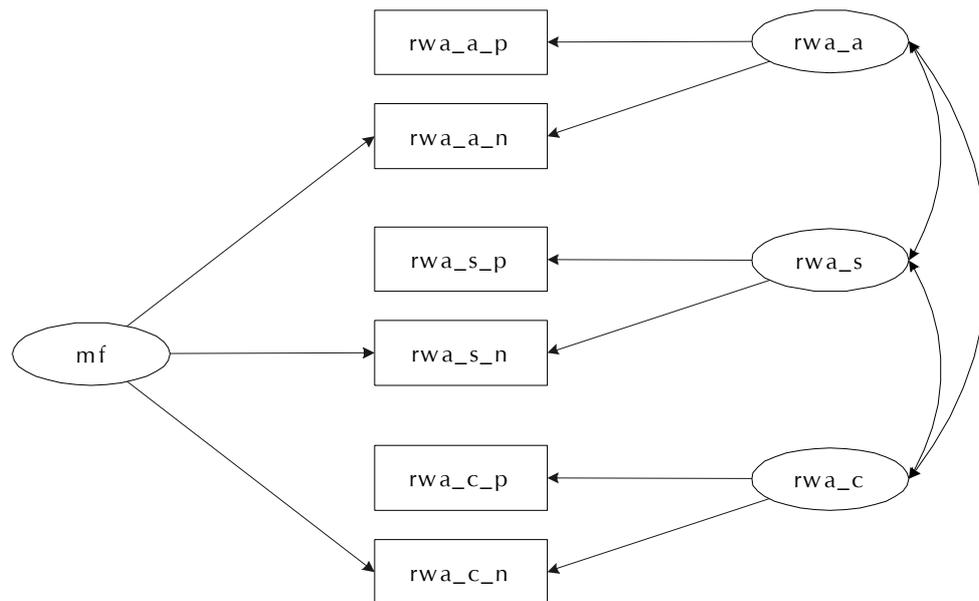


Abbildung 11. Theoretisch begründetes optimales Meßmodell

So sind die hier vorgeschlagenen und geprüften alternativen Modelle mitnichten willkürlich ausgewählt, sondern befinden sich sämtlich im Spannungsfeld, das durch die beiden Extreme aufgespannt wird.

4.4. Weitere Elaboration des Meßmodells

Das nunmehr vorgeschlagene Modell (Abbildung 11) berücksichtigt die Kodierrichtung der Items durch einen Methodenfaktor und trägt zudem der *inhaltlichen* Struktur Rechnung, indem drei korrelierte (oblique) Faktoren statt nur eines eingeführt wurden. All diese latenten Variablen sind Faktoren erster Ordnung.

Es kann jedoch im Interesse einer besseren Interpretierbarkeit sinnvoll sein, weitere alternative Modelle in Betracht zu ziehen. Hierbei geht es ausdrücklich nicht um ein datengetriebenes, fetischistisches und theorieloses Anpassen (*overfitting*, »*post hockery*«¹⁰⁰). Im Blickpunkt stehen theoriegeleitete Umformulierungen, die teilweise gar mathematisch äquivalent sind.

4.4.1. Faktor zweiter Ordnung

Die Korrelation der drei inhaltlichen Faktoren könnte alternativ durch einen zugrundeliegenden Faktor zweiter Ordnung erklärt werden.

¹⁰⁰ Vgl. <http://bama.ua.edu/cgi-bin/wa?A2=ind0109&L=SEMNET&P=R3075>

Das faktoranalytische Modell zweiter Ordnung (Abbildung 12) unterstellt *a priori*, daß

1. die Zusammenhangsstruktur der Items der RWA³D durch drei korrelierte Faktoren sowie einen Faktor höherer Ordnung zu erklären ist,
2. jedes Item eine von 0 verschiedene Ladung auf einem der Faktoren sowie Null-Ladungen auf den jeweils anderen Faktoren hat,
3. die Fehlervarianzen unkorreliert sind, sowie die Kovariation der drei Faktoren erster Ordnung vollständig durch ihre Regression auf einen Faktor zweiter Ordnung erklärt wird.

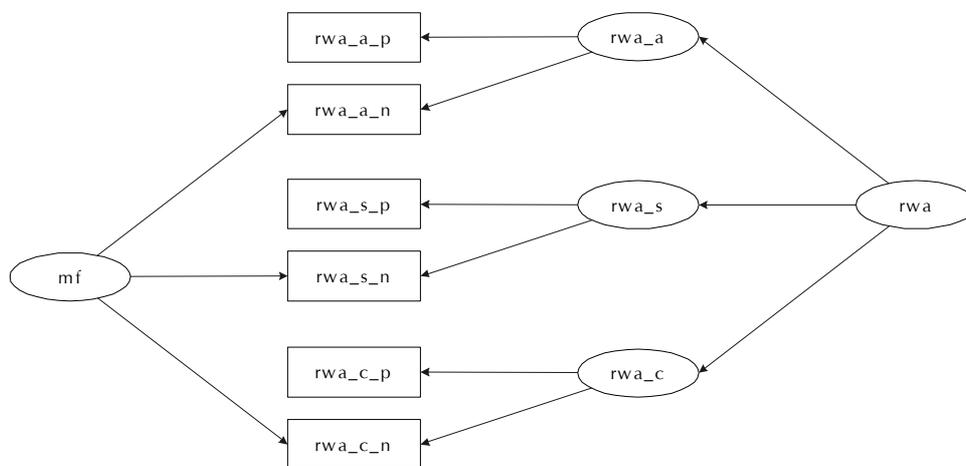


Abbildung 12: Modell zweiter Ordnung

Dieses Modell entspricht weitgehend dem intuitiven Verständnis eines zugrundeliegenden Konstrukts »Autoritarismus«, das sich in drei Unterformen aufspaltet und zugleich deren Gemeinsames symbolisiert.

Bei drei Faktoren erster Ordnung stellt das Einführen eines Faktors zweiter Ordnung lediglich eine äquivalente Umformung dar. Das Modell ist gerade identifiziert, so daß der Anpassungstest nicht die Struktur zweiter Ordnung prüfen kann. Dies wäre erst bei *vier* latenten Konstrukten auf der ersten Ebene möglich. Es läßt sich dann zeigen, daß das Modell mit Faktoren zweiter Ordnung ein Spezialfall des *group-factor-model* mit mehreren korrelierten Faktoren erster Ordnung ist.

4.4.2. Generalfaktor

Ganz Ähnliches wird durch das Generalfaktor- oder Bi-Faktor-Modell beschrieben: Das Gemeinsame der Itemantworten ist auf *ein* zugrundeliegendes Konstrukt

zurückzuführen («rwa» in der Abbildung 13 oben links). Zusätzlich zu diesem Generalfaktor »Autoritarismus« wird Restvarianz durch drei spezifische Faktoren erklärt (rechts in Abbildung 13).

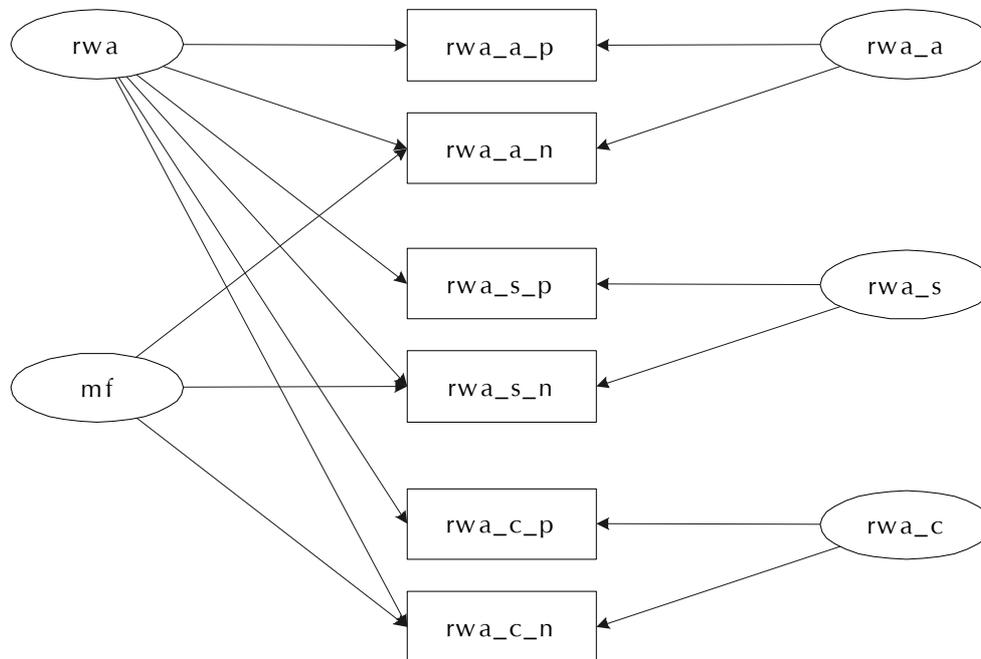


Abbildung 13: Modell mit Generalfaktor

Unter bestimmten Bedingungen sind das vorgenannte Modell zweiter Ordnung (Abbildung 12, S.110) und das Generalfaktormodell äquivalent, wie sich leicht zeigen läßt. Auf den Beweis wird hier verzichtet (weiterführend: Rindskopf & Rose, 1988; Mulaik & Quartetti, 1997; Yung, Thissen & McLeod, 1999).

Angesichts der hierarchischen Überführbarkeit der einzelnen Modelle und der Äquivalenz, die bei bestimmten Restriktionen gilt, stellt sich die Frage nach dem Sinn. Diese läßt sich jedoch faßlich mit dem Hinweis beantworten, daß hierdurch die Möglichkeit eröffnet wird, die Modellauswahl nicht nach statistischen, sondern nach *theoretisch* plausiblen und modellökonomischen Kriterien zu treffen.

4.4.3. Alternative Ansätze zur Modellierung der Kodierrichtung der Items

In den bisherigen Modellen wurde der Kodierrichtung der Items dadurch Rechnung getragen, daß ein zusätzlicher Faktor die Gemeinsamkeit der entgegen der Merkmalsrichtung formulierten Items und gleichzeitig deren (gemeinsamen) Unterschied zu den positiv formulierten *protraits* beschreibt. Dieser Faktor ist mit je-

weils gleichen Ladungen mit den Indikatorvariablen assoziiert, was seine wohldefinierte Interpretierbarkeit garantiert.

4.4.3.1. Kongenerische Methodenfaktoren

Empirisch mag sich jedoch diese Gleichheitsrestriktion der Ladungen nicht halten lassen. Sehr wahrscheinlich ließe sich durch Liberalisierung der Ladungen die globale Modellanpassung verbessern. Dies geschähe jedoch um den Preis der sauber begründeten Interpretierbarkeit.

4.4.3.2. Korrelierte Methodenfaktoren

Die Verwendung zweier Methoden (nämlich positiv und negativ formulierter Items) zur Erfassung eines Konstrukts (in diesem Falle Autoritarismus) hätte in den klassischen Ansätzen zur Multitrait-Multimethod-Auswertung (MTMM) zwei Methodenfaktoren impliziert (4.2.5.2, S. 97ff.). Es liegt jedoch neben weniger offensichtlichen statistischen Problemen zumindest ein inhaltliches auf der Hand: Es ist bei der Interpretation ungeklärt, worin der Unterschied zwischen Trait und Methode besteht. Auf abstrakter, struktureller Ebene ist dies nicht entscheidbar (vgl. auch Eid, 2000).

Bei den hier vorliegenden zwei »Methoden« ($m=2$) und der von Kenny und Kashy (1992) sowie in elaborierter Weise von Eid (2000) vorgeschlagenen Verwendung von $m-1$ Methodenfaktoren ist die Frage zugelassener oder ausgeschlossener Kovarianz zwischen den Methodenfaktoren irrelevant, da es nur einen gibt. Bei mehr als zwei Methoden gäbe es hier jedoch weiteren Gestaltungsspielraum.

4.4.3.3. Korrelierte Meßfehlervarianzen – CTCU

In der Literatur zur Auswertung von MTMM-Daten mit Hilfe von Strukturgleichungsmodellen wird ein alternativer Ansatz diskutiert, der die bekannten Probleme mit korrelierten Methodenfaktoren überwinden soll.

Bei diesem *correlated trait/correlated uniqueness* Modell (CTCU) mit der Modellgleichung

$$Y_{ij} = \lambda_{ij}\eta_i + \varepsilon_{ij} \quad [4.20]$$

gilt neben der Annahme korrelierter Traits η_i , daß alle Fehlervarianzen ε_{ij} mit gleichem Index i untereinander korrelieren dürfen (Kenny & Kashy, 1992; Marsh & Grayson, 1995; Eid,

2000). Diese Modelle konvergieren meist in zulässige Lösungen mit akzeptablem Fit. Da es jedoch keine Methodenfaktoren gibt, lassen sich keine Modellvarianten testen, die die Korrelation der Methodenfaktoren thematisieren (4.4.3.2 Korrelierte Methodenfaktoren). Zudem ist die systematische (Methoden)Varianz nicht von der unspezifischen Meßfehlervarianz zu scheiden, sondern vielmehr mit dieser konfundiert.

CTCV-Modelle sind demgemäß zwar meist eine gute Annäherung an die Daten; dies wird jedoch damit erkaufte, daß die Modelle inhaltlich schwerer interpretierbar und die mehrdimensionalen »Methodenfaktoren« nicht wohldefiniert sind.

4.4.3.4. Sechs Faktoren

Es sind hinsichtlich der Übertragbarkeit des Methodenfaktorkonzepts auf die hier diskutierte konkrete Meßsituation Bedenken angezeigt:

1. Methodenfaktoren werden bei Mehrfachmessungen eingeführt, um den als jeweils über die Zeit gleichbleibend unterstellten Unterschied zwischen Methode A und Methode B abzubilden. Das Rationale hinter der Analogieunterstellung besteht darin, daß mit den drei verschiedenen Dimensionen drei Mal Autoritarismus gemessen würde (Meßwiederholung) und zwar jeweils mit positiv und negativ formulierten Items (Methoden). Diese Argumentation bricht an der starken Annahme, daß (a) dreimal Selbes gemessen würde und (b) der Unterschied zwischen *protraits* und *contraits* gleich bliebe. Beides ist infrage zu stellen.
2. Die Interpretation der Methodenfaktoren wird wesentlich vereinfacht, wenn diese als unkorreliert mit den fokalen Konstrukten angenommen werden. Diese Unabhängigkeit könnte sich jedoch in dem hier vorliegenden Falle als empirisch nicht haltbar erweisen. Man stelle sich beispielsweise vor, daß ein Teil der Methodenvarianz dadurch zustande kommt, daß einige negativ formulierte Items aufgrund komplizierter grammatischer Struktur »nicht richtig« verstanden und daher anders beantwortet werden, als die Befragten es eigentlich intendierten. Dieses »Falschverstehen« dürfte mit Intelligenz korrelieren, diese mit dem Bildungsniveau, und dieses seinerseits mit Autoritarismus (Evidenz für letzteres z.B. bei Vollebergh, 1994; Schuman, Bobo & Krysan, 1992; Sidanius, 1984; Hesselbart & Schuman, 1976). Im Ergebnis dieser Mediationskette ist es durchaus sinn-

voll, eine Korrelation zwischen dem »Methodenfaktor« und Autoritarismus anzunehmen. Die Interpretation des »Methodenfaktors« mit Rückgriff auf das Problem von Antworttendenzen würde ebenfalls eine solche Korrelation erklären, da Zustimmungstendenz der autoritären Unterordnung wesensverwandt ist.

Die genannten Probleme legen eine weitere Strategie nahe: Die Kovarianzstruktur zwischen den zwölf Items ließe sich durch sechs (3×2) oblique Faktoren beschreiben, jeweils einen pro Subdimension und pro Kodierrichtung.

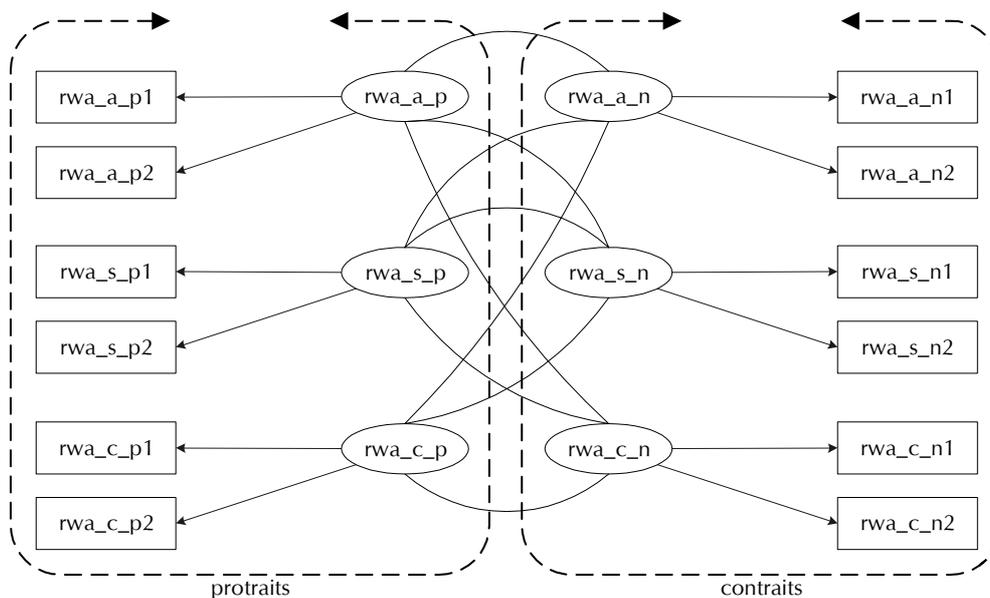


Abbildung 14: Konzeptuelles Meßmodell mit 6 Konstrukten

Dies wäre gewiß ein gut angepaßtes Modell mit wohldefinierten latenten Variablen (z.B. RWA_S_p: »Submissivität«, oder RWA_C_n: »Ablehnung rigider Konventionen«). Aus inhaltlicher Sicht sind diese sechs Dimensionen jedoch in ihrer Interpretierbarkeit eher unhandlich. Der Nutzen durch höhere Auflösung bei der Messung würde mit dem Preis schlechter Kommunizierbarkeit erkaufte.

4.5. Exkurs: Ein bislang ignoriertes Problem

*»You can't see the dust
if you don't move the couch.«*

(Reis & Judd, 2000)

Es wurden in den vorangegangenen Abschnitten Meßmodelle theoretisch abgeleitet und systematisiert, als *gäbe* es eine klare Zuordnung der Items zu theoretischen Subskalen. Dies ist jedoch in der originalen RWA von Altemeyer (und folglich in den Adaptationen RWA96 und RWA98 von Funke) keineswegs der Fall. Selbst wenn die Zuordnung theoretisch möglich wäre, müßte ein empirischer Weg gefunden werden, um diese Entscheidung herbeizuführen. Die folgenden Ausführungen widmen sich diesem Problem.

4.5.1. Inhaltliche Evaluation der semantischen Struktur der Items

In der quantitativen Methodik vertraut man darauf, Ähnlichkeiten (etwa zwischen Items) durch Korrelationen zu finden und diese auf höherer Analyseebene (Faktoranalysen) auszuwerten. Qualitativ inhaltsanalytische Ansätze sind aus ideologischen Gründen verpönt, was schwer verständlich und Außenstehenden kaum zu erklären ist.

4.5.1.1. Ansatz von Eigenberger

Um so interessanter ist die Arbeit von Marty Eigenberger (1998), in der er die Aussagen der RWA (Altemeyer, 1996) einer philosophisch-analytischen Perspektive unterwirft.¹⁰¹ Jedes Item wird dahingehend untersucht, welche Subdimension(en) in der Proposition angesprochen wird/werden und welcher Art der Zusammenhang zwischen der Beantwortung des Items und der dahinterliegenden Psychodynamik sein mag. Darüber hinaus werden Mehrdeutigkeiten identifiziert und die Folgen für die Beantwortung der Items diskutiert.

¹⁰¹ Leider hat die Arbeit wahrscheinlich nur geringe Verbreitung gefunden. Mir lag sie nur als Mikrofiche von ERIC vor (ED 367 674/TM 021 112).

Exemplarisch zitiere ich in gebotener Ausführlichkeit die Evaluation des Items 12 (*»Gehorsam und Achtung vor der Autorität sind die wichtigsten Tugenden, die Kinder lernen sollten.«*), das bereits in der F-Scale enthalten war (vgl. auch p_s_30 in der RWA96 und rwa6sp in der RWA^{3D}). Eigenberger führt dazu aus:

[this item] taps: submission.

This is a categorical proposition linking ›all children‹ with the exclusive category of ›most important virtue‹. Logically, this proposition cannot be qualified in a scaled, Likert-type response. The ›most‹ of a class (in this case, ›virtue‹) and the ›all‹ of a class (in this case, all ›children‹) are exclusive categories that do not admit of degrees or partiality. One cannot be the ›mostly the most‹ of something, or ›partially the all‹ of something. [...] At any rate, agreement is indicative of the importance, in the mind of the authoritarian person, of submission to external controls and of instilling in children the presumption of the fundamental rightness of external authority over and above self-derived opinions.

(Eigenberger, 1998, S.11)

Bei diesem Item ist relativ unstrittig, daß damit Unterwürfigkeit/Submission erfaßt wird. Eigenbergers Verdienst besteht jedoch vor allem im sprachanalytischen Charakterisieren von Items, die *zwei oder gar drei* Subdimensionen erfassen. Diesen Fall findet er bei Item 28 (*»Was unser Land wirklich braucht, ist ein starker, entschlossener Kanzler, der das Übel zerschlagen und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen wird.«*, vgl. auch p_a_21 in der RWA96, rwa8ap¹⁰² in der RWA^{3D}). Er führt dazu aus:

¹⁰² Ich muß einräumen, daß ich auf der Basis von Gruppendiskussionen und Expertenevaluation das Item explizit der Dimension »Aggression« zugeordnet hatte, da ein deutlicher Bezug zu hart durchgreifenden Führerpersönlichkeiten besteht. In unserer Einschätzung thematisiert dieses Item die Stellvertretergewalt. Eigenberger argumentiert auch auf diese Weise, erinnert aber auch zu recht an den dialektischen Zusammenhang mit Unterordnung (unter diesen Führer) und konventionellem Festhalten am »rechten Weg«.

[this item] taps: submission, aggression and conventionalism.

This statement carries an appeal for a deindividuating absorption into the will of another personality. Agreement with such a proposition, in addition to submissiveness, implies that the respondent knows the ›evil‹ to be crushed and the ›true path‹ that society must follow. Agreement may indicate a desire to abdicate personal responsibility for obedience to external authority. This is one of the most ›Hitleresque‹ appeals in the survey. [...]

Since he [*the authoritarian – FF.*] believes he has no individual ability to realize power and status, the authoritarian may attempt to purchase an association with powerful others by offering a blank check of alliance, which those in authority can cash for some form of aggression currency or ›dirty deeds‹. E.g., ›Cristal Night‹, ›Night of The Long Knives‹, ›Watergate‹; or the more mundane acts of resenting an perhaps attacking, homosexuals, environmental activists and other unconventional types [...].

(Eigenberger, 1998, S.22)

Eigenbergers Aufsatz ist hilfreich in zweierlei Hinsicht: der konkrete Nutzen besteht in der Möglichkeit, gestützt auf seine Wertungen der Items ein Meßmodell mit Doppelladungen für die *double-barrelled items* aufzustellen. Dies impliziert das Lesen seines Beitrags als Expertenmeinung, die in Beziehung zu anderen entscheidungsleitenden Quellen gesetzt werden kann. Über diesen konkreten Nutzen hinaus ist Eigenbergers *Methode* von großem Wert; ihre Anwendung dürfte auch bei anderen Skalen vonnöten sein, gerade weil sie so trivial klingt.

4.5.1.2. *Ansatz von Turner*

In völlig anderem Zusammenhang und mit anderer Zielsetzung hinterfragte John Turner Ende der 1990er Jahre den semantischen Gehalt der Items der RWA-Skala. Zur Qualifizierung seiner Kritik am persönlichkeitspsychologischen Fokus der Autoritarismusforschung wies er darauf hin, daß die Items (zumindest implizit) dichotome Gegenüberstellungen verschiedener sozialer Kategorien beinhalten.¹⁰³ Turners Mitarbeiterin Katherine Reynolds verfolgte diesen Gedanken systematisch (Reynolds et al., 2001):

¹⁰³ Paper presented at the 2nd Jena Workshop on Intergroup Processes, Großkochberg, June 1999.

[...] a number of items specifically refer to beliefs about the appropriate relationship between younger and older people in society [...]. Many of the items also involve comparisons between males and females [...]. At least six items in the RWA scale are relevant to national identity and support for nationalistic sentiments [...]. Finally several items focus on religious versus nonreligious beliefs [...].

(Reynolds et al., 2001, S. 429f.)

Die Beobachtungen und inhaltlichen Systematisierungen, auf die sich die Australier hier stützen, sind durchaus bemerkenswert und richtig. Ihr theoretischer Ansatz zur Integration ihrer *Self Categorization Theory* (Turner et al., 1987; Turner & Oakes, 1989; Haslam, Oakes & Turner, 1996; Haslam, Oakes, Reynolds & Turner, 1999) mit der persönlichkeitszentrierten Autoritarismusforschung ist vielversprechend, wenngleich nicht Gegenstand dieser Diskussion.

So richtig die Beobachtung ist, daß in den Items der RWA Scale verschiedene Gruppen bzw. soziale Kategorien angesprochen sind, so sehr unterliegen die Autorinnen und Autoren der Gefahr, dies in ihrer Kritik überzubewerten. Dieser Umstand ließe sich auch leicht mit der Trivialität erklären, daß der Gegenstandsbe- reich der RWA in der Sozialen Welt liegt, die selbstverständlich durch verschie- denste soziale Kategorien charakterisiert ist. Hinzu kommt, daß es wesentlich zur Phänomenologie des/der Autoritären gehört, die Welt in »wir« und »die« einzutei- len, sich mit machtvollen Ingroups (»wir«) zu identifizieren sowie »die anderen« (*outgroups*) abzuwerten. Diese überzogene Kritik verdeutlicht m.E. nicht die Über- legenheit der sozialpsychologischen SCT gegenüber altmodischen personenzent- rierten Ansätzen, bietet jedoch – optimistisch gewendet – vielversprechendes Po- tential zu einer Integration beider Denkschulen, die soweit nicht entfernt sind voneinander.

4.5.2. Quantifizierender Ansatz zur Evaluation der Items

Neben der theoretisch-inhaltlichen Analyse der Items wurde von mir ein Weg ge- sucht, die Zuordnung der Items zu dieser oder jener Subdimension *empirisch* zu begründen. Gleichzeitig sollte das Urteil quantifiziert werden sowie auf der Ent- scheidung *mehrerer* »Experten« beruhen.

4.5.2.1. Auswahl von 1 aus 3

Zunächst wurden dazu etwa 15 Seminarteilnehmer (»Experten«) gebeten, eine eindeutige Zuordnung jedes Items zu ausschließlich einer Dimension vorzunehmen; mithin ging es um die Beantwortung der Frage »Erfabt dieses Item am ehesten Aggressivität oder Submissivität oder Konventionalismus?«.

Erfabt dieses Item am ehesten		autoritäre Aggression	autoritäre Unterordnung	Konventionalismus	»gutes Item«
1.	Aggressivität oder				
2.	Submissivität oder				
3.	Konventionalismus?				
Um all die Unruhestifter, Kriminellen und Abweichler zur Ordnung zu bringen, wird jede Menge »starker Medizin« nötig sein.		<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Es ist großartig, daß die jungen Leute heutzutage größere Freiheiten haben, »ihr eigenes Ding zu machen« und gegen Dinge zu protestieren, die sie nicht mögen.		<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
		<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
		<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Was wir in unserem Land wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung anstatt mehr »Bürgerrechte«		<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>

Tabelle 8: Expertenevaluation 1 aus 3

Eine notwendige Unterstellung wäre hierbei die Disjunktheit der Mengen A, S und C, also die Überschneidungsfreiheit ($A \cap S \cap C = \emptyset$) wie in der schematischen Darstellung in Abbildung 15.

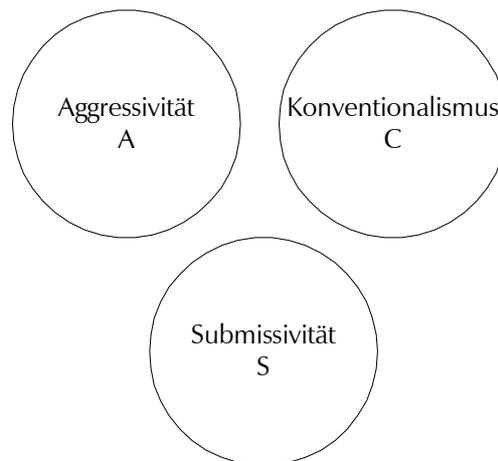


Abbildung 15: Schematische Darstellung der Expertenevaluation 1 aus 3

Mit anderen Worten impliziert dieses Vorgehen, daß jedes Item (konsensuell) einer und genau einer der Subdimensionen zugeordnet werden könne. Dies ist ebenso wünschenswert wie es jedoch auch unwahrscheinlich ist.

4.5.2.2. Auswahl von 1 aus 6

In einer zweiten Voruntersuchung mußte eine von 6 (bzw. 8) Möglichkeiten gewählt werden. Neben den Prototypen (A, S, C) standen die Mischtypen AS, AC und SC zur Auswahl. Die siebte und achte Alternative stünde für Items zur Auswahl, die zur Erfassung aller drei (ASC) bzw. keiner der Subdimensionen (0) geeignet wären.

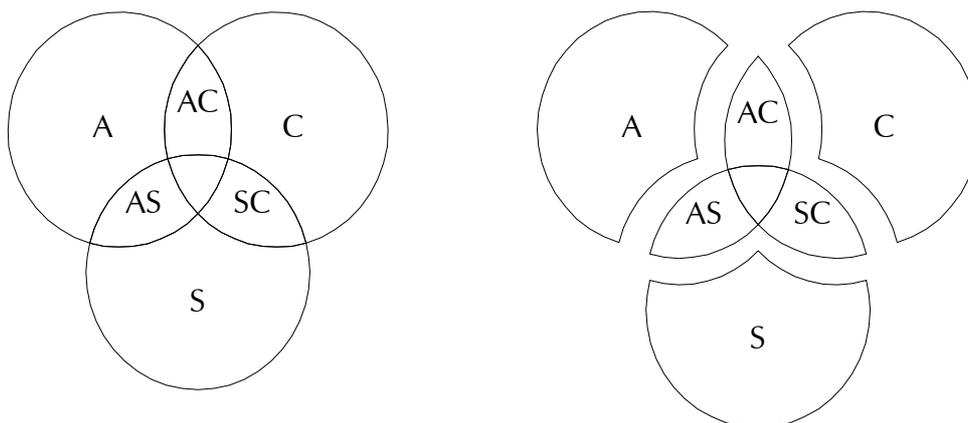


Abbildung 16: Schematische Darstellung der Expertenevaluation 1 aus 6

Wesentlicher Vorzug dieses Vorgehens ist die eindeutige Zuordnung jedes Items zu einem Typus, der hinreichend »hochauflösende« Informationen enthält, ohne

jedoch unübersichtlich zu werden. Dieses Verfahren erbringt hingegen keine Information darüber, *wie gut* das Item mißt; es erlaubt lediglich Aussagen darüber, *was* es (nicht) mißt. Mögliche Prototypen wären dann Tabelle 9 zu entnehmen.

	autoritäre Aggression	autoritäre Unterordnung	Konventionalismus	
Reines Aggressivitätsitem	1	0	0	A
Reines Submissivitätsitem	0	1	0	S
Reines Konventionalismusitem	0	0	1	C
zweifacher Mischtyp	1	1	0	AS
zweifacher Mischtyp	1	0	1	AC
zweifacher Mischtyp	0	1	1	SC
dreifacher Mischtyp	1	1	1	ASC
Nicht zuordenbar	0	0	0	-

Tabelle 9: Prototypische Items der Expertenevaluation 1 aus 6

4.5.2.3. Unabhängiges Rating

Schließlich wurde ein Vorgehen gewählt, das zwar aufwendig ist, den Urteilern jedoch die analytische Trennung erleichtert. Jedes der Items sollte dahingehend bewertet werden, wie gut es zur Messung der einzelnen Dimensionen geeignet sei (»Wie gut eignet sich das Item zur Messung von ...«, Skala von 0-4).

Die Vorteile dieser Methode sind augenscheinlich. Durch die unabhängige Bewertung können sich die Bewertenden genauer auf das Konstrukt konzentrieren, das gerade im Fokus ist. Auf dieser *einzig*en Bewertungsdimension legen die Bewertenden nun einen Wert fest, der die »Güte« dieses Items hinsichtlich der Bewertungsdimension beschreibt. Somit war jedes Item durch ein Tripel von Urteilen charakterisiert.

In Analogie zu Tabelle 9 illustriert folgende Übersicht das Ideal der Prototypen.¹⁰⁴

	autoritäre Aggression	autoritäre Unterordnung	Konventionalismus	Zeilensumme
Reines Aggressivitätsitem	4	0	0	4
Reines Submissivitätsitem	0	4	0	4
Reines Konventionalismusitem	0	0	4	4
zweifacher Mischtyp	4	4	0	8
zweifacher Mischtyp	4	0	4	8
zweifacher Mischtyp	0	4	4	8
dreifacher Mischtyp	4	4	4	12
Nicht zuordenbar	0	0	0	0

Tabelle 10: Prototypische Items der Expertenevaluation 1 aus 6

Wünschenswert wäre für das weitere Vorgehen, einen Index zu bilden, der die theoretisch begründbare Rangfolge der Items homomorph in den Bereich der rationalen Zahlen abbildet. Wie man zeigen kann, leistet die Zeilensumme diese Aufgabe nicht. Zwar läßt sich der Qualität eines Items (genauer gesagt der Prototypen) eindeutig ein Wert zuordnen, umgekehrt jedoch läßt sich von diesem Wert nicht auf die Qualität schließen.

Es mußte ein Index gefunden werden, der sein Maximum jeweils genau dann erreicht, wenn eine der Dimensionen sehr hoch bewertet wird, die beiden anderen jedoch sehr niedrig. Daher wurden »aus der Perspektive« jeder Dimension die Abstände zu beiden anderen Dimensionen berechnet [4.21].

¹⁰⁴ Tatsächlich handelt es sich im Stichprobenmittel jedoch um gebrochene Zahlen, deren Wertebereich von 0 bis 4 reicht.

$$\begin{aligned} \text{dist}A &= (a - s) + (a - c) \\ &= 2a - (s + c) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{dist}S &= (s - a) + (s - c) \\ &= 2s - (a + c) \end{aligned}$$

[4.21]

$$\begin{aligned} \text{dist}C &= (c - a) + (c - s) \\ &= 2c - (a + s) \end{aligned}$$

Es leuchtet unmittelbar ein, daß diese Distanzen ein informatives Maß darstellen; das optimale A-Item [4;0;0] erhält nach der Transformation die Werte [8;-4;-4].

In einem weiteren Schritt lassen sich die Itemqualitäten mit Hilfe von dreieckigen Graphen symbolisieren (Abbildung 17).

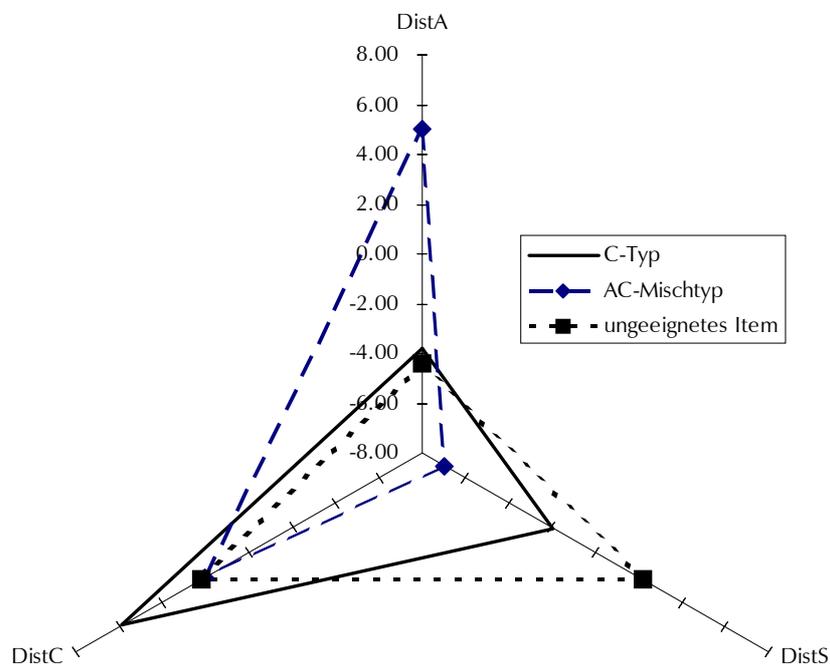


Abbildung 17: Symbolisierung der Itemqualitäten durch Dreiecke

Relativ reine Items führen zu sehr spitzwinkligen Dreiecken, Mischtypen werden durch gleichschenklige Dreiecke symbolisiert. Gleichseitige Dreiecke sind ungeeignet, da diese Items alle drei Dimensionen zu gleichen Teilen enthalten.

Aufgrund der bisherigen theoretischen Überlegungen wurden mehrere Experten gebeten, die Items jeweils nach ihrer Fähigkeit zu beurteilen, die einzelnen Dimensionen zu erfassen. Diese Urteile wurden aggregiert und als Grundlage der Dreiecksplots in Abbildung 18 verwendet. Greift man hier auf die originalen Ratings von 0 bis 4 zurück, so kollabieren die Idealtypen zu Linien.

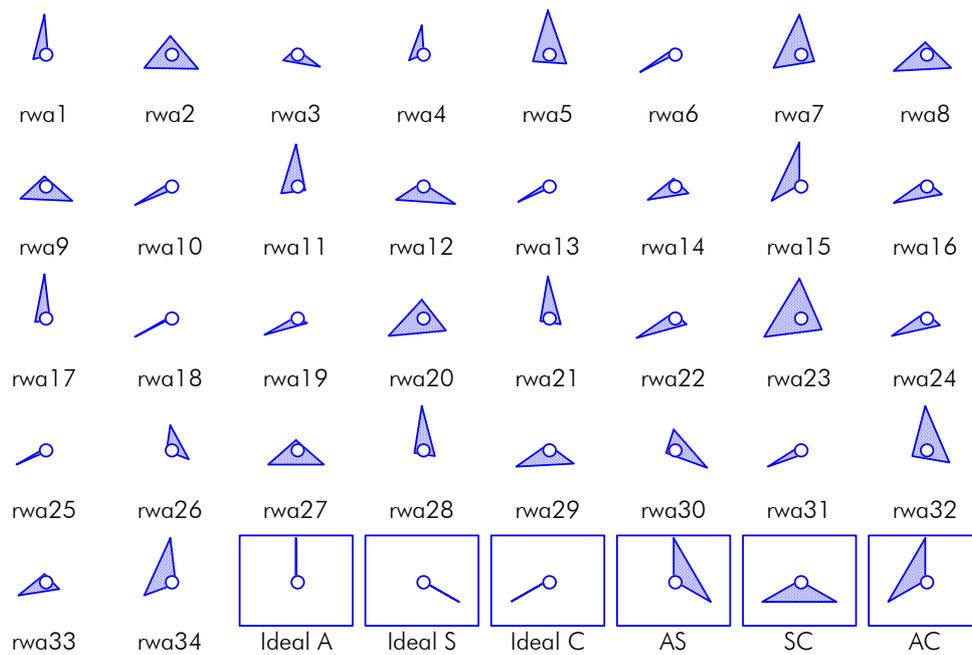


Abbildung 18: Die inhaltliche Gewichtung der RWA-Items im Expertenurteil

Plottet man die Distanzratings der einzelnen Items in einen dreidimensionalen Raum, so lassen sich etwaige Ungleichgewichte oder inhaltliche Akzentuierungen der RWA-Skala erkennen (Abbildung 19 Seite 125¹⁰⁵, vorgehend auch schon Tabelle 15, S.129).

An dieser Stelle zeigt sich die Überlegenheit der gewählten Distanztransformation: in deren Ergebnis liegen alle Datenpunkte in einer Ebene und sind dadurch bereits durch zwei statt drei Dimensionen vollständig festgelegt. Die Ebene wird durch die Dreipunktgleichung [4.22] unter Einsetzen von [4.21] beschrieben.

$$\begin{pmatrix} dist A_n \\ dist S_n \\ dist C_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} dist A_1 \\ dist S_1 \\ dist C_1 \end{pmatrix} + \lambda_1 \begin{pmatrix} dist A_2 - dist A_1 \\ dist S_2 - dist S_1 \\ dist C_2 - dist C_1 \end{pmatrix} + \lambda_2 \begin{pmatrix} dist A_3 - dist A_1 \\ dist S_3 - dist S_1 \\ dist C_3 - dist C_1 \end{pmatrix} \quad [4.22]$$

¹⁰⁵ Die markierte hexagonale Fläche zeigt die potentielle Ausdehnung der Punkte.

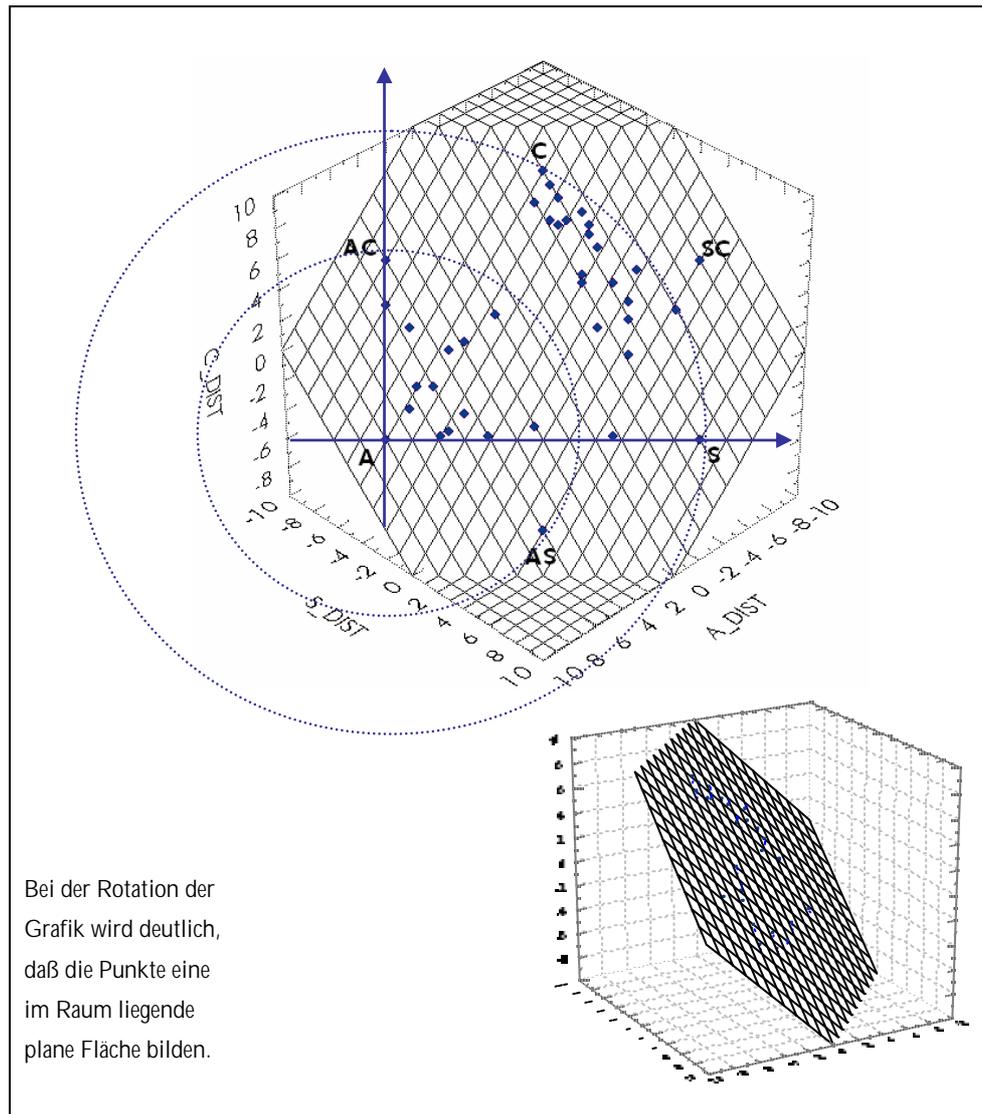


Abbildung 19: Räumliche Konfiguration der Items der RWA-Skala

Aufgrund der Expertenevaluation (s. S. 118) über die inhaltlichen Akzentuierungen in den Aussagen der RWA wurden den Items Variablenamen gegeben, die diese Einschätzung widerspiegeln. Eingangs weist ein p bzw. n darauf hin, ob es sich um in Merkmalsrichtung formulierte *protraits* (p) oder aber negativ formulierte *contraits* (n) handelt. Diese Unterscheidung ist unstrittig.

Bei dem nachfolgenden Etikettieren mit ein bis drei Buchstaben werden die Items den reinen bzw. zwei- und dreifachen Mischtypen zugewiesen. Diese Entscheidung ist wesentlich subjektiver, wenn auch auf die Einschätzung mehrerer Urteiler gestützt (Tabelle 111).

Variable	Endfassung RWA96	DistA	DistS	DistC
p_ac_1	Bei bestimmten Verbrechen ist lebenslange Freiheitsstrafe gerechtfertigt.	5.60	-4.00	-1.60
p_asc_2	Bei der Heirat sollten Frauen ihren Ehemännern Gehorsam versprechen.	-2.60	1.60	1.00
p_s_3	Unsere Regierung ist im allgemeinen intelligenter, besser informiert und kompetenter als andere - die Menschen können sich wirklich auf sie verlassen.	-3.20	3.40	-0.20
n_a_4	Es ist wichtig, die Rechte von Radikalen und Abweichlern in jeder Hinsicht zu wahren.	3.60	-3.60	0.00
p_ac_5	Es ist höchste Zeit, daß eine machtvolle Führung das radikale Neumodische und Sündhafte in unserem Land zerstört.	4.40	-1.60	-2.80
n_c_6	Schwule und Lesben sind genauso unverdorben und moralisch wie jeder andere auch.	-3.00	-3.60	6.60
p_asc_7	Unser Land stünde gut da, wenn wir die Traditionen unserer Vorfäter ehren, auf die führenden Köpfe hören und uns all der »faulen Äpfel« entledigen würden, die alles verderben.	2.80	-3.20	0.40
n_sc_8	Ungläubige und andere, die gegen die althergebrachten Religionen rebelliert haben, sind zweifelsohne ebenso gut und rechtschaffen wie regelmäßige Kirchgänger.	-4.20	1.20	3.00
p_sc_9	Die wahren Schlüssel zum »guten Leben« sind Gehorsam, Disziplin und Tugend.	-4.00	2.60	1.40
n_c_10	Viele unserer Regeln hinsichtlich Sittlichkeit und Geschlechtsleben sind Gewohnheitsregeln. Sie sind keinen Hauch besser oder heiliger als die anderer Menschen oder Kulturen.	-4.00	-2.80	6.80
p_a_11	Es gibt heutzutage in unserem Land viele radikale unmoralische Menschen, die versuchen, das Land für ihre eigenen gottlosen Zwecke zugrunde zu richten. Die Staatsgewalt sollte sie außer Gefecht setzen.	5.00	-3.40	-1.60
p_sc_12	Man tut immer besser daran, dem Urteil der Zuständigen in Regierung und Kirche zu trauen, als auf die lauten Unruhestifter in unserer Gesellschaft zu hören, die nur Zweifel in den Köpfen der Menschen säen wollen.	-6.00	4.20	1.80
n_c_13	FKK-Zeltplätze sind etwas völlig Normales.	-3.20	-2.60	5.80
n_c_14	Es gibt nicht »die einzig richtige Art und Weise«, sein Leben zu leben. Jeder muß seinen eigenen Weg gestalten.	-3.20	-0.20	3.40

Tabelle 11: Evaluation der Items der RWA96 (Teil 1)

p_ac_15	Wenn wir nicht all die Unarten zerschlagen, die an unserer Charakterstärke und unseren traditionellen Überzeugungen nagen, dann wird unser Land eines Tages zugrunde gehen.	5.00	-7.00	2.00
n_c_16	Homosexuelle und Feministinnen verdienen Anerkennung für ihren Mut, sich den »traditionellen Familienwerten« zu widersetzen.	-4.40	-0.20	4.60
p_a_17	In der heutigen ernsten Situation in unserem Land wären die stärksten Methoden gerechtfertigt, wenn sie nur die Unruhestifter ausschalten und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen würden.	6.40	-3.80	-2.60
p_c_18	Manche mögen es altmodisch finden, aber ein ehrenhafter Mann und vor allem eine Dame zeichnet sich noch immer durch eine anständige, korrekte Erscheinung aus.	-4.00	-3.40	7.40
n_c_19	Ein jeder sollte seinen eigenen Lebensstil, religiösen Glauben und sexuelle Vorlieben haben, selbst wenn er sich darin von allen anderen unterscheidet.	-4.60	-1.00	5.60
n_sc_20	Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern und gesellschaftlichen Regeln unterzuordnen hatten, gehören strikt der Vergangenheit an. Der »Platz einer Frau« sollte sein, wo immer sie möchte.	-3.00	0.00	3.00
p_a_21	Was unser Land wirklich braucht, ist ein starker, entschlossener Kanzler, der das Übel zerschlagen und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen wird.	5.40	-1.80	-3.60
n_c_22	Man sollte seine eigenen Moralvorstellungen über »Gut und Böse« entwickeln und weniger der Bibel oder anderen alten, traditionellen Glaubenssätzen Beachtung schenken.	-4.60	-1.60	6.20
p_ac_23	Der einzige Weg, unser Land aus der Krise zu führen, besteht darin, zu unseren traditionellen Werten umzukehren, einige entschlossene Führer an die Macht zu setzen und die Unruhestifter zum Schweigen zu bringen, die schädliche Ideen verbreiten.	1.00	-2.60	1.60
n_c_24	Unser Land braucht freie Denker, die die Courage haben, sich traditionellen Sitten zu widersetzen, selbst wenn dies viele Menschen empört.	-4.40	-0.80	5.20
n_c_25	Vorehelicher Geschlechtsverkehr ist etwas ganz Normales.	-3.40	-2.20	5.60
p_a_26	Im Interesse aller sollte der Staat Zeitschriften zensieren, damit die Menschen gar nicht mit widerwärtigem Schundmaterial in Berührung kämen.	2.00	1.40	-3.40
n_sc_27	Es ist großartig, daß die jungen Leute heutzutage größere Freiheiten haben, »ihr eigenes Ding zu machen« und gegen Dinge zu protestieren, die sie nicht mögen.	-4.40	2.20	2.20

Tabelle 12: Evaluation der Items der RWA96 (Teil 2)

p_a_28	Was wir in unserem Land anstelle von mehr »Bürgerrechten« wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung.	5.80	-2.00	-3.80
n_sc_29	Die Leute, die unsere Regierung herausfordern, die Religion kritisieren und die »normalen Verhaltensregeln« ignorieren, gehören zu den besten in unserem Land.	-5.40	1.80	3.60
p_s_30	Gehorsam und Achtung vor der Autorität sind die wichtigsten Tugenden, die Kinder lernen sollten.	-0.80	4.60	-3.80
n_c_31	Man sollte sich von eingefahrenen Gleisen losreißen und viele verschiedene neue Ideen und Erfahrungen ausprobieren, anstatt an überkommenen Prinzipien festzuhalten.	-3.80	-2.00	5.80
p_asc_32	Wenn unser Staat eines Tages »grünes Licht gibt«, ist es die Pflicht eines jeden patriotischen Bürgers, den Verfall ausmerzen zu helfen, der unser Land von innen her vergiftet.	4.00	-0.20	-3.80
n_c_33	Neue Ideen sind das Herzblut progressiven Wandels. Daher sollten wir Andersdenkenden und Radikalen mit offenen Armen und offenen Ohren gegenüberstehen.	-3.20	-0.20	3.40
p_ac_34	Die Fakten über Kriminalität, sexuelle Sittenlosigkeit und die jüngsten öffentlichen Unruhen zeigen alle, daß wir härter gegen abweichende Gruppen und Unruhestifter durchgreifen müssen, wenn wir unsere moralischen Normen sichern und Recht und Ordnung bewahren wollen.	4.60	-5.60	1.00

Tabelle 13: Evaluation der Items der RWA96 (Teil 3)

Nunmehr wird es möglich, die inhaltliche Balancierung der RWA-Skala zu untersuchen. Läßt man die ersten vier Items der RWA-Skala gemäß der Vorschrift¹⁰⁶ von Altemeyer außer acht, so sind es je 15 *protraits* bzw. *contraits*. Im günstigsten Falle sollten daher 2×5 Items jede der Dimensionen erfassen (Tabelle 14). Durch die große Zahl von Mischtypen ist dies jedoch von vornherein ausgeschlossen (Tabelle 15).

¹⁰⁶ Die ersten vier Items der RWA96 sind sogenannte »tablesetters« – Aufwärmitems – und sollen nicht in die Analyse eingehen. Bei der RWA98 sind es die ersten beiden Items.

protraits	Reintypen		A+ ###		S+ ###		C+ ###
	Mischtypen	∅		∅		∅	
		AC+		AS+		SC+	
contraits	Reintypen		A- ###		S- ###		C- ###
	Mischtypen	∅		∅		∅	
		AC-		AS-		SC-	

Tabelle 14: Ideale Repräsentanz der Dimensionen in den Items

protraits	Reintypen		A+ ###		S+ 		C+
	Mischtypen	###		∅			
		AC+		AS+		SC+	
contraits	Reintypen		A- 		S- ∅		C- ### ###
	Mischtypen	∅		∅			
		AC-		AS-		SC-	

Tabelle 15: Tatsächliche Repräsentanz der Dimensionen in den Items

Noch gravierender als die wenigen reinen Items ist das problematische Ungleichgewicht zwischen den Dimensionen, sowohl global als auch abhängig von der Kodierrichtung. Unter den *protraits* sind 5₊₅ Items mit Aggressivität assoziiert, mit Submissivität nur 2₊₂ und mit Konventionalismus gar nur 1₊₂ Item(s). Unter den entgegen der Merkmalsrichtung kodierten Items ist das Problem noch gravierender: Bis auf ein einziges Aggressivitätsitem sind alle 11₊₄ Items mit (der Ablehnung von) Konventionalismus assoziiert. Es wäre daher denkbar, daß vermeintlich formale Unterschiede (wie die Kodierrichtung) die inhaltlichen Unterschiede verschleiern.

Offenbar ist es bei der Bildung von *contraits* besonders schwierig, (Ablehnung von) Aggressivität und (Ablehnung von) Submissivität zu erfassen. Die Ablehnung von Konventionalismus hingegen ist leicht zu operationalisieren über die Betonung des Neuen, Fortschrittlichen, Aufgeklärten, aber auch des »Zeitgeistlichen« und geradezu Trivialen.¹⁰⁷

Beim direkten Erfragen der Symptomatik von Autoritarismus ist die Itemfindung offenbar und verständlicherweise einfacher, da hier lediglich ohne weiteres Um-

¹⁰⁷ z.B. »Vorehelicher Geschlechtsverkehr ist etwas ganz Normales.«

denken die Definitionen umgesetzt werden müssen. Folgerichtig ist es Altemeyer hier auch besser gelungen, alle Facetten abzudecken. Besonderes Gewicht liegt hier dennoch auf der aggressiven Dimension; Konventionalismus taucht fast ausschließlich in Kombination mit autoritärer Aggressivität auf.

Die erklärt sich durch folgende wiederkehrende Aussagenstruktur:

Ursache/Begründung	Konsequenz
»Weil irgend etwas (nicht mehr) so und so ist,	➤ müssen die Autoritäten hart durchgreifen«.
<i>verletzte Konvention</i>	➤ <i>autoritäre Aggression.</i>

Tabelle 16: Aussagenstruktur einiger RWA-Items

Relativierend muß daran erinnert werden, daß die Zuordnung zu den Rein- und Mischtypen entlang schwimmender Grenzen erfolgte. Andere Expertenrunden mögen zu weniger kritischen Einschätzungen gelangen; zudem dürfte die Einschätzung stark kulturabhängig sein.

Unberührt von diesen Einschränkungen bleibt dennoch die Lehre, daß die einzelnen Dimensionen verschiedenes Gewicht in der RWA-Scale haben. Dies ist sowohl im übertragenen Sinne (a) gemeint als auch im rechnerischen (b).

- a) Das ungleiche Gewicht im übertragenen Sinne tangiert das Problem der mangelnden Konstruktvalidität.
- b) Unterstellt man vereinfachend die additive Zusammensetzung des Summenscores aus kognitiven Verrechnungen der Einstellungen zu den einzelnen Dimensionen, so muß der Summenscore zwangsläufig verzerrt sein.

Im mir vorliegenden unveröffentlichten Begleittext zu seiner 20-Item RWA-Scale räumt Altemeyer dieses Problem in einer Fußnote ein:

Paul Trapnell, while Ph.D. student at the University of British Columbia, sent me long, data-filled letters arguing that the two factors on the RWA Scale differed substantially in content as well as in direction of wording. I eventually agreed he was right, but he will tell you it was quite a struggle.

(Altemeyer, 2002).

Altemeyer änderte auf diese Kritik hin einige der Items. Vor diesem Hintergrund läßt sich jedoch das Scheitern exploratorischer Strukturanalysen der bishr veröffentlichten Skalen (Kapitel 1, S.169ff.) deuten.

4.5.2.4. Fazit der quantifizierenden Evaluation der Items

Die ernüchternden Einsichten aus Abschnitt 4.5 (S.115 ff.) bringen ambivalente Folgen mit sich. Einerseits ist dem ursprünglichen Vorhaben der Arbeit die notwendige Grundlage für den Erfolg entzogen: Es läßt sich kein ausgewogenes Meßmodell spezifizieren, wenn die theoretischen Subdimensionen derart ungleich repräsentiert sind. Das gilt insbesondere für den Umstand, daß einige Subdimensionen nahezu gar keine reinen Items aufweisen, so daß wichtige »Anker« für konfirmatorische Faktoranalysen fehlen würden.

Diese frustrierende Erkenntnis ermutigt andererseits dazu, ein Mißverständnis hinsichtlich des Anspruchs an den vorliegenden Aufsatz aufzuklären: Wären die Grundlagen für ein kompliziertes Meßmodell gegeben, so hätte die Leserin oder der Leser die Sinnhaftigkeit einer analytischen Trennung der Subdimensionen vom Gelingen oder Scheitern der Modellanpassung abhängig gemacht, diese gleichsam als Wahrheitskriterium (miß)verstanden. Es ging mir hingegen von Anfang an nicht um die halbherzige Verbesserung der RWA, sondern um das Zeigen der *theoretischen* Notwendigkeit und Möglichkeit, den Zusammenhang der Subdimensionen von Autoritarismus mit höherer Auflösung zu beschreiben.

Die wesentliche Erkenntnis der inhaltsanalytischen Betrachtungen besteht darin, die Dialektik des Zusammenhang der Subdimensionen anzudeuten, der mit einer additiven Zusammensetzung höchst unzureichend beschrieben wäre. Indem gezeigt wurde, daß bestimmte analytische Schritte mutmaßlich nicht zum Ziel führen *können*, wird die Suche nach anderen Wegen ermutigt.

Die modifizierte Strategie wird in einem ersten Schritt versuchen, die widrige Ausgangsposition der RWA derart zu verbessern, daß zumindest ein klareres Bild über den Zusammenhang der Subdimensionen gewonnen werden kann. Dazu ist es vonnöten, den Anteil der Misch-Items drastisch zu verringern und die Skala hinsichtlich der Subdimensionen (geschachtelt unter die Kodierrichtung) zu balancieren. Die RWA^{3D} (5.2.3, S.138ff.) stellt auf diesem Wege ein erfolgversprechendes Werkzeug dar.

4.6. Zusammenfassung zum methodischen Vorgehen

Im vorangegangenen Abschnitt wurde das methodische Vorgehen skizziert, um die Binnenstruktur der Items der RWA-Skala zu analysieren. In einem ersten Schritt

soll die Struktur mit Hilfe exploratorischer Verfahren dekomponiert werden. Dazu liegt bereits empirische Evidenz anderer Autoren vor, die repliziert und an kritikwürdiger Stelle verbessert wird.

In einem zweiten Schritt werden theoriegeleitet verschiedene Modelle zur Rekomposition der RWA-Skala entwickelt. Die Modifikationen des Meßmodells gehen von einer Reformulierung der bisherigen Praxis der Mittelwertbildung in Termini der Strukturgleichungsmodelle aus (4.2.4, S.92ff.). Alsdann werden inhaltsunabhängige Verbesserungen vorgeschlagen, die sich auf eine unterschiedliche Gewichtung der Items (4.2.5.1) bzw. auf eine Berücksichtigung der Kodierrichtung der Items (4.2.5.2) beziehen. Diese beiden Verbesserungsstrategien sind formaler Natur und daher auch auf viele analoge Meßprobleme der Psychometrie übertragbar. Auch für den konkreten Fall der Autoritarismusforschung liegt hier jenseits des ausgeblendeten Inhaltsbezuges ein Potential an Verbesserungsmöglichkeiten, das in der derzeitigen Forschungspraxis brach liegt und in Zukunft unbedingt ausgeschöpft werden sollte.

Die inhaltsgeleiteten Verbesserungen des Meßmodells (4.2.6, S.101ff.) zielen darauf ab, die von mir vertretene theoretische Idee der Mehrdimensionalität von Autoritarismus adäquat in ein Meßmodell zu übersetzen. Dabei wird der Einführung dreier korrelierter Faktoren zentrale Bedeutung beigemessen.

Die auf diese Weise theoretisch hergeleiteten Modelle befinden sich in einem schwachen Ordnungsverhältnis; während einige Modelle strenger und sparsamer und andere hingegen liberaler sind, gibt es darüber hinaus auch eine Reihe mathematisch äquivalenter Modelle, die sich allenfalls hinsichtlich der Interpretation unterscheiden.

In einem letzten Schritt werden weitere Möglichkeiten zur Elaboration eines paßfähigen Meßmodells entwickelt (4.4, S.109ff.). Mit diesen Empfehlungen könnten höhere Modellpassungen an die empirischen Daten gelingen. Eine Robustheit und Übertragbarkeit dieser so gefundenen Modelle über viele Datensätze verschiedener Studien hinweg wird jedoch nicht behauptet, sondern eher angezweifelt.

Gerade die letzte Bemerkung öffnet den Blick für ein forschungspraktisches Problem dieses Aufsatzes: es wird möglicherweise gelingen, mit den theoretisch hergeleiteten modifizierten Meßmodellen die Daten besser zu beschreiben. Unter Umständen sind die Modelle dann jedoch derart sophistiziert, daß sie sich nicht

mehrheitsfähig in der Forschungspraxis kommunizieren und etablieren lassen. Daher wird neben der Beschreibung der vorgeschlagenen »*best practice*« ein hinreichend genaues aber dennoch einfaches Vorgehen vorgeschlagen.

5. Die empirische Basis I: Skalenadaptation

*»Um »eine Tatsache herzustellen«
müssen Andere gefunden werden,
die die eigenen Interpretationen teilen
oder einem zumindest einen Vertrauensvorschuß geben.«*

(Gergen, 2002)

5.1. Vorgehen bei der Adaptation

In den hier vorgestellten Studien kamen drei verschiedene Skalen zur Erfassung von rechtem Autoritarismus zum Einsatz. Bei zwei Skalen handelt es sich um eigene Adaptationen jeweils aktueller Versionen der RWA-Scale (RWA96 Altemeyer, 1996 S.12-15; RWA98 Altemeyer, 1998 S.49-51). Bei beiden Instrumenten lagen bislang keine deutschen Übersetzungen vor. Eine neuentwickelte dritte Skala (RWA³D) ist eine systematisch modifizierte Variante der RWA96 (Funke, 1999b).

5.1.1. Übersetzung

Das Procedere der Übersetzung folgt der aufwendigen Translation-Backtranslation Technik (vgl. auch Sperber, DeVellis & Boehlecke, 1994; van de Vijver & Hambleton, 1996; van de Vijver & Leung, 1997; Banville, Desrosiers & Genet-Volet, 2000):

1. Drei voneinander unabhängige Übersetzungen Englisch – Deutsch
(Transliterationen unter Beibehaltung
der semantischen und syntaktischen Struktur des Originals)
2. Synthese zu *einer* Version der Transliteration
3. Blinde Rückübersetzung durch bilinguale kanadische Muttersprachlerin
4. Kritischer Vergleich der Rückübersetzung mit dem Original
5. Erneute Übersetzung
auf der Basis der bis dahin gewonnenen Informationen

Da die Items der Skalen Altemeyers sehr lang, grammatisch kompliziert und dadurch auch inhaltlich ambig sind, wurde in einem weiteren Schritt eine Vereinfachung der Items vorgenommen, wobei Kürze und Prägnanz der Items einerseits und sinnwahrende Nähe zum Original und zum Konstrukt andererseits optimiert werden sollten.

5.1.2. Antwortformat

Bei Altemeyer haben in den letzten Jahren die RWA-Skalen jeweils ein 9-stufiges Antwortformat mit Ankern von -4 (*very strongly disagree*) bis 4 (*very strongly agree*). Ursprünglich verwendete er 7-stufige Antwortformate, begann dann aber Forschungen hinsichtlich der günstigsten Anzahl von Antwortkategorien (Altemeyer, 1988 S. 39ff.).

Fünf und mehr Stufen führen häufig (aufgrund der besseren Verteilungseigenschaften der Antworten) zu höheren Reliabilitäten der Skalen (Remmers & Sage-ser, 1941; Remmers & Ewart, 1941; Masters, 1973, 1974; Komorita & Graham, 1965), obgleich auch für das gegenteilige Ergebnis empirische Evidenz vorliegt (Komorita, 1963; Masters & Evans, 1986; Bendig, 1954a; 1954b). Letztlich scheint das »optimale« Antwortformat sehr von dem zu Bewertenden und von den Bewertenden abzuhängen.

Altemeyer selbst fand Hinweise auf eine Überlegenheit von sieben- und mehrstufigen Formaten, wobei er sich letztlich für neunstufige entschied, da hier die Befragten über den größten Differenzierungsspielraum verfügen.

In den hier vorgestellten eigenen Studien kamen immer siebenstufige Antwortformate zum Einsatz. Einerseits ist der Unterschied in der internen Konsistenz von 5 zu 7 Stufen am größten, während er von 7 zu 9 Stufen nur noch schwach steigt

oder gar abnimmt. Andererseits sollte der Tatsache Rechnung getragen werden, daß gerade Befragte mit geringerer Intelligenz nicht die angebotene Spannweite von zu vielen Kategorien ausnutzen.¹⁰⁸

5.1.3. Instruktion

Die Beantwortung der RWA-Skalen stand jeweils in einem besonderen Erhebungszusammenhang, der die Beantwortung »rahmte«. Es ist zu erwarten, daß die Ergebnisse systematisch davon beeinflußt werden, ob das Thema der Studie »Bundeswehreinsetzung im Kosovo«, »Erziehung« oder »Strafrecht« lautet. Der unmittelbare Vortext ist jedoch sowohl bei Altemeyer als auch in den hier vorgestellten Studien nicht verändert worden. Altemeyer leitet die Skala jeweils mit der folgenden Instruktion ein:

This survey is part of an investigation of general public opinion concerning a variety of social issues. You will probably find that you *agree* with some of the statements, and *disagree* with others, to varying extents.[...]

(jeweils unverändert in
Altemeyer, 1988, S.22; 1996, S.12; 1998, S.49)

In den eigenen Studien wurde ein Einleitungstext gewählt, der eine gewisse Distanzierung von den Itemtexten ermöglicht. Dies erschien sinnvoll, da die Formulierungen sehr drastisch sind und in hohem Maße Reaktanz provozieren. Ein Distanzieren ermutigt gleichzeitig die Befragten zum Distanzieren und entlastet den Untersuchungsleiter davon, mit dem Inhalt identifiziert zu werden, was Reaktanz und Frustration bei den Befragten mindert. Der Effekt wurde noch verstärkt, indem die Items in Anführung gesetzt wurden.

¹⁰⁸ Siebenstufige Antwortformate wurden auch in der klassischen Antisemitismusstudie von Levinson und Sanford verwandt (Levinson & Sanford, 1944; Kimmelmeier, 2001).

Im folgenden lesen Sie einige Aussagen. Bitte geben Sie an, wie sehr Sie persönlich diesen Sätzen zustimmen.

Studien KosovoNet I+II

Im folgenden haben wir zwölf Aussagen zusammengestellt, die man von Zeit zu Zeit hören kann. Wie stehen Sie zu den folgenden Meinungsäußerungen?

Studie NEO II

Altemeyer stellte über viele Jahre hinweg seiner Skala dieselbe Instruktion voran:

You may find that you sometimes have different reactions to different parts of a statement. For example, you might very strongly disagree (-4) with one idea in a statement, but slightly agree (+1) with another idea in the same item. When this happens, please combine your reactions, and write down how you feel ›on balance‹ (i.e., a -3 in this case)."

(jeweils unverändert in
Altemeyer, 1988, S.22; 1996, S.12; 1998, S.49)

Interessanterweise scheint sich Altemeyer, wie sich auch anderenorts zeigt, der Eigenart seiner Items (*double barreled*) bewußt zu sein. In seiner Instruktion vor den Items weist er seine Befragten an, nötigenfalls gewichtende »Berechnungen« beim Ankreuzen anzustellen.

5.1.4. Sprachniveau

Die Originalitems der RWA sind in recht drastischer Weise formuliert. Bei Beibehaltung des Sprachniveaus der *protraits* hätte man extreme Stammtischparolen erhalten. Die Formulierungen wurden in der Übersetzung geringfügig abgeschwächt, ohne jedoch die Schärfe völlig zu nehmen. Auch wenn die Items viele Leser befremden mögen, so scheint dies bei »Autoritären« gerade nicht der Fall zu sein. Die Formulierungen treffen sowohl im Inhalt als auch in der Form »ihren Nerv«. Daher sind sie mit Bedacht so belassen worden.

5.2. Items und Trennschärfe

5.2.1. Right-Wing-Authoritarianism Scale RWA96

Diese Übersetzung bezieht sich auf Altemeyer (1996) und wurde in der Studie zur Bundestagswahl 1998 verwendet (Funke, 1998). Die Items sind mit den erzielten Trennschärfen im Anhang dokumentiert (Tabelle 111, S.332ff.).

Die geringste Trennschärfe weist das »Zensuritem« 26 auf: »Im Interesse aller sollte der Staat Zeitschriften zensieren, damit die Menschen gar nicht mit widerwärtigem Schundmaterial in Berührung kämen.« ($r_{it}=.27$). Die geringe Item-Total-Korrelation kommt hier dadurch zustande, daß die Befragten verschiedene Arten von »Schundmaterial« vor Augen haben. Für einige der Befragten steht die staatliche Intervention durch Zensur im Mittelpunkt, andere mögen Kinderpornographie und rechtsextreme Schriften im Sinne haben. Das verschleiert die Zusammenhangsstruktur.

Das prototypische Item autoritärer Aggression (28) hat mit $r_{it}=.70$ auch die höchste Trennschärfe: »Was wir in unserem Land anstelle von mehr »Bürgerrechten« wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung.«. Dieses Ergebnis wiederholt sich auch in anderen Skalen (vgl. Tabelle 130: Items der RWA^{3D}, S.346).

5.2.2. Right-Wing-Authoritarianism Scale RWA98

Bei der RWA98 handelt es sich ebenfalls um eine eigene Übertragung des kanadischen Originals (Altemeyer, 1998). Die Trennschärfen und Itemformulierungen sind Tabelle 122 zu entnehmen (S. 340ff.).

Altemeyers Anweisung beinhaltet wiederum den Hinweis, nicht alle Items zum Skalenwert zu aggregieren, sondern nur die Items 3 bis 32 in die Analyse aufzunehmen. Die 30 Items haben bei Altemeyer eine mittlere Inter-Item-Korrelation von $r_{ij} = .29$ bei einem Cronbach's Alpha von $\alpha=.92$.¹⁰⁹ In einer Validierungsstudie der eigenen Adaption mit 261 Versuchspersonen lag die interne Konsistenz bei $\alpha=.91$.

5.2.3. Reduktion der Skala auf reine Items – die RWA^{3D}

Ein Ziel der hier vorgelegten Arbeit ist es, auch abgeschlossene Studien mit der RWA-Skala aufgrund verbesserter Meßmodelle angemessener auswerten zu können. Rückwirkend besteht keine Einflußmöglichkeit auf die Wahl der Items in fremden Studien – es muß daher perspektivisch ein Weg gefunden werden, auch mit den gemischten Items sinnvoll umzugehen.

¹⁰⁹ Verwirrenderweise nennt Altemeyer seine aktuelle Version die 1997er Fassung, publiziert aber die psychometrischen Ergebnisse der 1996er Studie. Die Veröffentlichung erfolgte 1998, worauf sich meine Namenswahl RWA98 bezieht.

In einem ersten Schritt wurde jedoch versucht eine Skala zu bilden, die der Dreidimensionalität in Annäherung Rechnung trägt. Gleichzeitig sollte die Itemformulierung des Originals so weit wie möglich beibehalten werden. Dazu wurden »reine« Items der RWA96 gewählt und ggf. semantisch vereinfacht oder gekürzt. Teilweise wurden lange, mehrteilige Items zu neuen »reinen« Items aufgesplittet. Schließlich war es in einigen Fällen sinnvoll, Umkodierungen vorzunehmen, um somit die Balancierung sowohl global als auch innerhalb der theoretischen Subdimensionen sicherzustellen.

Die RWA^{3D}-Skala hatte im Ergebnis 12 Items ($2 \times 2 \times 3$)¹¹⁰ mit alternierender Codierung in der Sequenz C-A-S (s. Anhang Tabelle 130: Items der RWA^{3D}, S.346ff. und Tabelle 131, S.347ff.). Die Bezeichnung der Variablen folgt der nachstehenden Konvention: Der vorletzte Buchstabe steht jeweils für die angezielte Dimension (c,a,s), der letzte Buchstabe zeigt die Kodierrichtung an (p: positiv; n: negativ).

Die beiden ersten entgegen der Merkmalsrichtung formulierten Items sind aufgrund der trivialen, derzeit kaum widersprochenen Aussagen wenig trennscharf. Das trennschärfste Item hingegen ist prototypisch für die *aggressive* Facette von Autoritarismus: »Was wir in unserem Land anstelle von mehr »Bürgerrechten« wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung.« (Trennschärfe/korrigierte Item-Total-Korrelation $r_{it}=0.63$).

5.3. Interne Konsistenz im Vergleich

Der Vergleich der beiden originalen Langformen der RWA mit der Kurzform RWA^{3D} hinsichtlich der internen Konsistenz zeigt die erwartungsgemäße Überlegenheit der Langformen. Dennoch läßt sich die Zuverlässigkeit der Kurzform als durchaus befriedigend einschätzen, sodaß in Anbetracht des untersuchungsökonomischen Nutzens die RWA^{3D} psychometrisch attraktiv ist.

¹¹⁰ Je zwei (2) gemäß bzw. entgegen der Merkmalsrichtung kodierte Items (2) pro inhaltliche Dimension (3).

	RWA96	RWA ³ D	RWA98
Items	34	12	30
N (vollständig)	449	1458	261
Mittlere Inter-Item-Korrelation	.312	.238	.242
Cronbach's α :	.936	.784	.900
Standardisiertes α	.938	.790	.910
Spearman-Brown Koeffizient ^a	.943	.835	.610
Guttman (Rulon) Koeffizient ^a	.943	.831	.605
Split-Half-Reliabilität	.811	.678	.610
Guttman Split-Half-Reliabilität ^b	.792	.664	.605
Cronbach's α der Hälften (pos/neg)	.914/.877	.800/.519	.896/.837
Korrelation der Hälften	.682	.512	.439
Disattenuierte Korrelation der Hälften ^b	.762	.795	.506

^a *Systat 10*

^b *Statistica 6.0*

Tabelle 17: Interne Konsistenz der RWA96, RWA³D und RWA98

Die untere Schranke der Reliabilität der RWA³D bewegte sich in den einzelnen Studien zwischen $\alpha=.755$ (Papier&Bleistift-Studie NEO I) und $\alpha=.813$ (Internet-Studie NEO II).

5.4. Zusammenfassung

Der vorangegangene Abschnitt beschrieb die Vorgehensweise bei der Adaptation bestehender Skalen (Altemeyer, 1996; 1998) und neu konstruierter Erhebungsinstrumente (Funke, RWA³D). Die ersten beiden Instrumente zeichnen sich durch eine hohe interne Konsistenz aus, was jedoch keine hinreichende Bedingung für Eindimensionalität ist.

Bei der RWA³D war als explizites Konstruktionsprinzip die strukturell und inhaltlich harmonische Balancierung angezielt. Die Skala ist somit von vornherein teilweise¹¹¹ mehrdimensional konzipiert. Die interne Konsistenz ist in Anbetracht der untersuchungsökonomisch günstigen Kürze der Skala durchaus befriedigend, so daß die RWA³D eine attraktive Alternative darstellt, obgleich dies ursprünglich nicht das zentrale Ziel der Arbeit war.

¹¹¹ Die Einschränkung »teilweise« bezieht sich auf die Tatsache, daß die verschiedenen Dimensionen ausdrücklich nicht annähernd als orthogonal unterstellt werden. Trotz der erwarteten hohen Interkorrelation wird jedoch eine gewisse diskriminante Validität erhofft.

6. Die empirische Basis II: Erhebung und Stichproben

*»Everything should be made as simple as possible,
but not simpler.«*

(Albert Einstein)

Die empirische Überprüfung der theoretisch abgeleiteten Hypothesen stützt sich im wesentlichen auf die Datenbasis von neun Studien. Im folgenden werden die Stichproben charakterisiert und die Erhebungszusammenhänge kurz erläutert.

6.1. Studie I: RWAnet zur Bundestagswahl 1998

6.1.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Die Bundestagswahl im Herbst 1998 war die erste Parlamentswahl in Deutschland, bei der das Internet ansatzweise als Wahlkampfmedium genutzt wurde. Vor diesem Hintergrund gab es einen großen Informationsbedarf und entsprechendes Interesse bei den Internetnutzern. Das im allgemeinen große Interesse an Hochrechnungen und Umfrageergebnissen wurde durch das neue Medium noch gesteigert. Unter dem Schlagwort »online-wahl« wurde im Vorfeld der Wahlen zum Deutschen Bundestag 1998 eine Internetstudie ins Netz gestellt. Der Rahmen wurde durch Sonntagsfrage, Kandidaten- und Koalitionspräferenzen, Wahlprognosen und Kompetenzprofile der Parteien gesetzt. Die zahlreichen Items wurden als (ech-

te oder hypothetische) Zitate eingeführt; primäres wissenschaftliches Interesse wurde nicht in den Mittelpunkt der Aufmerksamkeit der potentiellen Teilnehmer gestellt.¹¹²

6.1.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

Zentrale wissenschaftliche Fragestellung war der Zusammenhang von rechtem Autoritarismus (RWA) mit Ambiguitätsintoleranz sowie den Altemeyerschen Operationalisierungsversuchen von linkem Autoritarismus (Left-Wing-Authoritarianism Altemeyer, 1996) und Gruppenkohäsion (*sensu* Duckitt, 1989; 1990).

Das Ausfüllen des Fragebogens dauerte i.a.R. ca. 15-20 min. und wurde subjektiv als kürzer empfunden. Dennoch sollte für »Laufkundschaft« eine kürzere Variante gefunden werden: eine Teilung in je zwei Halbskalen würde zwar die Reliabilität nur geringfügig senken, jedoch wäre diese Teilung ohne Kenntnis der Itemparameter willkürlich und die Bildung weitestgehend paralleler Formen wenig wahrscheinlich. Daher wurde daher den Befragten die Möglichkeit gegeben, einige Items zu überspringen. Um Reihenfolgeeffekte zu kontrollieren, wurde die Reihenfolge der Teilskalen durch ein serverseitiges Programm¹¹³ randomisiert.

¹¹² Am Ende der Legislaturperiode schließt sich nunmehr auch der empirische Rahmen für die vorliegende Arbeit. Zur Zeit der Drucklegung läuft eine Internetstudie unter <http://www.uni-jena.de/online-research/wahl2002/>.

¹¹³ Hier gilt Marc Müller besonderer Dank.

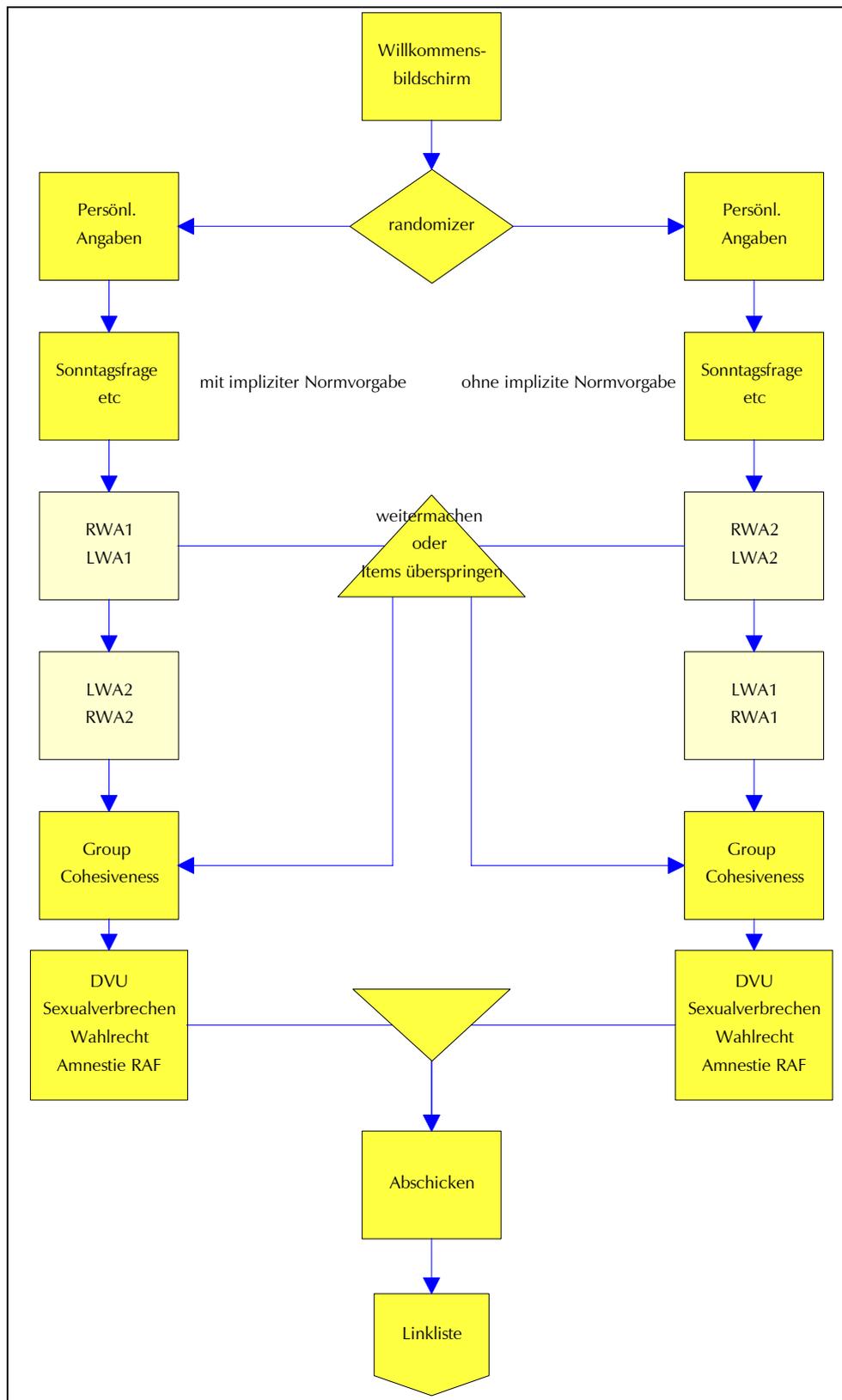


Abbildung 20: Aufbau der Untersuchung RWAnet

Angezielter und eingetretener Effekt dieser Darbietungsweise war, daß das Gros der Befragten die gesamte Skala ausfüllte ($\frac{2}{3}$ lange Version und $\frac{1}{3}$ die verkürzten Varianten, wobei letztere jeweils *zu gleichen Teilen* Daten lieferten, so daß Selbstselektions- und Ordnungseffekte aufgrund der Randomisierung keinen systematischen Einfluß haben sollten (vgl. Tabelle 18 auf dieser Seite und Tabelle 19 auf S.145).^{114,115}

Version			Lang oder Kurzversion		Total
			kurz	lang	
	ohne Norm	Count	119	241	360
		% within Version	33.1%	66.9%	100.0%
		% within Lang oder Kurzversion	41.2%	47.8%	45.4%
	mit Norm	Count	170	263	433
		% within Version	39.3%	60.7%	100.0%
		% within Lang oder Kurzversion	58.8%	52.2%	54.6%
Total	Count	289	504	793	
	% within Version	36.4%	63.6%	100.0%	
	% within Lang oder Kurzversion	100.0%	100.0%	100.0%	

Tabelle 18: Abbruchrate in Abhängigkeit von der Fragebogenversion

¹¹⁴ Es wurde angenommen, daß Autoritäre weniger abbrechen, da bewußt formuliert wurde »Möchten Sie die normale (sic!) Version ausfüllen oder hier abbrechen?«. Die Hypothese mußte jedoch verworfen werden.

¹¹⁵ Dieses Design hat den Vorteil, daß ein geplantes Muster fehlender Werte entsteht, woraus sich günstige Konsequenzen für die Imputation ergeben. Eine nähere Diskussion wird hier für den Zweck der vorliegenden Arbeit jedoch entbehren.

Tabulated Patterns

		Number of Cases				
		454	108	37	125	
Missing ^a Patterns	RWA25		X	X		
	RWA26		X	X		
	RWA27		X	X		
	RWA28		X	X		
	RWA29		X	X		
	RWA23		X	X		
	RWA22		X	X		
	RWA21		X	X		
	RWA24		X	X		
	RWA31		X	X		
	RWA32		X	X		
	RWA33		X	X		
	RWA34		X	X		
	RWA30		X	X		
	RWA13			X	X	
	RWA14			X	X	
	RWA6			X	X	
	RWA7			X	X	
	RWA8			X	X	
	RWA5			X	X	
	RWA11			X	X	
	RWA20			X	X	
	RWA19			X	X	
	RWA18			X	X	
	RWA16			X	X	
	RWA15			X	X	
	RWA17			X	X	
	RWA12			X	X	
	RWA9			X	X	
	RWA10			X	X	
	Complete if ... ^b		454	539	655	557

Patterns with less than 1% cases (7 or fewer) are not displayed.

a. Variables are sorted on missing patterns.

b. Number of complete cases if variables missing in that pattern (marked with X) are not used.

Tabelle 19: Die häufigsten Muster fehlender Werte

Die notwendige Aufteilung in zwei Versionen konnte genutzt werden, um weitere Bedingungen zu variieren. In einer Variante wurde die individuelle Wahlprognose nach der Darbietung aktueller Umfrageergebnisse (ZDF Politbarometer) erfragt. In der anderen Version wurde keine dahingehende Information gegeben. Theoretischer Hintergrund war hier die Suche nach dem *false consensus* Effekt (Brown, 1982; Wetzel & Walton, 1985; Fabrigar & Krosnick, 1995) und einer eventuellen Interaktion mit dem Autoritarismus der Befragten¹¹⁶.

6.1.3. Stichprobe

Die Stichprobe war als anfallende selbstauswählende Stichprobe konzipiert, da i.d.R. die Befragten durch mehr oder weniger gezieltes »Surfen« oder im Ergebnis von Anfragen in Suchmaschinen auf die Website des Fragebogens gelangen (sog. Pull-Verfahren). Initial erfolgte ein Mailing an verschiedene Newsgroups und Mailinglisten, was erfahrungsgemäß zu einer Beantwortung in den ersten zwei Werktagen führt.

Einen weiteren Anstieg gab es mit dem bei Printmedien üblichen Zeitversatz von einer Woche es nach einer redaktionellen Erwähnung der Studie im FOCUS-Magazin (Nr. 34/1989). Gegen Ende des Wahlkampfes nahm die Teilnehmerzahl

¹¹⁶ Es zeigte sich ein deutlicher Zusammenhang zwischen dem Wunschkandidaten und dem erwarteten Wahlausgang. Schröder-(SPD)-Anhänger erwarteten zu 76%, daß Schröder Kanzler wird. Gleichzeitig waren 82% der Kohl-(CDU)-Anhänger der Meinung, ihr Kandidat würde die Wahl gewinnen. Offensichtlich war hier der Wunsch der Vater des Gedanken – ein *false consensus* Effekt.

Interessant ist nun die Interaktion mit der Fragebogenvariante und damit der Manipulation. Wurden die Befragten mit dem Diagramm einer Wahlprognose konfrontiert, so milderte sich der *false consensus* Effekt: Die Salienz der öffentlichen Meinung wirkte gewissermaßen als Korrektiv für die eigenen Wunschvorstellungen. Bei den SPD-Anhängern sank die Siegeszuversicht von 83% auf 70%, bei den CDU-Anhängern geringer von 84% auf 80%. Der größere Unterschied bei den SPD-Anhängern ließe sich sicherlich mit der Unsicherheit der Herausforderer erklären, was durch die Studie freilich nicht empirisch gedeckt ist.

Die Interaktion der Manipulation mit Autoritarismus ließ sich aufgrund der ungleichen Zellenbesetzung nicht zuverlässig überprüfen. Unter den Kohlanhänger gab es fast keine gering Autoritären (Mediansplit). Daher seien hier nur die beiden konkurrierenden Hypothesen genannt:

- H₁ Autoritäre lassen sich stärker von der öffentlichen Meinung beeinflussen (submissive, konformistische Facette). Bei ihnen tritt ein stärkerer *false consensus* Effekt auf.
- H₂ Autoritäre zeigen einen geringeren *false consensus* Effekt aufgrund ihres rigideren Denkstils. Tendentiell zeigen sich eher Hinweise auf letztere Hypothese; wegen der genannten methodischen Problem sei hier aber eine Überinterpretation unterlassen.

ohne weitere Werbung kontinuierlich zu, was auf ein aktives Suchverhalten der Befragten schließen läßt (Abbildung 21).

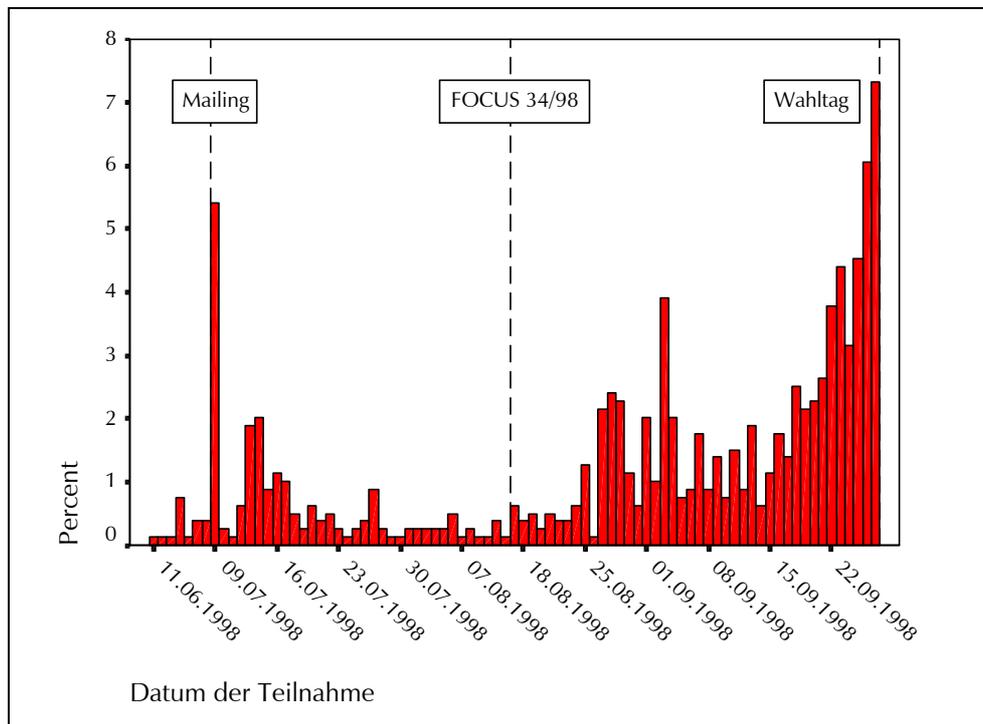


Abbildung 21: Fluktuation der Teilnehmerzahlen

Die Stichprobe war nicht (!) überwiegend studentisch, sondern hinsichtlich der Tätigkeit der Befragten zufriedenstellend heterogen. Sie kann als weitestgehend repräsentativ für die damaligen Internetnutzer angesehen werden. Dies implizierte jedoch zum damaligen Zeitpunkt ein Verhältnis von 9:1 mit einer Überrepräsentanz von Männern. Zwei Drittel der Befragten waren unter 30 Jahren alt. In die Analyse gingen die Fragebögen von 793 Befragten ein.¹¹⁷

6.2. Studie II: KosovoNet I zum Kosovokonflikt

6.2.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Am Abend des 24. März 1999 begannen die NATO-Luftangriffe gegen Ziele in Jugoslawien.¹¹⁸ Dazu lag kein explizites Mandat der Vereinten Nationen vor. Insbe-

¹¹⁷ Datensatz »diss Bundestagswahl.sav«

¹¹⁸ »Yesterday evening around 8 p.m., Operation Allied Force began. Last night's operation was carried out with a broad participation by Allies. This demonstrates NATO solidarity, unity and resolve in carrying out

Fortsetzung auf Folgeseite ...

sondere die deutsche Beteiligung an diesem Kampfeinsatz gegen einen souveränen Staat ist kritisch zu bewerten, da aufgrund der Verbrechen der Wehrmacht auf dem Balkan bis zu diesem Zeitpunkt selbst unter konservativen Regierungen militärisches Engagement kategorisch ausgeschlossen war.

Aus diesem Grunde wurde durch die NATO im Allgemeinen und die rot-grüne Bundesregierung im Besonderen der Einsatz in einen argumentatorischen Zusammenhang gestellt, der den Einsatz folgerichtig und moralisch zwingend darstellte.¹¹⁹

Eine ethische, völkerrechtliche und politikwissenschaftliche Bewertung des Kosovokrieges ist an dieser Stelle nicht angezeigt, vielmehr geht es um das sozialpsychologische Charakterisieren der öffentlichen Diskussion um diesen Konflikt. Diese stellt gleichzeitig Anlaß und forschungsrelevantes Umfeld für die hier dargestellten Studien zum Kosovokrieg dar. Das besondere Dilemma bestand darin, daß der Diskurs nicht durch eine Polarisierung zwischen jeweils fundamentalistischen pazifistischen und bellizistischen Positionen hinreichend beschrieben werden kann.

Fortsetzung der Fußnote:

this action. Let me stress that strikes were conducted against carefully chosen military targets focussed on the air defence network of the Federal Republic of Yugoslavia.« (NATO-Generalsekretär Dr. Javier Solana, Pressekonferenz 25.März 15.00 Uhr NATO Hauptquartier)

»Liebe Mitbürgerinnen und Mitbürger, heute Abend hat die NATO mit Luftschlägen gegen militärische Ziele in Jugoslawien begonnen. Damit will das Bündnis weitere schwere und systematische Verletzungen der Menschenrechte unterbinden und eine humanitäre Katastrophe im Kosovo verhindern. Der jugoslawische Präsident Milošević führt dort einen erbarmungslosen Krieg. Wir führen keinen Krieg, aber wir sind aufgerufen eine friedliche Lösung im Kosovo auch mit militärischen Mitteln durchzusetzen.« (Gerhard Schröder in der ARD)

Zur Dokumentation des NATO-Einsatzes: Offizielle Informationspolitik der NATO und ihrer Alliierten

<http://www.kforonline.com/> oder <http://www.nato.int/kosovo/> sowie

http://www.bundeswehr.de/im_einsatz/kfor/chronik/uebersicht.html

kritische Dokumentationen z.B. bei Monitor:

<http://www.wdr.de/online/news/kosovoluege/>

¹¹⁹ Die zweifelsohne menschenverachtende Politik von Slobodan Milošević – so die Argumentation – hätte die Weltöffentlichkeit mit ihrem gewachsenen Menschenrechtsbewußtsein gezwungen, ethnische Säuberungen gegen Albaner im Kosovo aufzuhalten. Die Kosovo-Konferenz von Rambouillet wurde als gescheitert angesehen, da die serbische Regierung die Stationierung einer 28.000 Mann starken Friedenstruppe als unannehmbaren Eingriff in ihre staatliche Souveränität ablehnte. Das Ultimatum der NATO mit Ablaufdatum 20. Februar 1999 entwickelte durch den drohenden Glaubwürdigkeitsverlust der NATO im Vorfeld ihres 50jährigen Jubiläums in der Folge einen eigendynamischen politischen Druck, dem standzuhalten sich auch die bundesdeutsche Regierung nicht in der Lage sah.

Vielmehr lagen die Argumentationslinien »quer« zu diesen traditionellen Lagern. Durch den politischen Druck der NATO auf den EU-Rat (unter Präsidentschaft des bündnisgrünen Außenministers Joseph Fischer) war eine Lage entstanden, die nur durch euphemistische Informationspolitik nachträglich gerechtfertigt werden konnte.

Die zentrale argumentatorische Figur war die Gleichsetzung der serbischen Politik mit Auschwitz: »Nie wieder Auschwitz ist die historische Mahnung, einen Völkermord oder eine Politik, die dahin führt, nicht zu akzeptieren.«¹²⁰ Auch ohne diese Gleichsetzung als ahistorisch und euphemistisch einzuschätzen bleibt sie Ausdruck des zugrundeliegenden moralischen Dilemmas zwischen Inkaufnahme von zivilen Opfern durch Krieg bzw. Verzicht auf Krieg. Jegliche Entscheidung für oder gegen den Krieg zur Durchsetzung von Menschenrechten führt, psychologisch gesprochen, zu einer kognitiven Dissonanz (Festinger, 1957) zwischen dem aversiven Zustand der Menschenrechtsverletzung und dem ebenfalls aversiven (vermeintlichen) Mittel des militärischen Eingreifens, zumindest solange in der Öffentlichkeit ein unausweichliches Junktim zwischen diesen beiden Alternativen hergestellt wird, das die Gangbarkeit Dritter Wege stillschweigend leugnet. In gewissem Sinne läßt sich genau dieses öffentliche Leugnen als sozial geteilte Strategie der Dissonanzreduktion auffassen.

Vor diesem Hintergrund der politischen Kontroverse erschien es geboten, jenseits des ideologischen Disputs die sozialpsychologischen Prozesse der Einstellungsbildung und -änderung zu untersuchen. Hierzu wurde eine Internetuntersuchung durchgeführt, die unter der URL <http://www.uni-jena.de/~sff/kosovo/> zugänglich war.

¹²⁰ Heinz Loquai, General a. D. OSZE: »Hier muß ich mich wirklich beherrschen, weil der Vergleich mit Auschwitz und der Situation im Kosovo eine ungeheuerliche Behauptung ist. Man muß sich als Deutscher schämen, daß deutsche Minister so etwas getan haben, denn ein normaler Mensch, ein normaler Deutscher, wird vor Gericht zitiert, wenn er in derartigem Ausmaße Auschwitz verharmlost. Und daß ein deutscher Minister von KZs im Kosovo sprach, ist auf der gleichen Linie, denn KZs sind Einrichtungen einer bestimmten historischen Situation, nämlich der nationalsozialistischen Zeit in Deutschland. Und ich finde es im Grunde genommen ungeheuerlich, daß gerade Deutsche diese Vergleiche gewählt haben.« Manuskript der Monitor-Sendung des WDR vom 8. Februar 2001, 21.45 Uhr.
http://www.wdr.de/online/news/kosovolvege/sendung_text.pdf

6.2.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

Die zentrale Frage der Untersuchung betraf den vermuteten Zusammenhang zwischen Autoritarismus und einer verstärkten Befürwortung aggressiver Politik. Das zugrundeliegende Rationale unterstellte vereinfacht eine Psychodynamik, die von einer wahrgenommenen Bedrohungssituation und geringer Ambiguitätstoleranz ausgehend zu dem Bedürfnis nach Komplexitätsreduktion führt, die ihrerseits ein Bestrafen der »Bösen« durch die »Guten« wünschenswert erscheinen läßt. Ähnlichen Fragestellungen wurde bereits im Vietnamkrieg und im Golfkrieg nachgegangen (Karabenick & Wilson, 1969; Larsen, 1969; Bailles & Guller, 1970; Izzett, 1971; Granberg & Corrigan, 1972; Granberg & May, 1972; Mann, 1973; Spellman & Holyoak, 1992; Doty, Winter, Peterson & Kimmelmeier, 1997). In einer weitergehenden Hypothese wurde vermutet, daß dieser in anderen Studien bereits gefundene Zusammenhang sich jedoch nicht global für alle Situationen zeigen läßt. Es wäre bspw. eine sinnvolle Mutmaßung, daß der besagte korrelative Zusammenhang mit zunehmender Schwere der bedrohenden Situation abnimmt, da in diesem Falle die Befragten leichter auf äußere Zwänge zur Rechtfertigung ihrer Entscheidung attribuieren können. Desweiteren sollte untersucht werden, in welchem Verhältnis die Einstellungen zum Kosovokonflikt zu sonstigen politischen Einstellungen stehen.

Zum Prüfen der genannten Hypothesen wurde als Maß für Autoritarismus die balancierte Kurzform RWA^{3D} (5.2.3, S.138ff.) vorgelegt, zur Erfassung der Aggressivitätstendenz konnte selbstredend nicht auf Bewährtes zurückgegriffen werden: Die Befragten wurden gebeten, für eine Reihe bereits eingetretener oder hypothetischer Situationen (Tabelle 20, S.151) diejenige Reaktion der NATO anzugeben, die sie am ehesten befürwortet hätten. Im Ergebnis ergab sich eine Situation×Reaktion-Matrix als Antwortmodell (Tabelle 21 S.152)¹²¹.

¹²¹ Die exemplarisch ausgefüllte Tabelle enthält jeweils die Modi als Antwort.

Mögliche Situation	Kurzbezeichnung
1. Einstellung der Luftangriffe und Aufheben der Sanktionen.	status quo ante bellum
2. Befristete Feuerpause und Aufnahme neuer Verhandlungen.	Feuerpause
3. Fortführung der Luftangriffe wie bisher.	Luftangriffe
4. Zusätzliche Stationierung von Bodentruppen in Nachbarstaaten, z.B. Makedonien und Bulgarien.	Nachbarstaaten
5. UÇK aufrüsten	UÇK
6. Bodentruppen einsetzen, um Schutzzonen und Korridore zu schaffen.	Schutzzonen
7. Gesamten Kosovo besetzen.	Kosovo
8. Gesamte Bundesrepublik Jugoslawien besetzen.	Jugoslawien
9. Einsatz taktischer Nuklearwaffen.	Nuklearwaffen

Tabelle 20: Hypothetische Situationen KOSOVOnet I

Während die hypothetischen Situationen mit Bedacht keiner Reihenfolge unterlagen (etwa der Schwere der Herausforderung durch die serbische Seite), war das Antwortformat der »Reaktionen« als Ordinalskala intendiert. Die Extrempunkte waren »Einstellung der Luftangriffe und Aufhebung der Sanktionen« (*status quo ante bellum*) und »Einsatz taktischer Nuklearwaffen« (Tabelle 20). Die Unterstellung der Ordinalität entlang einer Dimension »Eskalationsgefahr« oder »Aggressivität der NATO-Reaktion« war zwar eine inhaltlich plausible, empirisch jedoch ungeprüfte Annahme.

Allerdings sei darauf hingewiesen, daß durch die Formulierung (»zusätzliche Stationierung«) eine sukzessive Inklusivität im Sinne einer Guttman-Skala (Guttman, 1947; 1950a; 1950b) den Befragten nahegelegt wurde und daher als wahrscheinlich wahrgenommen angesehen werden kann. Zur empirischen Prüfung der Dimensionalität der Skala wurden in einem Expertenrating 10 Personen gebeten, die »Reaktionen« hinsichtlich ihrer Aggressivität zu rangieren.

Die so gewonnenen Daten wurden zunächst über die Personen aggregiert (Spaltenmittelwert). Diese mittleren Rangplätze wurden nun ihrerseits rangiert, was als

eine pragmatische Annäherung an eine »sozial geteilte Wahrnehmung« der Rangfolge aufgefaßt werden kann.

	status quo	Feierpause	Luftangriffe	Nachbarstaaten	UÇK	Schutzzonen	Kosovo	Jugoslawien	Nuklearwaffen
Serbien erkennt die Autonomie des Kosovo an.	<input checked="" type="checkbox"/>								
Serbien erkennt die 5 Forderungen der NATO an.	<input checked="" type="checkbox"/>								
Makedonien und Albanien nehmen keine weiteren Flüchtlinge mehr auf.			<input checked="" type="checkbox"/>						
Weitere NATO Soldaten (z.B. auch Deutsche) werden Kriegsgefangene oder Opfer.			<input checked="" type="checkbox"/>						
Massenvergewaltigungen von Kosovoalbanerinnen werden offenkundig.						<input checked="" type="checkbox"/>			
Internierungslager (mit Folterung und Vernichtung) werden offenkundig.							<input checked="" type="checkbox"/>		
Serbien attackiert Makedonien.								<input checked="" type="checkbox"/>	
Rußland und/oder Weißrußland unterstützen Serbien mit offiziellen Truppen.							<input checked="" type="checkbox"/>		
Serbien attackiert NATO-Länder der Region (Ungarn, Italien, Griechenland).						<input checked="" type="checkbox"/>			
Serbische Terroristen greifen öffentliche Gebäude in NATO-Großstädten an.						<input checked="" type="checkbox"/>			

Tabelle 21: Beispiel der Situation*Reaktion-Matrix KOSOVOnet I

Als Maß für die Güte dieser Übereinstimmung wurde die (Spalten)Varianz der Urteile herangezogen. In einem nächsten Schritt wurden die Ratings einer Multi-dimensionalen Skalierung (MDS) unterzogen, um

1. in einer *eindimensionalen* Lösung die inhaltlich intendierte Rangfolge zu reproduzieren bzw. Anhaltspunkte für nötige Umordnungen zu finden, sowie
2. in einer zweidimensionalen Lösung die Distanz von der ersten Dimensionsachse als Maß für mangelnde Anpassung einer »Reaktion« zu interpretieren.

Die hier nicht näher dargestellten Ergebnisse decken sich weitestgehend mit der intendierten Rangfolge, als abhängiges Konstrukt »Eskalationsniveau« wurden schließlich zwei Variablen gebildet, deren Werte sich auf einer Ordinalskala abbilden lassen (Tabelle 22).

Eskalationsstufe	Rangplatz	Oberkategorie	modif. Rangplatz
status quo	1		
Feuerpause	2	»Verhandeln«	1
Luftangriffe	3	»Weiter wie bisher«	2
Nachbarstaaten	4		
UCK <i>gestrichen</i>	[5]		
Schutzzonen	6	»Bodentruppen«	3
Kosovo	7		
Jugoslawien	8		
Nuklearwaffen	9	»Strafaktionen«	4

Tabelle 22: Operationalisierung Eskalationsniveau KOSOVOnet I

Desweiteren wurde die Politische Orientierung (Links-Rechts-Orientierung) erfragt und die Sonntagsfrage zur Beantwortung vorgelegt.

6.2.3. Stichprobe

Es wurde eine Internetuntersuchung durchgeführt, die wiederum nach dem Pull-Verfahren Internetnutzer befragte, die aktiv nach Informationen und Umfragen zum besagten Konflikt gesucht haben. Vom 14. Juni bis 1. Juli 1999 nahmen 152 Befragte an der Untersuchung teil. Bereits nach drei Tagen hatten $\frac{3}{4}$ der Stichprobe die Seite besucht und den Fragebogen ausgefüllt. Das Geschlechterverhältnis war ausgewogener als 1998 ($\frac{1}{3}$ Frauen, $\frac{2}{3}$ Männer, vgl. Seite 146). Der Modus des Lebensalters lag bei 22, das arithmetische Mittel bei 24 Jahren. Das Gros der

Stichprobe bestand aus Studierenden (70%) sowie wissenschaftlichen Mitarbeitern und Angestellten (je 7%). Für die Charakterisierung der Stichprobe gelten die kritischen Bemerkungen von Abschnitt 6.1.3 S.146 ff. sinngemäß. Eine zusammenfassende Kritik der Stichproben bei Internetbefragungen findet sich auf Seite 323.

6.3. Studie III: KosovoNet II zum Tschetschenienkonflikt

6.3.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Im Herbst 1999 eskalierte der schon länger andauernde bewaffnete Konflikt zwischen Rußland und Tschetschenien. Der damalige russische Präsident Jelzin rechtfertigte die massiven Militärschläge in offener Analogie zum Kosovokonflikt mit dem Kampf gegen separatistische Terroristen, die völkerrechtliche Lage (UNO, OSZE) verwehrte in ähnlicher Weise ein solches drastisches Vorgehen, die Jelzin-Administration setzte sich darüber hinweg und nahm die katastrophalen Folgen für die Bevölkerung nicht nur billigend in Kauf. Die Menschenrechtsverletzungen werden euphemistisch als Kollateralschäden verzeichnet.

In der zweiten Januarhälfte 2000 suchte eine weitere Internetuntersuchung den Anschluß an die Studie zum Kosovokonflikt.

6.3.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

In der ersten Studie zum Kosovokrieg (Abschnitt 6.2 Seite 147ff.) stand der Zusammenhang zwischen Autoritarismus und einer *prospektiven* Befürwortung militärischer Aktionen der NATO im Mittelpunkt. Die hier dargestellte Nachfolgestudie interessierte sich für die *retrospektive* moralische Einschätzung des Bundeswehreinsatzes im Kosovokrieg sowie die eventuelle Übertragung der Rechtfertigungsstruktur auf den Tschetschenienkonflikt.

Das Rationale läßt sich zusammenfassen:

- a. Wenn das NATO-Eingreifen aus moralischen Gründen
als nötig und angemessen eingeschätzt wurde *und*
- b. die Konflikte als strukturell ähnlich angesehen werden,
dann sollte
- c. auch für den Tschetschenienkonflikt
ein militärisches Eingreifen als nötig und angemessen impliziert sein.

Es wurde wiederum die RWA^{3D} zur Erfassung von Autoritarismus vorgelegt; ebenso waren die Sonntagsfrage sowie die Frage nach der politischen Selbsteinordnung abermals dabei. Da der Tenor der Untersuchung nach dem Umgang mit Konflikten fragte, wurde eine Skala zur Erfassung von Konfliktstilen aufgenommen (Eher, Binter, Scholze & Aigner, 1997; Eher, Aigner, Demal & Serim, 1996). Weitere Frageblöcke beschäftigten sich mit den künftigen Aufgaben der Bundeswehr sowie mit der Einstellung zu verschiedenen Parteien und Organisationen (bspw. NATO, Kriegsverbrechertribunal, Vereinte Nationen, Burschenschaften)¹²².

Zwei randomisiert zugeteilte Versionen des Fragebogens¹²³ enthielten eine sehr subtile Salienzmanipulation, bei der a) die personale Identität und b) die nationale Identität als Ebene der Selbstkategorisierung salient gemacht werden sollte. Dieses Vorgehen bezieht sich auf die Selbstkategorisierungstheorie von John Turner und Mitarbeitern (Turner & Oakes, 1989; Hogg & Turner, 1987; Turner et al., 1987) und folgt einem Paradigma von Verkuyten & Haagendorn (1998).¹²⁴

Der Einleitungstext lautete in der personalen Bedingung:

- a) »Jeder Mensch ist einzigartig und unterscheidet sich von anderen in vielen Merkmalen und Eigenarten. Wie unterscheiden Sie sich von Ihren Mitmenschen? Dieser Fragebogen richtet den Blick auf Sie persönlich als Individuum.«

und in der kollektiven Bedingung sinnentsprechend:

¹²² Diese Einstellung wurde als Sympathie bzw. Distanz auf einer siebenstufigen Skala operationalisiert. Diesem Vorgehen lag die Auswertungsabsicht zugrunde, die Einstellungen multidimensional zu skalieren und in diese Skalierung auch die RWA-Items eingehen zu lassen.

¹²³ <http://www.uni-jena.de/~sff/konfliktforschung/anfang.html> bzw.
<http://www.uni-jena.de/~sff/konfliktforschung/beginn.html>

¹²⁴ Vergleiche die theoretischen Ausführungen dazu in Fußnote 30 auf Seite 43.

- b) »Menschen fühlen sich gewöhnlich verschiedenen sozialen Gruppen zugehörig: einer Berufsgruppe, ihrem Geschlecht, ihrer Nation, einer politischen Strömung oder einem Fußballverein. All diese Gruppen unterscheiden sich voneinander und sind in ihrer Eigenart einmalig. Dieser Fragebogen richtet den Blick auf Sie als Angehörige(n) Ihrer nationalen Gruppe.«

Vertieft wurde die Salienzmanipulation mit a) einer offenen Frage nach persönlichen Hobbys und Eigenschaftswörtern, mit denen man sich selbst beschreiben würde bzw. b) mit einer offenen Frage nach der Nationalität und entsprechenden assoziierten Eigenschaftswörtern.

6.3.3. Stichprobe

Vom 17.-23. Januar 2000 nahmen 273 Teilnehmer an der Internetuntersuchung teil. Die meisten der Befragten waren zwischen 20 und 25 Jahren; wiederum waren die Männer überrepräsentiert ($\frac{2}{3}$ vs $\frac{1}{3}$). Etwa zwei Drittel kamen aus den alten Bundesländern (s. a. Abschnitt 11.1 S.323).

6.4. Studie IV: NEO I zu Politik und Persönlichkeit

6.4.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Die Studie wurde als klassische Fragebogenuntersuchung (*paper&pencil*) konzipiert, die Bögen maschinell eingelesen¹²⁵. Die Teilnehmer wurden gebeten, an einer Studie zum Thema »Persönlichkeitsstruktur und politische Orientierung« teilzunehmen. Es gab keine explizite Bezugnahme auf aktuelle politische Themen.

6.4.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

Es sollte der Zusammenhang von rechtem Autoritarismus als generalisierte, aber dennoch relativ konkrete Einstellung (Six, 1996) mit allgemeineren Persönlichkeitseigenschaften untersucht werden. Insbesondere die Einordnung von Autoritarismus in ein etabliertes Beschreibungssystem der Persönlichkeitspsychologie war hier von Interesse.

Die einflußreichste und wissenschaftlich derzeit am besten belegte Persönlichkeitstheorie geht in ihrer strengen Auslegung davon aus, daß sich die Persönlichkeitsstruktur mit fünf übergeordneten Traits (»Big Five«) beschreiben läßt. Da diese als notwendig und hinreichend unterstellt werden, folgt daraus logisch zwingend, daß

¹²⁵ Als Scansoftware kam FineReader™ zum Einsatz.

Autoritarismus – wenn er als Persönlichkeitskonstrukt verstanden wird – mit einer oder mehreren dieser Beschreibungsdimensionen korrelieren muß. Hierzu gibt es erste Evidenz (Riemann, Grubich, Hempel & Mergl, 1993; Goldberg & Rosolack, 1994; Peterson, Smirles & Wentworth, 1997; Paulhus et al., 1995; Butler, 2000).

Die 12 Items der RWA^{3D} wurden zu 60 Items des NEO-FFI (Borkenau & Ostendorf, 1991; Costa & McCrae, 1992) in Beziehung gesetzt. Als weiteres persönlichkeitspsychologischen Konstrukt mit konzeptueller Nähe zu Autoritarismus wurde Ambiguitätsintoleranz erhoben. Dazu wurde die *Scale for the Assessment of Intolerance of Ambiguity* (SIA) vorgelegt (Wolfradt & Rademacher, 1999).

Sonntagsfrage sowie politische Selbsteinordnung wurden ergänzt durch eine Reihe weiterer Fragen zu politischen Einstellungen: Nähe/Distanz zu politischen Parteien, politische Aktivität, Ausländerfeindlichkeit/-freundlichkeit (je drei Items) und ein inhaltsbereinigtes Maß für Politische Intoleranz (*Content-controlled Measure of Political Intolerance*, Sullivan, Piereson & Marcus, 1979; 1982).

Der Fragebogen wurde in zwei Versionen konstruiert, die jeweils randomisiert vorgelegt wurden. Die Versionen variierten die Darbietungsreihenfolge der NEO-Items, um ein ausgewogenes Muster fehlender Werte zu erreichen.¹²⁶

6.4.3. Stichprobe

In Abweichung von den anderen hier dargestellten Studien handelte es sich bei dieser Untersuchung um eine klassische *paper&pencil*-Befragung. Folglich wurden auch die Teilnehmer auf abweichende Weise rekrutiert: Ausgehend von einer studentischen Arbeitsgruppe wurde in einem multizentrischen Schneeballverfahren (*snowball sampling, chain referral, referential sampling*) eine sehr heterogene Stichprobe angesprochen. Teilweise handelte es sich dabei um Studierende und ihre Eltern und Freunde (etwa zwei Drittel). Ein wesentlicher Teil der Stichprobe wird jedoch durch Schülerinnen und Schüler gebildet.¹²⁷ Diese Zusammensetzung der Stichprobe erklärt auch die zweigipflige Altersstruktur: $\frac{3}{4}$ der Befragten waren un-

¹²⁶ Jeweils dreißig Items des NEO-FFI wurden am Anfang und am Ende des Fragebogens präsentiert. Es machten jedoch nur 12 Personen von der Möglichkeit gebrauch, die zweite Hälfte wegzulassen.

¹²⁷ Unter den Eltern der Befragten gab es einige Lehrer, die in ihrer Verantwortung ihre Schüler um eine Teilnahme gebeten haben.

ter 30 Jahren, ein weiterer Gipfel bei der Altersgruppe 45-49 weist jedoch auf die Elterngeneration der Befragten hin.

Das Geschlechterverhältnis war weitgehend ausgewogen (55% Frauen), Ostdeutsche waren mit 80% überrepräsentiert. Insgesamt gingen 455 Befragte in die Untersuchung ein.

6.5. Studie V: NEO II zu Politik und Persönlichkeit

6.5.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Wie bereits in der Studie NEO I wurden Politische Einstellungen mit Persönlichkeitseigenschaften in Beziehung gesetzt. Der Erhebungsmodus einer Internetuntersuchung ermöglichte die randomisierte Zuweisung der Befragten zu fünf quasiexperimentellen Bedingungen.¹²⁸ Diese Manipulation variierte den Erhebungszusammenhang für die Befragten: Zunächst bekamen alle Befragten die 12 Items der RWA^{3D} vorgelegt.¹²⁹ Nach Absenden und Speichern dieses ersten Fragebogens gelangten die Untersuchungsteilnehmer auf eine zweite Seite, die mit »Aktuelle Politische Themen« überschrieben war. In Abhängigkeit von der zugewiesenen Untersuchungsbedingungen wurde der anknüpfende Fragebogen auf eine der nachstehenden Weisen eingeleitet (s.a. Tabelle 23 auf der Folgeseite):

¹²⁸ <http://www.uni-jena.de/~sff/politik/>

¹²⁹ »Erster Teil: Allgemeine Fragen – Im folgenden haben wir zwölf Aussagen zusammengestellt, die man von Zeit zu Zeit hören kann.«

Die jüngste Welle rechter Gewalt hat in Deutschland eine neue Diskussion um den Rechtsextremismus hervorgerufen. Politiker beraten über Parteienverbote für NPD, DVU oder Republikaner.

*Für ein Verbot*¹³⁰ werden unter anderem die folgenden Argumente ins Feld geführt: [...]

Bedingung I
»pro-Verbot-Argumente«

[...] *Gegen ein Verbot* werden jedoch unter anderem die folgenden Argumente ins Feld geführt: [...]

Bedingung II
»kontra-Verbot-Argumente«

[...] Einige der pro- und kontra-Argumente, die zur Zeit diskutiert werden: [...]

Bedingung III
»pro- und kontra «

Nun ist es auch in Deutschland soweit. Natürlich haben die BSE-Erreger nicht an der Grenze halt gemacht.
[gefolgt von ein paar vertiefenden Bemerkungen über die Bedrohlichkeit für die Verbraucher]

Kontrollgruppe I
allgemeine (unpolitische) Bedrohung

Ohne einleitenden Satz, nur Überschrift:
»Zweiter Teil – Aktuelle politische Themen«

Kontrollgruppe II
keine Bedrohung

Fragebogenvariante (Bedrohungs-Manipulation)

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nur pro Verbot	81	19.5	19.5	19.5
	nur kontra Verbot	83	20.0	20.0	39.4
	pro- und kontra	87	20.9	20.9	60.3
	KG BSE	78	18.8	18.8	79.1
	KG keine Bedrohung	87	20.9	20.9	100.0
	Total	416	100.0	100.0	

Tabelle 23: Quasiexperimentelle Versuchbedingungen NEO II

Die Intention hinter der quasiexperimentellen Manipulation wird aus dem nachfolgenden Abschnitt 6.5.2 deutlich.

6.5.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

Die quasiexperimentelle Manipulation der Bedrohungssituation diene der systematischen Untersuchung des Zusammenhangs von Bedrohung und Bestrafungs-

¹³⁰ Im Original ohne Hervorhebung

tendenz.¹³¹ Die globale Hypothese erwartete einen positiven korrelativen Zusammenhang zwischen Bedrohung und Punitivität (sozialpsychologische Argumentation). Gleichzeitig wurde ein (differentialpsychologischer) Interaktionseffekt mit dem individuellen Autoritarismus der Befragten vermutet. Diesem Gedanken folgend müßten Autoritäre generell eine erhöhte Punitivität zeigen, vor allem aber Bedrohungssituationen sollten als Auslöser bestrafender Impulse dienen.

Wiederum wurden die 12 Items der RWA^{3D} zu maximal 60 Items des NEO-FFI (Borkenau & Ostendorf, 1991; Costa & McCrae, 1992) in Beziehung gesetzt. Die Befragten hatten die Wahl, sich für die volle Fragebogenlänge zu entscheiden oder aber eine Kurzversion aus 30 oder 10 Items. Die Items wurden durch einen Randomisierungsalgorithmus (ohne Zurücklegen) unter Wahrung der Dimensionalität gezogen. Dadurch wurde ein Muster fehlender Werte erreicht, das die notwendige Annahme der *Missingness completely at Random* (MCAR, vgl. Graham, Taylor & Cumsille, 2001; Wothke, 2000; Bernaards & Sijtsma, 1999; Graham, Hofer & MacKinnon, 1996) *a priori* sicherstellt.¹³²

Die Punitivitätsneigung wurde durch das Vorlegen vermeintlicher Agenturmeldungen erhoben (Beispiel in Abbildung 22). Zu jedem von vier Delikten sollten die Befragten in der Rolle der Staatsanwaltschaft Strafanträge stellen. Das Antwortformat reichte von Freispruch über Geld- und Bewährungsstrafen bis zur Festlegung einer zu spezifizierenden Haftstrafe.¹³³

¹³¹ Ein Manipulation-Check kontrollierte das subjektive Bedrohungsempfinden.

¹³² Meines Erachtens impliziert jedoch hinsichtlich der inhaltlichen Konstruktvalidität selbst MCAR nicht völlige *nonignorability*, obgleich sich letztere auch einer empirischen Prüfung entzieht.

¹³³ Todesstrafe wurde ebenfalls zur Auswahl gestellt, obgleich sie nicht mehr verhängbar ist.



Abbildung 22: Stimuli (fingierte Agenturmeldungen)

Die anderen Delikte bestanden in Sexuellem Mißbrauch, schwerer Körperverletzung gegen Ausländer und in Polizeigewalt gegen Demonstranten. Letzterer Straftatbestand ist insofern interessant, als hier die zu bestrafenden Täter selbst zur »Autorität« gehören. Hier könnte ein Suppressionseffekt erwartet werden (vgl. Feather, 1998; Henkel, Sheehan & Reichel, 1997; Hageman, 1985). Eine grobe O-

perationalisierung der so erhobenen Bestrafungstendenz aggregierte die verhängten Haftstrafen über alle vier Delikte hinweg.¹³⁴

Im weiteren Sinne gehört auch das Verbotsbegehren gegenüber politischen Parteien, namentlich der Nationaldemokratischen Partei Deutschlands (NPD), zur Punitivität. Hierzu wurden drei dahingehende Items formuliert.

6.5.3. Stichprobe

Entsprechend der Anlage der Untersuchung als netzbasierte Studie erfolgte die Rekrutierung der Teilnehmer per Werbung in verschiedenen Newsgroups und per Handzettel. Von 20. September 2000 bis 13. März 2001 nahmen 416 Personen an der Untersuchung teil. Das Geschlechterverhältnis war ausgewogen (45% weiblich, 55% männlich), das mittlere Alter der Befragten lag bei 25 Jahren (Median 23). Gemessen an der Grundgesamtheit waren Westdeutsche mit 53% leicht relativ unterrepräsentiert.

6.6. Studie VI: RWAnet98/Zukunft

6.6.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Im Frühjahr 2001 wurde im Zusammenhang mit medialen »Enthüllungen« über die militante Jugend der Bundesminister Trittin und Fischer der Wertewandel der 68er Generation diskutiert.¹³⁵ Vor diesem Hintergrund bot es sich an, eine Internetuntersuchung zum Thema »Jugend, Elterngeneration und politischer Einstellungswandel« durchzuführen.

Unter der URL <http://www.uni-jena.de/~sff/zukunft> wurden Internetnutzer zur Teilnahme eingeladen. Teilweise wurden die Befragten aus einem im Aufbau befindlichen Panel rekrutiert (vgl. auch 6.6.3 S.164ff.).

¹³⁴ Der Vorteil bestand im dadurch erreichten Intervallskalenniveau. Dazu mußten jedoch die Extrempunkte des Antwortformats ausgeklammert werden. Für die Auswertung auf Basis der gesamten Spannweite möglicher Antworten sind nonparametrische Verfahren indiziert.

¹³⁵ Vgl. hierzu z.B.

[http://wdr.de/online/news/joschkasjugendsuenden/;](http://wdr.de/online/news/joschkasjugendsuenden/)

<http://www.spiegel.de/politik/deutschland/0,1518,113488,00.html;>

<http://www.wsws.org/de/2001/mar2001/fisc-m10.shtml>

6.6.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

Die zentrale wissenschaftliche Absicht bestand in einer Adaption der bisher unübersetzten neuen Autoritarismusskala von Bob Altemeyer (Altemeyer, 1998) für den deutschen Sprachraum. Dazu wurden die 30 Items der 97er Version der RWA¹³⁶ *lege artis* ins Deutsche übertragen (vgl. auch das Vorgehen bei der RWA96 in Abschnitt 5.1.1 S.134ff.) und gemeinsam mit der RWA^{3D} den Befragten vorgelegt. Zwei randomisierte Versionen variierten die Reihenfolge der Items. In einer Fassung wurden die Befragten gebeten, die 12 Items der RWA^{3D} aus der Sicht ihrer Eltern zu beantworten, in der anderen folgte dieser Fragebogenteil isoliert am Ende. Hier wurde vermutet, daß die räumliche Nähe zu einer stärkeren Kontrastierung zu den (Antworten der) eigenen Eltern führt.

Im Mittelteil folgten wie in allen anderen hier besprochenen Studien Fragen zum Politischen Selbstverständnis. Im Abschluß wurde an einen zu dieser Zeit aktuellen medialen Diskurs über Erziehungsstile angeknüpft: Die Befragten sollten retrospektiv ihre selbst erfahrene Erziehung auf den Dimensionen Wertschätzung (*support*) und Lenkung/Strenge (*control*) einschätzen (Baumrind, 1968; 1971; 1975; Weiss & Schwarz, 1996).

Abschließend folgte die retrospektive Einschätzung, welche Erziehungsziele in der eigenen Adoleszenz zentral waren. Durch die Versionszuweisung wurde hier variiert, ob sich diese Ziele allgemein auf die Erziehung oder auf konkrete Konfliktsituationen beziehen.

Aus den erhobenen Konstrukten folgt plausibel die Fragestellung des multivariaten Zusammenhangs zwischen aktuellen politischen Einstellungen einerseits und retrospektiver Einschätzung der eigenen Erziehung andererseits. Hierbei sei ausdrücklich betont, daß aus der zeitlichen Vorgeordnetheit kein kausaler Zusammenhang zwischen Erziehung und späterer politischer Einstellung im Sinne einer *Prägung* abgeleitet werden soll. Gleichermaßen plausibel ist eine retrospektive konsistenzwahrende Rekonstruktion und damit einhergehende Verzerrung der Erziehung, mit der die Befragten ihre aktuellen politischen Einstellungen legitimieren.

¹³⁶ vgl. Fußnote 109 S.138.

6.6.3. Stichprobe

Die Stichprobe wurde im Wesentlichen wie bei den vorangegangenen Internetuntersuchungen rekrutiert (vgl. 6.1.3 S.146.; 6.2.3 S.153.; 6.3.3 S.156; 6.5.3 S.162). Abweichend von den anderen Internetstudien kam darüber hinaus ein Push-Verfahren zur Anwendung, indem Teilnehmer aus vorangegangenen Studien, die ihre e-mail-Adresse hinterlassen hatten, wiederum zur Teilnahme aufgefordert wurden. Dadurch wurde es möglich, die Wiederholungstestreliabilität der RWA³D zu schätzen (vgl. im Anhang Tabelle 141, S.361).

Das Geschlechterverhältnis war mit einer leichten Imbalance seitens der weiblichen Befragten (55%) nahezu ausgewogen. Es handelte sich um eine überwiegend (aber nicht ausschließlich) studentische Stichprobe (69%), wodurch das durchschnittliche Lebensalter der Befragten bei 26 Jahren lag (Median 24). Die meisten Befragten (72%) wuchsen in den alten Bundesländern auf. Da in der Studie die Beziehungen zu den Eltern thematisiert wurden, sei hier erwähnt, daß 20% der Teilnehmenden Einzelkinder waren, 87% hatten noch keine eigenen Kinder, bei 16% waren die Eltern geschieden.

Vom 8. Juni bis 19. Juli 2001 gingen 289 Datensätze in die Auswertung ein.

6.7. Studie VII: Strafvollzug

6.7.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Die folgende Untersuchung unterscheidet sich von den anderen bisher unter Punkt 5.2.3 (S.138ff.) vorgestellten Studien dadurch, daß sie nicht durch den Autor durchgeführt, sondern lediglich inhaltlich und methodisch begleitet wurde.

Christiane Müller (2001) untersuchte Insassen einer Jugendstrafanstalt hinsichtlich der Veränderung politischer Einstellungen und Persönlichkeitseigenschaften während der Verbüßung der Haftstrafe.

6.7.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

Die zentrale Fragestellung befaßt sich mit der *Veränderung* politischer Einstellungen und Persönlichkeitseigenschaften – insbesondere Autoritarismus – im Kontext einer Haftstrafe.

Diesem Ziel folgend war es sinnvoll, verschiedene Maße zur Erfassung von Autoritarismus und ähnlichen Konstrukten vorzulegen, die sich vor allem hinsichtlich ihrer Veränderungssensitivität unterscheiden. Dies war zu vermuten bei der RWA-Scale von Altemeyer (in dem Falle der RWA^{3D} – Funke, 1999), der verhaltensnäheren Autoritarismusskala von Detlef Oesterreich (1996; 1998) und der ebenfalls in dem Zusammenhang diskutierten Social Dominance Orientation Scale (SDO) von Jim Sidanius und Mitarbeitern (Pratto et al., 1994; Pratto et al., 2000; Sidanius & Pratto, 1999). Ebenfalls erhoben wurden verschiedene Fragen zur Gewaltbereitschaft und Ausländerfeindlichkeit (vgl. bspw. Frindte, 1995; Frindte et al., 1999; Funke et al., 1999).

6.7.3. Stichprobe

Dem Design der Untersuchung entsprechend wurden unerfahrene und erfahrene Gefangene (mind. 6 Monate Strafhaft bereits verbüßt). Von den anfänglich 50 Erfahrenen nahmen 36 auch an der zweiten Erhebung teil. Die Anzahl der Unerfahrenen reduzierte sich von 46 auf 29. Die Teilstichproben sind homogen hinsichtlich Alter und Schulbildung. Ein problematisches Ungleichgewicht besteht – naturgemäß – hinsichtlich der begangenen Delikte: unter den »Erfahrenen« sind mehr schwere Fälle (vor allem Gewaltdelikte), während in der Gruppe der Unerfahrenen Verstöße gegen das Betäubungsmittelgesetz überwiegen.

Im Fazit handelt es sich um eine sehr kleine aber interessante Fokusstichprobe, für die sich jedoch Strukturgleichungsmodelle als Analyseverfahren ausschließen.

6.8. Studie VIII: Terror und Politische Kultur

6.8.1. Erhebungsmodus und Erhebungszusammenhang

Nach den Terroranschlägen in Washington und New York vom 11. September 2001 änderte sich die politische Kultur sowohl auf internationaler Ebene als auch in einzelnen Staaten. Die Frage nach der Berechtigung »präventiver« Militärschläge gegen Länder, die den Terrorismus billigend in Kauf nehmen oder unterstützen bekam eine neue Qualität. Gleichzeitig wurden durch die Einführung von Anti-Terror-Gesetzen in vielen Staaten die Bürgerrechte teilweise drastisch eingeschränkt. All dies sind Veränderungen in der politischen Kultur und dem damit

verbundenen normativen Rahmen, die im Zusammenhang mit Autoritarismus direkte Relevanz erkennen lassen.

Aus psychologischer Sicht ist auch die fatale Kanalisierung des öffentlichen Diskurses in »die Guten und die Bösen« höchst interessant.¹³⁷ In sechs Wochen von Dezember 2001 bis Februar 2002 wurde daher eine Internet-Studie zu den Folgen der Terroranschläge auf die politische Kultur und die internationale Sicherheitslage durchgeführt.¹³⁸

6.8.2. Hauptfragestellungen und Instrumente

Folgerecht wurde Autoritarismus in Beziehung gesetzt zu makrosozialen Stressoren, zur Befürwortung des Afghanistankrieges und zur Einschränkung der demokratischen Rechte in Deutschland. Die unterstellte Psychodynamik liegt auf der Hand: Autoritäre fühlen sich stärker terrorisiert und reagieren unter dieser tatsächlichen oder konstruierten Bedrohung mit ihrem üblichen vereinfachenden Repertoire: Bestrafungstendenz, Rache, Einschränkung der Demokratie.

6.8.3. Stichprobe

Im Untersuchungszeitraum gingen die Antworten von 381 Teilnehmern in die Auswertung ein. Das Geschlechterverhältnis war in dieser Studie perfekt ausgewogen. Der Modus des Lebensalters lag bei 23 Jahren, über die Hälfte der Befragten waren zwischen 20 und 30 Jahre alt.

6.9. Studie IX: Bundestagswahl 2002

Den vorläufigen Abschluß der Studien mit einer unveränderten Version der RWA^{3D} bildet die während der Drucklegung dieses Aufsatzes noch laufende Untersuchung zur Bundestagswahl 2002¹³⁹. Die Befragung im Internet ist modular aufgebaut und thematisch sehr breit angelegt. Die Besonderheit besteht einerseits

¹³⁷ vgl. auch George W. Bushs Rede zur Lage der Nation: State of the Union Address (<http://www.whitehouse.gov/news/releases/2002/01/20020129-11.html>)

¹³⁸ <http://www.uni-jena.de/~sff/terror/>

¹³⁹ Pressemitteilung in der Thüringer Landeszeitung (31. August 2002), [http://www.tlz.de/tlz/tlz.politik.volltext.php? \[in einer Zeile!\]&id=221068&zulieferer=tlz&rubrik=Thueringen&kategorie=THU®ion=National](http://www.tlz.de/tlz/tlz.politik.volltext.php? [in einer Zeile!]&id=221068&zulieferer=tlz&rubrik=Thueringen&kategorie=THU®ion=National)

in einem Wiederholungsmessungsdesign, das Einstellungsänderungen durch den Ausgang der Wahl fokussiert. Andererseits wird durch ein Priming die Salienz der sozialen Kategorie manipuliert. In Anlehnung an das Paradigma von Maykel Verkuyten und Louk Hagendoorn (1998) wurde versucht, entweder die personale, nationale bzw. die Geschlechtsidentität salient zu machen (vgl. auch Reynolds et al., 2001).

Die Untersuchung steht unter <http://www.uni-jena/online-research/wahl2002/> im Internet zur Verfügung.

6.10. Zusammenfassung der ersten fünf Studien mit der RWA^{3D}

In fast allen der hier besprochenen Studien wurde den Befragten die RWA^{3D} zur Beantwortung vorgelegt. Bei den ersten fünf Untersuchungen wurden ähnliche Stichproben angezielt, die sich hinsichtlich der demographischen Zusammensetzung nicht wesentlich voneinander unterschieden. Der Befragungsmodus wich lediglich in der dritten Studie (NEO1) ab; hier wurden die Daten in konventioneller Weise mit Fragebögen erhoben (*paper & pencil*). Die vier anderen Erhebungen wurden im Internet durchgeführt.

Daher wurde die Vergleichbarkeit der Stichproben aus den ersten fünf Studien mit der RWA^{3D} überprüft, um die Datensätze ggf. für die Itemanalysen zusammenzufassen oder zumindest teilweise zusammengefaßt darzustellen. Dies dient lediglich dem Ziel, bei hinreichender Vergleichbarkeit der Stichproben die Überprüfung der alternativen Meßmodelle auf eine breitere Datenbasis zu stützen. Dieses Vorgehen betrifft lediglich die Phase der Modellfindung und –modifikation. Die Validierung erfolgt selbstverständlich nur innerhalb der einzelnen studienbezogenen Stichproben.¹⁴⁰

Die in Tabelle 24 wiedergegebenen Häufigkeiten beziehen sich auf die Stichprobengrößen nach Löschung aller Datensätze, bei denen mindestens ein RWA^{3D}-Item nicht beantwortet wurde. Dieses konservative Vorgehen führte zu einer Verringerung der Stichprobengröße von 1585 auf 1458 (92%). Dennoch war

¹⁴⁰ Während der Arbeit an diesem Aufsatz wurden etwa halbjährlich weitere Studien zur Validierung durchgeführt. Der zeitliche Rahmen ist durch die beiden Bundestagswahlen 1998 und 2002 abgesteckt.

dies sinnvoll, da ein fehlender Wert auf der 12-Item-Skala meist ein Abbrechen nach mehr oder weniger willkürlichem Ankreuzen impliziert.

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	KosovoNet1	134	9.2	9.2	9.2
	KosovoNet2	242	16.6	16.6	25.8
	NEO1	425	29.1	29.1	54.9
	NEO2	368	25.2	25.2	80.2
	Zukunft	289	19.8	19.8	100.0
	Total	1458	100.0	100.0	

Tabelle 24: Stichprobengrößen der eigenen Studien II-VI mit der RWA^{3D}

Der Anhang dokumentiert die Itemanalysen hinsichtlich der zentralen Tendenz (12.1.4.2) und Varianz (12.1.4.3) als auch der Verteilungsform (12.1.4.4) der Itemantworten (S. 340ff.)

7. Empirisches I – Dekomposition

*»Exploratory factoring is used
when you have little or no idea
of what »components« exist in the data.
Confirmatory factor analysis is used
to test hypotheses about
what factors underlie a set of results.
The difference is essentially that between
»I wonder what the heck is going on« and
»I wonder if what I think is going on is going on.«*

(Altemeyer, 1996, S.53)

7.1. Sinn und Zweck der Dekomposition

In Anlehnung an das in Abschnitt 4.1 auf den Seiten 77ff. beschriebene Prozedere werden im Folgenden die Ergebnisse der exploratorischen Verfahren dokumentiert und diskutiert. Ziel dieser Suche ist das Auffinden charakteristischer Strukturen in den Antwortmustern der Befragten, von denen man auf eine von den Personen in die Items »hineingelegte« konzeptuelle Struktur schließen könnte.

Absichtsvoll werden dabei die traditionell üblichen Verfahren genutzt, um die Forschungspraxis mit ihren Grenzen zu verdeutlichen. An einigen Stellen werden

Empfehlungen für das Überschreiten dieser Grenzen durch leichte Modifikationen gegeben.

7.2. Konventionen der Darstellung der Dekomposition

Bei der Darstellung der Ladungsmatrizen ist es in vielen Veröffentlichungen und Testmanualen üblich geworden, lediglich die jeweils höchste Ladung jedes Indikators zu berichten und die Sekundärladungen auf den weiteren Komponenten zu löschen. Diese Praxis trägt zweifellos zur besseren Übersichtlichkeit bei. Gleichwohl suggeriert dies irreführend, daß es keine von 0 verschiedenen Sekundärladungen gäbe, was aber nur bei restringierten bzw. konfirmatorischen Faktoranalysen der Fall ist.

Aus diesem Grunde werden in den hier dargestellten Hauptkomponentenanalysen

- a) die Ladungen pro Faktor der Größe nach geordnet und
- b) alle Sekundärladungen angegeben, die größer gleich 0.3 sind.

7.3. Dekomposition der RWA96

7.3.1. Globale Hauptkomponentenanalysen

Zunächst wurde eine PCA über die Korrelationsmatrix der 30 Items (rwa_5 bis rwa_34) gerechnet. Die ersten vier Aussagen der RWA-Skala sind lediglich »Aufwärmitems« (sog. »*tablesetters*«, s. Altemeyer, 1996, S.15). Fehlende Daten wurden paarweise gelöscht¹⁴¹. Die entgegen der Merkmalsrichtung formulierten Items (*contrails*) wurden vor der Analyse rekodiert, so daß hohe Werte generell eine starke Ausprägung von Autoritarismus bedeuten¹⁴². Die Voraussetzungen zur Durchführung einer Faktoranalyse sind gegeben (vgl. Anhang Tabelle 113, S.333).¹⁴³

¹⁴¹ Dieses Vorgehen führte zu 65 (Item 1) bis 180 (Item 15) fehlenden Werten.

¹⁴² Die Wahl der Variablennamen soll die charakteristischen Merkmale der Items unterstreichen: P und N am Anfang geben die Polung wieder (positiv vs negativ), dem folgt eine grobe Zuordnung zu den drei Dimensionen (A vs S vs C und Mischtypen). Die Zahl bezieht sich auf die Itemnummer der Skala von Altemeyer, 1996.

¹⁴³ Das KMO-Kriterium ist eine Statistik, die den Anteil gemeinsamer Varianz der Variablen beschreibt. Hohe Werte sind daher ein Indiz dafür, daß die gemeinsame Varianz durch einen »Faktor« erklärt werden kann. Die obere Grenze des KMO liegt bei 1.0, unter 0.5 gilt das Verfahren als nicht angemessen. Der

Fortsetzung auf Folgeseite ...

7.3.1.1. Extraktion nach Kaiserkriterium

Nach dem sogenannten Kaiser- oder Kaiser-Guttman-Kriterium (Guttman, 1954b; Kaiser & Dickman, 1959) werden alle Faktoren extrahiert, die einen Eigenwert $\lambda > 1$ haben. Dies sollte jedoch lediglich als obere Grenze der bedeutsamen Faktoren angesehen werden, da diese Extraktionspraxis in aller Regel zu einer Überfaktorisierung führt. Da es sich bei dem genannten Kriterium jedoch um die StandardEinstellung von SPSS handelt, werden die Ergebnisse dargestellt, um die gängige Forschungspraxis nachzuvollziehen (»Little Jiffy«)¹⁴⁴.

Sowohl die VARIMAX-rotierte Lösung (Kaiser, 1958; 1959) als auch die schiefwinklige OBLIMIN-Lösung (Jennrich & Sampson, 1966) sind im Anhang dargestellt (vgl.

Tabelle 113 und Tabelle 114, S.333ff.)¹⁴⁵.

Es werden fünf Hauptkomponenten extrahiert. Die fünfte Hauptkomponente wird lediglich durch ein einziges Item (p_a_26) beschrieben. Der Grund hierfür erschließt sich aus dem Inhalt: »Im Interesse aller sollte der Staat Zeitschriften zensurieren, damit die Menschen gar nicht mit widerwärtigem Schundmaterial in Berührung kämen.« Einerseits ist es die Intention des Items, ein autoritär aggressives Durchgreifen abzufragen. Ein Teil der Befragten jedoch »ergänzt« wohl die angesprochenen Zeitschriften um das Attribut »rechtsextreme [...]«, da dies durch den Kontext der anderen Items und vor allem durch die aktuelle öffentliche Diskussion nahe liegt bzw. nahegelegt wird. Diese Befragten beantworten das Item aus ihrer Sicht sozial erwünscht oder politisch korrekt, indem sie sich von rechten Zeitschriften distanzieren. Die Folge von diesem Antwortverhalten ist der besagte Artefakt.

Auch in der schiefwinklig rotierten Lösung wird die fünfte Komponente lediglich durch das Zensuritem p_a_26 konstituiert. Diese fünfte Komponente liegt auch nahezu orthogonal zu den anderen Faktoren, wie aus der fünften Spalte in Tabelle 115 (S.335) zu entnehmen ist. Die anderen Komponenten hingegen »profitieren«

Fortsetzung der Fußnote:

Bartlett-Test prüft gegen die Hypothese, daß es sich bei der Korrelationsmatrix um eine Einheitsmatrix handelt. Auch in diesem Falle wäre die Faktoranalyse kein angemessenes Verfahren.

¹⁴⁴ Zur Kritik dieser »Little Jiffy«-Praxis (jiffy=Minütchen) siehe Fabrigar, Wegener, MacCallum & Strahan, 1999; Ford, MacCallum & Tait, 1986

¹⁴⁵ Auf die Darstellung der ebenfalls schiefwinkligen PROMAX Rotation (Hendrickson & White, 1964; Stenner, 1998) wurde hier verzichtet, da sich daraus keine weiteren wesentlichen Informationen ableiten lassen.

von der Relaxation der Orthogonalitätsbedingung und korrelieren im Bereich $r = .228$ bis $r = .408$.

Wie bereits oben angedeutet, führt die Extraktion nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium weder bei orthogonalen noch bei obliquen Rotationen zu theoretisch plausibel interpretierbaren Ladungsmustern; in jedem Falle führten diese Verfahren (erwartungsgemäß) nicht zur Extraktion dreier korrelierter Faktoren, die sich mit den inhaltlichen Dimensionen Aggressivität, Submissivität und Konventionalismus decken würden.

7.3.1.2. Extraktion dreier Faktoren

Eine Inspektion des Eigenwertverlaufs und des entsprechenden Eigenwertdiagramms (*Scree-Plot*) legt jedoch die Extraktion von nur drei Faktoren nahe (Cattell & Vogelman, 1977). Hier könnte man vermuten, daß diese drei Faktoren inhaltlich interpretierbar sein könnten (Abbildung 23, S.172).

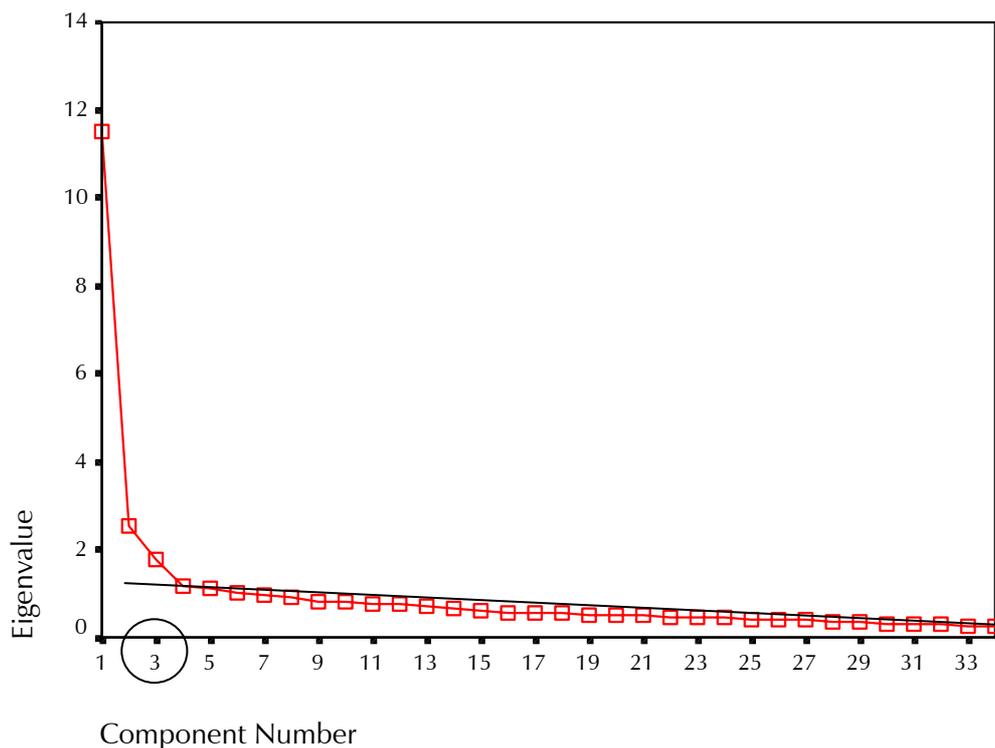


Abbildung 23: Scree-Plot

Aus diesem Grunde wurden in einem nächsten Schritt drei Faktoren extrahiert. Es wird nur die schiefwinklige Lösung dargestellt, da dies eher den inhaltlichen Annahmen entspricht (Tabelle 25).

Pattern Matrix ^a			
	Component		
	1	2	3
P_ASC_32	.824		
P_A_21	.823		
P_A_17	.818		
P_A_28	.739		
P_AC_23	.734		
P_ASC_7	.682		
P_AC_34	.676		
P_AC_5	.656		
P_AC_15	.639		
P_A_11	.621		
P_S_30	.615		
P_SC_9	.556		
P_A_26			
N_C_25		.732	
N_C_19		.687	
N_C_6		.665	
N_C_13		.638	
N_C_14		.612	
N_SC_8		.604	
N_C_10		.602	
N_C_22		.576	
N_C_16		.517	
N_SC_20	.315	.510	
N_C_24		.464	.379
N_SC_27		.356	
N_C_33			.688
N_SC_29			.648
N_C_31		.349	.423
P_SC_12	.392		.422
P_C_18	.369		.416

Component Correlation Matrix			
Component	1	2	3
1	1.000	.473	.308
2	.473	1.000	.328
3	.308	.328	1.000

Tabelle 25: Erzwungene Dreifaktorenlösung (OBLIMIN)

Tabelle 26: Korrelationen der Faktoren

Die naheliegende Dreifaktorenstruktur läßt sich *nicht* theoriekonform inhaltlich interpretieren. Zwar läßt sich die erste Hauptkomponente durch eine starke Repräsentanz von »Aggressions-Items« beschreiben (A), während auf der zweiten Komponente vor allem Konventionalismus-Items (C) laden. Hier kann jedoch ge-

zeigt werden, daß es sich um einen Artefakt der Altemeyerschen Skalenkonstruktion handelt (vgl. die Diskrepanz zwischen Tabelle 14: Ideale Repräsentanz der Dimensionen in den Items und Tabelle 15: Tatsächliche Repräsentanz der Dimensionen in den Items auf S. 129).

7.3.1.3. Extraktion zweier Faktoren

Erzwingt man hingegen die Extraktion von lediglich zwei Hauptkomponenten, so läßt sich das Ladungsmuster sinnvoll interpretieren. Alle in Merkmalsrichtung formulierten Items laden hoch auf der ersten Hauptkomponente, alle rekodierten Items auf der zweiten (Tabelle 116 S.336).

Zusammenfassend läßt sich somit folgern, daß exploratorische Verfahren aufgrund der besonderen Art und Weise der Skalenkonstruktion keine mehrdimensionale Struktur auffinden, die inhaltlich begründbar wäre. Offensichtlich ist lediglich eine Aufteilung in positiv formulierte und rekodierte Items. Bemerkenswert ist hierbei, daß diese beiden Komponenten nur moderat¹⁴⁶ miteinander korrelieren ($r=.54$ Tabelle 117), daß mithin durch die Formulierungsrichtung weit größerer Einfluß auf die Beantwortung ausgeübt wird als wünschenswert wäre.

Daraus ergibt sich jedoch die Plausibilität des nächsten Analyseschrittes, der dieselben Verfahren für jeweils die positiven und negativen Items getrennt vorsieht¹⁴⁷.

7.3.2. Getrennte Hauptkomponentenanalysen

Die Hälfte der Items 5-34 sind sogenannte *contrasts*, also entgegen der Merkmalsrichtung formulierte Aussagen. Die separate Analyse dieser Items legt die Extraktion nur einer Hauptkomponente nahe (Tabelle 118)¹⁴⁸. Allerdings zeigt sich hier das bereits angesprochene Problem der Skalenkonstruktion (vgl. S. 129)

Kein einziges der negativ formulierten Items wurde durch die Experten als »Aggressivitätsitem« eingestuft. Insofern fehlte schon die *notwendige* Bedingung für das Auffinden der drei inhaltlichen Dimensionen. Aber auch die erzwungene Extrakti-

¹⁴⁶ Da hier Dasselbe erfaßt werden soll, würde man eine Korrelation nahe 1.0 erwarten.

¹⁴⁷ Wiederum erweist sich das Zensur-Item 26 als problematisch. Es hat weder auf der ersten noch auf der zweiten Komponenten Ladungen über .30.

¹⁴⁸ Da nur eine Komponente extrahiert wurde, wird hier die *unrotierte* Komponentenmatrix wiedergegeben.

on von nur zwei Hauptkomponenten ergäbe nicht das theoretisch unterstellte Bild (Tabelle 119 im Anhang).

Analysiert man die Items der zweiten Hauptkomponente auf *semantischer* Ebene, so fällt auf, daß in diesen Aussagen bezug auf die Träger (bzw. Gegner) von Konventionen genommen wird, nicht jedoch auf die Konventionen selbst¹⁴⁹:

- n_c_24 Unser Land braucht *freie Denker*, die die Courage haben, sich traditionellen Sitten zu widersetzen, selbst wenn dies viele Menschen empört.

- n_sc_29 *Die Leute, die unsere Regierung herausfordern*, die Religion kritisieren und die »normalen Verhaltensregeln« ignorieren, gehören zu den besten in unserem Land.

- n_sc_27 Es ist großartig, daß *die jungen Leute* heutzutage größere Freiheiten haben, »ihr eigenes Ding zu machen« und gegen Dinge zu protestieren, die sie nicht mögen.

- n_c_33 Neue Ideen sind das Herzblut progressiven Wandels. Daher sollten wir *Andersdenkenden und Radikalen* mit offenen Armen und offenen Ohren gegenüberstehen.

- n_c_31 Man sollte sich von eingefahrenen Gleisen losreißen und viele verschiedene neue Ideen und Erfahrungen ausprobieren, anstatt an überkommenen Prinzipien festzuhalten.

In den Items der ersten Komponente hingegen werden die Konventionen *direkt* angesprochen und von ihren Trägern gelöst. Die folgenden exemplarischen Aussagen sollen dies illustrieren:

- n_c_13 FKK-Zeltplätze sind etwas völlig Normales.

- n_c_19 Ein jeder sollte seinen eigenen Lebensstil, religiösen Glauben und sexuelle Vorlieben haben, selbst wenn er sich darin von allen anderen unterscheidet.

- n_c_25 Vorehelicher Geschlechtsverkehr ist etwas ganz Normales.

¹⁴⁹ Der Kursivsatz findet sich nicht im Original, sondern dient hier zur Hervorhebung der angesprochenen Träger bzw. Gegner von Konventionen.

Dieser Unterschied führt bei den Befragten zu spezifischem Antwortverhalten, was seinerseits die zweite Komponente erklärt.

Auf die Wiedergabe der Ladungsmatrix der positiven Items kann hier verzichtet werden, da sich *lediglich eine* Komponente nach dem Kaiser-Kriterium extrahieren läßt. Somit folgt, daß sich auch bei getrennt durchgeführten exploratorischen Faktorenanalysen die theoretisch unterstellbare Dreifaktorenstruktur nicht zeigen läßt.

7.3.3. Weitere struktursuchende Verfahren

Wie in Abschnitt 4.1.3 ausgeführt, können andere struktursuchende Verfahren u.U. besser geeignet sein, Feinheiten der Dimensionstruktur zu »erkennen«. So haben hierarchische Clusterverfahren nicht das Problem sukzessiver Extraktion, sondern gehen von der feinsten Partition aus. Das Dendrogramm in Abbildung 24 verdeutlicht das mustererkennende Potential der Clusteranalyse.

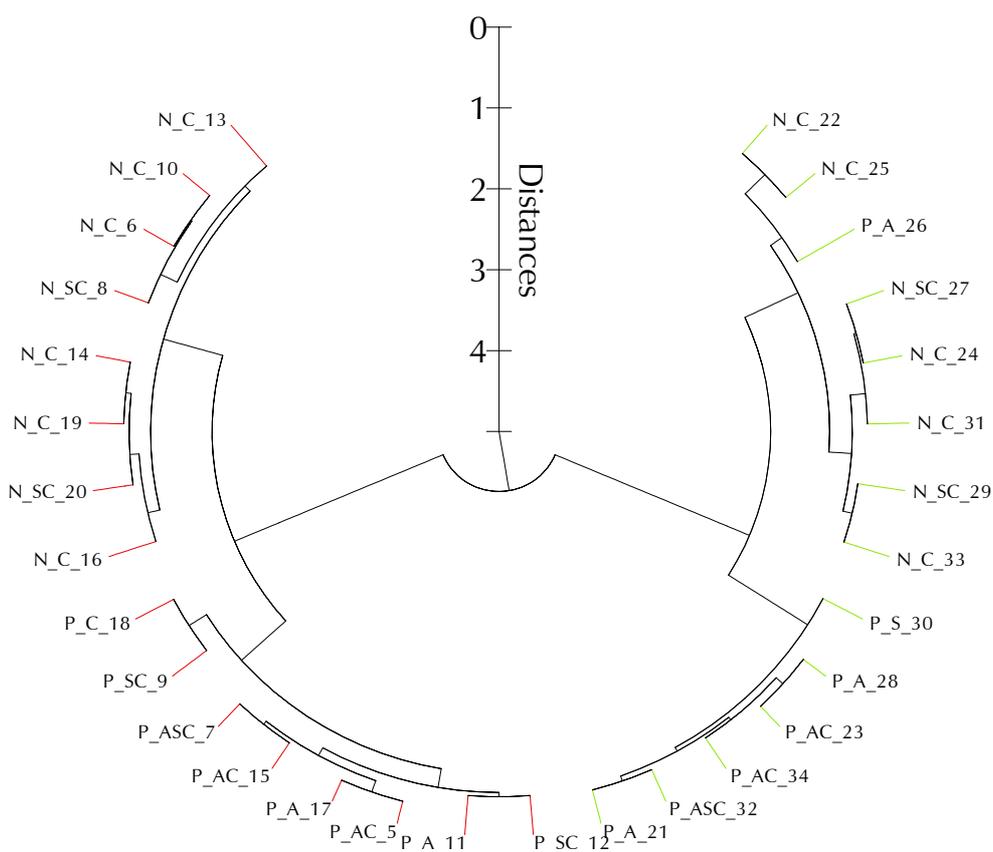


Abbildung 24: Dendrogramm RWA96 (WARD-Verfahren, Gammadistanz)

Die 5-Cluster-Lösung ließe sich plausibel aufgrund des Iteminhalts interpretieren. Allerdings soll hier auf eine weiterführende Darstellung verzichtet werden, um die *post hoc* Interpretationen trotz ihrer deutlichen Nachvollziehbarkeit nicht zu hoch zu bewerten.

7.4. Dekomposition der RWA98

7.4.1. Globale Hauptkomponentenanalysen

Wie bereits in 7.3.1 (S. 170) für die RWA96 geschehen wurde auch über die Korrelationsmatrix der Items der RWA98 eine Hauptkomponentenanalyse gerechnet.

7.4.1.1. Extraktion nach Kaiserkriterium

Nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium wäre die Extraktion von sieben Hauptkomponenten indiziert (Tabelle 124, im Anhang S.341).

Die schiefwinklige OBLIMIN-Rotation konvergierte erst nach 30 Iterationen (Tabelle 125, S.342). Die erste und siebte Hauptkomponente sind recht hoch korreliert (.42), was sich auch in dem spezifischen Doppelladungsmuster in der Strukturmatrix niederschlägt (

Tabelle 123, S. 340; s. a.

Tabelle 125, S. 343).

Erwartungsgemäß entziehen sich die sieben Hauptkomponenten der Interpretierbarkeit i.S. der theoretischen Dimensionen.

7.4.1.2. Extraktion dreier Faktoren

Ebensowenig ist die erzwungene Dreifaktorlösung inhaltlich interpretierbar (Tabelle 27 S. 178).

Pattern Matrix^a

	Component		
	1	2	3
RWA9827P	.846		
RWA9830P	.761		
RWA9817P	.723		
RWA9821P	.717		
RWA985P	.715		
RWA9825P	.684		
RWA9823P	.666		
RWA9820P	.660		.432
RWA981P	.660		
RWA9812P	.656		
RWA988P	.634		
RWA9815P	.465		-.335
RWA9810P	.390		
RWA9824N	-.362	.303	
RWA989N		.725	
RWA9818N		.666	
RWA9822N		.655	
RWA9816N		.640	
RWA9826N		.630	
RWA9828N		.576	
RWA982N		.544	
RWA9819N		.537	.324
RWA984N		.517	
RWA987N		.445	
RWA986N		.439	
RWA9829N		.409	.348
RWA9814P	.395	.401	
RWA9811N			.652
RWA9813N		.346	.529
RWA983P			.489

Tabelle 27:
Erzwungene Dreifaktorenlösung (OBLIMIN)

Component Correlation Matrix

Component	1	2	3
1	1.000	.288	.139
2	.288	1.000	.172
3	.139	.172	1.000

Tabelle 28: Korrelation der Komponenten

7.4.1.3. Extraktion zweier Faktoren

Die daraufhin im nächsten Schritt erzwungene Zweifaktorenlösung klärt kumulativ 39% der Varianz auf (1. Komponente 27%, 2. Komponente 12%). Die Ladungsmatrix (Tabelle 127) zeigt wiederum das charakteristische Muster, das Items mit derselben Kodierichtung zusammenfaßt. Daher sind die Ladungsmatrizen in den Anhang ausgelagert. Die Korrelation der beiden Komponenten fällt mit $r=.34$ noch deutlich geringer aus als bei der RWA96 ($r=.54$, vgl. Tabelle 117 S. 336).

7.4.2. Getrennte Hauptkomponentenanalysen

Im Abschnitt 7.3.2 auf S. 174ff. wurden die Korrelationsmatrizen der positiven und negativen Items der RWA96 getrennt faktorisiert, um die Kodierrichtung als faktorbildende Quelle *a priori* auszuschließen. Die theoretisch zugrundeliegenden Dimensionen konnten nicht gefunden werden, was z.T. auf Besonderheiten (bzw. Versäumnisse) der Skalenkonstruktion zurückzuführen ist: so sind in den negativ formulierten Items der RWA96 Hinweise auf (niedrige) autoritäre Aggressivität mangelhaft repräsentiert.

Der Eigenwertsverlauf legt bei den positiv formulierten Items der RWA98 die Extraktion von nur einer Hauptkomponente nahe; nach dem Kaiser-Kriterium könnten drei Faktoren extrahiert werden. Erwartungsgemäß ist wiederum keine sinnvolle Interpretation der Dreifaktorenlösung möglich.

Pattern Matrix				Component Correlation Matrix			
	Component			Component	1	2	3
	1	2	3				
RWA9827P	.849			1	1.000	-.282	.446
RWA9823P	.812			2	-.282	1.000	-.178
RWA9830P	.764			3	.446	-.178	1.000
RWA9825P	.674	-.358					
RWA9812P	.659						
RWA9820P	.537	-.456					
RWA981P	.524		.351				
RWA9821P	.518	-.310					
RWA9817P	.501		.344				
RWA988P	.455		.372				
RWA983P		-.859					
RWA9815P			-.759				
RWA9814P			.653				
RWA985P	.386		.540				
RWA9810P		-.388	-.493				

Tabelle 29:
Dreifaktorenlösung protraits (OBLIMIN)

Tabelle 30: Korrelation der Komponenten

Dies gilt auch für die entgegen der Merkmalsrichtung formulierten Items. Hier lassen sich nach dem Kaiser-Kriterium *vier* Faktoren extrahieren, der Eigenwertsverlauf legt wiederum eine Einfaktorlösung nahe.

Component Correlation Matrix

Component	1	2	3	4
1	1.000	.233	.418	.119
2	.233	1.000	.251	.011
3	.418	.251	1.000	.103
4	.119	.011	.103	1.000

Tabelle 31: Komponentenkorrelation der *contraits* (4 Faktoren)

Pattern Matrix

	Component			
	1	2	3	4
RWA984N	.768			
RWA9816N	.690			
RWA9822N	.575			
RWA982N	.557			
RWA9826N	.417		.344	
RWA9819N	.365	.321		
RWA9811N		.807		
RWA9813N		.699		
RWA9818N			.760	
RWA9829N		.374	.695	
RWA9828N			.614	
RWA987N		.366	.533	
RWA989N	.354		.492	
RWA986N				.707
RWA9824N			.412	-.608

Tabelle 32: Ladungsmatrix der *contraits* (4 Faktoren)

Wie auch bei der RWA96 entziehen sich die separaten Faktoranalysen der *protraits* und *contraits* der RWA98 einer inhaltlichen Interpretation gemäß der theoretischen Dimensionsstruktur. Dies verwundert nicht angesichts der Tatsache, daß viele Items mit Bedacht mehrere der Subdimensionen ansprechen.

7.4.3. Weitere struktursuchende Verfahren

Auf weitere struktursuchende Verfahren wird hier verzichtet. Dies ist die Lehre aus 7.3.3 (S.176ff.). Zwar liefert auch hier die hierarchische Clusteranalyse Hinweise auf semantische Besonderheiten der Items; eine ausführliche Darstellung würde aber deren Bedeutung überbewerten.

7.5. Dekomposition der RWA^{3D}

Die exploratorische Struktursuche hat bei der RWA^{3D}-Skala keine vergleichbar große Bedeutung wie bei den anderen beiden Skalen. Exploratorische Faktoranalysen sind zweckdienlich, wenn nur wenig über die inhaltliche Dimensionalität bekannt ist. Bei der RWA^{3D} hingegen ist das Konstruktionsprinzip jedoch expliziert. Die nachfolgenden Analysen werden zeigen, ob diese Struktur durch exploratorische Faktoranalysen auffindbar ist. Dies darf bezweifelt werden, weil sowohl die inhaltliche Dimensionalität als auch die Gerichtetheit der Items (*contrails* vs *protraits*) zu dem spezifischen Korrelationsmuster führt.

7.5.1. Globale Hauptkomponentenanalysen

Bei der Extraktion nach dem Kaiser-Kriterium werden zwar drei Hauptkomponenten extrahiert, jedoch entspricht das Ladungsmuster auch nach schiefwinkliger Rotation nicht der inhaltlichen dreidimensionalen Struktur (Tabelle 33).

Pattern Matrix ^a			
	Component		
	1	2	3
RWA8AP	.783		
RWA6SP	.780		
RWA12SP	.765		
RWA2AP	.761		
RWA10CP	.635		
RWA1CN		.693	
RWA4CP	.401	-.593	
RWA5AN	.374	-.501	.305
RWA3SN			.681
RWA9SN			.661
RWA7CN		.304	.608
RWA11AN		-.319	.532

Tabelle 33: Dreifaktorlösung (OBLIMIN)

Component Correlation Matrix			
Component	1	2	3
1	1.000	.003	.366
2	.003	1.000	.074
3	.366	.074	1.000

Tabelle 34: Korrelation der Hauptkomponenten

Auffällig ist, daß die zweite Komponente – die weitgehend orthogonal zu den anderen ist – Besonderheiten der Konventionalismus-Items zusammenzufassen scheint.

Die erzwungene Extraktion von zwei Komponenten führt bei den langen Originalskalen meist zum zusammenfassen der positiven bzw. negativen Items. Dieser Effekt ist bei der RWA^{3D} nicht in dieser Deutlichkeit zu zeigen (Tabelle 35).

Pattern Matrix^a

	Component	
	1	2
RWA2AP	.830	
RWA8AP	.749	
RWA6SP	.734	
RWA5AN	.685	
RWA12SP	.588	.308
RWA10CP	.511	.324
RWA11AN	.409	
RWA1CN		.775
RWA7CN		.643
RWA4CP		.592
RWA3SN		.511
RWA9SN	.300	.363

Tabelle 35: Zweifaktorlösung (OBLIMIN)

Component Correlation Matrix

Component	1	2
1	1.000	.280
2	.280	1.000

Tabelle 36: Korrelation der Hauptkomponenten

Die schiefwinklig rotierte Zweifaktorlösung offenbart tendentiell eher eine Gegenüberstellung der Aggressivitätsitems gegenüber den Submissions- und Konventionalismusitems.

7.5.2. Getrennte Hauptkomponentenanalysen

Das Erzwingen zweifaktorieller Lösungen in exploratorischen Faktoranalysen über die RWA führt meist zu einer Gruppierung der *protraits* gegenüber den *contraits*. Insofern ist es plausibel, isolierte Analysen für eine vielversprechende Strategie zu halten (vgl. S.77). Zumindest wird die Kodierrichtung als mögliche Einflußquelle *per definitionem* ausgeschaltet.

Auch bei getrennten Analysen kann hier die inhaltliche Struktur nicht gezeigt werden. Wiederum zeigt sich jedoch tendentiell die Ähnlichkeit von Submissivitäts- und Konventionalismus-Items (Tabelle 37 und Abbildung 25).

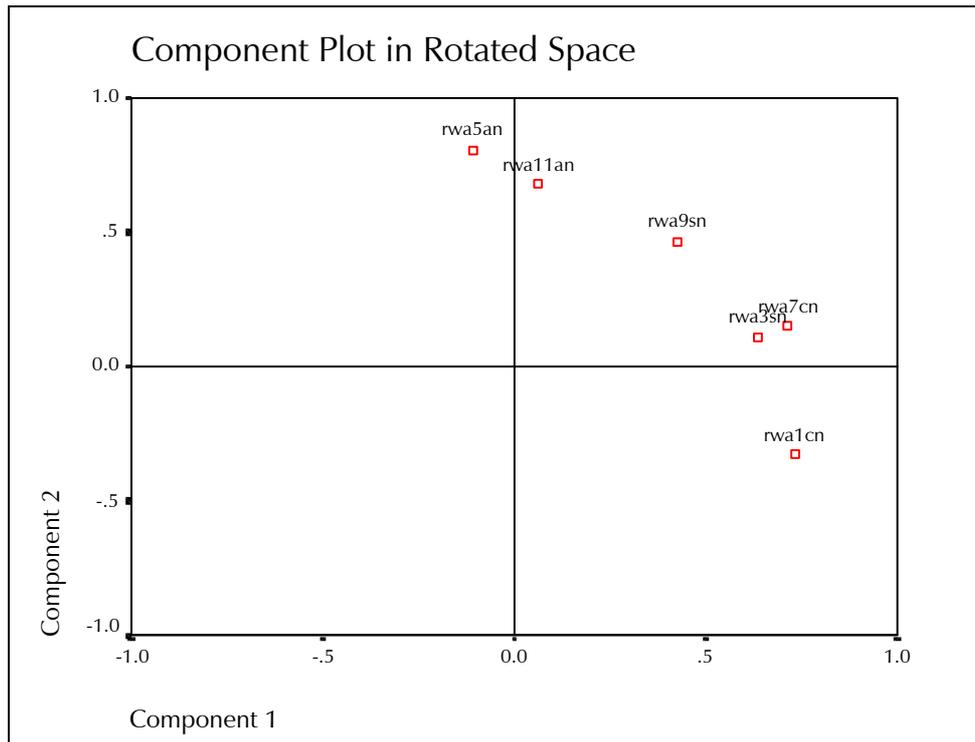


Abbildung 25: Ladungsplot contraits RWA^{3D}

Structure Matrix

	Component	
	1	2
RWA7CN	.739	
RWA1CN	.678	
RWA3SN	.651	
RWA5AN		.784
RWA11AN		.688
RWA9SN	.502	.536

Tabelle 37: Zweifaktorlösung (OBLIMIN)

Component Correlation Matrix

Component	1	2
1	1.000	.164
2	.164	1.000

Tabelle 38: Korrelation der Hauptkomponenten

Bemerkenswert ist der stabile Befund, daß sich bei den in Merkmalsrichtung formulierten (»positiven«) Items nur eine Komponente extrahieren läßt. Dies konnte auch bei den Items der RWA96 beobachtet werden (vgl. 7.3.2, S.174ff.).

7.5.3. Weitere struktursuchende Verfahren

Die Daten der RWA³D wurden einer Multidimensionalen Skalierung (PROXSCAL) unterzogen. Dieses Verfahren ist geeignet, wahrgenommene Ähnlichkeiten von Einstellungsobjekten in niedrigdimensionalen Räumen darzustellen. Im konkreten Fall wurde daher versucht, die von den Befragten implizit konstruierten Relationen zwischen den einzelnen Aussagen der RWA³D zweidimensional abzubilden. Es läßt sich eine aufschlußreiche Konfiguration erkennen (Abbildung 26).

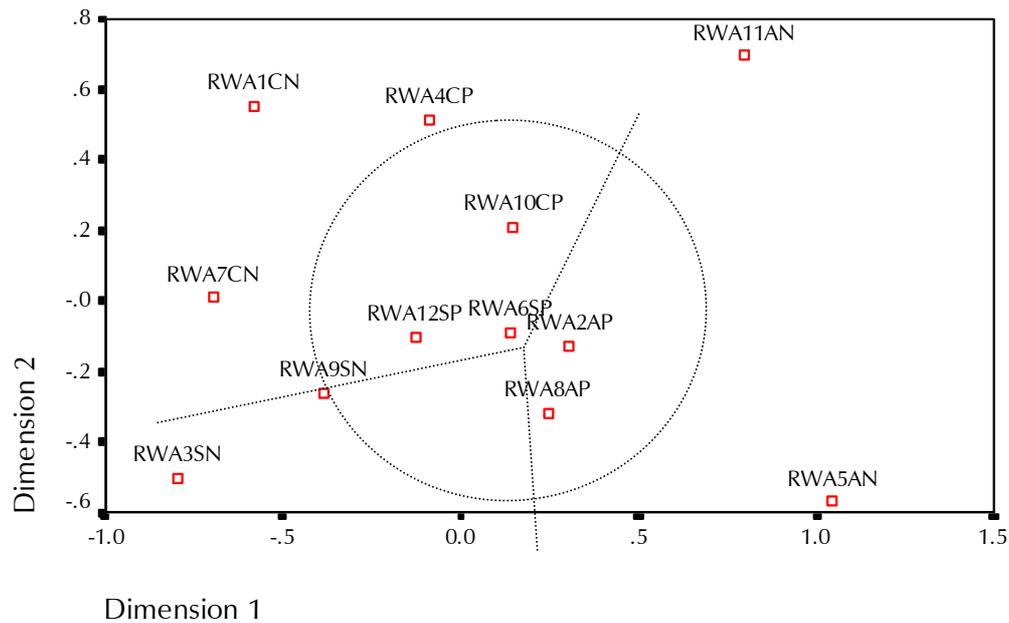


Abbildung 26: Partitionierung der PROXSCAL-Skalierung (RWA³D-Items)

Alle in Merkmalsrichtung formulierten Items liegen im Inneren des gemeinsamen Darstellungsraumes. Weiterhin wird der Raum durch Speichen in drei Sektoren geteilt. In jedem der nunmehr sechs Sektoren liegt jeweils ein Paar von Items derselben inhaltlichen Dimension und Kodierrichtung (vgl. auch die schematische Abbildung 27).

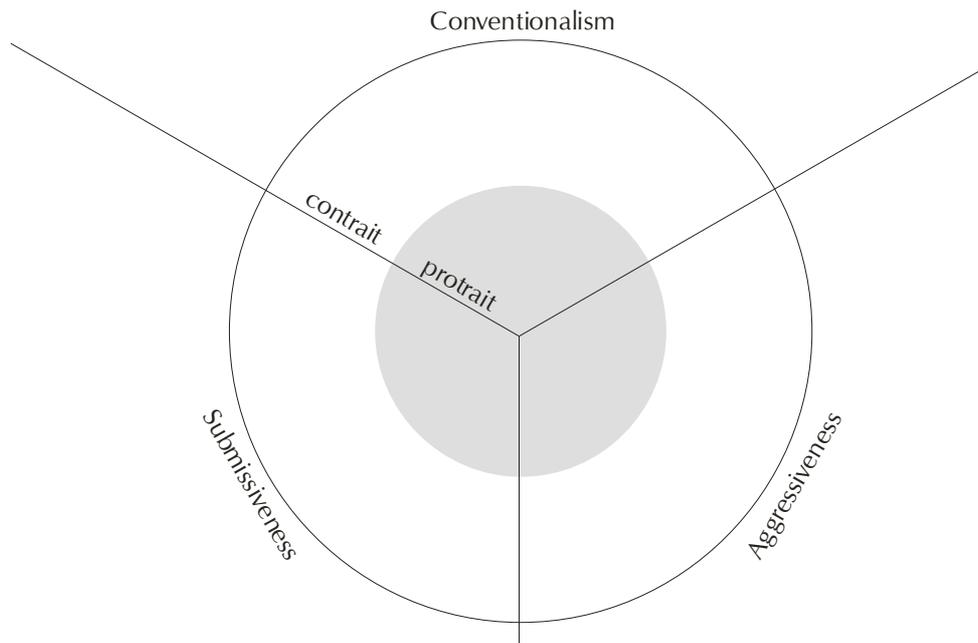


Abbildung 27: Abstrahierte PROXSCAL-Skalierung (RWA³D-Items)

In einer facettentheoretischen Deutung dieser Partitionierung läßt sich ein regionales Gesetz erkennen, das man als Radex-Konfiguration bezeichnet. Man schreibe die Facetten als

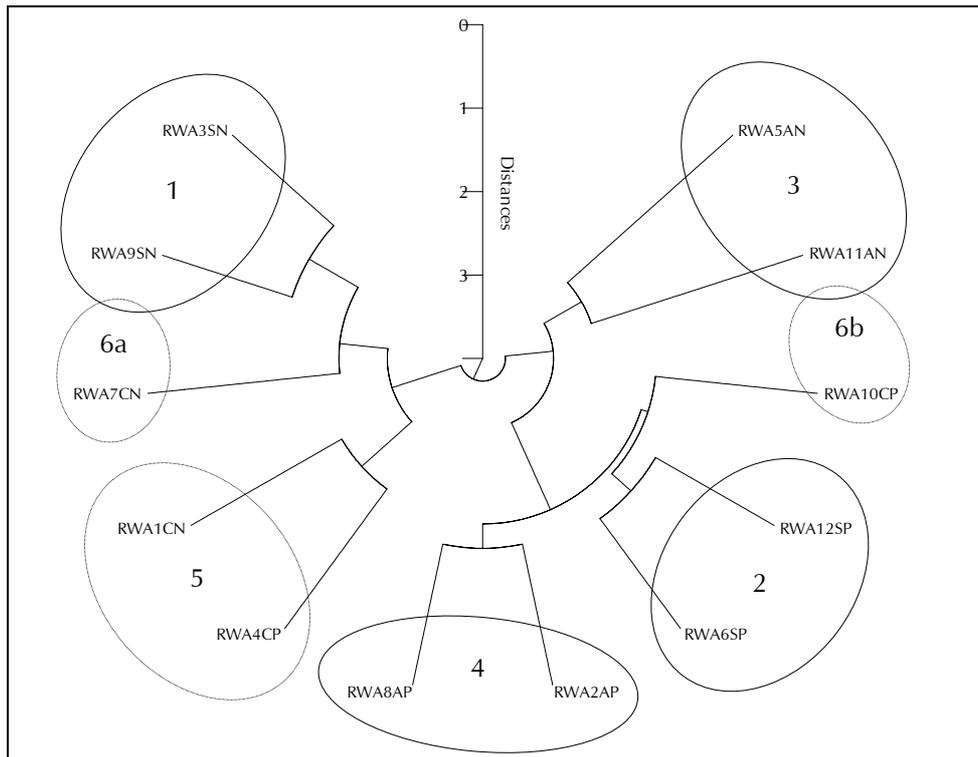
$$\text{Kodierrichtung} = \{ \text{protrait}, \text{contrait} \}$$

$$\text{theoretisches Konstrukt} = \{ \text{Aggressivität}, \text{Submissivität}, \text{Konventionalismus} \}$$

[7.1]

Das inhaltlich-theoretische Konstrukt wird als *polare* Facette abgebildet; das formale Kriterium der Kodierrichtung führt als modulierende Facette zur Partitionierung in zwei konzentrische Bänder (vgl. auch Guttman, 1954a).

Auch die hierarchische Clusteranalyse zeigt ein gut interpretierbares Bild (Abbildung 28).

Abbildung 28: Dendrogramm Clusteranalyse RWA³D

Vier Itempaare gleicher Kodierrichtung und gleicher inhaltlicher Gewichtung liegen an einem gemeinsamen Endzweig (SN-SN:1, SP-SP:2, AN-AN:3, AP-AP:4). Bei dem Endzweig CP-CN (5) bleibt die Gemeinsamkeit der inhaltlichen Ausrichtung sichtbar. Die einzigen unpaarigen Items in dieser Konfiguration sind zwei Konventionalismusitems, die jeweils nahe bei Submissivitätsitems zu liegen kommen (6). Dies bestätigt abermals die von den Befragten wahrgenommene Nähe zwischen Submissivität und Konventionalismus (vgl. Abschnitt 7.5.2 S.182ff. und Fußnote 149 auf S. 175).

Diese beiden Beispiele mögen genügen um zu demonstrieren, daß bestimmtes voraussetzungsarme exploratorische Verfahren durchaus geeignet sein können, Strukturen zwischen den Items zu erkennen. Mithilfe der derart veranschaulichten Relationen lassen sich Rückschlüsse auf die impliziten Theorien der Befragten über die zugrundeliegenden Konstrukte ziehen. Dieser Ansatz begreift die Subjekte der Untersuchung als Experten, die nicht notwendigerweise Wissen über ihre Expertise haben, aber letztlich durch ihre Antworten die sozialen Konstruktionen über die Gestalt des Konstrukts »Autoritarismus« widerspiegeln.

7.6. Zusammenfassung – ist die Dekomposition möglich?

In den Studien mit verschiedenen Versionen der RWA-Skala, die zur Dimensionsstruktur explizit Stellung nehmen, werden in aller Regel Hauptkomponentenanalysen mit VARIMAX-Rotation zur Argumentation zurate gezogen. Überdies erfolgt meist die (Über)Extraktion nach dem Kaiser-Kriterium (Lee & Comrey, 1979).

Konsensual wird entweder eine Einfaktorstruktur berichtet oder aber ein zweifaktorielles Muster, das die positiv formulierten Items (*protraits*) den umgepolten *contraits* gegenüberstellt (Altemeyer, 1981, S.182ff.; 1996, S.53; Schneider, 1997a; Six, 1997). In schiefwinkligen Rotationen korrelieren die beiden Hauptkomponenten meist moderat zwischen .40 und .70.¹⁵⁰

Auch die Ergebnisse der hier berichteten Exploratorischen Faktoranalysen über die RWA96, RWA98 und RWA^{3D} weisen in diese Richtung. Faktorisiert man die Korrelationsmatrix *aller* Items, lassen sich meist *zwei* Hauptkomponenten extrahieren, die jeweils positive und negative Items zusammenfassen. Auch die getrennte Analyse enttäuscht, da hier folgerichtig nur eine Einfaktorstruktur zu zeigen ist. Eine gewisse inhaltliche Zusammenhangsstruktur ist dennoch in Ansätzen zu erkennen: einige der hier dargestellten Ergebnisse sprechen für eine stärkere Nähe der Submissivitäts- und Konventionalismusitems, die sich beide von den Aggressivitätsitems abheben. Dies wird nachvollziehbar, wenn man Konventionalismus als die Unterordnung (Submission, *sic!*) unter überkommene kleinbürgerliche Normen redefiniert. Gleichzeitig ist die Betonung der Unterordnung (der Jüngeren unter die Älteren, der Frauen unter die Männer, der Untergebenen unter die staatlichen und kirchlichen Autoritäten) integraler Bestandteil der angesprochenen kleinbürgerlichen Konventionen. Beide Umstände begründen plausibel die größere Nähe der beiden Subdimensionen. Diese Nähe impliziert gleichzeitig die Kontrastierung gegenüber der aggressiven Komponente.

¹⁵⁰ In Gesprächen mit Jim Sidanius, Bernd Six und John Duckitt wurde übereinstimmend meine Vermutung geteilt, daß sich der robuste Befund zweier scheinbar formaler Faktoren unter Umständen durch die inhaltliche Konfundierung erklären ließe. (Vgl. hierzu Tabelle 15: Tatsächliche Repräsentanz der Dimensionen in den Items, S.129)

Eine vertiefende und integrierende Diskussion bleibt den Abschnitten 10.5.1 und folgenden, S.310ff. vorbehalten.

8. Empirisches II – Rekomposition

*»For so it is, oh Lord my God,
I measure it,
but what it is
that I measure
I do not know.«*

(Christie, 1991)

8.1. Sinn und Zweck der Rekomposition

Die folgenden Analysen sind die empirische Umsetzung der unter 4.2 (S. 85ff.) theoretisch eingeführten Modelle. Es konnte gezeigt werden, daß Vorwissen sinnvoll eingesetzt werden kann, um theoretisch begründete Modelle vor (und unabhängig von) empirischer Prüfung aufzustellen und zu testen. Das folgende Kapitel führt die Modelle einer empirischen Überprüfung zu.

Im Wesentlichen geht es um die Überprüfung des Nutzens folgender Modifikationen: Es wird eine Gewichtung der Items eingeführt und der zufällige Meßfehler in das Meßmodell einbezogen, der Kodierrichtung der Items wird Rechnung getragen, und schließlich wird die Kovarianzstruktur der Items durch drei korrelierte Faktoren statt durch lediglich einen erklärt. Dieser letzte Punkt hat den größten theoretischen Bezug zum konkreten Forschungsgegenstand.

8.2. Konventionen der Darstellung der Rekomposition

Die Beurteilung der Güte von Strukturgleichungsmodellen sollte auf mindestens drei Ebenen erfolgen:

1. Globale Modellanpassung (*omnibus fit*)
2. Evaluation der einzelnen Meßmodelle (Reliabilität, Ladungen)
3. Bedeutsamkeit einzelner Parameter und Modellgleichungen (*t*-Werte, Determinationskoeffizienten)

Dabei ist die Literatur zu globalen Fit-Indizes sehr umfangreich und ständigem Wandel unterzogen. Die Anbieter von Software zur Schätzung von Strukturgleichungsmodellen sind bemüht, neue Kennwerte mit aufzunehmen, häufig jedoch bevor diese einer systematischen Prüfung in Simulationsstudien unterzogen werden konnten. Zudem ist bei fast allen Fit-Indizes (abgesehen vom χ^2 -Test) die Kennwerteverteilung unbekannt, so daß keine wohldefinierten Schwellenwerte existieren.

Ungeachtet des geringen Konsens über *den besten* Fit-Index hat sich ein gewisser Kanon des zu Berichtenden herausgebildet (Hoyle & Panter, 1995; Hu & Bentler, 1995). Als Klassifikationsdimension zur Einteilung von Fitindizes hat die Unterscheidung in absolute und inkrementelle Maße weitgehend Fuß gefaßt (Bollen, 1989; Sugawara & MacCallum, 1993; La Du & Tanaka, 1995; Marsh, Balla & McDonald, 1988).¹⁵¹ Dabei erfassen absolute Indizes direkt die Güte der Passung von empirischer und modellimplizierter Kovarianzmatrix. Im Gegensatz dazu vergleichen inkrementelle Fitindizes die Anpassungsgüte des jeweiligen Modells mit dem eines darin geschachtelten Baselinemodells. Dabei handelt es sich meist um ein sogenanntes Nullmodell, das lediglich die Varianzen schätzt und somit von der Unkorreliertheit der Variablen ausgeht (Bentler & Bonett, 1980). Andere restringierte Vergleichsmodelle sind ebenfalls möglich (Sobel & Bohrnstedt, 1985).

¹⁵¹ Inzwischen finden sich sowohl absolute als auch komparative Fitindizes in den etablierten Programmen zur Schätzung von Strukturgleichungsmodellen. Ursprünglich jedoch wurden die absoluten Fit-Indizes von LISREL™ (Scientific Software International, 2002) favorisiert, die inkrementellen von EQS™.

8.2.1. Absolute Fit-Indizes

Der basale absolute Fit-Index ist die *generalisierte likelihood-ratio* (G^2), die in großen Stichproben als χ^2 -Statistik interpretiert wird. Der χ^2 -Test kann als Signifikanztest für die (mangelnde) Übereinstimmung der empirischen und der vom Modell implizierten Kovarianzmatrix verstanden werden¹⁵². Da der χ^2 -Wert nur im Verhältnis zu den Freiheitsgraden richtig interpretiert werden kann, schlug Karl Jöreskog vor, beim *normierten* χ^2 durch die Freiheitsgrade zu dividieren (Jöreskog, 1970). Ein Wert unter 1.0 indiziert hier ein overfitting, Werte über 2 bis 3 oder – etwas liberaler – über 5 verweisen auf unbefriedigende Modellanpassung (Carmines & McIver, 1981, S.80; Marsh & Hocevar, 1985; Wheaton, Muthén, Alwin & Summers, 1977; Byrne, 1989)¹⁵³.

Problematisch ist jedoch die hohe Teststärke (*power*) des χ^2 -Tests bei großen Stichproben¹⁵⁴ (Bentler & Bonett, 1980; Fan, Thompson & Wang, 1999; MacCall-

¹⁵² Der χ^2 -Wert hat ein theoretisches Minimum von 0 bei saturierten Modellen ohne Freiheitsgrade. Die Diskrepanz zwischen empirischer und vom Modell implizierter Kovarianzmatrix resultiert aus überidentifizierenden Restriktionen des Modells.

¹⁵³ »... it seems clear that a ratio > 2.00 represents an inadequate fit.« (Byrne, 1989, S. 55)

¹⁵⁴ Da die dialektische Beziehung zwischen Stichprobengröße und Modellpassung in der Forschungspraxis zuweilen großen Mißverständnissen unterliegt, seien hier einige Bemerkungen extensiv zitiert: »The power of the test to detect an underlying disagreement between theory and data is controlled largely by the size of the sample. With a small sample an alternative hypothesis which departs violently from the null hypothesis may still have a small probability of yielding a significant value of χ^2 . In a very large sample, small and unimportant departures from the null hypothesis are almost certain to be detected.« (Cochran, 1952)

»If the sample is small then the χ^2 test will show that the data are not significantly different from quite a wide range of very different theories, while if the sample is large, the χ^2 test will show that the data are significantly different from those expected on a given theory even though the difference may be so very slight as to be negligible or unimportant on other criteria.« (Gulliksen & Tukey, 1958, pp. 95 - 96)

»Such a hypothesis [of perfect fit] may be quite unrealistic in most empirical work with test data. If a sufficiently large sample were obtained this χ^2 statistic would, no doubt, indicate that any such non-trivial hypothesis is statistically untenable.« (Jöreskog, 1969, p. 200)

»... in very large samples virtually all models that one might consider would have to be rejected as statistically untenable In effect, a nonsignificant chi-square value is desired, and one attempts to infer the validity of the hypothesis of no difference between model and data. Such logic is well-known in various statistical guises as attempting to prove the null hypothesis. This procedure cannot generally be justified, since the chi-square variate v can be made small by simply reducing sample size.« (Bentler & Bonett, 1980, p. 591)

Fortsetzung auf Folgeseite ...

lum, Browne & Sugawara, 1996; Marsh et al., 1988; Yadama & Pandey, 1995; Yuan & Bentler, 1998; Steiger & Lind, 1980; Bentler, 1990a; Kaplan, 1995). Paradoxerweise führt dies gerade bei den geforderten großen Stichproben zu einem allzu häufigen Verwerfen der Nullhypothese und damit des Modells. In der Konsequenz sind Forscher geneigt, zusätzliche Parameter in das Modell aufzunehmen (um die Freiheitsgrade zu erhöhen). Diese Modelle verlieren jedoch zunehmend ihren konfirmatorischen Charakter und sind in Replikationsversuchen schwer reproduzierbar¹⁵⁵. Der χ^2 -Wert sollte dennoch in jedem Falle berichtet werden¹⁵⁶.

Falls die Normalitätsannahme für die manifesten Variablen stark in Frage steht, sollte zusätzlich das adjustierte *Scaled* χ^2 berichtet werden (Satorra & Bentler, 1988, dort Gleichung 4.1).¹⁵⁷

Ein einfacher Adjustierungsansatz für die aufgeblähten χ^2 -Werte besteht im Subtrahieren der Freiheitsgrade (*Noncentrality Parameter* NCP) bzw. in der zusätzlichen Division durch die Stichprobengröße (*Scaled Noncentrality Parameter* $sNCP$, vgl. McDonald & Marsh, 1990; Raykov & Penev, 1998).

Weitere sinnvolle Alternativen ergeben sich aus einer Bewertung der Residuen zwischen empirischer und modellimplizierter Kovarianzmatrix. Das $RMSR$ (*Root Mean Square Residual*) eignet sich besonders bei der Verwendung von Korrelationsmatrizen als Datengrundlage. Besonders zuverlässige Aussagen erlaubt das $RMSEA$ (*Root Mean Square Error of Approximation*), vor allem im Vergleich alternativer Modelle und bei großen Stichproben (Nevitt & Hancock, 2000; Steiger, 2000). Wie auch beim $RMSR$ weisen niedrige Werte auf einen guten Fit hin. Zumindest für das $RMSEA$ hat sich .05 als konventioneller Schwellenwert akzeptabler Modelle durch-

Fortsetzung der Fußnote:

»Our opinion ... is that this null hypothesis [of perfect fit] is implausible and that it does not help much to know whether or not the statistical test has been able to detect that it is false.« (Browne & Mels, 1998).

¹⁵⁵ Ein weiterer Kritikpunkt betrifft die Sensitivität des χ^2 -Wertes für die Anzahl der Antwortkategorien der beobachteten Variablen.

¹⁵⁶ Notwendig zur Bewertung des χ^2 -Wert es sind zwingend die zugehörigen Freiheitsgrade, die sich als Differenz zwischen nicht-redundanten bekannten Parametern und gesuchten, zu schätzenden Parametern errechnen. Aus dem Verhältnis folgt eine ebenfalls zu berichtende Irrtumswahrscheinlichkeit p .

¹⁵⁷ In LISREL erhält man das Satorra-Bentler- χ^2 , sobald man eine asymptotische Kovarianzmatrix bereitstellt und als Schätzmethode explizit Maximum Likelihood verlangt. Unterläßt man letzteres, so schätzt LISREL mit dem WLS-Algorithmus.

gesetzt. Infolge dieser Konvention testen einige SEM-Programme gegen die Nullhypothese $RMSEA = .05$ und geben ein *Measure of Close Fit* aus.

Zu den obligatorisch zu berichtenden absoluten Fitindizes gehört auf jeden Fall der GFI (*Goodness of Fit Index*), der in Analogie zum R^2 bei der multiplen Regression interpretiert werden kann (Tanaka, 1987; Tanaka & Huba, 1985; 1989; Maiti & Mukherjee, 1990; MacCallum & Hong, 1997). Schließt man eine Straffunktion für die Aufnahme zusätzlicher Parameter in die Berechnung ein, erhält man den adjustierten GFI ($AGFI$) (Jöreskog & Sörbom, 1993). Allerdings sprechen die Ergebnisse mehrerer Simulationsstudien gegen eine Verwendung des $AGFI$ (Marsh et al., 1988, Mulaik, James, van Alstine & Bennett, 1989).

8.2.2. Inkrementelle Fit-Indizes

Inkrementelle oder komparative Fitindizes vergleichen die Anpassung des jeweiligen Modells mit dem eines darin geschachtelten Baselinemodells. Diese Gruppe von Fitindizes läßt sich noch weiter klassifizieren, z.B. in Typ 1 und Typ 2 (Marsh et al., 1988) oder Typ 1 bis 4 (Hu & Bentler, 1995).¹⁵⁸

Das klassische Beispiel eines Typ 1 Index ist der populäre *Normed Fit Index* NFI (Bentler & Bonett, 1980). Eine davon abgeleitete Variante findet sich bei Ken Bollen (Bollen, 1986; vgl. auch BL86 bei Hu & Bentler, 1995). Die Indizes des Typ 1 stehen in starker Kritik, da sie systematisch in Abhängigkeit von der Stichprobengröße verzerrt sind (Bearden, Sharma & Teel, 1982; Bollen, 1986; 1989; Hu & Bentler, 1999; La Du & Tanaka, 1989; Tanaka, 1987). Sie sollten daher aus nachvollziehbaren Gründen nicht verwendet werden (Hu & Bentler, 1995).

Typ-2-Indizes stützen sich zusätzlich auf Verteilungsannahmen, so daß sie zuverlässiger sein können; dies gilt jedoch nur dann, wenn die Verteilungsannahmen richtig sind. Wichtigster Vertreter dieser Gruppe ist der *Tucker-Lewis-Index* TLI (Tucker & Lewis, 1973), der später *Nonnormed Fit Index* $NNFI$ genannt wurde (Bentler & Bonett, 1980).

Typ-3-Indizes stützen sich auf die nichtzentrale χ^2 -Verteilung (Satorra, 1989). Ein typischer Vertreter ist der BFI (*Bentler's Fit Index*) bzw. der identische Relative Noncentrality Index (Bentler, 1990b; McDonald & Marsh, 1990). Peter Bentler

¹⁵⁸ Letztgenannte Autoren kritisieren die Klassifikation von Marsh und Mitarbeitern.

modifizierte den BFI später zum *Comparative Fit Index* (CFI), da der BFI auch Werte kleiner 0 und größer 1 annehmen kann. Für $0 < \text{BFI} < 1$ gilt $\text{BFI} = \text{CFI}$ (Goffin, 1993). Der CFI ist identisch mit dem *relative noncentrality index* RNI¹⁵⁹ von McDonald und Marsh (1990).

8.2.3. Sparsamkeitsindizes

Die sogenannten *parsimonious fit indices* setzen die Anpassungsgüte ins Verhältnis zur Anzahl der geschätzten Parameter. Das Ziel besteht somit in der Diagnose von *overfitting* durch das Einführen bzw. Aufnehmen zu vieler Parameter. Das Vorgehen ist analog zur Adjustierung des R^2 in der multiplen Regression.

So schlugen James, Mulaik und Brett (James, Mulaik & Brett, 1982) vor, den NFI mit der *parsimony ratio*¹⁶⁰ zu multiplizieren. Stan Mulaik und Mitarbeiter (Mulaik et al., 1989) adjustierten auf diese Weise den GFI, in AMOS™ wird auf ebensolche Art auch der CFI (Bentler, 1990a) angepaßt.

8.2.4. Schlußfolgerung für die Darstellung

Es ist bei dem gegenwärtigen Forschungsstand schwierig, eine eindeutige Entscheidung für oder gegen bestimmte Fit-Indizes zu treffen. Mehr noch, es wäre – zugespitzt ausgedrückt – kaum mehr als eine Frage des Geschmacks, könnte man nicht systematisch seine Auswahl begründen. Les Hayduk kam zu der drastischen Einschätzung, man solle sich nicht zu tiefgreifend mit dem Thema beschäftigen, wenn man Strukturgleichungsmodelle als Mittel zum Zweck und nicht als Beruf betrachtet.

Researchers interested in structural equation modeling as a tool, and not as a vocation, are advised to avoid detailed pursuit of the plethora of new fit indices for the next few years.

(Hayduk, 1996)

¹⁵⁹ Mit der Ausnahme, daß der CFI auf den Wertebereich zwischen 0 und 1 trunziert wird.

¹⁶⁰ Quotient aus den Freiheitsgraden des evaluierten Modell und der Freiheitsgrade des Nullmodells (Independence model).

Die minimale Empfehlung Hayduks lautet:

1. χ^2 mit Freiheitsgraden df und p -Wert,
2. AGFI sowie
3. eine Diskussion eventueller Auffälligkeiten im Muster der Residuen.

Rex Kline trägt der Tatsache Rechnung, daß Forscher – zurecht – geneigt sind, verschiedene Facetten der absoluten und relativen Modellpassung darzustellen und ihre jeweiligen diagnostischen Vorteile zu nutzen (Kline, 1998). Als minimal zu Berichtendes schlägt er vor:

1. χ^2 mit Freiheitsgraden df und p -Wert,
2. ein Index zur Beschreibung der insgesamt aufgeklärten Varianz (alternativ GFI, NFI oder CFI)
3. ein Index, der den aufgeklärten Varianzanteil hinsichtlich der Modellkomplexität adjustiert (NNFI, nicht jedoch AGFI) sowie schließlich
4. ein Index, auf der Grundlage der standardisierten Residuen (SRMR)

Zwei wichtige Beschränkungen der Aussagekraft von Fit-Indizes dürfen nicht verkannt werden. Die erste ist eine mathematische, die zweite eine wissenschafts- oder erkenntnistheoretische: Omnibus-Indizes können lediglich eine »durchschnittliche« Anpassung anzeigen, sodaß auch bei guten Kennzahlen lokale Fehlanpassungen verschleiert werden können.¹⁶¹

Noch schwerer wiegt jedoch meines Erachtens, daß ein guter Fit nichts über die theoretische Plausibilität der inhaltlichen Implikationen des Modells auszusagen vermag. Auch kann ein Modell zwar »passen«, die Vorhersagekraft¹⁶² aber dennoch gering sein.

Rick Hoyle und Abigail Panter schließlich geben in ihrem Aufsatz »Writing about Structural Equation Models« umfassende Empfehlungen für *alle* Aspekte des zu Berichtenden, auch jenseits der Fit-Indizes (Hoyle & Panter, 1995).

¹⁶¹ Umgekehrt gilt Sinngemäßes.

¹⁶² »Vorhersagekraft« i.S. von Varianzaufklärung.

Der Vorschlag hinsichtlich letzterer läßt sich zusammenfassen:

1. χ^2 mit Freiheitsgraden df und p -Wert,
bei Verletzung der Normalverteilungsannahme
zusätzlich das *Scaled* χ^2 (Satorra & Bentler, 1988),
2. ein Index zur Beschreibung der absoluten Modellanpassung
analog zur insgesamt aufgeklärten Varianz (GFI),
3. zumindest bei exzessiver Anzahl frei zu schätzender Parameter
(*overfitting*) der sparsamkeitsadjustierte $PGFI$
4. mindestens je einen (Typ 2 und Typ 3) inkrementellen Fit-Index¹⁶³;
 - Typ 2:
 $TLI/NNFI$ oder $IFI/Bollen89$ ¹⁶⁴,
letzterer bevorzugt aufgrund
seiner robusteren Eigenschaften bei GLS
 - Typ 3:
 BFI/RNI ¹⁶⁵ oder CFI ,
letzterer bevorzugt aufgrund
seiner Trunkierung auf den Bereich von 0 bis 1.

Unter bestimmten Umständen können weitere Fit-Indizes sinnvoll sein, sei es aufgrund verschiedener verwendeter Schätzalgorithmen oder aber im Falle *modellvergleichender* Bewertung der Anpassungsgüte. Zusammenfassend sei auf die Übersichtsarbeiten zu Fit-Indizes verwiesen (Bollen, 1989; Tanaka, 1987; La Du & Tanaka, 1989; Marsh et al., 1988; Hu & Bentler, 1995; Mulaik et al., 1989; Schumacker & Lomax, 1996; Yang-Wallentin & Jöreskog, 2001).

In der vorliegenden Arbeit wird weitestgehend einer Integration der Konventionen von Hoyle und Panter (1995) sowie Kline (1989) gefolgt. Diese Angaben werden ergänzt um Hirotugu Akaikes Informationskriterium AIC (Akaike, 1987) sowie

¹⁶³ Diese Wahl impliziert gleichzeitig ein Aussprechen gegen Fit-Indizes des Typs 1 wie *Bollen86* oder NFI . Damit folgen sie der Kritik von Hu und Bentler (1995).

¹⁶⁴ Tucker-Lewis-Index TLI (Tucker & Lewis, 1973) und Nonnormed Fit Index $NNFI$ (Bentler & Bonett, 1980) sind baugleich, $BL89$ und IFI synonym.

¹⁶⁵ Der Bentler Fit-Index BFI (Bentler, 1990a; 1990b) und der Relative Noncentrality Index RNI (Siegman, 1962; 1963; Singh, Huang & Thompson, 1962; Omar, Eid, Majdalani & Lindgren, 1965; McDonald & Marsh, 1990) sind baugleich, im Wertebereich zwischen 0 und 1 entsprechen sie Bentlers Comparative Fit Index CFI (Hu & Bentler, 1995; Kağıtçıbaşı, 1967; 1970; 1978).

Hamparsum Bozdogans Korrektur desselben (\mathcal{C}_{AIC} *consistent Akaike Information Criterion*, Bozdogan, 1987; 2000; Bozdogan & Ramirez, 1988), was besonders für den Modellvergleich interessant ist.¹⁶⁶ Weiterhin fiel die Entscheidung für das Berichten des Kreuzvalidierungsparameters $ECVI$ (Expected Single-Sample Cross-Validation Index) als einen Index zum Abschätzen der Generalisierbarkeit des Modells (Cudeck & Browne, 1983; Browne & Cudeck, 1989). Schließlich gibt Hoelters Maß der kritischen Stichprobengröße ein Gefühl für die hohe Teststärke des χ^2 -Tests und illustriert, bei welcher Stichprobengröße das getestete Modell überhaupt eine »Chance« gehabt hätte, *nicht* falsifiziert zu werden (Hoelter, 1983). Liegt das kritische N deutlich unter der tatsächlichen Stichprobengröße, so ist die Widerlegung der H_0 nahezu unvermeidlich.

Die globale Güte der Modellanpassung wird aufgrund des bisher Gesagten in einer Übersicht analog der exemplarischen Tabelle 39 beschrieben.

$\chi^2 = 886.79$		
$df = 76$	GFI = .94	RMSEA = .096
$p = 0.000$	$pGFI = .92$	SRMR = .15
	$ECVI = .76$	Hoelters $\mathcal{C}_N = 142.7$
	$IFI/\rho^2 = .58$	AIC = 890.79
	CFI = .58	$\mathcal{C}_{AIC} = 902.92$

Tabelle 39: Konventionen der Darstellung der Anpassungsgüte

Der χ^2 -Wert (mit beigeordneten Freiheitsgraden und p -Wert) ist aufgrund seiner zentralen Bedeutung prominent dargestellt. Die in derselben *Zeile* stehenden Indizes GFI und $pGFI$ sowie die Maßzahlen zur Beschreibung der Residuen stellen das konventionelle Minimum dar, das eine globale Evaluation des Modellfits ermöglicht. Die *vertikale Ausrichtung* hingegen erleichtert das schnelle Erfassen der Modellpassung, da hier Indizes zusammengefaßt sind, die aufgrund ihres Wertebe-

¹⁶⁶ Hierbei handelt es sich um eine Modifikation des vom χ^2 abgeleiteten AIC, das neben der Modellkomplexität auch die Stichprobengröße berücksichtigt.

reichs vergleichbar sind. In der mittleren Spalte wird eine gute Modellpassung durch möglichst hohe Werte indiziert (perfekter Fit: 1.0). Bei den Indizes der rechten Spalte gilt diese Regel nicht: $RMSEA$ und $SRMR$ müssen möglichst klein (nahe 0.0) werden ($RMSEA < .05$), die Informationskriterien desgleichen, ohne jedoch einen definierten Wertebereich zu haben.

8.3. Modellvergleich der *a priori* Meßmodelle für die RWA^{3D}

Im abstrakt methodischen Teil der Arbeit wurde ein Prozedere der Testung verschiedener alternativer Meßmodelle hergeleitet und sowohl formal als auch inhaltlich begründet (zusammenfassend Abschnitt 4.3 S.104ff.). Die 12 ineinander geschachtelten Modelle werden im folgenden an die Daten von 1458 Befragten angepaßt (Tabelle 40).

Zunächst dient als Datengrundlage die Kovarianzmatrix, da diese mehr Informationen enthält als Korrelationsmatrizen und hier vor allem die Standardfehler richtig berechnet werden (Cudeck, 1989). Als Schätzverfahren kommt *Maximum Likelihood* zur Anwendung, da ML auch bei ungünstiger Datenlage (z.B. exzessive Kurtosis, kleine Stichproben) eine gute Performanz zeigt. Der zusätzliche Datenrückgriff auf die asymptotische Kovarianzmatrix¹⁶⁷ ermöglicht das Berechnen des Satorra-Bentler χ^2 (C3 bei Jöreskog, vgl. S.192f., S.196; Satorra & Bentler, 1988)¹⁶⁸. Desweiteren wurde der Tatsache Rechnung getragen, daß die Auswertung auf I-temebene auf Daten zurückgreift, für die das Intervallskalenniveau mitnichten unterstellt werden kann. Vielmehr ist zur Beschreibung von Antworten auf Likert-Skalen (Likert, 1932) im günstigsten Fall das Ordinalskalenniveau angemessen (vgl. dazu auch Jöreskog, 2001)¹⁶⁹. In der Konsequenz verbietet sich zur Beschreibung der Assoziation zwischen den Itemantworten eine anderenfalls wünschenswerte Kovarianzmatrix. Vielmehr muß hier die polychorische Korrelationsmatrix berechnet werden. Zieht man wiederum die asymptotische Kovarianzmatrix als Gewichtung hinzu, eröffnet sich die Möglichkeit eines Schätzverfahrens (WLS , *Weigh-*

¹⁶⁷ In den LISREL-Steuerkarten auf der Supplements-CD werden zwei asymptotische Kovarianzmatrizen genutzt. Bei der ML-Schätzung auf der Basis der Kovarianzmatrix wird 1458.asy genutzt, bei der WLS-Schätzung mit der Polychorischen Korrelationsmatrix 1458.acm.

¹⁶⁸ In Lisrel 8.51 findet sich der Satorra-Bentler Index als C3 bezeichnet.

¹⁶⁹ <http://www.ssicentral.com/lisrel/column7.htm>

ted Least Squares)¹⁷⁰, das nicht nur dem ordinalen Skalenniveau angemessen ist, sondern auch verlässlichere Parameterschätzungen liefert (vgl. hierzu auch Powell, 1999; Molenaar & Nesselroade, 1998; Curran, West & Finch, 1996; Chan, Yung & Bentler, 1995; Yung & Bentler, 1994; Henly, 1993; Muthén & Kaplan, 1992; Kaplan, 1991; Chou, Bentler & Satorra, 1991; Mooijaart & Bentler, 1985). Die Ergebnisdarstellung verzeichnet daher auch die Ergebnisse dieser Untersuchungen. Die Anzahl der zu berechnenden Modelle reduziert sich hier jedoch:¹⁷¹ Bei der Verwendung von Korrelationsmatrizen implizieren gleiche Ladungen (τ -Äquivalenz)¹⁷² zwingend gleiche Fehlervarianzen (Parallelität), so daß in der Konsequenz diese beiden Modelle nicht unterscheidbar sind. Die freigesetzten Fehlervarianzen im η -äquivalenten Modell werden daher auf dieselben Werte geschätzt, als wären sie restringiert gewesen. Die jeweils strengeren Modelle (Paralleltestmodelle) sind daher nach Sparsamkeitskriterien zu bevorzugen und werden hier dargestellt.

¹⁷⁰ In AMOS wird dasselbe Schätzverfahren in Anlehnung an Browne (1984) ADF (Asymptotic Distribution Free) genannt.

¹⁷¹ Vgl. Ed Rigdon in SEMNET <http://bama.ua.edu/cgi-bin/wa?A2=ind0105&L=semnet&D=0&P=24099>

¹⁷² Abweichend von der üblichen Bezeichnung als τ -Äquivalenz, die den abstrakten Fall beschreibt, werden die konkreten empirischen Modelle hier η -äquivalent genannt.

Anzahl der Faktoren	»Methoden- faktor«	Ladungsmatrix	Schätzmethode	
			ML	WLS/ADF
Dreifaktormodell	Ja	η -kongenerisch	3_c_mf_cm	3_c_mf_pm
		η -äquivalent	3_e_mf_cm	\emptyset
		parallel	3_p_mf_cm	3_p_mf_pm
	Nein	η -kongenerisch	3_c_nmf_cm	3_c_nmf_pm
		η -äquivalent	3_e_nmf_cm	\emptyset
		parallel	3_p_nmf_cm	3_p_nmf_pm
Einfaktormodell	Ja	η -kongenerisch	1_c_mf_cm	1_c_mf_pm
		η -äquivalent	1_e_mf_cm	\emptyset
		parallel	1_p_mf_cm	1_p_mf_pm
	Nein	η -kongenerisch	1_c_nmf_cm	1_c_nmf_pm
		η -äquivalent	1_e_nmf_cm	\emptyset
		parallel	1_p_nmf_cm	1_p_nmf_pm

Tabelle 40: Zwölf alternative Meßmodelle

Die folgenden Abschnitte dokumentieren die Ergebnisse der Schätzung der theoretisch abgeleiteten hierarchisch aufeinander aufbauenden Meßmodelle. Eine zusammenfassende Würdigung erfolgt in Abschnitt 8.3.2. S.213ff.

8.3.1. Anpassungsgüte der a priori Modelle

Im folgenden sind die Pfaddiagramme mit den Parametern der standardisierten Lösungen wiedergegeben. Die Standardisierung verschleiert i.a.R. die gesetzten Gleichheitsrestriktionen, die sich auf die unstandardisierten Lösungen beziehen.

8.3.1.1. Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)

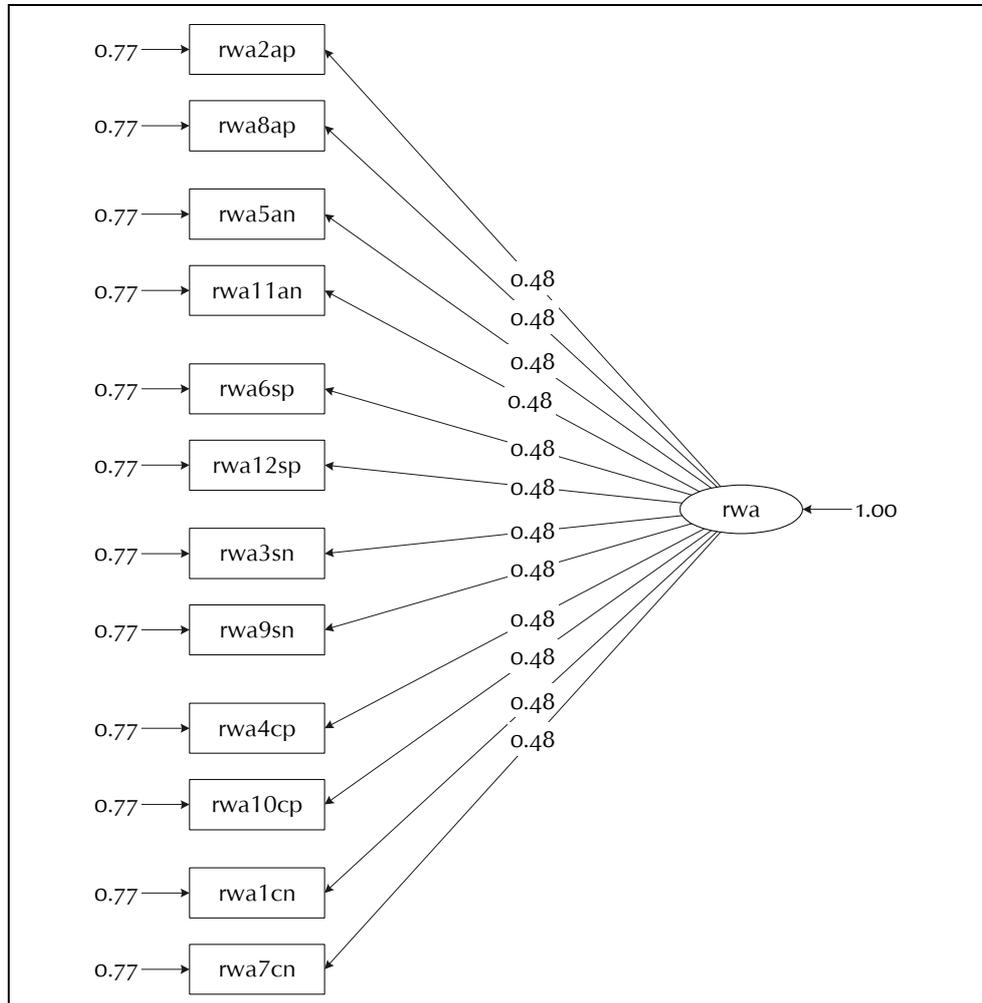


Abbildung 29: Pfaddiagramm Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)

$$\chi^2_{SB} = 3412.17$$

$$df = 76$$

$$p = 0.000$$

$$GFI = .70$$

$$pGFI = .68$$

$$RMSEA = .17$$

$$SRMR = .20$$

$$ECVI = 2.34$$

$$\text{Hoelters } \mathcal{CN} = 50.78$$

$$IFI/\rho^2 = .26$$

$$CFI = .26$$

$$AIC = 3416.17$$

$$CAIC = 3428.74$$

Tabelle 41: Anpassungsgüte Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)

8.3.1.2. Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)

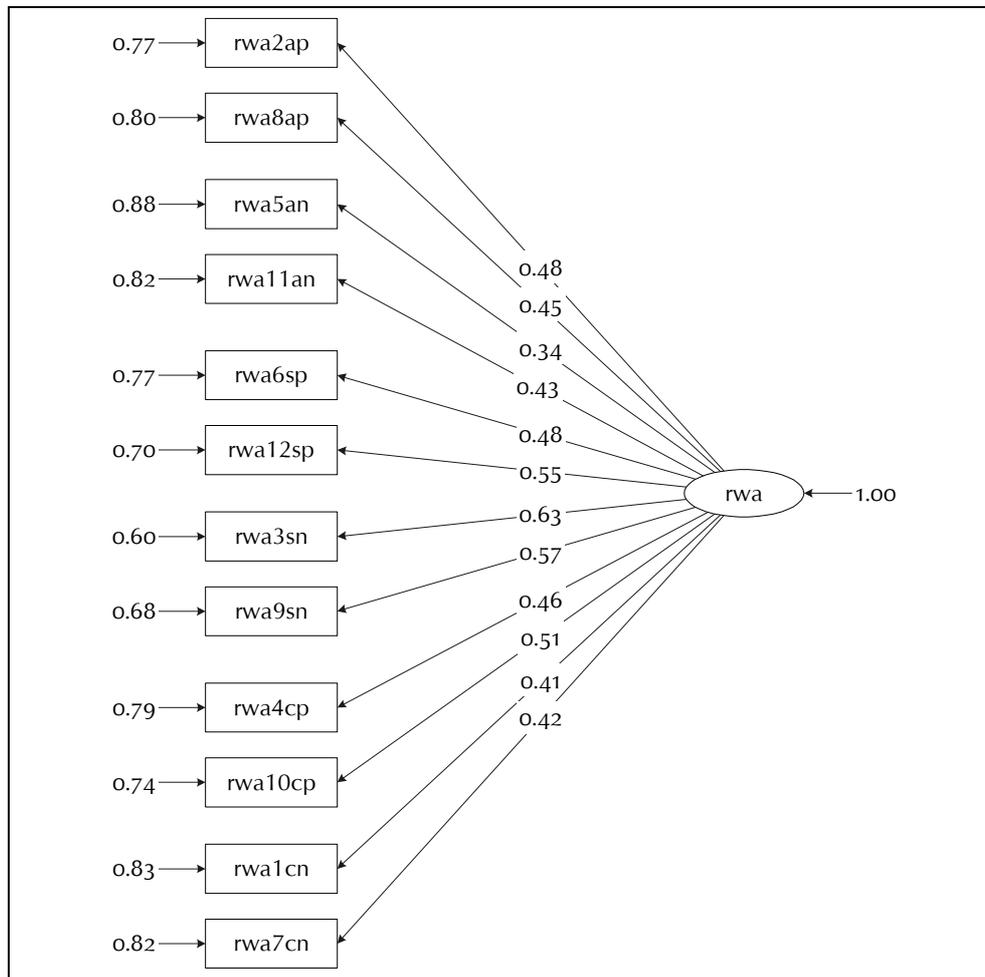


Abbildung 30: Pfaddiagramm Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)

$$\chi^2_{SB} = 2147.39$$

$$df = 65$$

$$p = 0.000$$

$$GFI = .77$$

$$pGFI = .65$$

$$RMSEA = .15$$

$$sRMR = .17$$

$$ECVI = 1.49$$

$$\text{Hoelters } \mathcal{CN} = 73.83$$

$$IFI/\rho^2 = .56$$

$$AIC = 2173.39$$

$$CFI = .56$$

$$CAIC = 2255.09$$

Tabelle 42: Anpassungsgüte Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)

8.3.1.3. Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)

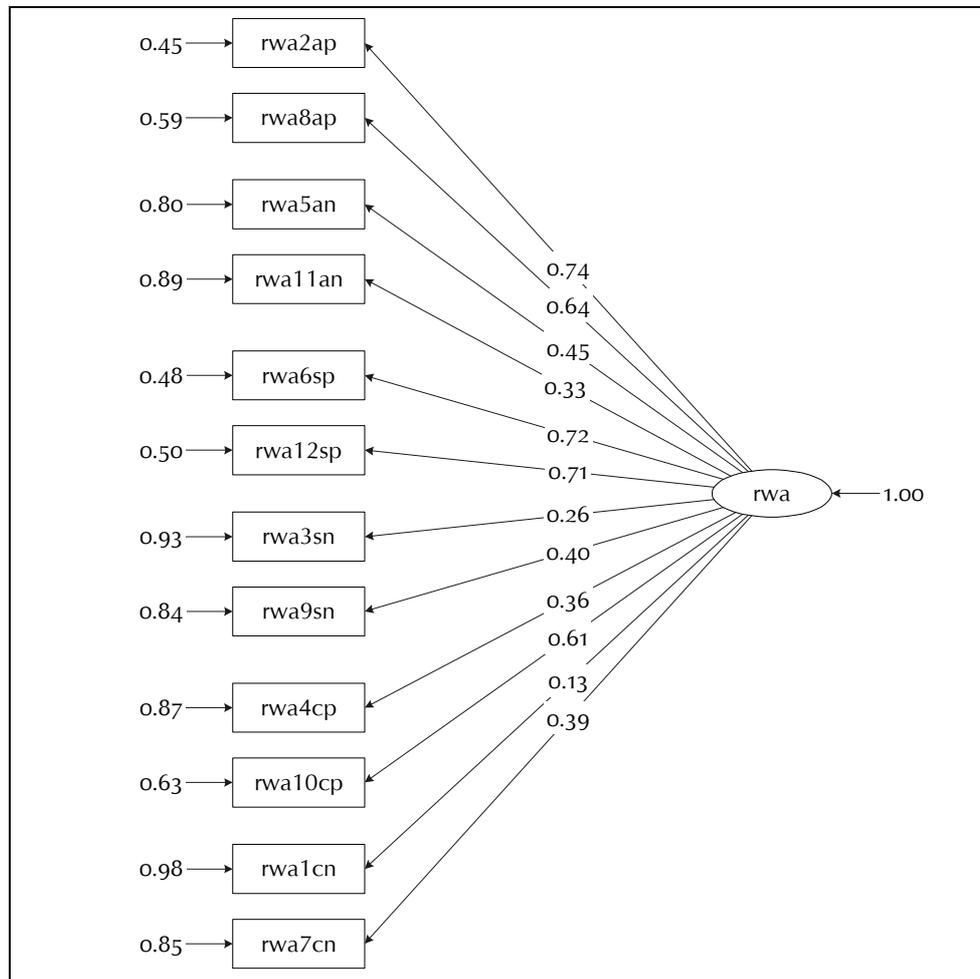


Abbildung 31: Pfaddiagramm Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)

$$\chi^2_{SB} = 905.83$$

$$df = 54$$

$$p = 0.000$$

$$GFI = .89$$

$$pGFI = .61$$

$$RMSEA = .100$$

$$sRMR = .077$$

$$ECVI = .65$$

$$\text{Hoelters } CN = 128.59$$

$$IFI/\rho^2 = .79$$

$$CFI = .79$$

$$AIC = 953.83$$

$$CAIC = 1104.67$$

Tabelle 43: Anpassungsgüte Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)

8.3.1.4. Einfaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)

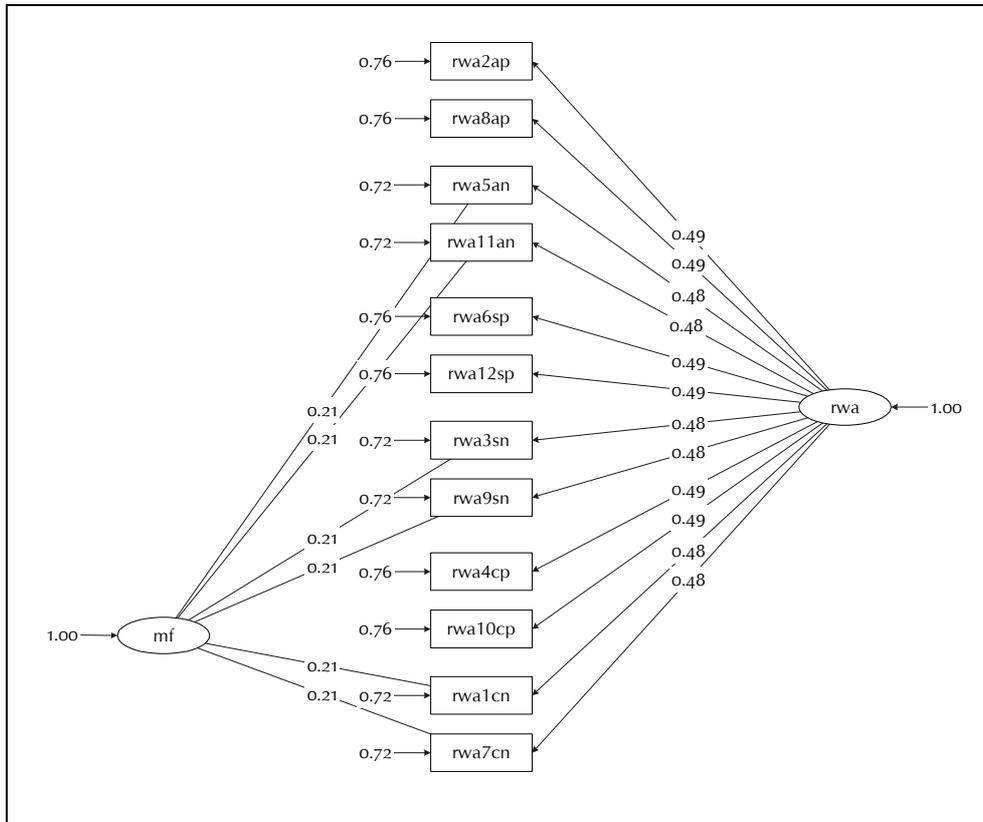


Abbildung 32: Pfaddiagramm Einfaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)

$$\chi^2_{SB} = 3449.85$$

$$df = 75$$

$$p = 0.000$$

$$GFI = .70$$

$$pGFI = .67$$

$$RMSEA = .18$$

$$SRMR = .20$$

$$ECVI = 2.37$$

$$\text{Hoelters } \mathcal{CN} = 142.7$$

$$IFI/\rho^2 = .26$$

$$AIC = 890.79$$

$$CFI = .27$$

$$\mathcal{CAIC} = 902.92$$

Tabelle 44: Anpassungsgüte Einfaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)

8.3.1.5. *Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η-äquivalent)*

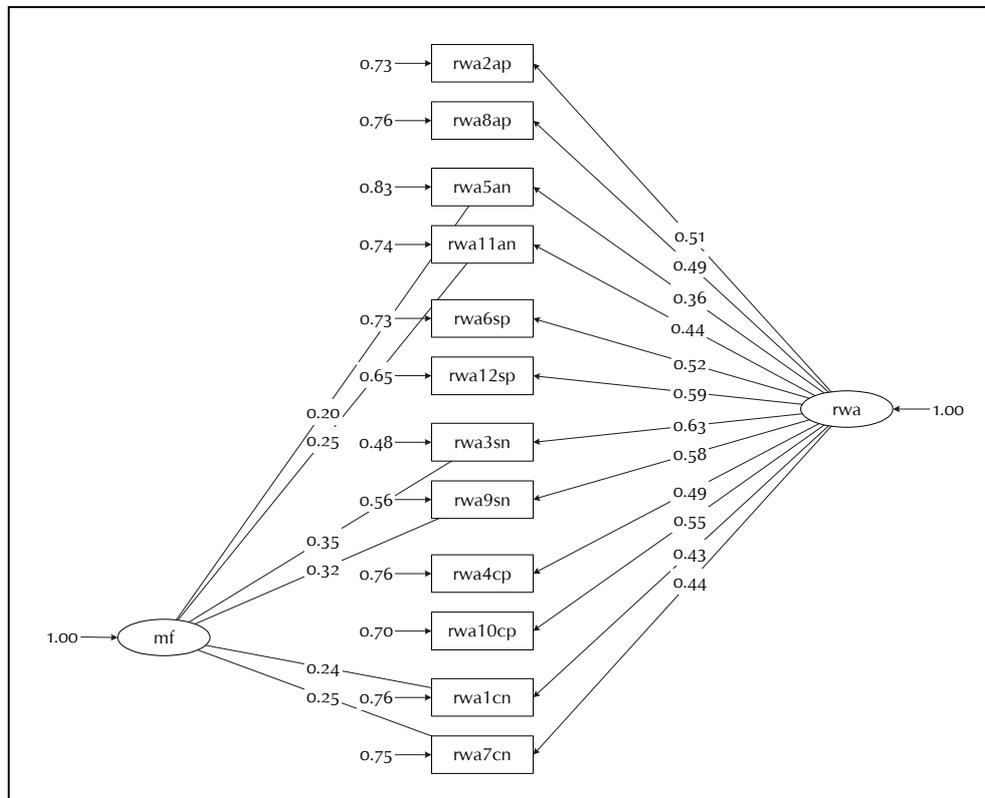


Abbildung 33: Pfaddiagramm Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η-äquivalent)

$$\chi^2_{SB} = 1963.00$$

$$df = 64$$

$$p = 0.000$$

$$GFI = .79$$

$$pGFI = .65$$

$$RMSEA = .14$$

$$SRMR = .18$$

$$ECVI = 1.37$$

$$\text{Hoelters } \mathcal{CN} = 75.81$$

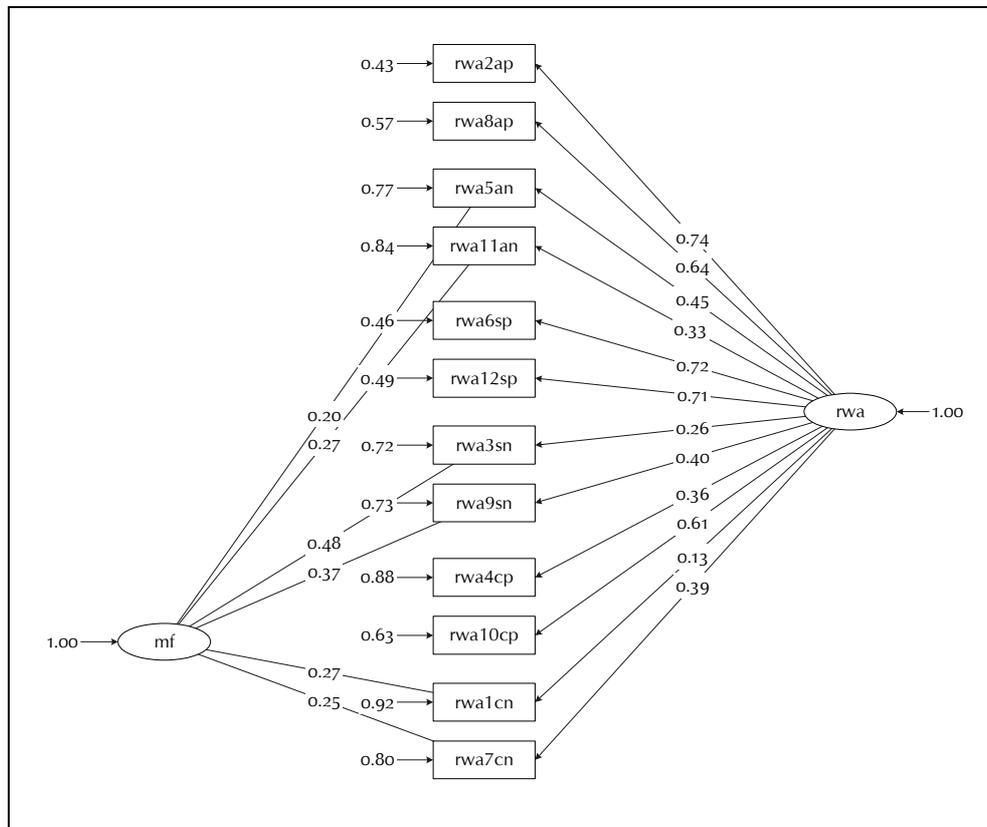
$$IFI/\rho^2 = .58$$

$$AIC = 1991.00$$

$$CFI = .58$$

$$\mathcal{CAIC} = 2078.99$$

Tabelle 45: Anpassungsgüte Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η-äquivalent)

8.3.1.6. Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)Abbildung 34: Pfaddiagramm Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)

$$\chi^2_{SB} = 751.71$$

$$df = 53$$

$$p = 0.000$$

$$GFI = .91$$

$$pGFI = .62$$

$$RMSEA = .095$$

$$sRMR = .069$$

$$ECVI = .55$$

$$\text{Hoelters } \mathcal{CN} = 156.37$$

$$IFI/\rho^2 = .83$$

$$AIC = 801.71$$

$$CFI = .83$$

$$CAIC = 958.83$$

Tabelle 46: Anpassungsgüte Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)

8.3.1.7. Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)

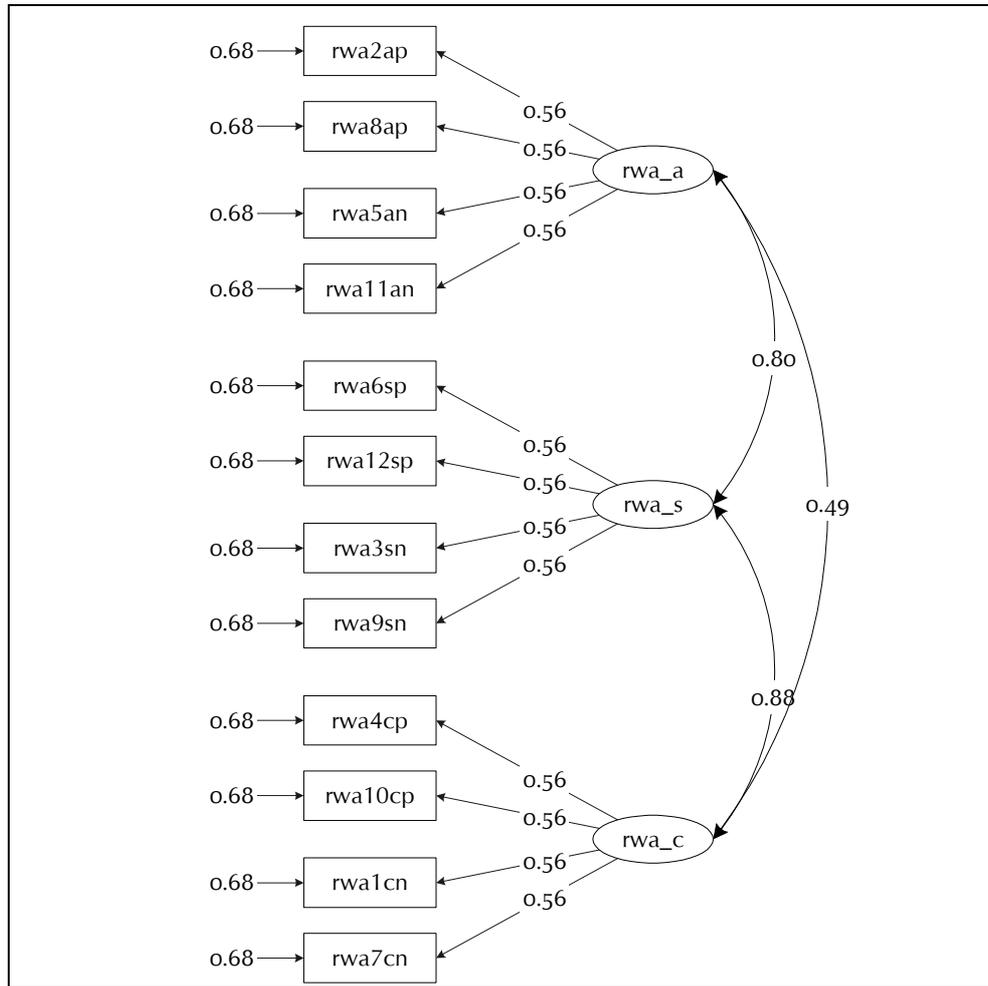


Abbildung 35: Pfaddiagramm Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)

$$\chi^2_{SB} = 2534.97$$

$$df = 73$$

$$p = 0.000$$

$$GFI = .76$$

$$pGFI = .71$$

$$RMSEA = .15$$

$$SRMR = .20$$

$$ECVI = 1.75$$

$$Hoelters CN = 56.92$$

$$IFI/\rho^2 = .36$$

$$CFI = .36$$

$$AIC = 2544.97$$

$$CAIC = 2576.40$$

Tabelle 47: Anpassungsgüte Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)

8.3.1.8. Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)

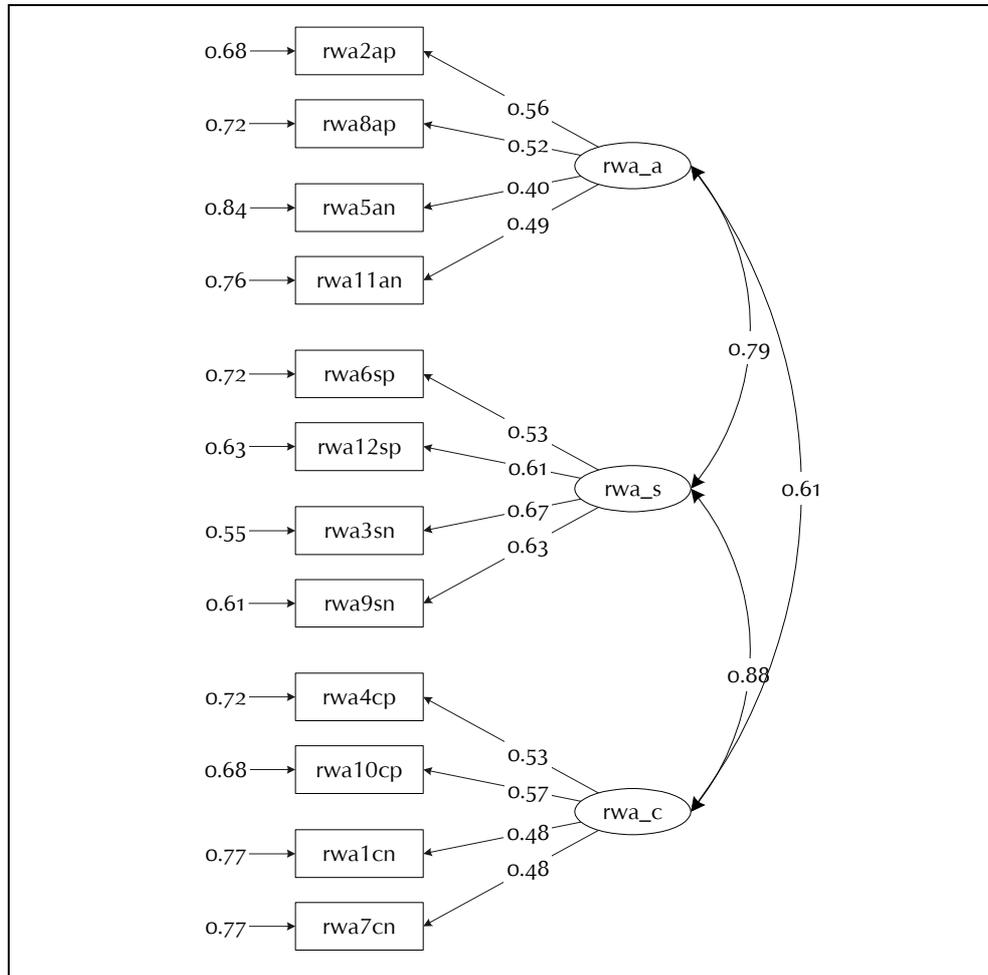


Abbildung 36: Pfaddiagramm Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)

$\chi^2_{SB} = 1975.66$

$df = 62$

$p = 0.000$

GFI = .79

$pGFI = .63$

RMSEA = .15

$sRMR = .17$

ECVI = 1.38

Hoelters $\mathcal{CN} = 77.38$

IFI/ $\rho^2 = .60$

CFI = .60

AIC = 2007.66

$\mathcal{CAIC} = 2108.22$

Tabelle 48: Anpassungsgüte Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)

8.3.1.9. Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)

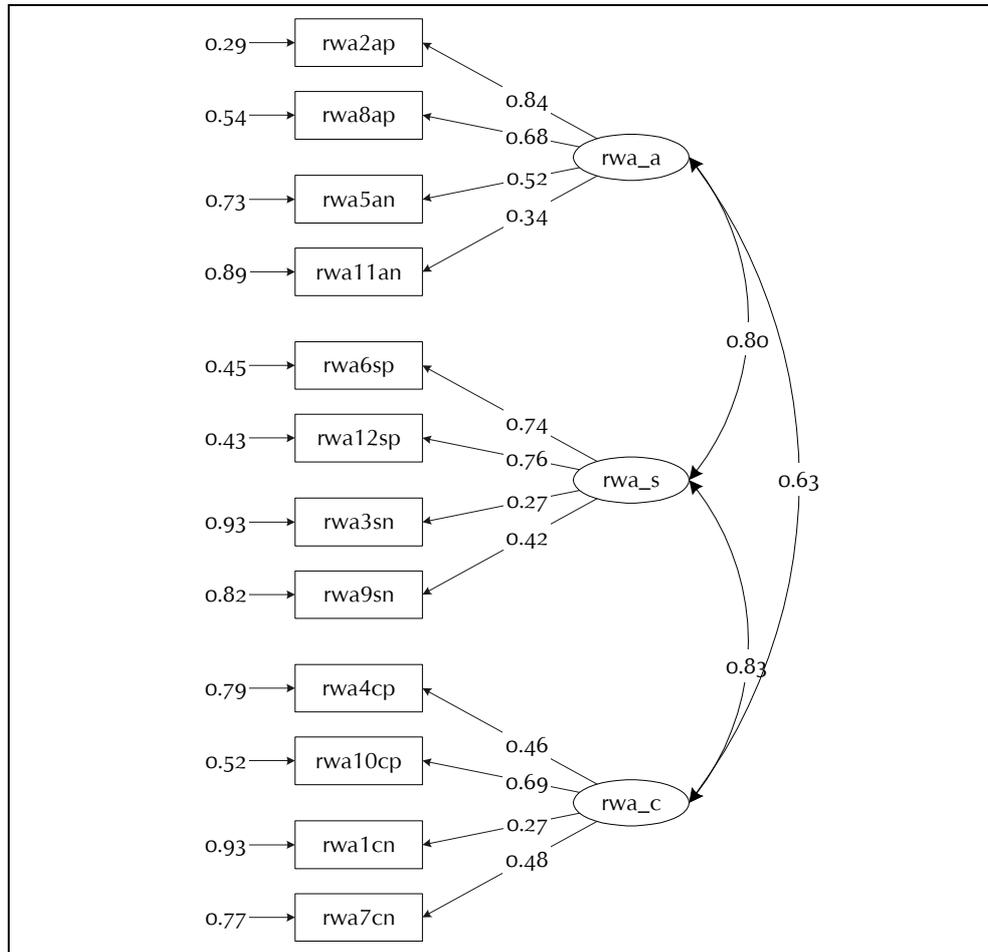


Abbildung 37: Pfaddiagramm Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)

$\chi^2_{SB} = 601.19$		
$df = 51$	GFI = .92	RMSEA = .086
$p = 0.000$	$pGFI = .60$	$sRMR = .068$
	ECVI = .45	Hoelters CN = 171.46
	IFI/ $\rho^2 = .85$	AIC = 655.19
	CFI = .85	$\mathcal{CAIC} = 824.88$

Tabelle 49: Anpassungsgüte Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)

8.3.1.10. Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)

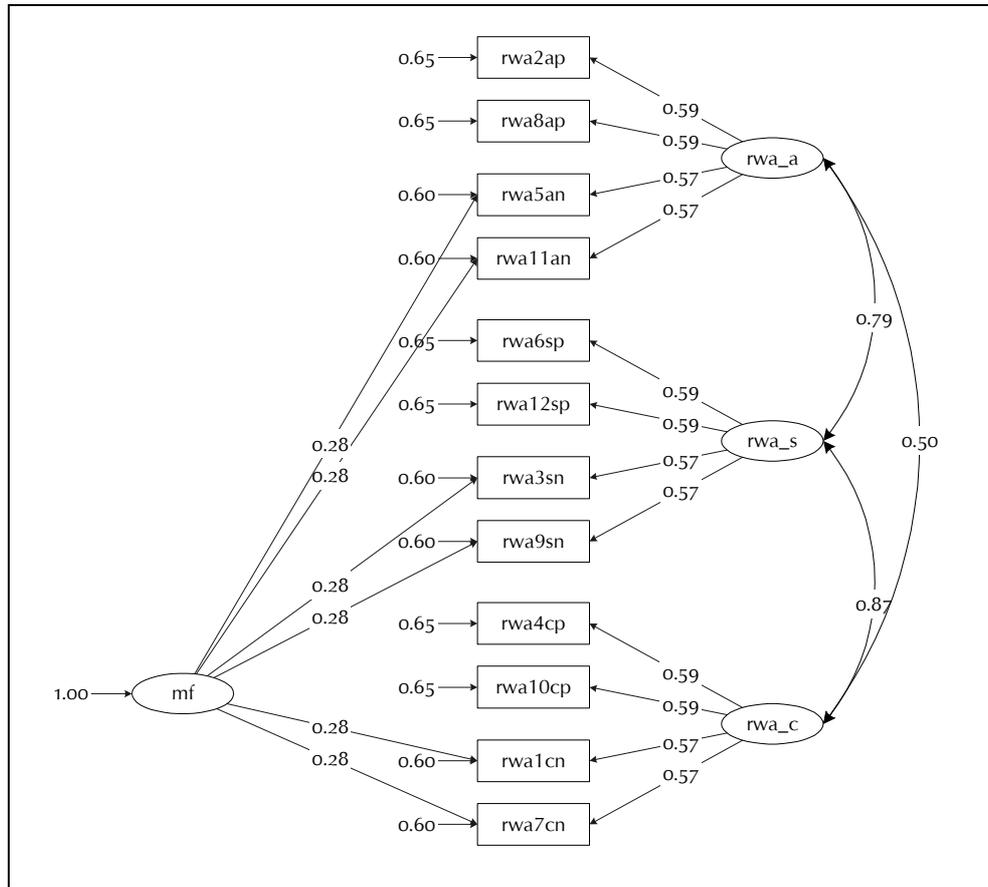


Abbildung 38: Pfaddiagramm Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)

$\chi^2_{SB} = 2395.17$

$df = 72$

$p = 0.000$

GFI = .77

$pGFI = .71$

RMSEA = .15

$sRMR = .20$

ECVI = 1.65

Hoelters CN = 58.32

IFI/ $\rho^2 = .39$

AIC = 2407.17

CFI = .39

$\mathcal{CAIC} = 2444.88$

Tabelle 50: Anpassungsgüte Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)

8.3.1.11. Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -äquivalent)

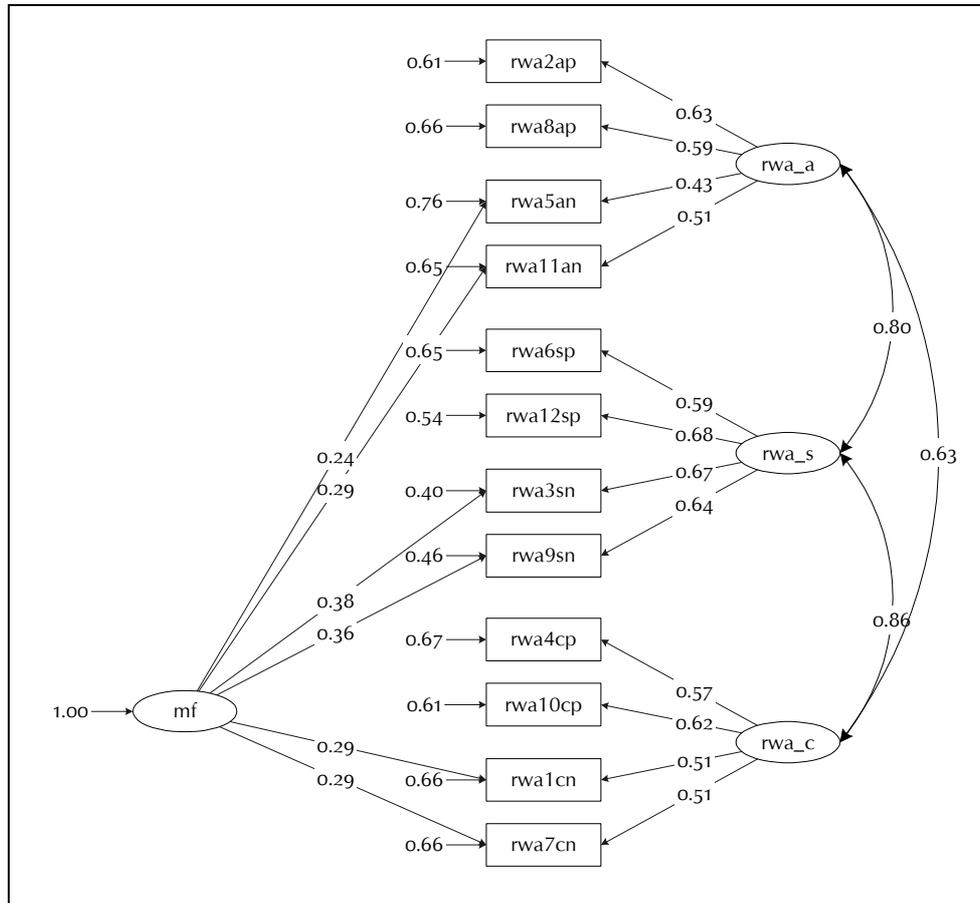


Abbildung 39: Pfaddiagramm Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -äquivalent)

$\chi^2_{SB} = 1581.47$

$df = 61$

$p = 0.000$

GFI = .83

$pGFI = .65$

RMSEA = .13

sRMR = .19

ECVI = 1.11

Hoelters CN = 82.63

IFI/ $\rho^2 = .63$

AIC = 1615.47

CFI = .63

CAIC = 1722.32

Tabelle 51: Anpassungsgüte Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -äquivalent)

8.3.1.12. Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)

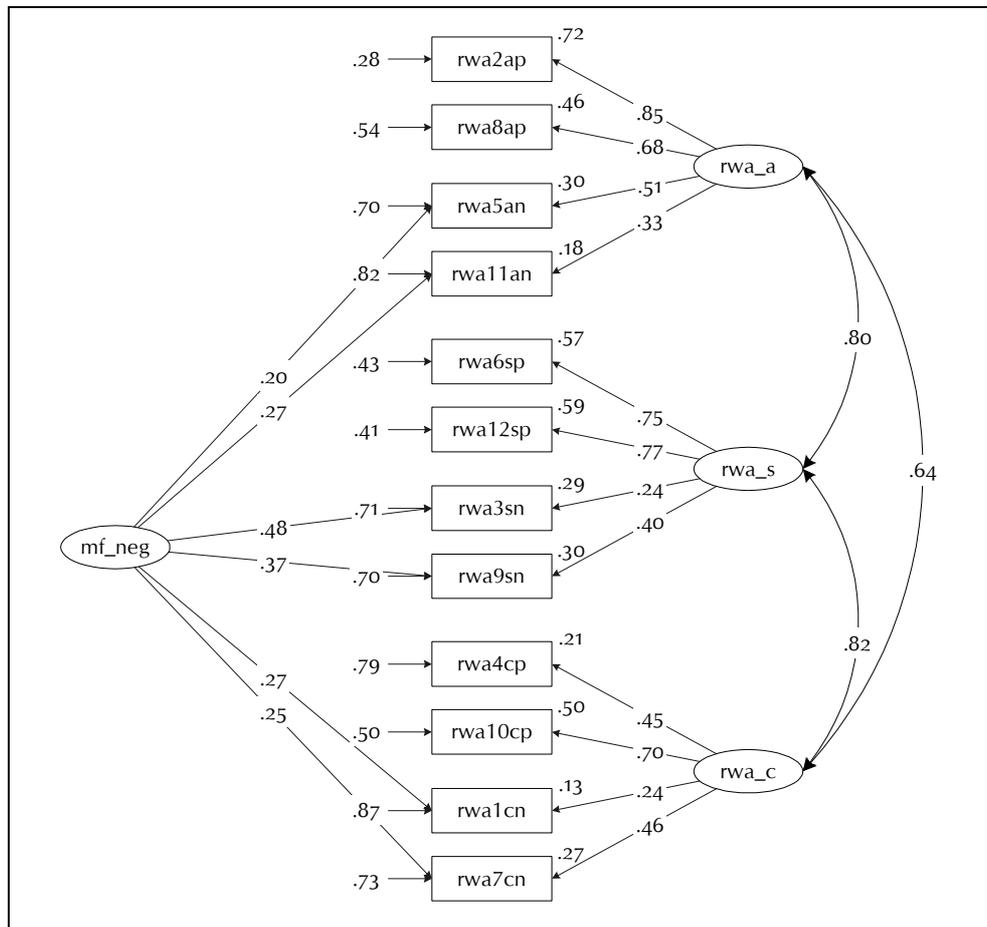


Abbildung 40: Pfaddiagramm Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)

$\chi^2_{SB} = 418.26$

$df = 50$

$p = 0.000$

GFI = .95

$pGFI = .61$

RMSEA = .071

$sRMR = .060$

ECVI = .33

Hoelters CN = 236.63

IFI/ $\rho^2 = .90$

AIC = 474.26

CFI = .90

CAIC = 650.24

† Spezifiziert man statt dessen den »Methodenfaktor« für die positiven Items, so sinkt das χ^2 auf 407.30.

Tabelle 52: Anpassungsgüte Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)

8.3.2. Zusammenfassende Würdigung der Modellanpassung

Die folgenden Abschnitte integrieren die kritische Würdigung der globalen Modellanpassung sowie die Konsequenzen für Ladungsmatrizen und Interkorrelation der latenten Konstrukte. Abschließend werden die Besonderheiten der Methodenfaktoren in den einzelnen Modellen diskutiert.

8.3.2.1. Globale Anpassungsgüte

Alternative oder konkurrierende Modelle lassen sich hinsichtlich ihrer Anpassung auf der deskriptiven Ebene sehr einfach vergleichen. Tabelle 53 weist jeweils die mit den Freiheitsgraden gewichteten χ^2 -Werte aus.¹⁷³

Die empirische Kovarianzstruktur zwischen den 12 Items der RWA^{3D} wird unter den bislang betrachteten Alternativen am besten durch ein Modell beschrieben, das die Items als kongenerische Maße dreier interkorrelierter (inhaltlicher) Faktoren zuzüglich eines »Methodenfaktors« auffaßt.¹⁷⁴ Die besten und schlechtesten Modellanpassungen sind in Tabelle 53 jeweils fett gedruckt¹⁷⁵.

¹⁷³ In Lisrel ist die Satorra-Bentler skalierte χ^2 -Statistik mit C3 bezeichnet. Sie wird hier bei der ML-Schätzung mit Kovarianzmatrix und asymptotischer Kovarianzmatrix angegeben. Die andere χ^2 -Statistik ist das *minimum fit function* χ^2 C1.

¹⁷⁴ Der »Methodenfaktor« ist in allen hier dargestellten Modellen für die negativen Items spezifiziert worden. Da dieser Faktor der *Diskrepanz zwischen* (sic!) den beiden Methoden Rechnung tragen soll, sollte es irrelevant sein, ob der Faktor die negativen oder positiven Items reflektiert. Empirisch ist dies jedoch durchaus von Belang. Im konkreten Fall des hier favorisierten Dreifaktormodells mit Methodenfaktor paßt das Modell besser, wenn der formale Faktor die Besonderheiten der *protraits* widerspiegelt. Allerdings erbrachte dieses Modell erst dann eine Lösung, als ich für die Kovarianzmatrix Φ der drei Faktoren angemessene Startwerte setzte. Andernfalls konvergiert der Schätzalgorithmus zu fatalen »Lösungen«, ohne daß Lisrel dies reklamiert.

¹⁷⁵ Die Modelle mit Gleichheitsrestriktionen wurden in strengen Varianten geschätzt. Die Gleichheit wird hier über alle Konstrukte hinweg gefordert. Eine schwächere Forderung wäre gewesen, lediglich pro Konstrukt die Gleichheit zu verlangen. Die schwachen Varianten liegen auf der Supplements-CD zusätzlich auch als LISREL-Steuerkarten vor.

Anzahl der Faktoren	»Methoden- faktor«	Ladungsmatrix	Schätzmethode		
			Satorra Bentler χ^2/df	ML min. fit function χ^2/df	WLS/ADF min. fit function χ^2/df
Dreifaktormodell	Ja	η -kongenerisch	8.37	9.42	7.94
		η -äquivalent	25.93	26.21	\emptyset
		parallel	33.27	36.30	12.10
	Nein	η -kongenerisch	11.79	12.97	9.23
		η -äquivalent	31.87	27.94	\emptyset
		parallel	34.73	37.12	12.08
Einfaktormodell	Ja	η -kongenerisch	14.18	14.13	9.18
		η -äquivalent	30.67	28.37	\emptyset
		parallel	46.00	41.64	13.77
	Nein	η -kongenerisch	16.77	17.14	10.43
		η -äquivalent	33.04	29.06	\emptyset
		parallel	44.90	41.43	13.81

Tabelle 53: Globaler Fit der a priori Meßmodelle

Die Unterschiede lassen sich jedoch nicht ohne weiteres auf statistische Signifikanz testen, da die Verteilungen der meisten Fit-Indizes unbekannt sind. Bauen die zu vergleichenden Modelle hierarchisch aufeinander auf (*nested*), so lassen sich die Anpassungen mit dem *Likelihood-Ratio(LR)-Test* auf statistische Signifikanz testen (Kaplan, 2000):

$$\Delta\chi^2 = n(F_{ML_1} - F_{ML_2}) \quad [8.1]$$

Üblicherweise wird hier die Differenz¹⁷⁶ der χ^2 -Schätzungen zur Differenz der Freiheitsgrade in Beziehung gesetzt. Ein p -Wert unterhalb des konventionellen α -Fehlerniveaus deutet hier darauf hin, daß das restriktivere Modell signifikant schlechter paßt.¹⁷⁷

Alternativen zum *LR-Test* bestehen im *Wald-Test* und im *Lagrangian-Multiplier-Test*. Im Unterschied zum *LR-Test* muß hier nur eines der zu vergleichenden Modelle geschätzt werden. Der *Wald-Test* prüft, ob zusätzliche Restriktionen ein liberales Modell bedeutsam verschlechtern. In umgekehrter Logik fragt der *Lagrangi-*

¹⁷⁶ Gemeint ist die Differenz jeweils zwischen restringiertem und liberalem Modell.

¹⁷⁷ Unter der Bedingung, daß das liberalere Modell »korrekt« ist.

an-Multiplier-Test, ob Restriktionen aufgegeben werden können. Die drei Verfahren stellen asymptotisch äquivalente Vorgehensweisen dar (Bollen, 1989 S.295).

In Abschnitt 4.3 (S.104ff.) konnte gezeigt werden, daß die 12 Meßmodelle einer komplexen Nestungsstruktur unterliegen. Zwei Modelle stellen jedoch insofern Extrema dar, als sich vom liberalsten Modell alle anderen ableiten lassen und unter das restriktivste Modell keines der anderen geschachtelt ist. Es bleibt aufgrund dieser Struktur die vereinfachte Möglichkeit, alle Modelle hinsichtlich ihrer relativen Anpassungsverschlechterung gegenüber dem liberalsten Modell (Dreifaktor, kongenerisch, mit Methodenfaktor) zu testen. Dies geschieht hier mit einem LR-Test, namentlich dem χ^2 -Differenzen-Test (Tabelle 54).

Ausnahmslos alle Modelle sind signifikant schlechter als das kongenerische Dreifaktormodell mit Methodenfaktor. Dies gilt ebenso für die ML-Schätzung auf Basis der Kovarianzmatrix (linke Spalte) wie auch für die WLS/ADF -Schätzung auf der Grundlage der polychorischen Korrelationsmatrix (rechte Spalte). Da bei letzterer Methode den Itemspezifika stärkeres Gewicht eingeräumt wird, passen diese Modelle besser, sodaß die Modellverschlechterungen durch Restriktionen auch nicht derart dramatisch ausfallen.

Anzahl der Faktoren	»Methodenfaktor«	Ladungsmatrix	$\Delta\chi^2/\Delta df$ Schätzmethode	
			ML ¹⁷⁸	WLS/ADF
Dreifaktormodell	ja	η -kongenerisch	Referenzmodell	
		η -äquivalent	102.56	\emptyset
		parallel	97.38	21.56
	nein	η -kongenerisch	190.59	73.49
		η -äquivalent	105.11	\emptyset
		parallel	97.35	21.07
Einfaktormodell	ja	η -kongenerisch	92.62	29.78
		η -äquivalent	96.05	\emptyset
		parallel	106.08	25.41
	nein	η -kongenerisch	113.72	41.50
		η -äquivalent	94.55	\emptyset
		parallel	103.00	25.08

Tabelle 54: Relativer Fit der a priori Meßmodelle ($\Delta\chi^2$ -Test)

Ignoriert man die Kodierrichtung der Items und wählt als Referenzmodell ein kongenerisches Dreifaktormodell, bleiben dennoch alle fünf darunter geschachtelten Modelle signifikant schlechter (Tabelle 55).

Assuming model Dreifaktor
 η -kongenerisch oMF to be correct:

	<i>df</i>	CMIN	<i>p</i>	NFI Δ_1	IFI Δ_2	RFI ρ_1	TLI ρ_2
Dreifaktor η -äquivalent oMF	11	1070.75	0.00	0.25	0.26	0.23	0.24
Einfaktormodell η -kongenerisch oMF	3	264.30	0.00	0.06	0.06	0.07	0.07
Einfaktor η -äquivalent oMF	14	1227.63	0.00	0.29	0.30	0.25	0.26
Dreifaktor η -parallel oMF	22	2048.47	0.00	0.49	0.49	0.38	0.38
Einfaktor η -parallel oMF	25	2487.51	0.00	0.59	0.60	0.45	0.45

Tabelle 55: $\Delta\chi^2$ -Test mit kongenerischem Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor als Referenz

¹⁷⁸ Zum Modellvergleich wurden die Modelle in AMOS 4.0 spezifiziert, da hier der χ^2 -Differenzentest mit ausgegeben wird. Allerdings sind hier die Modelle mit Gleichheitsrestriktionen zum Erreichen der Nestung in strengen Varianten geschätzt wurden. Die Gleichheit wird hier über alle Konstrukte hinweg gefordert. Eine schwächere Forderung wäre gewesen, lediglich pro Konstrukt die Gleichheit zu verlangen. Die schwachen Varianten liegen zusätzlich auch als LISREL-Steuerkarten vor.

Eine graphische Darstellung der Anpassungsgüte erleichtert die Einschätzung, welche der Modellmodifikationen den größten Gewinn mit sich bringt.

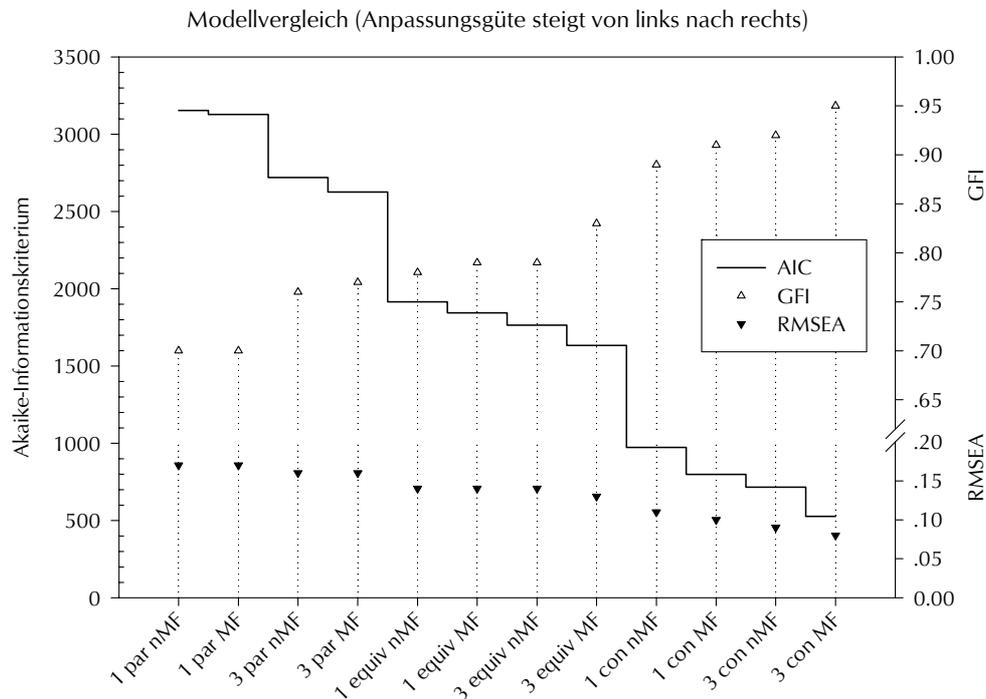


Abbildung 41: Graphischer Modellvergleich

Die Modelle sind in Abbildung 41 nach ihrer Anpassungsgüte geordnet. Der Stufenplot zeigt den wünschenswerten Abfall des Akaike Informationskriteriums vom Baselinemodell hin zu den hier vorgeschlagenen Modifikationen (Akaike, 1987). Die nach oben gerichteten Dreiecke symbolisieren, daß hohe Goodness-of-Fit-Werte (GFI) für eine bessere Modellanpassung sprechen (möglichst $GFI > .90$; vgl. S.193). Hingegen sollte das $RMSEA$ möglichst klein werden (nach unten gerichtete Dreiecke; $RMSEA < .05$; vgl. S.196).

Es wird eine bemerkenswerte Systematik deutlich: die η -kongenerischen Modelle rangieren *blockweise* vor den η -äquivalenten und parallelen Modellen. Darin geschachtelt ist die Modellierung der inhaltlichen Struktur der Items: die hier vorgeschlagenen Dreifaktormodelle passen regelmäßig besser als die Einfaktormodelle.

Erst als drittes Ordnungskriterium wird das Beachten oder Ignorieren der Kodier-
richtung relevant.¹⁷⁹

8.3.2.2. Evaluation der Ladungsmatrizen

Die Evaluation der Mikroebene der Meßmodelle (Ladungsmatrizen und Fehler-
vektor) offenbart Qualität und Schwächen der einzelnen Items. Als problematisch
erweisen sich in allen Modellen die Items rwa_1_cn, rwa_3_sn und rwa_11_an.
Diese Variablen sind sämtlich entgegen der Merkmalsrichtung kodiert und weisen
eine sehr asymmetrische Verteilungsform auf. Diese abträglichen Charakteristika
werden im Modell durch eine geringe Ladung sowie eine hohe Fehlervarianz be-
straft. Der Determinationskoeffizient (s_{MC} , R^2) liegt bei diesen Items teilweise un-
ter .20, beim parallelen Einfaktormodell jeweils bei .23.

8.3.2.3. Interkorrelation der latenten Konstrukte

Die zentrale Argumentation der vorliegenden Arbeit unterstellt eine Dreifaktoren-
struktur. Dabei ist die Kovarianz zwischen diesen latenten Konstrukten nicht
restringiert und damit auch im Mittelpunkt des Interesses. In der Subdiagonalmat-
rix Φ stehen drei Kovarianzen; die Kovarianz zwischen den inhaltlichen Sub-
dimensionen und einem eventuellen strukturellen »Methodenfaktor« ist verwehrt.

Anzahl der Faktoren	»Methoden- faktor«	Ladungsmatrix	Korrelation der Subdimensionen		
			φ_{AS}	φ_{AC}	φ_{SC}
Dreifaktormodell	ja	η -kongenerisch	.80	> .64	< .82
		η -äquivalent	.80	> .63	< .86
		parallel	.79	> .50	< .87
	nein	η -kongenerisch	.80	> .63	< .83
		η -äquivalent	.79	> .61	< .88
		parallel	.80	> .49	< .88

Tabelle 56: Korrelation der Subdimensionen

Die zusammenfassende Inspektion der Korrelation zwischen den drei latenten
Subdimensionen offenbart ein regelmäßiges Muster:

¹⁷⁹ Vor diesem Hintergrund wird es überlegenswert, in den Validierungsstudien die Kodier-
richtung zu ignorieren, da es hier zahlreiche Möglichkeiten gäbe, diese Besonderheit zu modellieren. Da sich diese Mo-
delle Außenstehenden schwer kommunizieren lassen, mag aus Sparsamkeitsgründen auf diese überan-
gepaßten Modelle verzichtet werden.

1. Der korrelative Zusammenhang zwischen Submissivität und Konventionalismus übersteigt in allen Modellen die anderen paarweisen Zusammenhänge. Die geringste Assoziation ist – wiederum in allen Modellen – zwischen Aggressivität und Konventionalismus zu finden.
2. Für die Φ -Matrix ist es praktisch irrelevant, ob ein Methodenfaktor spezifiziert ist oder nicht. Das schafft Interpretationssicherheit für die inhaltlich zu deutenden Subdimensionen.
3. Die Modelle mit liberalisierten Fehlervarianten unterscheiden sich kaum voneinander. Die Restriktion im parallelen Modell berührt nicht die Korrelationen AS und SC, läßt hingegen AC drastisch sinken.

8.3.2.4. Varianz der »Methodenfaktoren«

Die »Methodenfaktoren« klären bei der Verwendung von Polychorischen Korrelationsmatrizen weniger Varianz auf als bei der Schätzung auf der Basis von Kovarianzmatrizen (Tabelle 57).

Anzahl der Faktoren	»Methodenfaktor«	Ladungsmatrix	Datenbasis	
			Kovarianzmatrix	Polychor. Korrelationsmatrix
Dreifaktormodell	ja	η -kongenerisch	.23	.11
		η -äquivalent	.32	\emptyset
		parallel	.27	(-.03)
	nein	η -kongenerisch	/	
		η -äquivalent		
		parallel		
Einfaktormodell	ja	η -kongenerisch	.23	.11
		η -äquivalent	.23	\emptyset
		parallel	.14	(-.04)
	nein	η -kongenerisch	/	
		η -äquivalent		
		parallel		

Tabelle 57: Varianz des Methodenfaktors

Der Einfluß des Methodenfaktors verringert sich in den Paralleltestmodellen; bei Verwendung der Polychorischen Korrelationsmatrix schwindet diese Varianzquelle plausiblerweise völlig.

8.3.2.5. *Zusätzliche Absicherung durch Bootstrapping*

Eine der zentralen Forderungen bei der Analyse von Strukturgleichungsmodellen ist die multivariate Normalverteilung der zu untersuchenden Variablen. Ist diese Annahme verletzt, werden meist die Standardfehler unterschätzt. Ein attraktiver Ausweg zur verlässlicheren Berechnung der Parameter besteht im sogenannten Bootstrapping¹⁸⁰ (Linhart & Zucchini, 1986; Efron & Tibshirani, 1985). Bei diesem Resampling-Verfahren werden aus den empirischen Daten wiederholt Zufallsstichproben (mit Zurücklegen) gezogen, die denselben Umfang wie die Mutterstichprobe haben. Über die so gewonnenen Bootstrap-Stichproben lassen sich die interessierenden Parameter aggregieren und somit auf empirischem Wege ohne weitere Verteilungsannahmen approximativ bestimmen.

Dieser Logik folgend ist es auch möglich, die Schätzung der Anpassungsgüte auf empirischem Wege auf Robustheit zu überprüfen. Beim Vergleich mehrerer Modelle werden die konkurrierenden Modelle an jede Bootstrap-Stichprobe angepaßt. Im nächsten Schritt läßt sich nach jeder Analyse die Diskrepanz zwischen den implizierten Matrizen der jeweiligen Bootstrap-Stichprobe und der Bootstrap-Population¹⁸¹ berechnen. Für jedes alternative Modell werden die Diskrepanzen über alle Bootstrap-Samples aggregiert. Das Modell mit dem niedrigsten Mittelwert wäre zu favorisieren (vgl. Arbuckle & Wothke, 1999; Nevitt & Hancock, 2001; Raykov, 2001; Zucchini, 2000; Chan, Yung, Bentler & Tang, 1998; Bollen & Stine, 1993).

¹⁸⁰ Bootstrapping = sich wie Münchhausen am Stiefelriemen selbst aus dem Sumpf ziehen.

¹⁸¹ Die Population ist beim Bootstrapping die empirische Stichprobe.

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
3_c_mf	484.90	*	485.80	*
	490.13	*	496.88	*****
	495.37	****	507.96	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	500.61	*****	519.05	*****
	505.85	*****	530.13	*****
	511.09	*****	541.21	*****
	516.33	*****	552.30	***
N = 10000	521.57	*****	563.38	*
Mean = 511.8	526.81	*****	574.47	*
S. e. = 0.0946493	532.04	***	585.55	*
	537.28	*	596.63	*
	542.52	*	607.72	*
	547.76	*	618.80	*
	553.00	*	629.88	*
	558.24	*	640.97	*
			M=520.614	
			0.157995	

Tabelle 58: Bootstrapverteilung 3_c_mf

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
1_p_nmf	3151.44	**	3150.65	*
	3156.34	*****	3155.63	*****
	3161.23	*****	3160.61	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	3166.13	*****	3165.59	*****
	3171.02	*****	3170.57	*****
	3175.91	***	3175.55	***
	3180.81	*	3180.52	**
N = 10000	3185.70	*	3185.50	*
Mean = 3163.42	3190.59	*	3190.48	*
S. e. = 0.0634154	3195.49	*	3195.46	*
	3200.38	*	3200.44	*
	3205.28	*	3205.41	*
	3210.17	*	3210.39	*
	3215.06	*	3215.37	*
	3219.96	*	3220.35	*
		M=3164.04		
		0.0691232		

Tabelle 59: Bootstrapverteilung 1_p_nmf

Die Abbildungen auf den Anhangseiten 363-368 dokumentieren wie Tabelle 58 und Tabelle 59 die Ergebnisse des Modellvergleichs durch Bootstrapping. Es wurden in AMOS 4.0 zunächst jeweils 10,000 Bootstrap-Samples aus simulierten multivariat normalverteilten Daten gezogen, die dieselben Mittelwerte, Varianzen und Kovarianzen wie die empirische Stichprobe aufweisen (parametrisches Monte Car-

lo Bootstrapping - Efron & Tibshirani, 1985). Die rechte Tabellenhälfte dokumentiert die Ergebnisse des zweiten Schrittes (nonparametrisches Bootstrapping), bei dem die empirischen Daten selbst die Mutterstichprobe darstellen.

Anzahl der Faktoren	»Methoden- faktor«	Ladungsmatrix	Bootstrap	
			Monte Carlo	nonparametrisch
Dreifaktormodell	ja	η -kongenerisch	511.8	520.6
		η -äquivalent	1628.5	1631.6
		parallel	2631.6	2633.2
	nein	η -kongenerisch	701.6	709.8
		η -äquivalent	1760.4	1762.8
		parallel	2727.2	2728.4
Einfaktormodell	ja	η -kongenerisch	786.5	794.0
		η -äquivalent	1842.0	1844.8
		parallel	3138.4	3139.6
	nein	η -kongenerisch	962.6	969.5
		η -äquivalent	1914.2	1916.3
		parallel	3163.4	3164.0

Tabelle 60: Zusammenfassender Modellvergleich durch Bootstrapping

Der zusammenfassende Modellvergleich auf Basis des Resampling durch die Bootstrap-Methode bestätigt das kongenerische Dreifaktormodell mit Berücksichtigung der Kodierichtung der Items als das beste Modell. Einfaktorielle Modelle mit ignorierten Itembesonderheiten, wie sie die übliche Praxis darstellen, erlauben nur eine sehr schlechte Anpassung an die empirische Datenlage.

Die Absicherung durch Resamplingmethoden führt im vorliegenden Fall des Vergleichs der zwölf Modelle nicht zu wesentlich abweichenden Schlußfolgerungen. Die Rangordnung der Modelle weicht nur an zwei Stellen von der Rangordnung bei einfacher Modellschätzung ab.

8.4. Feinabstimmung des Meßmodells

8.4.1. Modifikationsindizes

Die Inspektion der Modifikationsindizes dient hier ausdrücklich diagnostischen Zwecken. Von einer Ableitung veränderter Auswertungsvorschriften auf dieser Grundlage wird entschieden abgeraten.

Einerseits wird durch Hinzunahme zusätzlicher Pfade das Sparsamkeitsprinzip verletzt, die latenten Konstrukte büßen ihre »Wohldefiniiertheit« ein. Andererseits ist nicht garantiert, daß sich die Veränderungen als tragfähig erweisen, wenn die Modelle an andere Datensätze angepaßt werden.

Folgende Liberalisierungen würden eine bessere Modellanpassung mit sich bringen:

1. Aufgabe der Gleichheitsrestriktion
in der Ladungsmatrix des Methodenfaktors.
2. Aufgabe der Unkorreliertheit des Methodenfaktors
mit den Subdimensionen von Autoritarismus.
3. Aufgabe der Unkorreliertheit der Meßfehler
bei einigen Itempaaren aufgrund semantischer Nähe.

Das kongenerische Anbinden des Methodenfaktors (1) vermindert m.E. dessen Interpretierbarkeit. Der Faktor wurde eingeführt, um den formalen Unterschied zwischen *contraits* und *protraits* abzubilden. Diese Dichotomie läßt *per definitionem* keine weiterführende Abstufung zu.¹⁸²

Die Aufgabe der Unkorreliertheit des »Methodenfaktors« (2) wäre nicht völlig undenkbar (vgl. die Argumentation auf S.113). Die Korrelation dieses formalen Faktors mit den inhaltlichen ist durchaus plausibel. Sie wird empirisch relativ hoch und in theoriekonformem Muster gefunden: .84 mit Konventionalismus, .66 mit Unterordnung und am geringsten mit Aggressivität (.54). Gleichwohl wird Sparsamkeit und Interpretierbarkeit verletzt.

Ebenfalls plausibel – aber nicht sparsam – ist die zugelassene paarweise Fehlerkorrelation zwischen semantisch ähnlichen Items. Prominente Beispiele sind hier die Items *rwa_1_cn* und *rwa_4_cp*, die sich mit religiöser Tradition beschäftigen.¹⁸³

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß die Modifikationsindizes in Richtungen weisen, die vorhersehbar waren und bei der theoretischen Herleitung der Modelle

¹⁸² Denkbar wäre in der Tat auch ein konstruktspezifisches Ladungsmuster. Dies trüge dem Umstand Rechnung, daß in Abhängigkeit von der theoretischen Dimension das »Gegenteil« eine völlig eigenartige Bedeutung hat. Dies ist sehr plausibel, hat jedoch mit der absichtsvoll restriktiven Vorstellung eines rein formalen Faktors nichts gemein.

¹⁸³ Die potentielle Korrelation läge hier bei .22.

bereits in Aussicht gestellt wurden. Der Nutzen läge bei einem Absenken der χ^2 -Statistik deutlich unter 200, was einer Halbierung gleichkommt. Durch die Liberalisierungen gingen etwa zehn Freiheitsgrade verloren. Die Nullhypothese der Punktgleichheit von empirischer und implizierter Kovarianzmatrix bleibt signifikant abgelehnt. Das Zurückweisen der *post hoc* Veränderungen auf Grundlage von Modifikationsindizes bleibt jedoch unberührt.

8.4.2. Polychorische Korrelationsmatrizen

In der zusammenfassenden Ergebnisdarstellung der *a priori* Modelle wurde neben der ML-Schätzung bereits auch die WLS/ADF -Schätzung angegeben. Als Datengrundlage ging hier nicht die Kovarianzmatrix ein, sondern die Polychorische Korrelationsmatrix.

Die Polychorische Korrelation ist eine ML-Schätzung für die Korrelation der zugrundeliegenden latenten Variablen. In Lisrel 8.51 wird die Polychorische Korrelation geschätzt durch Maximierung von

$$\ln L = \sum_{i=1}^{m_1} \sum_{j=1}^{m_2} n_{ij} \log \pi_{ij}(\theta) \quad [8.2]$$

wobei gilt

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(\theta) &= \text{Pr}[z_1 = i, z_2 = j] \\ &= \int_{\tau_{i-1}^{(1)}}^{\tau_i^{(1)}} \int_{\tau_{j-1}^{(2)}}^{\tau_j^{(2)}} \Phi_2(u, v) du dv \end{aligned} \quad [8.3]$$

und

$$\Phi_2(u, v) = \frac{1}{2\pi(1-\rho^2)} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(u^2 - 2\rho uv + v^2)} \quad [8.4]$$

Dabei seien $\tau_1^{(1)}, \tau_2^{(1)}, \dots, \tau_{m_1-1}^{(1)}$ die Schwellen der Variablen z_1^* .

Von praktischer Relevanz ist die Tatsache, daß die Polychorischen Korrelationen *größer* sind als die gewöhnlichen Pearson-Korrelationen. Ein Ausschnitt der beiden Korrelationsmatrizen mag dies illustrieren (Tabelle 61, S.225).

Correlation Matrix		(polychorisch)					
	RWA3SN	RWA9SN	RWA4CP	RWA10CP	RWA1CN	RWA7CN	
RWA3SN	1.000						
RWA9SN	0.366	1.000					
RWA4CP	0.179	0.188	1.000				
RWA10CP	0.265	0.293	0.323	1.000			
RWA1CN	0.218	0.142	0.340	0.169	1.000		
RWA7CN	0.456	0.327	0.269	0.312	0.294	1.000	

Correlation Matrix		(klassisch)					
	RWA3SN	RWA9SN	RWA4CP	RWA10CP	RWA1CN	RWA7CN	
RWA3SN	1.000						
RWA9SN	0.264	1.000					
RWA4CP	0.133	0.156	1.000				
RWA10CP	0.180	0.244	0.293	1.000			
RWA1CN	0.161	0.122	0.317	0.150	1.000		
RWA7CN	0.323	0.281	0.241	0.291	0.278	1.000	

Tabelle 61: Polychorische Korrelationen im Vergleich zu Pearson-Korrelationen

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß die Schätzung auf Grundlage der Polychorischen Korrelationsmatrizen mit WLS zu besseren Modellanpassungen führt. Dies gilt insbesondere für die restriktiveren Modelle. Dabei sei einschränkend davor gewarnt, bei zu kleinen Stichproben WLS zu verwenden. Was hier bei dem gepoolten Datensatz gerechtfertigt war, wäre bei der Auswertung der Teilstudien kontraindiziert. Daher wird in den Validierungsanalysen mit Bedacht darauf verzichtet.

8.5. Alternative Meßmodelle

Im Abschnitt 4.4 (Weitere Elaboration des Meßmodells; S.109 ff.) wurden theoretisch geleitet weitere Modelle vorgeschlagen, die einerseits eine bessere Anpassung an die Datenlage erlauben und andererseits weitere Interpretationsmöglichkeiten eröffnen. Im Folgenden werden einige dieser Modelle einer empirischen Prüfung unterzogen.

8.5.1. Faktor zweiter Ordnung

Abschnitt 4.4.1 diskutiert Vor- und Nachteile von CFA-Modellen mit drei Faktoren erster Ordnung, deren Zusammenhang auf höherem Niveau durch einen Faktor zweiter Ordnung erklärt wird.

Im folgenden werden die Ergebnisse der empirischen Prüfung dokumentiert. Als Datenbasis diente die gepoolte Kovarianzmatrix aus fünf Studien mit 1458 Befrag-

ten ohne fehlende Werte. Zusätzlich wurde die asymptotische Kovarianzmatrix zur Adjustierung der ML-Schätzung hinzugezogen.

Die Anpassung des Modells zweiter Ordnung ist aufgrund der Äquivalenz dieselbe wie der Fit des Modells mit drei korrelierten Faktoren: $\chi^2(51, N=1458)=601.19$, $p=0.000$. Ebenfalls gleich sind folglich die Fehlervarianzen, Ladungen und quadrierten multiplen Korrelationen (Abbildung 42 a und b).

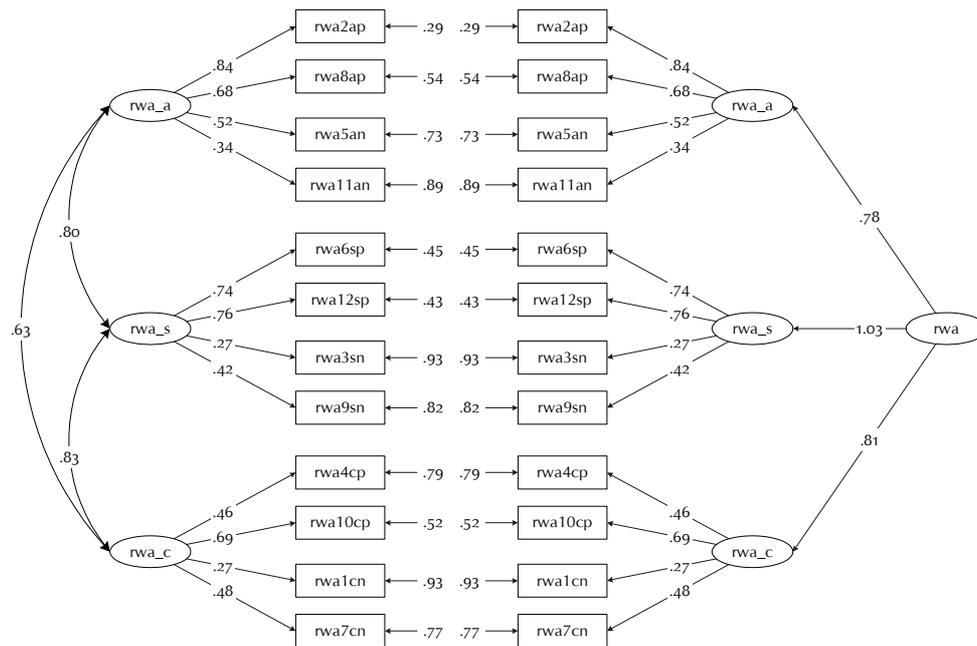


Abbildung 42: Dreifaktormodell ohne (a) und mit (b) Faktor höherer Ordnung

Bemerkens- und erwähnenswert ist eine Auffälligkeit in der Zusammenhangsstruktur zwischen dem Faktor zweiter Ordnung («allgemeiner Autoritarismus») und den Subdimensionen, die auf der ersten Ebene modelliert sind. Die Residualvarianz von Submission wird (unzulässigerweise) leicht negativ geschätzt ($\varphi_{22} = -.06$); folglich wäre es ein angemessener Analyseschritt, diese Fehlervarianz auf Null zu setzen (Pfaddiagramm auf S.227). Dieses Modell paßt nur minimal (obgleich signifikant) schlechter: $\chi^2(51, N=1458)=601.19$ respektive $\chi^2(52, N=1458)=606.31$, also $\Delta\chi^2(1, N=1458)=5.12$, $p=.024$.

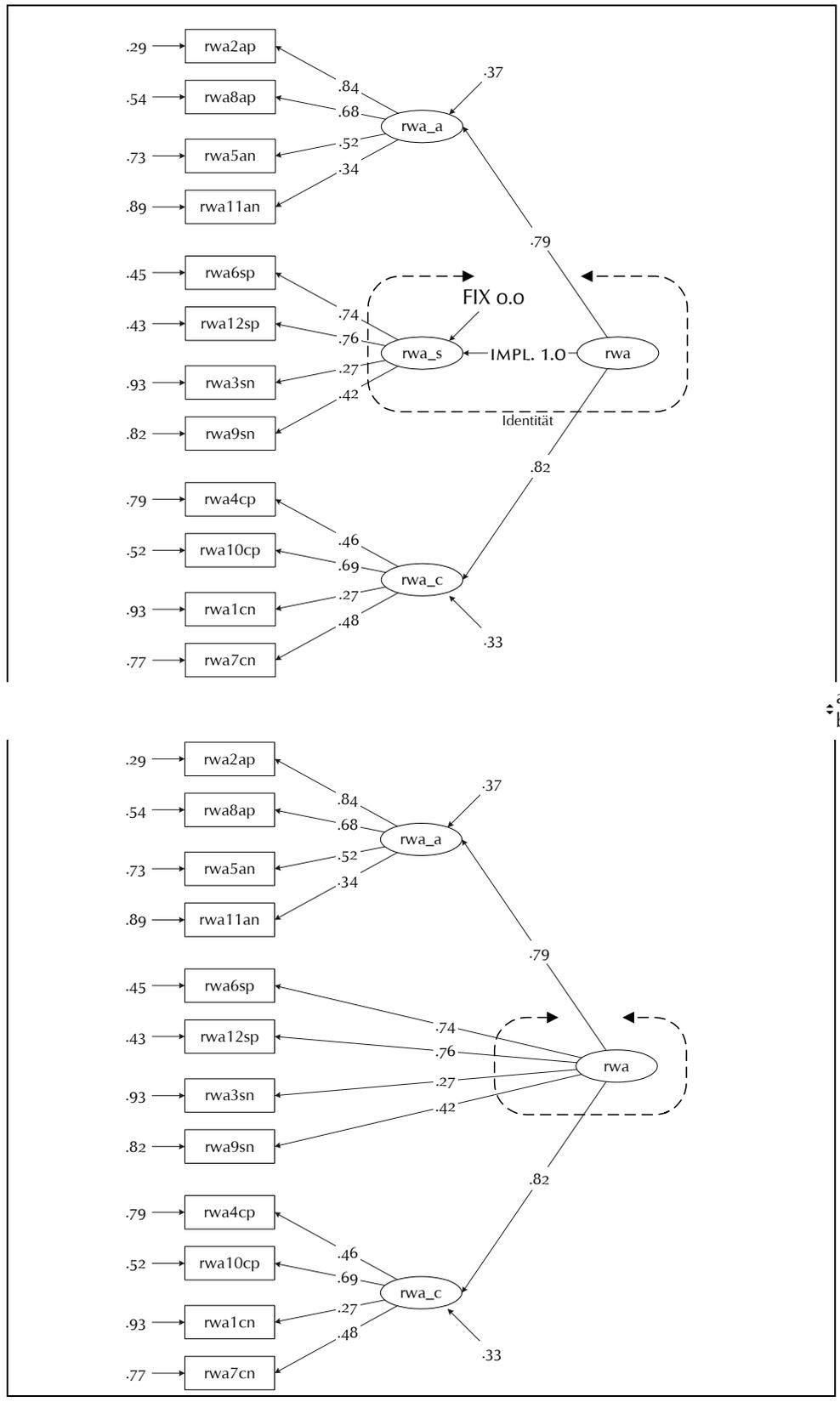


Abbildung 43: Modell höherer Ordnung mit restringierter Residualvarianz (a: ausführlich; b: schlank)

Die alternative Schreibweise des Pfaddiagramms in der Teilabbildung b offenbart eine interessante Interpretationsmöglichkeit: Der Faktor zweiter Ordnung ist praktisch ununterscheidbar von der latenten Variable »Submissivität« auf der ersten Ebene. Damit wird letztere auf der ersten Ebene entbehrlich und bekommt infolgedessen den Charakter eines Generalfaktors, dessen indirekter Einfluß auf die anderen Indikatoren durch zwei Subdimensionen (A und C) mediiert wird.

Diese formale Eigenschaft ließe sich auch inhaltlich diskutieren: es wird die zentrale Bedeutung der Submissivität für das gesamte mehrdimensionale Konstrukt des Autoritarismus deutlich. Man lese das Pfaddiagramm etwa in der Art: »Das wesentliche am Autoritarismus ist die Unterordnung. Aggressivität und Konventionalismus sind weitere Facetten, die *hinzukommen*. Sie bauen jedoch auf Submissivität (auf).«

Etwas behutsamer klingt die Interpretation, daß das Gemeinsame (i.S. einer Korrelation) zwischen Autoritärer Aggressivität und Konventionalismus durch etwas Drittes beschrieben werden kann: durch Submissivität.

Das fragwürdige Übersetzen statistischer Zusammenhänge in theoretischen Sinn wäre in der Tat unzulässig, wenn man die Grenzen der Verallgemeinerbarkeit ignoriert. Im engen Rahmen¹⁸⁴ scheinen die dargestellten Schlüsse jedoch nicht nur plausibel, sondern auch richtig induziert.

Es sei daran erinnert, daß das Finden eines Meßmodells lediglich einen ersten Schritt darstellt, der nur die notwendige Bedingung für komplexere Erklärungszusammenhänge bildet. Vergleicht man nun ein Dreifaktormodell mit dem Modell zweiter Ordnung in Bezug auf die Erklärungsgewalt für abhängige Variablen, so kann leicht ein Mißverständnis entstehen, das hier ausgeräumt werden soll: Die Regressionsgewichte von den Subdimensionen zu potentiellen abhängigen Variablen bleiben *völlig unberührt* davon, ob der Zusammenhang zwischen den Subdimensionen als Korrelation oder als Faktor höherer Ordnung dargestellt ist (vgl. das Beispiel aus der Studie NEO 1 in Abbildung 44 auf S.229).

¹⁸⁴ ... Operationalisierung von Autoritarismus durch die RWA^{3D} mit den bekannten zwölf Items sowie mit den beschriebenen Stichproben.

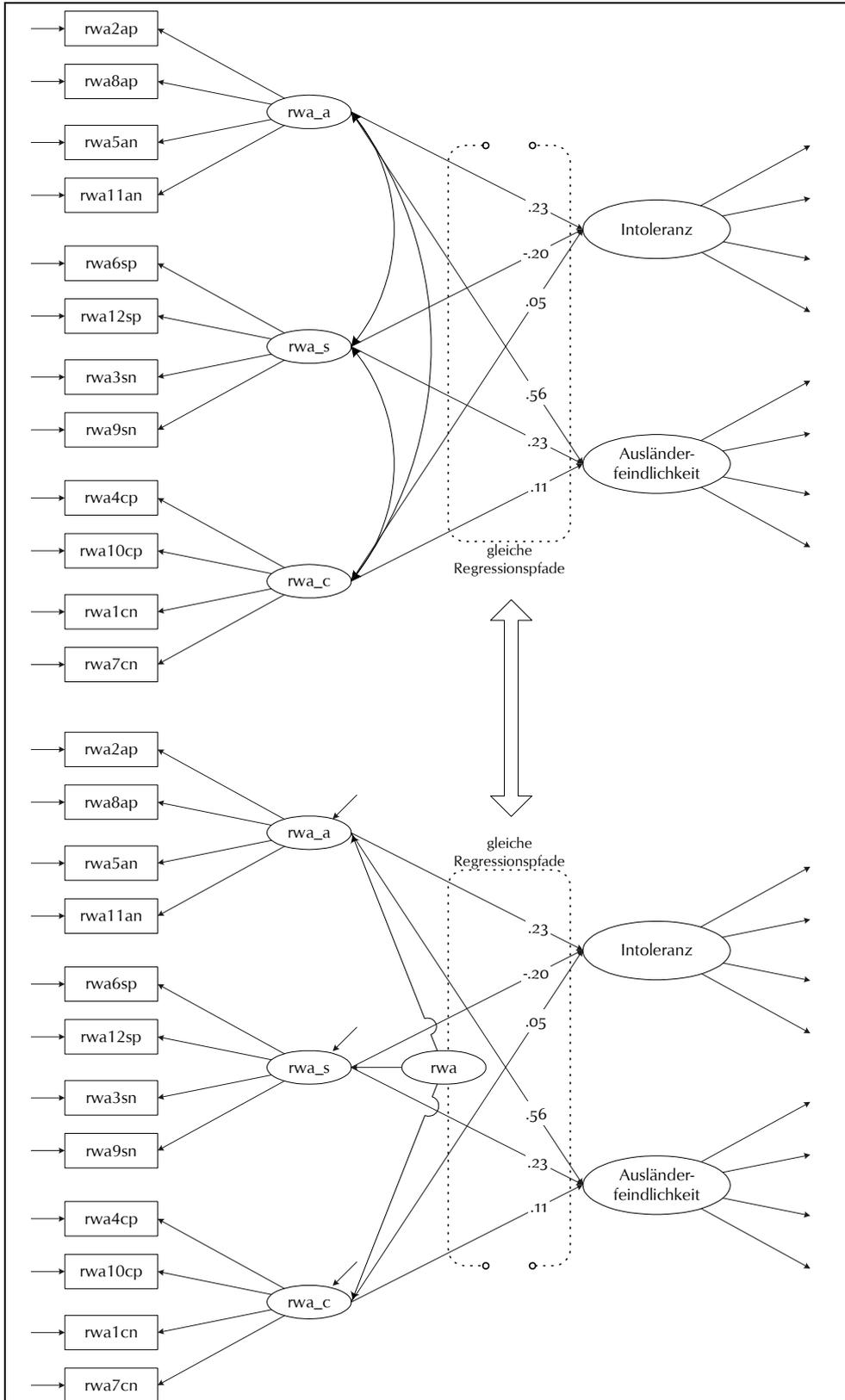


Abbildung 44: Gleiche Regressionsgewichte in Modellen erster und zweiter Ordnung

8.5.2. Generalfaktor

Das Generalfaktormodell ähnelt dem CFA-Modell zweiter Ordnung insofern, als hier Gemeinsames oder Übergeordnetes ebenso modelliert wird wie Spezielles. (vgl. 4.4.2). Das Gemeinsame wird durch einen Generalfaktor modelliert. Darüber hinaus laden jeweils vier Items auf einem Faktor, der ihre inhaltlichen Eigenheiten widerspiegelt.

Wie bereits im theoretischen Teil erwähnt, lassen sich unter bestimmten Bedingungen CFA-Modelle höherer Ordnung in Generalfaktormodelle überführen. Besonders einfach ist dies, wenn die Ladungsmuster jeweils durch Einheitsmatrizen charakterisiert sind. Die folgenden beiden Modelle sind zur Illustration in dieser Weise spezifiziert.

Die Modellanpassung ist in beiden Modellen aufgrund der Äquivalenz gleich, jedoch auf unbefriedigendem Niveau von $\chi^2(62, N=1458)=1676.73$ und einem $RMSEA$ von .134.

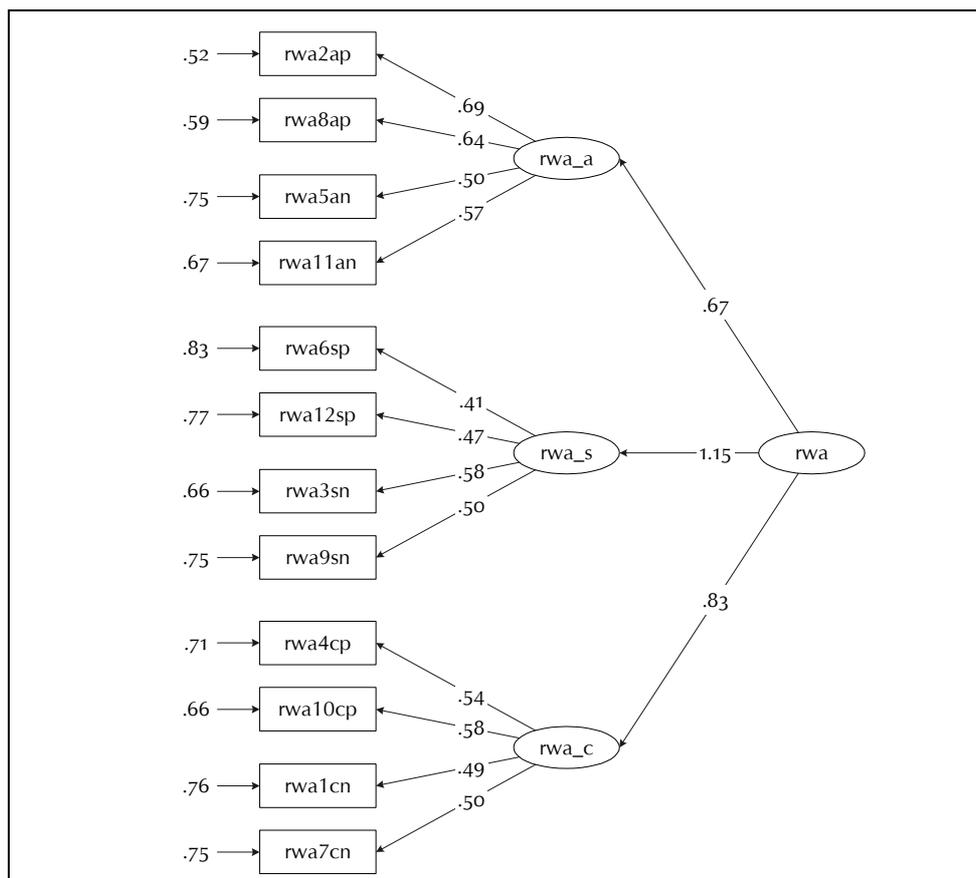


Abbildung 45: Generalfaktormodell und CFA zweiter Ordnung im Vergleich (second order with unity.ls8)

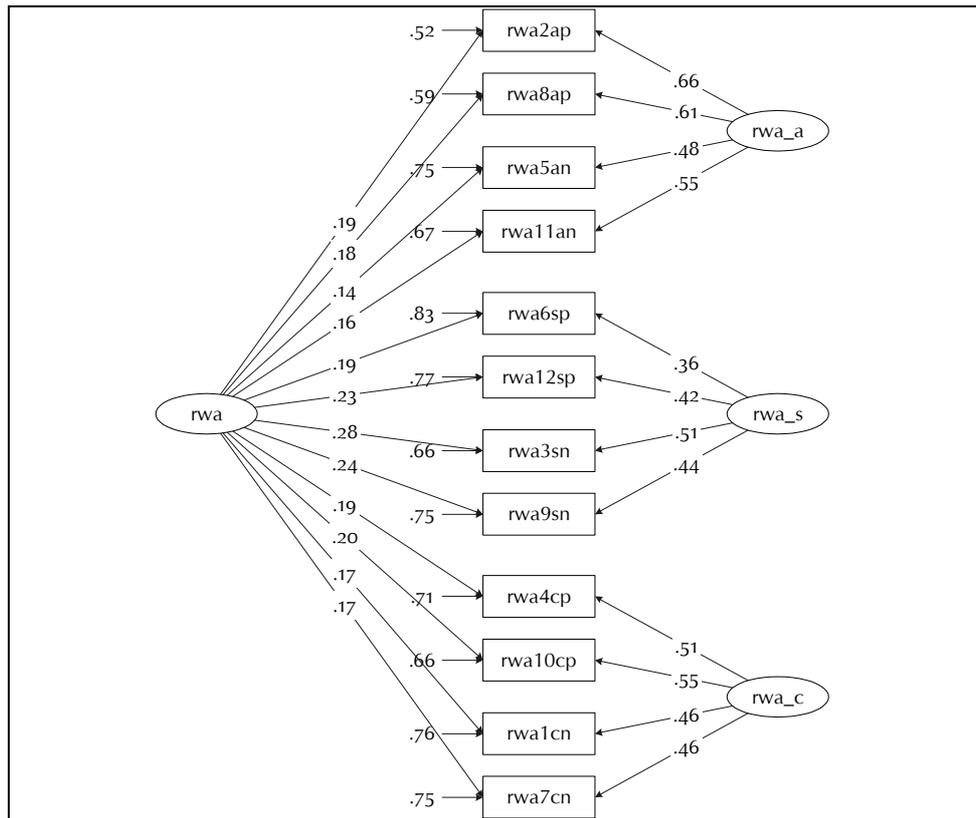


Abbildung 46: Generalfaktormodell und CFA zweiter Ordnung im Vergleich (general factor mit unity.Is8)

Im Fazit bleibt festzustellen, daß die Restriktion aller Ladungen auf 1.0 eine gute Modellanpassung vereitelt. Zugleich bringt jedoch auch die Liberalisierung eine Reihe von Problemen mit sich. Teilweise erwachsen Schätzprobleme, die zu unzulässigen Lösungen führen.

Mein zentrales Gegenargument bezieht sich jedoch auf die Praktikabilität. Diese ist drastisch eingeschränkt, da bei der Überführung der Modelle implizite Restriktionen notwendig sind (vgl. hierzu Schmid-Leiman Dekomposition, Schmid & Leiman, 1957; Rindskopf & Rose, 1988; Mulaik & Quartetti, 1997; Yung et al., 1999). Ich stelle daher den Nutzen eines solchen Prozedere ernsthaft infrage und verzichte auf eine weiterführende Darstellung meiner Analysen in dieser Richtung.

8.5.3. Alternative Ansätze zur Modellierung der Kodierrichtung der Items

In 4.4.3 (S.111ff.) wurden alternative Ansätze zur Modellierung der Kodierrichtung der Items diskutiert. Ausgewählte Modelle werden im Folgenden einer empirischen Prüfung unterzogen. Die Datenbasis wird wiederum durch den gepoolten Datensatz aus 1458 gültigen Fällen gebildet.

8.5.3.1. Methodenfaktor auf den positiv formulierten Items

Dies stellt keinen echten alternativen Ansatz, sondern eher eine Variante des bereits Vorgestellten dar. In Fußnote 174 (S. 213) wurde bereits dargestellt, daß es durchaus von Belang ist, ob der »Methodenfaktor« die *protraits* oder die *contraits* reflektiert.¹⁸⁵

8.5.3.2. Kongenerischer Methodenfaktor

Die Aufgabe der Gleichheitsrestriktion für die Ladungsmatrix des Methodenfaktors erbringt eine statistisch signifikante Verbesserung von $\chi^2(50, N=1458)=407.30$ auf $\chi^2(45, N=1458)=324.87$, also $\Delta\chi^2(5, N=1458)=82.43, p<.00$.

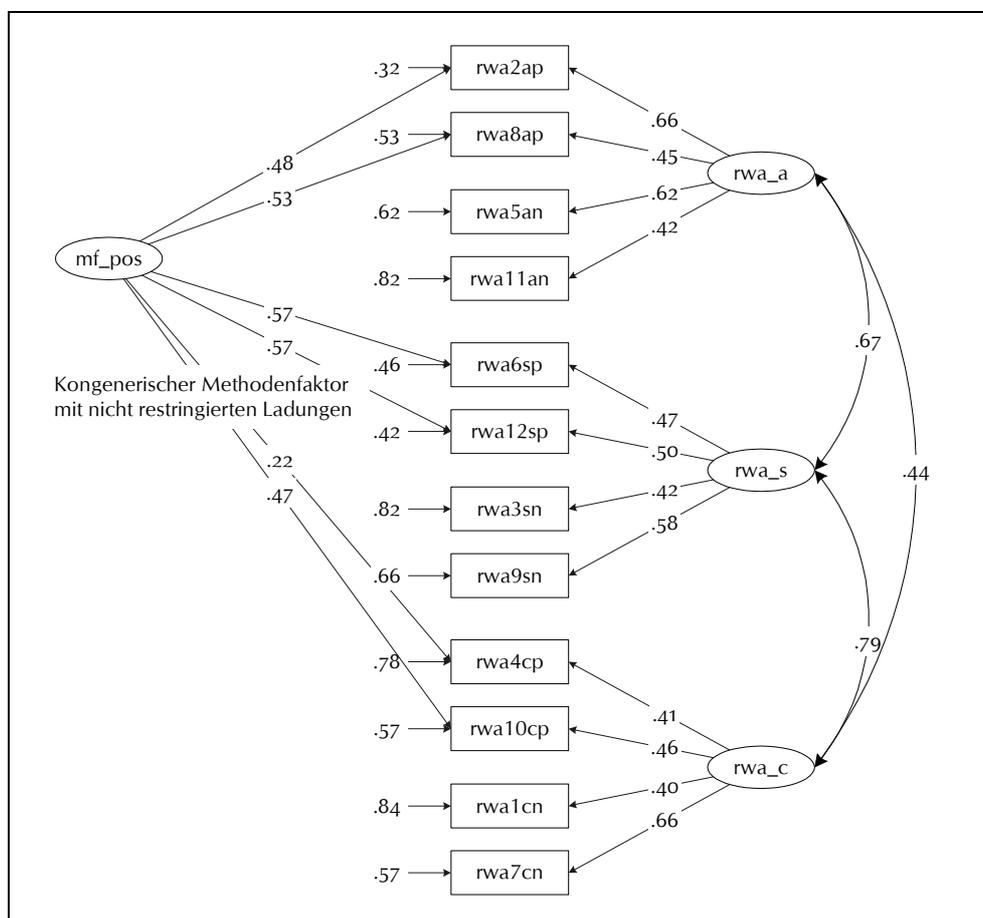


Abbildung 47: Kongenerischer Methodenfaktor (3_c_mf_congeneric.ls8)

¹⁸⁵ Auf der Supplement-CD findet sich die Steuerkarte auch für dieses Modell `..\post hoc anpassung\3_c_mf_pos.ls8` und `..\3_c_mf_pos_error.ls8`

Gleichzeitig bleibt die Skepsis bestehen wegen der eingeschränkten Interpretierbarkeit bestehen. In diesem Fall ist der Methodenfaktor nicht mehr eindimensional (vgl. S.101).

8.5.3.3. Korrelierte Methodenfaktoren

In der Literatur zu MTMM-Designs und Methodenfaktoren werden sowohl unkorrelierte als auch korrelierte Methodenfaktoren diskutiert.

Im vorliegenden Fall nur zweier »Methoden« ist nach den Empfehlungen von Michael Eid (2000) lediglich *ein* Methodenfaktor indiziert, sodaß sich die Frage korrelierter Faktoren erübrigt.

Der Vollständigkeit halber sei auf die Syntax des Modells auf der Supplement-CD verwiesen:

$$\begin{aligned} \dots \backslash 2_MF_nicht_korreliert.ls8 & \quad \chi^2(49, N=1458)=503.69 \\ & \text{und} \\ \dots \backslash 2_MF_korreliert.ls8 & \quad \chi^2(48, N=1458)=246.44. \end{aligned}$$

Es kommt aufgrund der Überspezifizierung zu paradoxen »Lösungen« mit negativ korrelierten inhaltlichen Faktoren (Subdimensionen). Einige Items sind durch leicht negative Ladungen mit ihren latenten Konstrukten assoziiert. Im Falle zugelassener Korrelation zwischen den »Methodenfaktoren« liegt diese bei $\varphi_{45 \text{ stand.}} = .67$. Denkt man dieses Modell zuende, so zeigt sich dennoch ein diagnostischer Wert: Die relativ hohe Korrelation ist eine vorsichtige Annäherung an *einen* Faktor. Wir befinden uns damit auf dem Weg zu einem »Rollentausch« der latenten Variablen. Die als *formal* konzipierten Faktoren »vereinen« einen erheblichen Teil der Varianz der Items; die anfänglich als *inhaltlich* vorgesehenen Faktoren (Subdimensionen) werden dadurch in gewisser Weise degradiert.¹⁸⁶

8.5.3.4. Korrelierte Meßfehlervarianzen – CTCU

Bei den sogenannten CTCU-Modellen wird die Diagonalität der Fehler(ko)varianzmatrizen in systematischer Weise aufgegeben (Marsh & Hocevar, 1988; Marsh,

¹⁸⁶ Bemerkenswerterweise stabilisiert sich die Lösung, wenn man die zwei Methodenfaktoren zur perfekten Korrelation zwingt. Dadurch entsteht ein Generalfaktor, die ehemals inhaltlichen Faktoren beschreiben nun zusätzliche Eigenheiten der einzelnen Subdimensionen. Diese korrelieren nun in sinnvollen Bereichen (um .70). Die bereits als schlecht identifizierten Items haben auf diesen konstruktsspezifischen Faktoren keine signifikante Ladung mehr (vgl. $\dots \backslash super_mf.ls8$)

1989; Marsh & Bailey, 1991). Im vorliegenden Fall zweier »Methoden« lassen sich drei CTCU-Modelle spezifizieren: mit zugelassenen Kovarianzen zwischen jeweils allen *positiv* formulierten (.\ctcu pos.ls8) bzw. allen *negativ* formulierten Items (.\ctcu neg.ls8) sowie der Kombination aus beidem (.\ctcu pos neg.ls8). Das erste Modell paßt schlechter als das zweite: $\chi^2(36, N=1458)=308.51$ resp. 285.57. Beim dritten Modell gibt es Identifikationsprobleme. Dies war nicht unerwartet (Marsh & Bailey, 1991; Marsh, Byrne & Craven, 1992). Fixiert man jedoch eine der Fehlervarianzen auf einen Wert in sinnvoller Größe, so erhält man zumindest eine »Lösung«, die die Fehlersuche ermöglicht.

θ_e	<i>protraits</i>						<i>contraits</i>					
	A		S		C		A		S		C	
	2	8	6	12	4	10	5	11	3	9	1	7
RWA2AP	.73											
RWA8AP	.37	.86										
RWA6SP	.36	.35	.82									
RWA12SP	.35	.33	.40	.82								
RWA4CP	.16	.15	.12	.20	.88							
RWA10CP	.29	.31	.27	.31	.15	.82						
RWA5AN							.29					
RWA11AN							-.16	.74				
RWA3SN							-.14	-.06	.86			
RWA9SN							-.18	-.04	.00	.54		
RWA1CN							-.22	-.06	.02	-.12	.79	
RWA7CN							-.18	-.04	.09	-.12	-.04	.53

Tabelle 62: Fehlerkovarianzmatrix des nicht identifizierten CTCU-Modells

Bemerkenswert ist das Korrelationsmuster zwischen den Meßfehlern. Die Meßfehler der *contraits* sind i.d.R. nicht (!) signifikant miteinander korreliert, die Werte rangieren von 0 in den *negativen* Bereich.

8.5.3.5. Kodierrichtungsspezifische Konstrukte

Bislang wurde die Kodierrichtung der Items in Analogie zur MTMM-Literatur als »Methode« interpretiert. Die Bedenken gegen dieses Vorgehen sind in 4.4.3.4 (S.113ff.) zusammengefaßt. Das Konstruktionsprinzip der RWA^{3D} gestattet jedoch auch die Spezifikation von Faktoren, die das jeweilige Konstrukt kodierrichtungsspezifisch modellieren. Hier liegt mit einfachen Worten die begründete Annahme zugrunde, daß das »Gegenteil« von Autoritärer Submissivität etwas qualita-

tiv Anderes ist, nicht einfach nur die Negation, die durch Umkodieren wieder auszugleichen wäre.

Das Modell mit nunmehr sechs korrelierten Faktoren liegt hinsichtlich der Anpassungsgüte in dem Bereich, der auch bei den bisher diskutierten Modellen gefunden wurde: $\chi^2(39, N=1458)=318.14$. Dieses Modell ist aus mathematischer Sicht attraktiv, da hier die latenten Konstrukte wohldefiniert sind. Hingegen läßt sich für praktische Anwendungen ein solch komplexes Modell schlecht kommunizieren, die *inhaltliche* Interpretation fällt hier sehr schwer. Hinzu kommt, daß sechs latente Konstrukte bei jeweils nur zwei Indikatoren gewiß eine Überfaktorisierung darstellen (.√2 mal 3.1s8).

Davon unberührt bleibt, daß sich dieses Modell wie keines der anderen zu diagnostischen Zwecken eignet. Dies sei an der Korrelationsmatrix der latenten Konstrukte demonstriert:

PHI

	RWA_A_p	RWA_A_n	RWA_S_p	RWA_S_n	RWA_C_p	RWA_C_n
RWA_A_p	1.00					
RWA_A_n	0.81	1.00				
RWA_S_p	0.83	0.52	1.00			
RWA_S_n	0.48	0.56	0.58	1.00		
RWA_C_p	0.76	0.46	0.86	0.62	1.00	
RWA_C_n	0.32	0.27	0.47	0.79	0.71	1.00

Tabelle 63: Implizierte Korrelationen der latenten Konstrukte (Phi)

Hier sollte erwartet werden, daß die monotrait-heteromethod-Koeffizienten (in der Tabelle fett gesetzt) höher sind als die heterotrait-monomethod-Koeffizienten. RWA_A_positiv korreliert mit dem umkodierten RWA_A_negativ theoriekonform hoch ($r=.81$), jedoch in ebensolcher Weise über die Konstrukte hinweg mit RWA_S_positiv ($r=.83$). Noch dramatischer ist die niedrige monotrait-heteromethod-Korrelation bei Konventionalismus ($r=.71$) und erst recht bei Submissivität ($r=.58$).

Eine abgeschwächte Ungleichheits-Forderung wäre, daß über die Konstrukte hinweg die monomethod-Korrelationen die heteromethod-Korrelationen übersteigen.

	RWA_A_p	RWA_A_n	RWA_S_p	RWA_S_n	RWA_C_p	RWA_C_n
RWA_A_p	1.00					
RWA_A_n	max.	1.00				
RWA_S_p	0.83	▶ 0.52	1.00			
RWA_S_n	0.48	◀ 0.56	max.	1.00		
RWA_C_p	0.76	▶ 0.46	0.86	▶ 0.62	1.00	
RWA_C_n	0.32	(◀) 0.27	0.47	◀ 0.79	max.	1.00

Tabelle 64: Implizierte Korrelationen der latenten Konstrukte (Phi) mit erwartetem Gefälle

Diese Größenverhältnisse sind mit einer Ausnahme gegeben: Die monomethod-heterotrait-Korrelation zwischen jeweils negativ formuliertem Konventionalismus und Aggressivität wird mit $r=.27$ unerwartet niedrig geschätzt, wodurch zwei Korrelationen nicht erwartungsgemäß ausfallen.

Der Rückgriff auf 2×3 latente Konstrukte läßt sich ausbauen und übersichtlicher abbilden, indem die Konstrukte jeweils einer Kodierrichtung zu Faktoren zweiter Ordnung zusammengefaßt werden (..a priori Modelle\post hoc\2 mal 3 plus second order.Is8).

Die Anpassungsgüte ist bei der gegebenen Stichprobengröße akzeptabel:

$\chi^2 (47, N=1458)=395.32$, die positiv bzw. negativ formulierten Konstrukte korrelieren auf der zweiten Ebene $r=.79$.

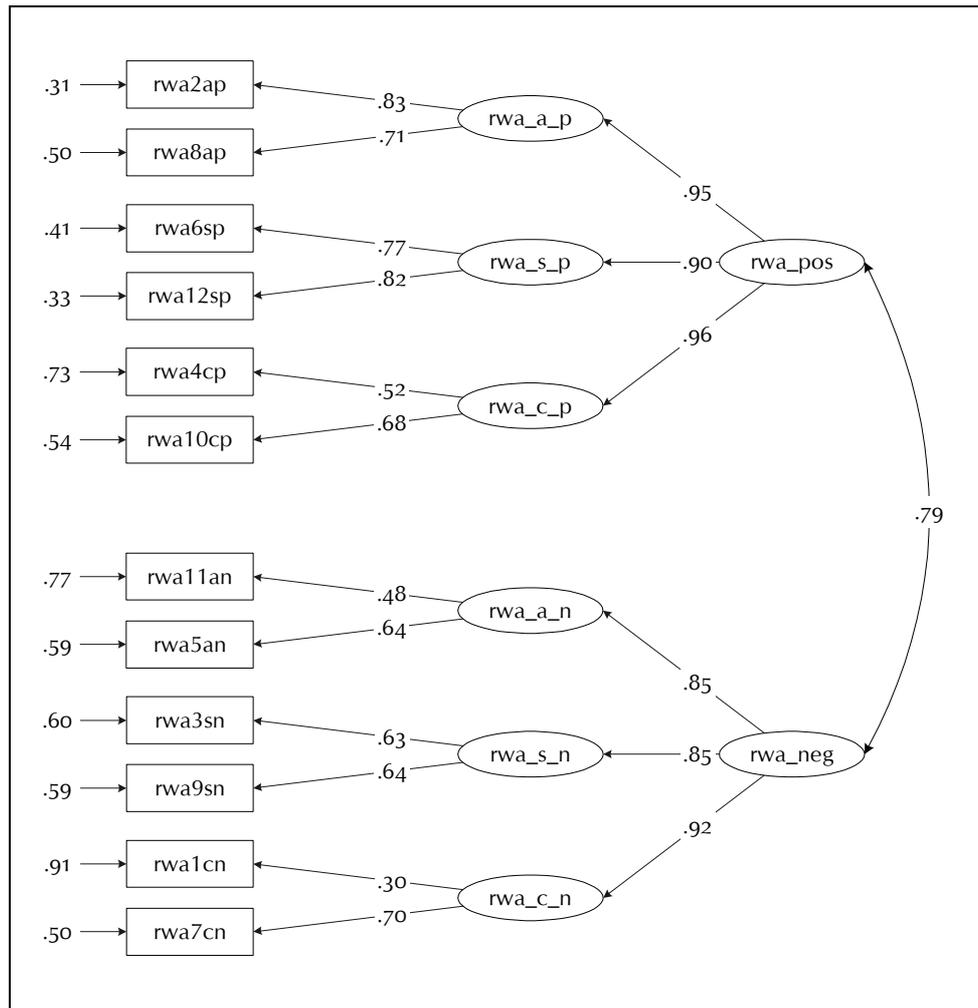


Abbildung 48: Pfaddiagramm (.. \2 mal 3 plus second order.ls8)

Die relativ hohen Regressionsgewichte in der (Γ)-Matrix zwischen den Faktoren erster und zweiter Ordnung offenbaren, daß die diskriminante Validität der bereinigten Subdimensionen relativ gering ist.

8.6. Meßmodelle für die RWA96/98

Anfänglich bestand ein formuliertes Ziel der Arbeit in der Spezifizierung angepaßter Meßmodelle für die problematische RWA in ihrer ursprünglichen Form. Das größte Problem stellen hier die konfundierten Inhalte in den Items dar (*double barreled*).

Ein denkbares Herangehen wäre hier das Zulassen von Doppelladungen, unter Umständen das Einführen von Intervallrestriktionen. Ungleichheitsrestriktionen sind bisher m.W. in keiner SEM-Software implementiert; dies ist bedauerlich, da solche »Größer-als-Aussagen« theoretisch begründbare Hypothesen sind, die sich nun jedoch nicht empirisch testen lassen.

Das entscheidende Problem ist hier indes nicht von technischer, sondern von theoretischer Natur. Der Spezifikation eines Meßmodells muß die zwingende Entscheidung vorausgehen, welche Items zu welchen latenten Konstrukten in welchem Maße eine Beziehung haben. Wie eigene Untersuchungen mit mehreren Ratern hier zeigen konnten, ist der Konsens nicht allzu hoch, was Skepsis gebietet (vgl. 4.5.2, S.118ff.). Noch kritischer dürfte dieses Problem werden, wenn die Skala in anderen Kulturen nach demselben Prozedere evaluiert würde. Hier vermute ich eine mangelhafte Robustheit über Zeit und Kulturen hinweg.

Vor dem Hintergrund dieser Argumente scheint bei gegebenem Ziel die Analyse auf der Basis der RWA^{3D} erfolversprechender.

8.7. Analyse auf Itemebene oder Aggregatebene?

In den bisherigen Analysen wurde immer auf Itemebene gerechnet; die Information jeder einzelnen Variable ging in die Analyse ein. Die Kehrseite dieser hochauflösenden Sichtweise sind sehr komplexe Modelle mit vielen zu schätzenden Parametern und einem ungünstigen Parameter-Stichprobe-Verhältnis (*item-to-subject ratio* vgl. Marsh & Hocevar, 1988; Nunnally, 1978). In der Forschungspraxis (und im übrigen auch im Rahmen von Strukturgleichungsmodellen) ist es daher üblich, mehrere Variablen jeweils zu Aggregaten zusammenzufassen (Mittelwert, Summe). Es werden eine Reihe von Vorteilen solcher *Itemparcels* ins Feld geführt: Itemparcels seien reliabler, hätten symmetrischere Verteilungseigenschaften¹⁸⁷, führten zu robusteren Lösungen, die sich besser replizieren lassen (Cattell & Burdsal, 1975). Das Nutzen von Aggregaten vermindert *per definitionem* den idiosynkratischen Einfluß von Itemformulierungen (Marsh & O' Neill, 1984). Die ins Feld geführ-

¹⁸⁷ Während die Verteilungen einzelner Items häufig einer deutlichen Schiefe unterliegen, ähneln die Verteilungen von Aggregaten eher einer Normalverteilung. Multivariate Normalverteilung ist eine zentrale Forderung zur Durchführung von Schätzverfahren wie Maximum Likelihood.

ten Argumente sind jedoch nicht unwidersprochen geblieben (MacCallum, Widaman, Zhang & Hong, 1999; Marsh, Hau, Balla & Grayson, 1998, zusammenfassend Bandalos & Finney, 2001).

In der bislang in diesem Text dokumentierten Suche nach adäquaten Meßmodellen wurde mit Bedacht auf Itemebene gerechnet, um keine Information zu ignorieren, die in den Daten zur Verfügung steht. Die Argumentation basierte fast ausschließlich auf einer *relativen* Modellevaluation. Es konnte gezeigt werden, daß kongenerische Meßmodelle mit drei korrelierten Faktoren eher angemessen sind als strenge Einfaktormodelle. Einschränkend muß jedoch eingeräumt werden, daß der *exakte* Fit (χ^2 bzw. RMSEA) nicht befriedigt. Teilweise ist dies der großen Teststärke aufgrund der Stichprobengröße geschuldet, die deskriptiven inkrementellen Indizes liegen kommod über den Konventionen (Hu & Bentler, 1999; Marsh et al., 1988).

In den vorzustellenden Validierungsstudien wird auf Stichproben geringeren Umfangs zurückgegriffen. Folglich verschlechtert sich das Parameter-Stichprobe-Verhältnis, sodaß es naheliegend wäre, verschlankte Modelle zu verwenden. Hier kann es jedoch keine optimale Strategie geben; welcher Weg auch gewählt wird, man setzt sich der Kritik aus, daß die Alternative bestimmte Nachteile nicht gehabt hätte. Das Dilemma sei kurz skizziert, bevor eine pragmatische Entscheidung getroffen wird.

8.7.1. Itemparcels

Die Vorteile der Aggregation von Items zu sogenannten Itemparcels liegen auf der Hand und wurden weiter oben bereits angedeutet (S.238, vgl. auch MacCallum et al., 1999; Bandalos & Finney, 2001). Monte-Carlo-Studien von Herbert Marsh und Mitarbeitern lassen hingegen vermuten, daß der vermeintlich bessere Fit von Modellen mit einem kleineren *p/f*-Verhältnis lediglich ein Artefakt des Verhaltens der χ^2 -Statistik sei, was die Autoren (zumindest bei großen Stichproben) für viele Indikatoren pro Faktor plädieren läßt (Marsh et al., 1998).

Ein anderes Problem scheint mir schwerwiegender: Die Aggregation von Items über eine Mittelwertbildung müßte bei dem vorliegenden Forschungsinteresse das Vorwissen über die inhaltlichen und strukturellen Charakteristika der Items berücksichtigen. Das Konstruktionsprinzip der RWA^{3D} würde es zulassen, jeweils

zwei Items zusammenzufassen, ohne auf eine Inhalt/Struktur-Kombination zu verzichten. So ist jede inhaltliche Dimension in jeder Kodierrichtung paarig repräsentiert und könnte folglich zusammengefaßt werden. Dies würde jedoch als notwendige Bedingung voraussetzen, daß die Binnenkorrelation dieser Paare die Korrelationen mit anderen Items übersteigt. In Tabelle 65 sollte jede zweite in der Subdiagonale stehende Korrelation maximal für das jeweilige Item sein.

Correlation Coefficient
Spearman's rho

	2AP	8AP	5AN	11AN	6SP	12SP	3SN	9SN	4CP	10CP	1CN	7CN
RWA2AP	1.00	.56**	.45**	.28**	.53**	.49**	.16**	.28**	.22**	.43**	-.04	.23**
RWA8AP	<u>.56**</u>	1.00	.34**	.18**	.46**	.42**	.15**	.15**	.18**	.39**	-.01	.13**
RWA5AN	.45**	.34**	1.00	.27**	.30**	.22**	.09**	.22**	.04	.20**	-.08**	.14**
RWA11AN	.28**	.18**	<u>.27**</u>	1.00	.22**	.12**	.09**	.22**	.08**	.21**	.03	.18**
RWA6SP	.53**	.46**	.30**	.22**	1.00	.58**	.13**	.31**	.21**	.41**	.03	.22**
RWA12SP	.49**	.42**	.22**	.12**	<u>.58**</u>	1.00	.19**	.31**	.32**	.49**	.12**	.28**
RWA3SN	.16**	.15**	.09**	.09**	.13**	.19**	1.00	.26**	.13**	.20**	.15**	.33**
RWA9SN	.28**	.15**	.22**	.22**	.31**	.31**	<u>.26**</u>	1.00	.15**	.25**	.11**	.27**
RWA4CP	.22**	.18**	.04	.08**	.21**	.32**	.13**	.15**	1.00	.29**	.31**	.23**
RWA10CP	.43**	.39**	.20**	.21**	.41**	.49**	.20**	.25**	<u>.29**</u>	1.00	.13**	.27**
RWA1CN	-.04	-.01	-.08**	.03	.03	.12**	.15**	.11**	.31**	.13**	1.00	.23**
RWA7CN	.23**	.13**	.14**	.18**	.22**	.28**	.33**	.27**	.23**	.27**	<u>.23**</u>	1.00

** Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

Tabelle 65: Korrelationen der RWA³D-Items

Die folgende Tabelle faßt zusammen, ob diese Forderung erfüllt ist. Als problematisch erweisen sich offenbar abermals die negativ formulierten Items sowie die Konventionalismusfragen.

		Binnenkorrelation in potentiellen Parcels ist maximal?
A	positiv	ja
	negativ	nein
S	positiv	ja
	negativ	nein
C	positiv	nein
	negativ	nein

Tabelle 66: Eignung für Parcels aufgrund der Korrelationen der RWA³D-Items

Vor diesem Hintergrund ist kaum zu rechtfertigen, die Parcels auf diesem Wege zusammenzufassen. Dadurch würde der (einsichtige) Zusammenhang mit anderen Items ignoriert und »verschmiert«. Hinzu kommt, daß zwei Items pro Konstrukt keine Skala, auch keine Subskala rechtfertigen.

Alternativ könnte man auf die Berücksichtigung der Kodierrichtung verzichten und könnte demzufolge vier Items aggregieren.

Correlation Coefficient
Spearman's rho

	2AP	8AP	5AN	11AN	6SP	12SP	3SN	9SN	4CP	10CP	1CN	7CN
RWA2AP	1.00	.56**	.45**	.28**	.53**	.49**	.16**	.28**	.22**	.43**	-.04	.23**
RWA8AP	.56**	1.00	.34**	.18**	.46**	.42**	.15**	.15**	.18**	.39**	-.01	.13**
RWA5AN	.45**	.34**	1.00	.27**	.30**	.22**	.09**	.22**	.04	.20**	-.08**	.14**
RWA11AN	.28**	.18**	.27**	1.00	.22**	.12**	.09**	.22**	.08**	.21**	.03	.18**
RWA6SP	.53**	.46**	.30**	.22**	1.00	.58**	.13**	.31**	.21**	.41**	.03	.22**
RWA12SP	.49**	.42**	.22**	.12**	.58**	1.00	.19**	.31**	.32**	.49**	.12**	.28**
RWA3SN	.16**	.15**	.09**	.09**	.13**	.19**	1.00	.26**	.13**	.20**	.15**	.33**
RWA9SN	.28**	.15**	.22**	.22**	.31**	.31**	.26**	1.00	.15**	.25**	.11**	.27**
RWA4CP	.22**	.18**	.04	.08**	.21**	.32**	.13**	.15**	1.00	.29**	.31**	.23**
RWA10CP	.43**	.39**	.20**	.21**	.41**	.49**	.20**	.25**	.29**	1.00	.13**	.27**
RWA1CN	-.04	-.01	-.08**	.03	.03	.12**	.15**	.11**	.31**	.13**	1.00	.23**
RWA7CN	.23**	.13**	.14**	.18**	.22**	.28**	.33**	.27**	.23**	.27**	.23**	1.00

** Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

Tabelle 67: Korrelationen der RWA³D-Items

Die in der Tabelle fett gesetzten Korrelationen verheißen auch hier nicht, daß dies eine sinnvolle Strategie wäre.

8.7.2. Single Indicators

Eine radikale Form von Itemparcels würde in der Verwendung von sog. *single indicators* münden. Damit gäbe man jedoch die wertvolle Idee der Modellierung latenter Variablen auf. In jedem Falle wäre es ein Fehler, die *single indicators* als perfekte Maße in die Strukturgleichung eingehen zu lassen. Vielmehr müssen systematische Restriktionen sowohl auf die Fehlerterme als auch die Ladungen gelegt werden.

Bei der Verwendung von Kovarianzmatrizen gilt

$$1 = SMC + \frac{\theta_{\delta_{ii}}}{Var(x_i)} \quad [8.5]$$

und nach Umstellen

$$\theta_{\delta_{ii}} = Var(x_i)(1 - SMC). \quad [8.6]$$

Die festzusetzende Ladung wird berechnet nach

$$1 = \lambda_{ki}^2 \frac{Var(\xi)}{Var(x)} \quad [8.7]$$

und wiederum nach Umstellen

$$\lambda_{ki} = \sqrt{\frac{\text{Var}(x)}{\text{Var}(\xi)}}, \quad [8.8]$$

was sich bei standardisierter latenter Variable vereinfachen läßt zu

$$\lambda_{ki} = \sqrt{\text{Var}(x)}. \quad [8.9]$$

Bei der Verwendung von Korrelationsmatrizen ist auch die Varianz des *single indicators* 1.0, so daß sich [8.6] vereinfacht zu

$$\theta_{\delta_{ii}} = 1 - SMC \quad [8.10]$$

und

$$\lambda_{ki} = \sqrt{SMC}. \quad [8.11]$$

Als Annäherung für SMC bietet sich eine Reliabilitätsschätzung aus SPSS an, die sich nach der Bildungsvorschrift der *single indicators* ableitet (Split-Half-Reliabilität, Korrelation zweier Items, Cronbach's α).

8.7.3. Tilgen problematischer Items

Eines der Konstruktionsprinzipien der Items verlangte die Auswahl von Aussagen mit unterschiedlichem »Schwierigkeitsgrad«, um die Trennschärfe hinsichtlich Autoritarismus sowohl im niedrigen Bereich als auch bei *hoher* Ausprägung zu gewährleisten. Bei den hier untersuchten Stichproben sind »Hoch-Autoritäre« unterrepräsentiert. Dies hat zur Folge, daß einige Items einen starken Boden- bzw. Deckeneffekt aufweisen, also extrem schiefe Verteilungsformen erkennen lassen, da die Aussagen von fast allen Befragten abgelehnt bzw. bejaht werden. In der Korrelationsmatrix resultiert dies in spärlichen Koeffizienten, da mangelnde Varianz die potentielle Kovarianz mit anderen Variablen einschränkt.

Bei einer exploratorischen ML-Faktoranalyse in Lisrel 8.51 provoziert das extrem schief verteilte Item *rwa_3_sn* unzulässige Parameterschätzungen (Heywood-Case).

Maximum Likelihood Factor Analysis for 5 Factors						
Unrotated Factor Loadings						
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Unique Var
RWA2AP	0.339	1.108	-0.383	0.205	-0.054	0.742
RWA8AP	0.415	1.313	-0.705	-0.378	0.441	0.856
RWA5AN	0.380	1.212	-0.979	0.851	-0.281	4.564
RWA11AN	0.187	0.369	-0.226	0.598	0.039	1.384
RWA6SP	0.279	1.118	0.018	0.072	-0.164	1.030
RWA12SP	0.359	1.097	0.453	-0.165	-0.192	0.324
RWA3SN	1.565	-0.011	-0.001	-0.001	-0.001	0.000
W_A_R_N_I_N_G: A Heywood case occurred						
RWA9SN	0.414	0.341	0.118	0.354	-0.120	0.818
RWA4CP	0.251	0.469	0.412	0.118	0.411	1.260
RWA10CP	0.367	0.763	0.132	0.080	0.163	1.085
RWA1CN	0.327	0.066	0.654	0.200	0.683	1.169
RWA7CN	1.039	0.552	0.474	0.600	0.221	3.105

Tabelle 68: Unzulässige Parameterschätzungen durch Item 3

Dieser Argumentation folgend bietet sich die Alternative an, problematische Items aus den Analysen auszuschließen. Diese Variablen steuern kaum wertvolle Information bei, da sie nicht zwischen den Befragten diskriminieren. In Strukturgleichungsmodellen führt dies zu hohen Fehlervarianzen und geringen Ladungen, mithin zu niedrigen Reliabilitäten. Eine Verfälschung der sonstigen Parameterschätzungen ist sehr wahrscheinlich.

Gegen eine Löschung dieser Items spricht das *post hoc*-Vorgehen, das zuweilen nicht frei von Willkür ist. Hier ist wissenschaftliche Disziplin vonnöten, um nicht die Items zu löschen, die hypothesengerechte Ergebnisse vereiteln. Doch auch wenn hohe forschungsethische Standards eingehalten werden, wird durch das Löschen von Items – zumal bei kurzen Skalen – das Gütekriterium der Konstruktvalidität bzw. Kontentrepräsentativität gefährdet. Mit anderen Worten verzichtet man bei der Auswertung auf die Breite des zu Erfassenden, da bestimmte Aspekte oder Geltungsbereiche nicht mehr in die Analyse eingehen. Der Ausweg aus dem Dilemma ist ein sorgfältiges Abwägen der Vor- und Nachteile; eine eindeutige und immergültige Regel kann hier nicht formuliert werden.

In jedem Falle muß vor bzw. ohne Ansehen der Daten eine Entscheidungsstrategie expliziert werden, nach der die Tilgung erfolgen soll. Im hier vorliegenden Falle wäre denkbar, die Items mit extrem schiefer Verteilungsform, geringer Trennschärfe und geringer Korrelation mit allen anderen Items zu löschen. Angesichts des Konstruktionsprinzips sollte die intendierte Balance nicht über Gebühr verletzt werden. Sollte dies gelingen, wäre eine geringfügige Kürzung der Skala eine der suboptimalen Alternativen, um die Modelle zu verschlanken.

Tabelle 131 S.347 bietet eine Entscheidungsgrundlage anhand der Trennschärfe hinsichtlich der gesamten Skala. Hier muß auch die Trennschärfe innerhalb der theoretischen Subskalen zur Bewertung herangezogen werden. Auch diese Analyse führt zu einer konsistenten Entscheidung (Tabelle 69).

Variable	Itemformulierung in RWA ³ D	Trennschärfe
rwa11an	»Es ist wichtig, die Rechte von Radikalen und Abweichlern in jeder Hinsicht zu wahren.«	0.319
rwa3sn	»Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern unterzuordnen hatten, sollten der Vergangenheit angehören. Der »Platz einer Frau in der Gesellschaft sollte sein, wo immer sie möchte.«	0.291
rwa1cn	»Man sollte seine eigenen Moralvorstellungen über »Gut und Böse« entwickeln und weniger der Bibel oder anderen alten, traditionellen Glaubenssätzen Beachtung schenken.«	0.165

Tabelle 69: Problematische RWA³D-Items

Die Ursachen der minderen Qualität der Items sind hier verschieden. Während die Items 3 und 1 von den Befragten als trivialer »Gemeinplatz« überwiegend bejaht werden, was zum besagten »restriction of range«-Effekt führt, ist die Verteilung der Antworten zum Item 11 nicht zu beanstanden, ganz im Gegenteil (Abbildung 49).

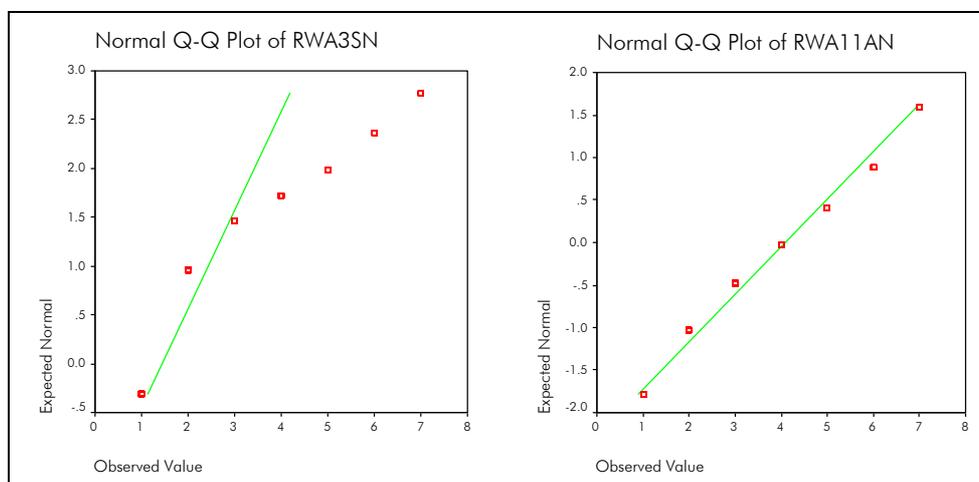


Abbildung 49: Verteilungsformen der problematischen Items 3 und 11

Beim »Radikalen-Item« liegt das Problem an der Semantik, nicht an der Verteilungsform. In einigen der hier vorgestellten Studien mögen Kontexteffekte dazu geführt haben, daß einige Befragte unter »Radikalen« Rechtsextreme verstanden haben, andere hingegen Autonome. Auf struktureller Ebene ist Intoleranz gegenüber Radikalen und vor allem das Absprechen der bürgerlichen Rechte freilich

per se Zeugnis eines zweifelhaften Demokratieverständnisses. Insofern ist gerade dieses Item möglicherweise ein guter [*sic!*] Indikator für Autoritarismus bei Rechten und bei dogmatischen Linken. Im Zusammenhang mit Items zur Ausländerfeindlichkeit könnte die Aussage zur emotionsgeleiteten »reflexartigen« Ablehnung einladen und einige Befragte gleichsam in die autoritäre Falle locken. Dies dürfte wahrscheinlicher sein, wenn die Befragten durch Zeitnot, Ermüdung oder geringe Motivation unkonzentriert sind oder wenn sie ein gesteigertes Motiv haben, (vermeintlich) sozial erwünscht zu antworten. Das Ergebnis in den Daten ist eine moderierte Korrelation des Items mit den anderen Items bzw. der Gesamtskala.¹⁸⁸ Problematisch ist dabei, daß dieser Moderator nicht mit einer der erhobenen Variablen zusammenfällt, sondern ein nicht näher untersuchtes oder untersuchbares latentes Konstrukt ist.

Entschiede man sich für eine Kürzung der Skala, so scheint bei den genannten Vorbehalten die Tilgung der Items 1_cn, 3_sn und 11_an geboten. All diese Items haben nicht zufällig gemein, daß sie entgegen der Merkmalsrichtung formuliert sind. Die inhaltliche Balancierung wäre nicht dramatisch gefährdet, da aus jeder der Subdimensionen je eine Variable gelöscht würde.

Es ließe sich noch radikaler kürzen, indem man auch die drei »schlechtesten« in Merkmalsrichtung formulierten Items löscht. Man erhielte auf diese Weise ebenso sparsame Modelle wie bei der Itemparcel-Bildung, allerdings wäre die Konstruktvalidität m.E. unzulässig eingeschränkt.

8.7.4. Beschränkung auf in Merkmalsrichtung formulierte Items

Eine weitere Variante bestünde in der Beschränkung auf diejenigen Items, die in Merkmalsrichtung formuliert sind (*protraits*). Man erreichte dadurch eine Kürzung um die Hälfte bei bestehen bleibender inhaltlicher Balancierung. Alle Probleme mit der Kodierrichtung, wie sie bisher ausführlich diskutiert wurden, fielen *per definitionem* weg. Zudem sind diese Items klarer in ihrem Gehalt und garantieren eine höhere Konstruktvalidität.

Gegen diese Strategie spricht, daß Zustimmungstendenzen nicht mehr scheidbar wären von tatsächlich hoher Ausprägung von Autoritarismus (vgl. auch S.98ff.,

¹⁸⁸ Diese Moderation führt zur Suppression der Korrelation in der Gesamtstichprobe.

Lentz, 1930; Lentz, 1938; Couch & Keniston, 1961; Messick & Jackson, 1957; Mahler, 1962; Ayidiya & McClendon, 1990; Paulhus, 1991; Billiet & McClendon, 2000).

8.8. Zusammenfassung zur Rekomposition

Die Überlegungen zur optimalen Rekomposition sollten – auf den ersten Blick – in eine definitive Empfehlung münden. Ich habe mich nach langem Abwägen hingegen absichtsvoll dagegen entschieden, da damit eine Endgültigkeit suggeriert würde, die sich weder theoretisch abschließend begründen noch empirisch als robust zeigen ließe.

Zum ersten Teil des Arguments sei gesagt, daß es viele verschiedene Wege gibt, um der Kodierrichtung der Items Rechnung zu tragen. Eine große Reihe wurde in den vorangegangenen Ausführungen *in extenso* vorgestellt. Keiner der Ansätze rechtfertigt seine Qualifikation als der einzig richtige Weg, die Vor- und Nachteile sind jeweils im Einzelfall und in Abhängigkeit der Fragestellung gegeneinander abzuwägen.

Der empirische Teil des Arguments zielt auf den ermutigenden und Gelassenheit spendenden Umstand ab, daß für es für einige zentrale Punkte des Meßmodells nahezu irrelevant ist, welcher Ansatz gewählt wird. Namentlich meine ich damit die Interpretationssicherheit hinsichtlich der Korrelation der drei latenten Konstrukte. Dieses Interkorrelationsmuster bleibt von der Art des »Methodenfaktors« nahezu unberührt (vgl. 8.3.2.3 Interkorrelation der latenten Konstrukte, S.218ff.).

Die theoretischen Argumente und die empirische Unterstützung decken meine forschungspraktische Auffassung, daß es von Wert ist, bei Meßmodellen großen psychometrischen Aufwand zu treiben; für die Anwendung hingegen sollte den »Praktikern« eine einfach vermittelbare Struktur an die Hand gegeben werden.¹⁸⁹

¹⁸⁹ Dieses pragmatische Vorgehen befürworte ich dabei nur angesichts der Tatsache, daß noch keine revidierte Version der RWA^{3D} vorliegt. Sollte in der Zukunft – was im Rahmen dieser Arbeit nicht intendiert war – die Konstruktion einer überdauernden Skala gelingen, so ist auch das Bereitstellen eines anwendungsbereiten Auswertungsprogramms indiziert, in dem der Kodierrichtung in adäquater Weise Rechnung getragen ist.

9. Exemplarische externe Validierung

*»There is nothing so practical
as a good theory.«*

(Kurt Lewin)

9.1. Sinn und Bedeutung des Validierens

Die Einführung besserer Meßmodelle bliebe purer Selbstzweck, richtete sie sich lediglich nach einer besseren Modellanpassung. Der bessere Fit komplexerer Modelle gegenüber restriktiven ist methodisch folgerecht und nahezu trivial. Inhaltliche Bedeutsamkeit hingegen erlangt die Verbesserung lediglich, wenn durch die höhere »Auflösungskraft« der Messung differentialpsychologische Hypothesen geprüft werden können, die vorher nicht möglich waren.

Derartige Hypothesen werden im Folgenden einer Prüfung zugeführt. Im Einzelnen kann erwartet werden, daß die Erklärungskraft einzelner Teildimensionen von Autoritarismus größer ist als die anderer. Dies könnte über sehr viel zu Erklärendes hinweg gelten – so könnte etwa zeigbar sein, daß die entscheidende Dimension von Autoritarismus immer die autoritäre Aggressivität ist, während Konventionalismus (in der heutigen Zeit) sehr an Erklärungswert verloren hat. Die Folge derartiger Erkenntnisse müßte ein Überdenken der Konzeptualisierung von Autoritarismus sein.

Es wäre jedoch auch denkbar, daß für *ein* zu erklärendes Konstrukt eine der Subdimensionen bedeutsam ist, für ein anderes externes Kriterium jedoch eine andere. Diese *differentielle* Erklärungskraft der einzelnen Subdimensionen für mannigfache abhängige Konstrukte würde in der Konsequenz starke Argumente für eine dimensionale Betrachtungsweise von Autoritarismus liefern. Beiden vorgenannten Fragestellungen wird im Abschnitt 9.2 nachgegangen.

Eine implizierte Folge der Differenzierung auf der Konstruktebene ist die Verlagerung des Fokus' auf die Personenebene. Gelänge eine plausible Differenzierung, so müßte in der Konsequenz auch bei verschiedenen Menschen¹⁹⁰ die eine oder andere Subdimension relativ zu den anderen verschieden sein. Dieser Klasse von Fragestellungen wird im Abschnitt 9.2.2 auf den Seiten 249ff. nachgegangen.

9.2. Strategie

9.2.1. Konstruktebene

Im folgenden wird für verschiedene Erklärungszusammenhänge jeweils das klassische Mittelwertsmodell gegen alternative mehrdimensionale Modelle kontrastiert. Als Diagnostikum für die potentielle Überlegenheit hochauflösender Modelle wird hier gewertet, wenn

- a) durch drei Dimensionen mehr Varianz der abhängigen Variable erklärt werden kann als durch den (einen) Skalenmittelwert, wenn
- b) die Regressionsgewichte der einzelnen als Prädiktoren eingeführten Subdimensionen voneinander verschieden sind¹⁹¹,
und wenn schließlich
- c) über verschiedene Erklärungszusammenhänge hinweg
sich die Ordnungsrelation der Regressionsgewichte verändert.

Die Validierung erfolgt hier mit Bedacht nur exemplarisch und nicht umfassend, da bereits das Zeigen der Überlegenheit in einem Fall ausreicht. Ziel der vorliegenden Arbeit ist die *Suche* nach einem neuen Weg, nicht das Ablaufen aller damit möglich werdenden Pfade.

¹⁹⁰ ... oder denselben Menschen in verschiedenen Situationen.

¹⁹¹ Ich habe dies andernorts »inter-dimension-discrepancy« genannt (Funke, 2002).

9.2.2. Personenebene

Die Arbeit unterstellt eine analytische Unterscheidbarkeit der drei Subdimensionen von Autoritarismus. Eine logische Konsequenz dieser Unterscheidung auf der Konstruktebene wäre die prinzipielle Möglichkeit, auch verschiedene »Typen« von Autoritären abzuleiten und zu identifizieren. Falls die Konstrukte in gewissem Maße unabhängig voneinander sind, so sollte es beispielshalber auch eine(n) Autoritär Aggressive(n) geben, die/der nur wenig Tendenz zur Unterordnung zeigt.¹⁹²

Diese Überlegung war geradezu der Ausgangspunkt dieses Forschungsprogramms. Ich habe solche Typen oder Varietäten unterstellt, das Problem verdeutlicht, daß verschiedene Personen dessenungeachtet gleiche RWA-Werte aufweisen können und daraus die Notwendigkeit abgeleitet, die Konstrukte analytisch zu differenzieren.

Auf zwei Einschränkungen lege ich hier ausdrücklichen Wert: Einerseits distanzriere ich mich von der vulgarisierenden Vorstellung statischer Typen. Es geht ausdrücklich um ein Mittel zur besseren Phänomenbeschreibung. Dabei ist völlig unerheblich, ob diese Typen lebenslang und unveränderlich sind oder ob sie nur als Beschreibung einer Person in einer Situation dienen, die wenige Sekunden anhält.¹⁹³

Die zweite Einschränkung bezieht sich auf die dennoch hohe Interkorrelation der Subdimensionen von Autoritarismus. Ich habe zu keinem Zeitpunkt infrage gestellt, daß die drei Dimensionen zusammengehören, wohl aber halte ich graduelle Unterschiede im Niveau dieser oder jener Subdimension für unterscheidbar und deren systematische Untersuchung für lohnend.

9.2.3. Person-Umwelt-Interaktion

Die radikale Lesart der Persönlichkeitspsychologie betont die Stabilität und Verhaltensrelevanz von Persönlichkeitsmerkmalen; gleichzeitig ignoriert die radikale sozialpsychologische Lesart diese Unterschiede und fokussiert die nahezu ausschließliche Situationsabhängigkeit.

¹⁹² Altemeyer unterstellt in seinem Aufsatz über Soziale Dominanzorientierung implizit auch die Existenz verschiedener Typen, indem er ausführt: »[...] the RWA Scale contains items that both submissive and dominant persons could endorse.« (Altemeyer, 1998, S.53).

¹⁹³ Meine Entscheidung für Letzteres ist dabei offenbar.

Beide Hypothesen sind vulgäre Vereinfachungen, die längst überwunden sein sollten; gleichwohl kennzeichnen sie ungeachtet theoretischer und empirischer Arbeiten zu dieser Problematik nach wie vor große Teile der Forschungspraxis.

Walter Mischel und Yuichi Shoda (1995) faßten in ihrem Aufsatz die Kontroverse zur Person-Situation-Interaktion zusammen und versöhnten die Extrempositionen durch den Vorschlag einer gemäßigt konstruktivistischen systemtheoretischen Sichtweise. Das Dilemma besteht im Gegensatz zwischen der intuitiven Überzeugung, die Persönlichkeit müsse mehr oder weniger stabil sein, und dem empirischen Befund, daß das Verhalten von Personen über verschiedene Situationen hinweg alles andere als konsistent ist.

Der Theorie entsprechend wird Persönlichkeit nicht den Situationen gegenübergestellt, sondern vielmehr als System aufgefaßt, das vermittelt, auf welche Weise ein Individuum Informationen auswählt und seine soziale Wirklichkeit konstruiert:

It predicts that the person's behaviors in a domain will change from one situation to another – when the *if* changes, so will the *then* – even if the personality system were to remain entirely unchanged.

(Mischel & Shoda, 1995)

Diese Sichtweise erleichtert keineswegs die Forschung, ist aber der entscheidende theoretische Schlüssel zur Erklärung vieler paradoxer Untersuchungsergebnisse.

Eine saubere theoretische Unterscheidbarkeit der Subdimensionen von Autoritarismus und ein praktikables Instrumentarium zur validen und reliablen Quantifizierung (9.2.1, S.248ff.) sind notwendige Bedingungen für die Beantwortung der Frage nach der Person-Umwelt-Interaktion. Neben der zuverlässigen »Persönlichkeitsdiagnostik« bedarf es aber auch einer Klassifizierung von Situationsklassen nach ihrem Aufforderungscharakter, dieses oder jenes Verhalten zu provozieren oder zu promovieren (vgl. ausführlich dazu Funke, 1999a, S.139ff.). In einem nächsten Schritt können diese Elemente systemtheoretisch aufeinander bezogen werden.

Es ist zu vermuten, daß genau hier das interessanteste Forschungsfeld der Autoritarismusforschung für die nächsten zwei Jahrzehnte liegen dürfte. Der vorliegende Aufsatz hat sich jedoch das Ziel gesetzt, einen Beitrag zur Lösung des ersten Problems zu leisten. Das zweite ist noch weitgehend unberührt, sodaß im Rahmen dieser Arbeit außer dem Plädoyer für derartige experimentelle Forschung auf die em-

pirische Untersuchung des Problems der Person-Situation-Interaktion verzichtet werden muß.

9.3. Beispiel I: Autoritarismus und Fremdenfeindlichkeit

Fremdenfeindlichkeit ist das originäre Anwendungsfeld der Autoritarismusforschung. Zu diesem Zweck wurde diese Forschungstradition in den 1940er Jahren gestiftet. Da die aggressive Abwertung alles Fremden nach wie vor zentrales Ideologeelement der Neuen Rechten ist, qualifiziert sich Autoritarismus hier im Analogieschluß als erklärendes Konstrukt. Die sozialwissenschaftlichen Theorien zur Erklärung von Rechtsextremismus verzichten selten auf diesen Ansatz (vgl. S.32 und S.41 in diesem Aufsatz). Unter den hier vorgestellten eigenen Studien beschäftigten sich »NEO 1« und »Strafvollzug« mit Ausländerfeindlichkeit (6.4, S.156ff. und 6.7, S.164ff.). Im folgenden wird auf »NEO 1« bezuggenommen.¹⁹⁴

Die RWA³D (Gesamtskala) ist stark mit Ausländerfeindlichkeit assoziiert:¹⁹⁵

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	Correlations		
		B	Std. Error	Beta	Zero-order	Partial	Part
1	(Constant)	-.481	.191				
	LL_RE Politische Orientierung	.289	.042	.261	.500	.316	.236
	RWA Right-wing Authoritarianism	.853	.059	.553	.666	.576	.499

a. Dependent Variable: AF Ausländerfeindlichkeit Kurzsкала

Tabelle 70: Regression RWA³D (gesamt) und Ausländerfeindlichkeit

Nimmt man statt der Gesamtskala die Subdimensionen der RWA³D in die Analyse als Prädiktoren auf, steigt der adjustierte Determinationskoeffizient von $R^2=.497$ auf $R^2=.529$. Dieser Zuwachs ist relativ gering; interessant ist jedoch der differentielle Effekt der einzelnen Subdimensionen auf Ausländerfeindlichkeit.

¹⁹⁴ Es sei vorangeschickt, daß ich ungeachtet der dargestellten Analyseschritte nicht unterstelle, Fremdenfeindlichkeit ließe sich allein durch Autoritarismus erklären. Auch jedes andere persönlichkeitspsychologische Konstrukt muß versagen, wenn soziale und ökonomische Gründe ignoriert werden.

¹⁹⁵ Aufgrund der inhaltlichen (und statistischen) Konfundierung der Links-Rechts-Orientierung mit Autoritarismus werden beide mit in die Regression aufgenommen.

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		stand.			Correlations		
		B	Std. Error	Beta	t	Sig.	Zero-order	Partial	Part
1	(Constant)	1.453	.167		8.699	.000			
	LI_RE Politische Orientierung	.554	.046	.500	11.916	.000	.500	.500	.500
	RWA_A Right-wing Authoritarianism aggressiveness								
	RWA_S Right-wing Authoritarianism submissiveness								
	RWA_C Right-wing Authoritarianism conventionalism								
2	(Constant)	-.405	.188		-2.161	.031			
	LI_RE Politische Orientierung	.304	.041	.275	7.431	.000	.500	.340	.247
	RWA_A Right-wing Authoritarianism aggressiveness	.364	.040	.356	9.204	.000	.591	.408	.306
	RWA_S Right-wing Authoritarianism submissiveness	.395	.058	.290	6.789	.000	.579	.313	.226
	RWA_C Right-wing Authoritarianism conventionalism	.060	.047	.050	1.288	.199	.355	.062	.043

^a Dependent Variable: AF Ausländerfeindlichkeit Kurzskala

Tabelle 71: Regression RWA³D (Subskalen) und Ausländerfeindlichkeit

Aggressivität und Unterwürfigkeit zeigen einen mittleren Effekt ($\beta=.36$ resp. $\beta=.29$), der partielle »Einfluß« von Konventionalismus wird jedoch *nicht* statistisch bedeutsam.¹⁹⁶

Dieses Ergebnis bleibt stabil, wenn man das Modell auf latenter Ebene schätzt. Als Schätzmethode kam in diesem Fall Maximum Likelihood zur Anwendung, da die Rohdaten (einschließlich einiger fehlender Werte) als Datenbasis dienten. Hier bietet sich *Full Information Maximum Likelihood* als fortschrittliches Verfahren an (Wothke, 2000; Enders & Bandalos, 2001).

¹⁹⁶ Vernachlässigt man die Links-Rechts-Orientierung als Prädiktor, so sind alle drei Subdimensionen von signifikantem Einfluß, aber auch hier ist der Einfluß von Konventionalismus wesentlich geringer als der der anderen beiden Subdimensionen.

Die Politische Links-Rechts-Orientierung wurde als Kovariate in das Modell aufgenommen, da ihr Zusammenhang sowohl mit Autoritarismus als auch mit Ausländerfeindlichkeit evident ist und empirisch stets gezeigt werden kann (vgl. zu diesem Vorgehen ausführlich Abschnitt 12.2, S.369ff.)¹⁹⁷

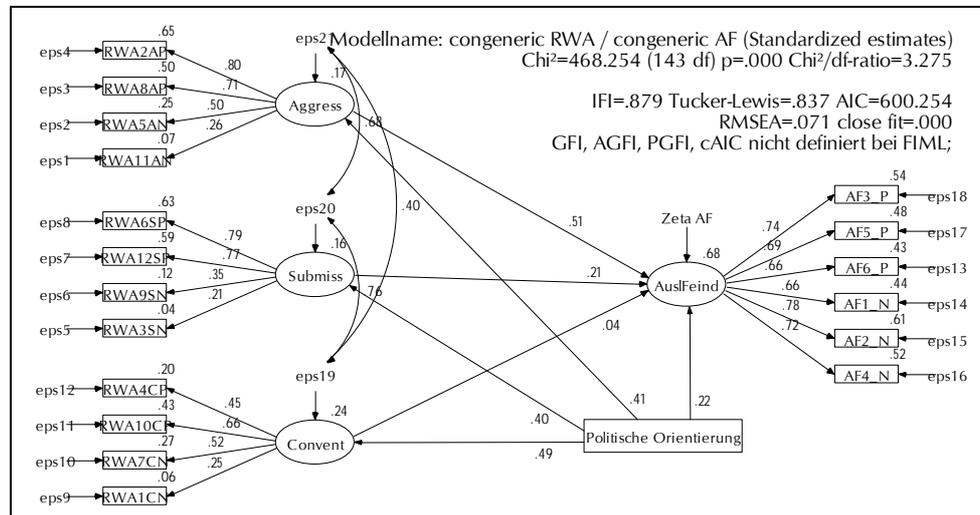


Abbildung 50: RWA³D und Ausländerfeindlichkeit

Die Inspektion des Meßmodells offenbart abermals die Schwächen einzelner Items (insbesondere rwa3_sn, rwa11_an, rwa1_cn mit R^2 unter 0.1). Dennoch sollten sie nicht aus dem Modell getilgt werden (vgl. hierzu die Bemerkungen in 8.7.3 auf S. 242 und Marsh et al., 1998).

Neben dem hier dargestellten liberalen Modell mit kongenerischen Indikatoren in allen Sub-Meßmodellen wurden drei strengere Varianten geschätzt, bei dem Autoritarismus, Ausländerfeindlichkeit oder beide Konstrukte jeweils als Paralleltests unterstellt wurden. Erwartungsgemäß lassen sich diese Modelle signifikant schlechter an die Daten anpassen (Tabelle 55).

¹⁹⁷ Darüberhinaus wurde diese Variable auch in den vorstehenden *manifesten* Analysen berücksichtigt.

Assuming model
congeneric RWA / congeneric AF to be correct:

	<i>df</i>	CMIN	ρ	NFI Δ_1	IFI Δ_2	RFI ρ_1	TLI ρ_2
parallel RWA / congeneric AF	18	534.941	.000	.189	.199	.198	.213
parallel RWA / parallel AF	28	678.570	.000	.240	.252	.230	.247
congeneric RWA / parallel AF	10	143.378	.000	.051	.053	.048	.052

Tabelle 72: $\Delta\chi^2$ -Test RWA^{3D} und Ausländerfeindlichkeit

Eine weitere Verbesserung der Anpassungsgüte gelingt durch Zulassen der Kovarianz zwischen allen negativ formulierten Items (i.S. eines CTCU-Modells, vgl. 4.4.3.3, S. 112). Hierdurch sinkt das $RMSEA$ in den Bereich des *close fit* bei $\chi^2(107, N=455)=270.30$.

Ich halte dieses Vorgehen jedoch für ein unnötiges Aufgeben von Sparsamkeit. In jedem Fall berührt die mögliche Verbesserung der Anpassungsgüte bzw. der bewußte Verzicht darauf nicht das Wesen des hier gefolgerten Schlusses: Der empirisch stets gezeigte Zusammenhang zwischen Autoritarismus und Ausländerfeindlichkeit scheint in erster Linie auf die *aggressive* Komponente von Autoritarismus zurückzuführen sein, die beiden anderen Komponenten treten in den Hintergrund.

9.4. Beispiel II: Autoritarismus und Toleranz gegenüber politischen Gegnern

Zum alltagssprachlichen Bedeutungshof von »autoritär« gehört Intoleranz gegenüber Andersdenkenden. Dieses Wesensmerkmal liegt eher auf der strukturellen Ebene von Autoritarismus und ist vergleichsweise ideologiefremd.

In einer der hier vorgestellten Studien wurde knapp fünfhundert Befragten ein »Inhaltsbereinigtes Maß für Politische Intoleranz« vorgelegt (*Content-controlled Measure of Political Intolerance*, Sullivan et al., 1979; Sullivan, Piereson & Marcus, 1982, Studie »NEO 1«, Abschnitt 6.4.2, S.156ff.):

Bitte sehen Sie sich in der links stehenden Tabelle nochmals an, welcher Partei Sie AM FERNSTEN stehen. Beantworten Sie dann die folgenden Fragen:

Mitglieder(n) dieser Partei ...	stimmt nicht \leftrightarrow stimmt genau						
	-3	-2	-1		1	2	3
... sollte das Recht abgesprochen werden, für Landtag oder Bundestag zu kandidieren.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
... sollte es erlaubt sein, in öffentlichen Schulen zu unterrichten.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
... sollten die bürgerlichen Ehrenrechte entzogen bekommen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
... sollten in dieser Stadt öffentliche Reden halten dürfen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
... sollten durch den Staat (z.B. Verfassungsschutz) abgehört werden.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
... sollten in dieser Stadt Kundgebungen veranstalten dürfen.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Tabelle 73: Content-controlled Measure of Political Intolerance

Die Befragten nutzten die gesamte Breite des Antwortmodells; der Skalenwert ist nahezu normalverteilt. Es ist anzunehmen, daß Intoleranz gegenüber politischen Gegnern mit Autoritarismus positiv korreliert.

Dieser Zusammenhang fällt jedoch erstaunlich gering aus. Die im ersten Regressionsmodell als Prädiktor eingeführte Politische Orientierung bleibt zunächst ohne linearen Einfluß; unter Hinzunahme der RWA^{3D} steigt das Bestimmtheitsmaß signifikant an ($R^2=.035$), die Links-Rechts-Orientierung hat nunmehr einen leicht negativen Einfluß¹⁹⁸, Autoritarismus einen positiven (Tabelle 74 und Tabelle 75).

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics		
					R Square Change	F Change	Sig. F Change
1	.051 ^A	.003	.000	1.36934	.003	1.114	.292
2	.198 ^B	.039	.035	1.34564	.037	16.033	.000

a. Predictors: (Constant), Politische Orientierung

b. Predictors: (Constant), Politische Orientierung, Right-wing Authoritarianism

Tabelle 74: Regression RWA^{3D} (gesamt) und Politische Intoleranz - Modell

¹⁹⁸ Dies ist interessant, denn die Skala Politischer Intoleranz ist »inhaltsbereinigt«, wobei der Inhalt gerade die Politische Orientierung ist. Es wäre daher durchaus plausibel, wenn *kein* korrelativer Zusammenhang gefunden würde. Stattdessen zeigt sich jedoch, daß tendentiell eine demonstrative linke Orientierung mit geringer Toleranz rechter Parteien einhergeht.

		Coefficients ^a							
		Unstandardized Coefficients		stand.		Correlations			
Model		B	Std. Error	Beta	t	Sig.	Zero-order	Partial	Part
1	(Constant)	4.344	.183		23.750	.000			
	Politische Orientierung	-.047	.051	-.045	-.924	.356	-.045	-.045	-.045
	Right-wing Authoritarianism								
2	(Constant)	3.635	.252		14.399	.000			
	Politische Orientierung	-.143	.055	-.137	-2.574	.010	-.045	-.125	-.123
	Right-wing Authoritarianism	.312	.078	.212	4.001	.000	.153	.192	.191

^a. Dependent Variable: Content-controlled Measure of Political Intolerance (Sullivan et al., 1982)

Tabelle 75: Regression RWA³D (gesamt) und Politische Intoleranz - Parameter

Die Aufnahme der einzelnen Subdimensionen in die Regression offenbart abermals deren *differentielle* Kriteriumsvalidität: der Zusammenhang der Gesamtskala mit Politischer Intoleranz ist nahezu ausschließlich auf die *aggressive* Facette von Autoritarismus zurückzuführen (Tabelle 76).

		Coefficients ^a							
		Unstandardized Coefficients		stand.		Correlations			
Model		B	Std. Error	Beta	t	Sig.	Zero-order	Partial	Part
1	(Constant)	4.367	.184		23.754	.000			
	Politische Orientierung	-.054	.051	-.051	-1.055	.292	-.051	-.051	-.051
	Right-wing Authoritarianism aggressiveness								
	Right-wing Authoritarianism submissiveness								
	Right-wing Authoritarianism conventionalism								
2	(Constant)	3.608	.249		14.50	.000			
	Politische Orientierung	-.141	.055	-.134	-2.560	.011	-.051	-.124	-.120
	Right-wing Authoritarianism aggressiveness	.278	.053	.289	5.237	.000	.229	.248	.246
	Right-wing Authoritarianism submissiveness	-.067	.078	-.052	-.852	.395	.062	-.042	-.04
	Right-wing Authoritarianism conventionalism	.035	.063	.031	.563	.574	.023	.027	.026

^a. Dependent Variable: Content-controlled Measure of Political Intolerance (Sullivan et al., 1982)

Tabelle 76: Regression RWA³D (Subskalen) und Politische Intoleranz

Dieses Ergebnis verwundert nicht, da die aggressive Komponente die Abwertung »der Anderen« geradezu als definatorisches Element in sich trägt. Als bemerkenswert wird hier lediglich unterstrichen, daß es allein *eine* der Dimensionen ist, die mit dem zu Erklärenden zusammenhängt. Da der Einfluß der anderen beiden

Dimensionen zu vernachlässigen ist, unterschätzt hier die klassische Analyse auf Gesamtskalaniveau potentielle Zusammenhänge.

Die Untersuchung des Zusammenhangs von Politischer Intoleranz mit den Subdimensionen von Autoritarismus auf der Basis von Strukturgleichungsmodellen bringt weitere Erkenntnis. Zunächst bestätigt sich der Verdacht, daß das geringe Bestimmtheitsmaß der durchgeführten Regressionsanalyse gegen eine überdauernde Interpretierbarkeit der Pfade spricht. Das R^2 der Politischen Intoleranz ist mit .047 ausgesprochen niedrig, Autoritäre Aggressivität bleibt der stärkste Prädiktor. Unterwürfigkeit hingegen ist bei der latenten Modellierung im Gegensatz zur manifesten Analyse negativ mit der Politischen Intoleranz assoziiert.

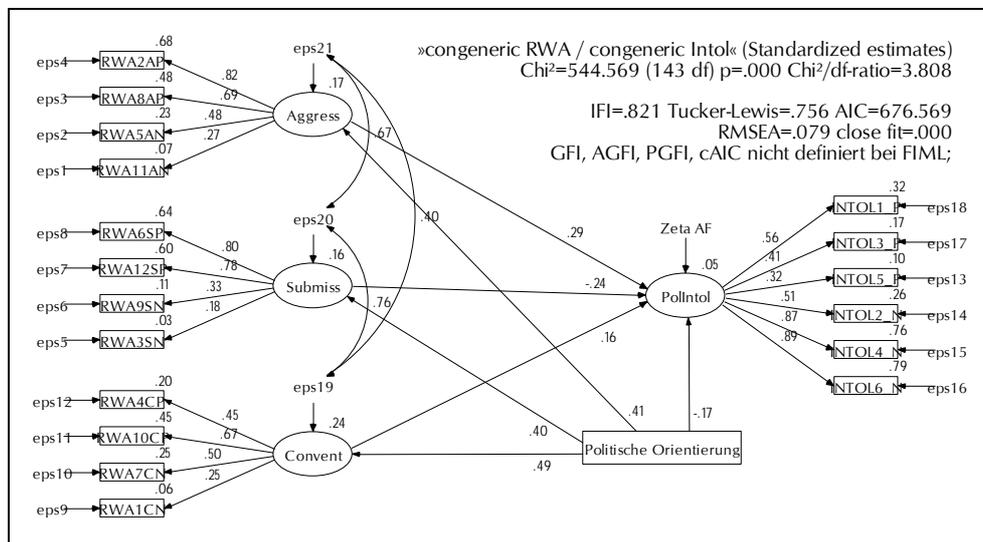


Abbildung 51: RWA³D und Politische Intoleranz

Die Interpretation dieses paradox negativen Parameters hat großen Reiz; es ist jedoch aufgrund der niedrigen Bestimmtheit des Gesamtmodells davor zu warnen, weshalb hier darauf verzichtet wird.

Zur Absicherung der Frage, ob es sich um einen artifiziiellen oder aber robusten – wenn auch schwachen – Zusammenhang handelt, läßt sich die Korrelationsmatrix zwischen den Submissions- und Intoleranzitems inspizieren (Tabelle 77, S. 258). Sie offenbart, daß diese Korrelationen sämtlich nicht signifikant sind. Dieser Umstand stützt die gebotene Vorsicht beim Deuten.

Pearson Correlation		Political Intolerance					Submission		
		INTOL3_P	INTOL5_P	INTOL2_N	INTOL4_N	INTOL6_N	RWA6SP	RWA12SP	RWA3SN
Political Intolerance	INTOL5_P	.317**							
	INTOL2_N	.130**	.090						
	INTOL4_N	.325**	.229**	.478**					
	INTOL6_N	.334**	.304**	.445**	.783**				
Submission	RWA6SP	.118*	.039	-.005	-.006	.016			
	RWA12SP	.118*	.104*	-.041	-.010	-.033	.633**		
	RWA3SN	.023	-.045	-.074	-.081	-.037	.076	.108*	
	RWA9SN	.080	.070	-.034	-.045	.082	.263**	.225**	.234**

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Tabelle 77: Korrelationsmatrix zwischen den Submissions- und Intoleranzitems

Schätzt man das Strukturgleichungsmodell auf *Itemebene*, so ist auch hier das Anpassen von kongenerischen Meßmodellen bei endogenen und exogenen Konstrukten indiziert:

Assuming model
congeneric RWA / congeneric Intol to be correct:

	df	CMIN	ρ	NFI Δ_1	IFI Δ_2	RFI ρ_1	TLI ρ_2
parallel RWA / congeneric Intol	18	530.675	.000	.223	.237	.229	.249
parallel RWA / parallel Intol	28	775.869	.000	.326	.347	.312	.339
congeneric RWA / parallel Intol	10	245.594	.000	.103	.110	.108	.118

Tabelle 78: $\Delta\chi^2$ -Test RWA^{3D} und Politische Intoleranz

Beim vorliegenden Beispiel ist die Zusammenhgangsstruktur generell als eher schwach zu bezeichnen. Als deutliches Ergebnis bleibt dennoch festzuhalten, daß der gesamte Zusammenhang von Autoritarismus und politischer Intoleranz nahezu ausschließlich auf die aggressive Komponente zurückzuführen ist. Dies ist ein augenfälliges Indiz für die differentielle Vorhersagevalidität der einzelnen Subdimensionen.

9.5. Beispiel III: Autoritarismus und Politisches Selbstverständnis

In fast allen hier vorgestellten Studien wurden die Teilnehmer gebeten, ihre Politische Orientierung grob auf einer Skala von 1 »links« bis 7 »rechts« anzugeben. Es bestand auch die Möglichkeit, diese Links-Rechts-Dimension als veraltet abzulehnen. Als weiteres Kriterium zur Beschreibung der Politischen Präferenzen der Befragten wurde die Sonntagsfrage vorgelegt.

Durch diese Kontinuität in der Fragestellung ist es nunmehr möglich, die einzelnen Dimensionen von Autoritarismus zum Politischen Selbstverständnis der Befragten auf breiter Datenbasis in Beziehung zu setzen. Nach Löschung von Datensätzen mit unvollständiger RWA^{3D} gründen sich die folgenden Analysen auf 1836 Personen.

9.5.1. RWA und Links-Rechts-Orientierung

Bob Altemeyer nannte sein Konstrukt mit Bedacht *Right-Wing Authoritarianism*:

You have probably noticed that I use the term *authoritarian* whenever I get tired of writing out *right-wing authoritarian*. Obviously, though, modifying the noun with *right-wing* implies there might be a left-wing authoritarian, and even a flightless, un-winged authoritarian in the middle too.

(Altemeyer, 1988 S. 7)

Vor diesem Hintergrund verwundert es nicht, daß RWA positiv mit der Selbsteinschätzung der Politischen Orientierung korreliert. Altemeyer fand wiederholt unerwartet starke Zusammenhänge zwischen Autoritarismus und (dichotomer) Parteipräferenz in den USA (Republikaner und Demokraten) und Kanada (NDP und Conservatives). Die punktbisierten Korrelationen lagen deutlich über .50, bei einigen Studien gar bei .87 (Altemeyer 1996, S.260-272).

Aus den nordamerikanischen Studien gibt es keine Befunde über den Zusammenhang von RWA mit der (quasi-kontinuierlichen) Links-Rechts-Orientierung, da dies in der dortigen politischen Kultur keine sinnvolle Unterscheidungsdimension ist. In allen hier diskutierten Studien korreliert RWA jedoch augenfällig mit dieser Selbstauskunft über die symbolische Politische Verortung. Die Korrelationen liegen zwischen $r=.44$ und $r=.56$ (Tabelle 79).

Pearson Correlation		Subdimensions			Right-wing Authoritarianism RWA3D
		Right-wing Authoritarianism aggressiveness	Right-wing Authoritarianism submissiveness	Right-wing Authoritarianism conventionalism	
KosovoNet1	Politische Orientierung	.431**	.277**	.401**	.476**
	Politikinteresse	.a	.a	.a	.a
KosovoNet2	Politische Orientierung	.440**	.359**	.319**	.479**
	Politikinteresse	-.201**	-.166**	-.014	-.166**
NEO1	Politische Orientierung	.302**	.345**	.362**	.437**
	Politikinteresse	-.333**	-.120*	-.013	-.215**
NEO2	Politische Orientierung	.400**	.429**	.464**	.555**
	Politikinteresse	.a	.a	.a	.a
Zukunft	Politische Orientierung	.412**	.378**	.397**	.503**
	Politikinteresse	-.400**	-.175**	.006	-.260**
Terror	Politische Orientierung	.434**	.444**	.449**	.557**
	Politikinteresse	-.311**	-.159**	.069	-.184**

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

a. Cannot be computed because at least one of the variables is constant (Variable was not included in this study).

Tabelle 79: Korrelation von Politischer Orientierung und Interesse mit Autoritarismus

Die Korrelation mit der Gesamtskala übersteigt dabei jeweils die Korrelation mit den Einzelskalen. Hierbei handelt es sich jedoch zumindest teilweise um einen Artefakt: die Gesamtskala hat aufgrund ihrer 12 Items eine höhere Reliabilität als die Subskalen mit nur vier Items. Mit anderen Worten ist der Fehleranteil in den kürzeren Subskalen höher, sodaß die obere Grenze der erreichbaren Korrelation mit einem Validierungskriterium kleiner 1.0 und auch kleiner als bei der Gesamtskala ist. Nach einer Attenuationskorrektur lägen die geschätzten Korrelationen der kürzeren und daher weniger reliablen Subskalen mit Links-Rechts-Orientierung höher (vgl. drei Beispiele in Abbildung 52).

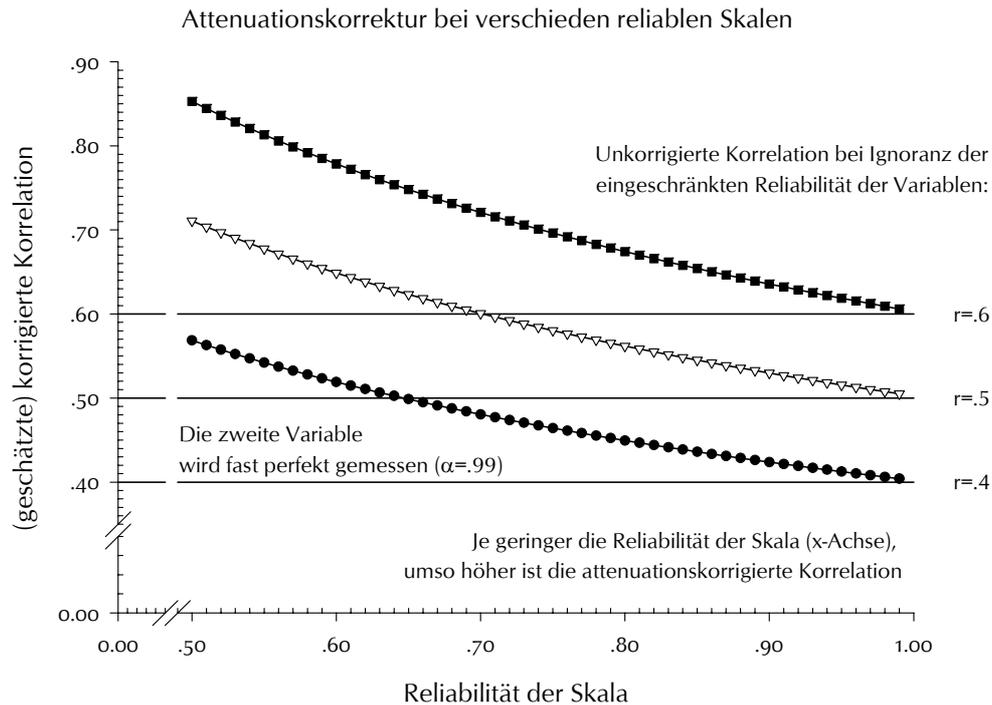


Abbildung 52: Attenuationskorrektur in Abhängigkeit von der Reliabilität der Skala

Die attenuationskorrigierten Korrelationen der Subskalen unterscheiden sich nunmehr kaum noch von der Korrelation der Gesamtskala mit der Politischen Orientierung.¹⁹⁹

Attenuationskorrigierte Korrelationen (alle Studien)

Pearson Correlation				
	Right-wing Authoritarianism aggressiveness	Right-wing Authoritarianism submissiveness	Right-wing Authoritarianism conventionalism	Right-wing Authoritarianism RWA3D
Politische Orientierung	.401 .482**	.387 .488**	.406 .529**	.505 .568**
Politikinteresse	-.363 -.436**	-.204 -.257**	-.035 -.046*	-.268 -.302**

** Attenuationskorrigierte Korrelation (Berechnung mit Statistica 6.0)

* n.s.

Tabelle 80: Attenuationskorrigierte Korrelationen mit Politischer Orientierung und Politikinteresse

Die Attenuationskorrektur bringt zwar zutage, daß die besagten Unterschiede nicht so groß sind, wie sie scheinen. Von nennenswerten differentiellen Effekten der Subskalen kann jedoch kaum gesprochen werden.

¹⁹⁹ Bei diesem Beispiel wird von einer fast perfekten Messung der Politischen Orientierung ausgegangen ($\alpha=.99$).

Dies ändert sich auch nicht, wenn man über Korrelationsanalysen als Auswertungsstrategie hinaus geht. Der Zusammenhang ist augenscheinlich linear; dies gilt im Wesentlichen für alle Subskalen.

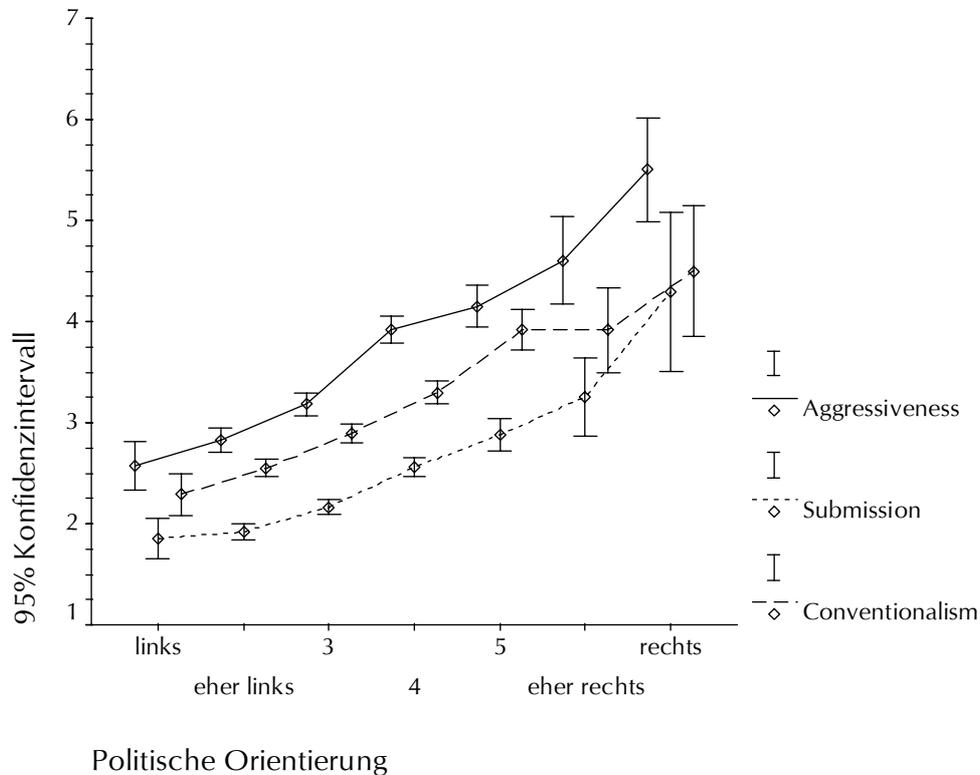


Abbildung 53: Zusammenhang von Politischer Orientierung und Autoritarismus

Auch die Aufnahme quadratischer Terme in die Regression bringt keine dramatisch veränderten Ergebnisse zutage.²⁰⁰

Independent: LI_RE								
Dependent	Mth	Rsq	d. f.	F	Sigf	b0	b1	b2
RWA3D_A	LIN	.161	1635	313.97	.000	1.9162	.4652	
RWA3D_A	QUA	.162	1634	157.44	.000	2.0714	.3582	.0159
RWA3D_S	LIN	.150	1635	289.03	.000	1.3072	.3125	
RWA3D_S	QUA	.158	1634	153.14	.000	1.7396	.0145	.0443
RWA3D_C	LIN	.165	1635	324.01	.000	1.7726	.3903	
RWA3D_C	QUA	.166	1634	162.73	.000	1.9289	.2826	.0160
RWA3D	LIN	.255	1635	559.94	.000	1.6653	.3893	
RWA3D	QUA	.258	1634	283.86	.000	1.9133	.2185	.0254

Tabelle 81: Lineare und quadratische Regression Politische Orientierung × Autoritarismuskdimensionen

²⁰⁰ Die dargestellte Tabelle ist i.e.S. kein direkter Test auf Linearität der Regression.

Etwas anders sieht der Zusammenhang mit politischem Interesse aus. Die Tabellen auf den Seiten 260 und 261 zeigen einen deutlichen differentiellen Effekt der Subskalen: Während die Gesamtskala RWA^{3D} mit dem Interesse für Politik leicht negativ korreliert ($r=-.30$), ist der lineare Zusammenhang mit der Aggressivitätsdimension weit stärker ($r=-.44$), aber mit Konventionalismus gar nicht festzustellen.

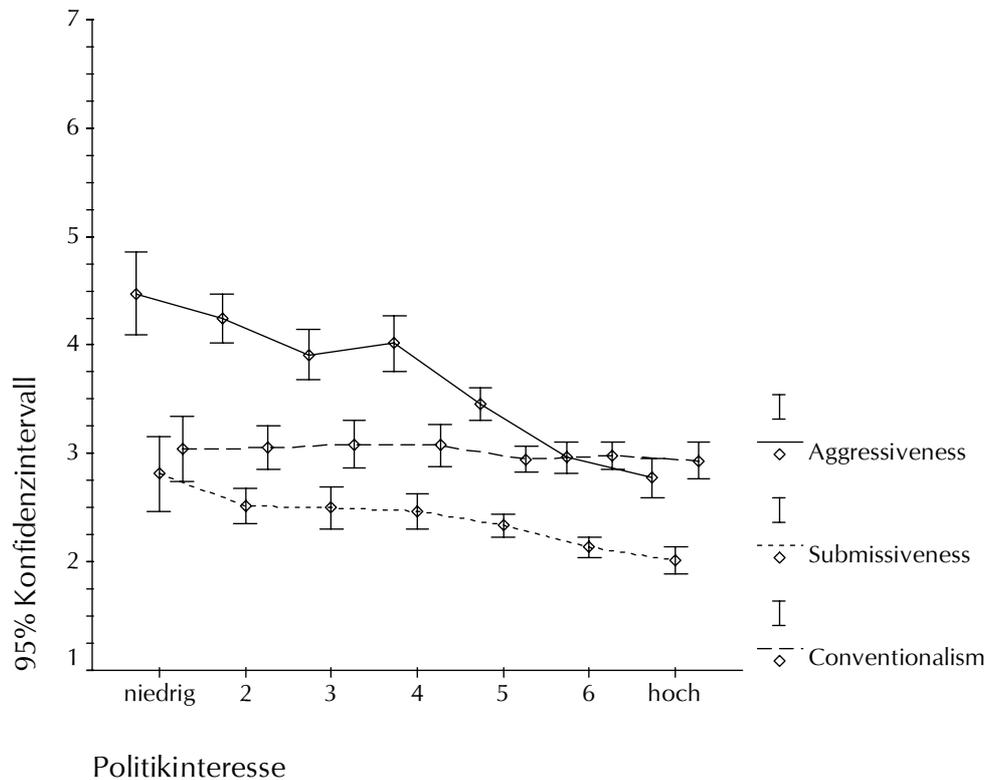


Abbildung 54: Zusammenhang von Politischem Interesse und Autoritarismus

Während der Zusammenhang von Interesse für Politik und Konventionalismus sowie Unterwürfigkeit kaum zu zeigen ist, »sinkt« mit steigendem Interesse die autoritäre Aggressivität. Niedriges bis mittleres²⁰¹ Interesse geht einher mit erhöhter autoritärer Aggressivität. Demonstrativ geäußertes Interesse scheint (zumindest in den hier diskutierten Stichproben) gegen autoritäre Aggressivität zu »immunisieren«.

Es konnte wiederholt gezeigt werden, daß Politisches Interesse und Politische Orientierung in einem kurvilinearen Zusammenhang stehen. An den Extremen des

²⁰¹ Das Ankreuzen von »mittlerem« Interesse dürfte bei einem Teil der Befragten nur eine andere Form von Desinteresse (zum Beantworten der Frage) bedeuten.

Links-Rechts-Kontinuums ist das Politische Interesse am höchsten, während es im Graubereich ein Minimum hat (Sidanius & Ekehammar, 1976; 1977; Sidanius, 1984; 1985). Dies rechtfertigt die Interpretation von Politischem Interesse als Grad der »Elaboriertheit« der Politischen Einstellungen. Die gleichzeitige Betrachtung von Orientierung *und* Interesse bringt eine signifikante Interaktion zutage:

Dependent Variable: Right-wing Authoritarianism RWA3D

Source		df	F	Sig.
Corrected Model		20	29.283	.000
Intercept		1	4673.081	.000
Haupteffekte	Links-Rechts-Orientierung	6	57.079	.000
	Interesse	2	3.721	.024
Interaktion		12	2.107	.014
Error		1248		
Total		1269		
Corrected Total		1268		

Tabelle 82: Interaktion Interesse × Politische Orientierung

Während bei eher rechts Orientierten kein moderierender Einfluß des Politikinteresses zu sehen ist, zeigt sich bei den sich als »links« Bezeichnenden ein diskutierenswerter Effekt (Abbildung 55).

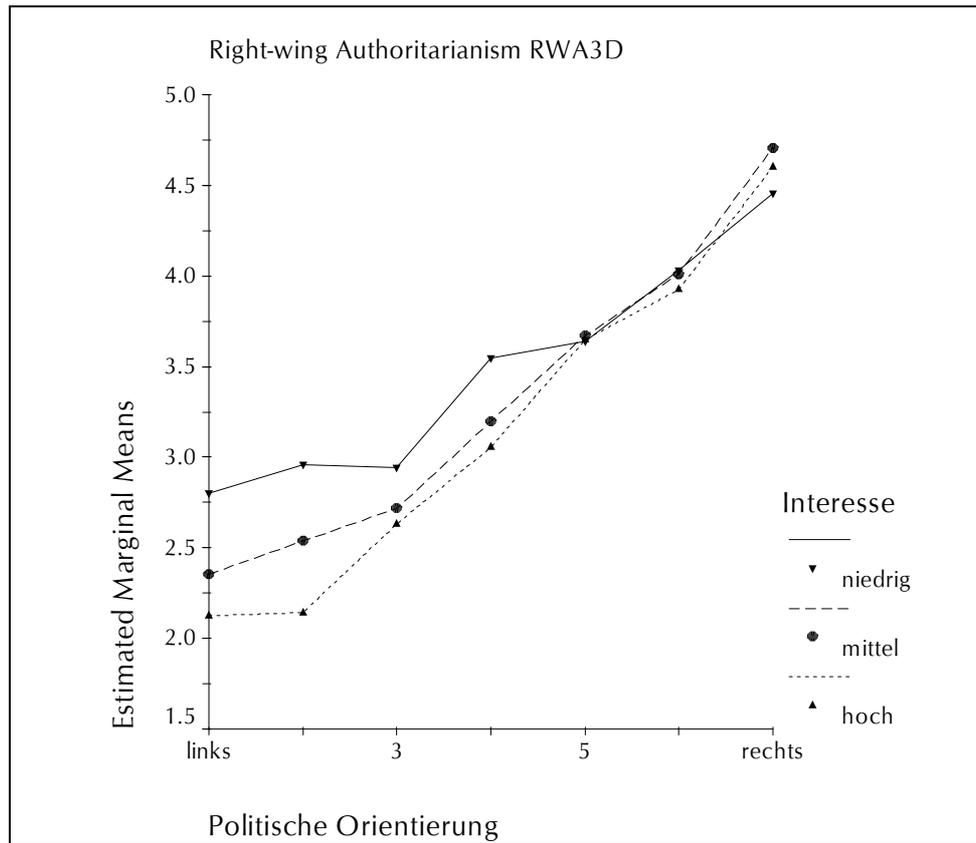


Abbildung 55: Interaktion Interesse × Politische Orientierung

Gering Interessierte haben ungeachtet ihres vor sich hergetragenen linken Selbstverständnisses höhere Autoritarismuswerte. Ihre wenig elaborierten Politischen Einstellungen basieren zu einem gewissen Teil auf unreflektiert übernommenen Meinungen. Dieser Erklärungsansatz ließe sich untermauern, wenn besonders die Unterordnungsdimensionen von Autoritarismus von dieser Interaktion betroffen wären.

Between-Subjects Effect (nur Interaktion)

Source: NINTER * LI_RE

Dependent Variable	df	F	Sig.
Right-wing Authoritarianism aggressiveness	12	.819	.631
Right-wing Authoritarianism submissiveness	12	2.321	.006
Right-wing Authoritarianism conventionalism	12	2.087	.015

Tabelle 83: Interaktion Interesse × Politische Orientierung auf Subdimensionen

In der Tat wird die Interaktion *nicht* signifikant für autoritäre Aggressivität, wohl aber für Submission (Unterordnung unter Autoritäten) als auch für Konventionalismus (Unterordnung unter Konventionen).

Die Implikation für die Politische Bildung ließe sich zusammenfassen mit »Denn sie wissen (nicht), was sie tun.«. Der Autoritarismus von Rechten ist besonders hoch, wenn sie politisch interessiert sind.²⁰² Politisch interessierte Linke sind auch nicht autoritär. Wenn Uninteressierte jedoch ihre linke Orientierung in erster Linie *als Symbol* vor sich hertragen, kann auch ihr Autoritarismus erhöht sein. Dies gilt – erwartungsgemäß – insbesondere für die Subdimensionen, die eine Unterordnungsfacette berühren: Submission und Konventionalismus.

Beide Ergebnisse sind auf ihre jeweilige Art Hinweise auf die Ideologieimmanenz autoritärer Konstruktionen.

9.5.2. Parteipräferenz und Autoritarismus

Das wiederholte Erheben der Parteipräferenz über die Sonntagsfrage gestattet mir, das (potentielle) Wahlverhalten zum Autoritarismus der Befragten in Beziehung zu setzen. Es konnte bereits im letzten Abschnitt gezeigt werden, daß die einzelnen Subdimensionen der RWA^{3D} auf differentielle Weise mit der Links-Rechts-Orientierung zusammenhängen. Ungeachtet der unscharfen Definition von »Links« und »Rechts« scheinen diese Begriffe dennoch auf sozial geteilte Konstruktionen über den (Be)Deutungsgehalt dieser Kategorien zurückzugreifen. Dies zeigt sich auch im Zusammenhang von Parteipräferenz und Politischer Selbstbeschreibung.

²⁰² Überspitzt gesagt handelt es sich hier um die gut informierte, politisch interessierte rechte Kaderelite.

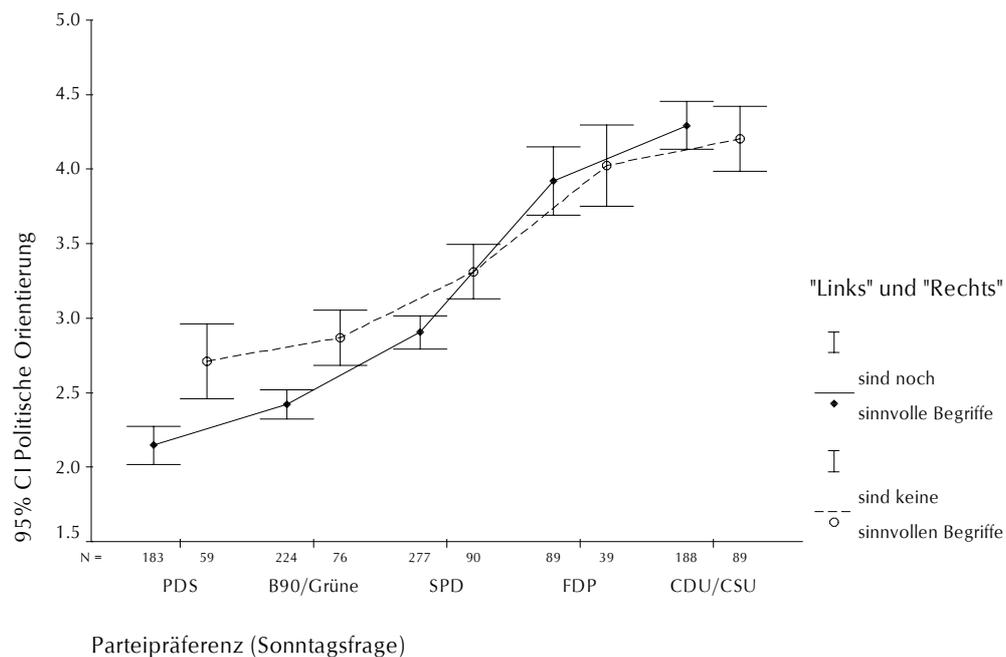


Abbildung 56: Zusammenhang von Parteipräferenz und Politischer Selbstbeschreibung

Erwartungsgemäß gliedern sich besonders – aber nicht nur – diejenigen in das traditionelle Schema, die es auch als gültig akzeptieren. Der gefundene korrelative Zusammenhang zwischen Links-Rechts-Orientierung und RWA^{3D} läßt erwarten, daß sich selbiges Muster auch für die Assoziation von Parteipräferenz und Autoritarismus zeigen läßt.

Folgt man der Argumentation von Extremismustheoretikern (und dem derzeitigen öffentlichen Diskurs in der Bundesrepublik Deutschland), so sollte jedoch zumindest bei der PDS das Muster differenzierter aussehen und einen erhöhten Autoritarismus bei den Anhängern dieser Partei erkennen lassen (Abbildung 57). Dies ist in der Tat der Fall; bei der Interpretation wäre jedoch auch nachvollziehbar, daß sich besonders die Anhänger links-alternativer Bürgerbewegungen²⁰³ demonstrativ durch *niedrigen* Autoritarismus auszeichnen. Auch dies würde den charakteristischen Bruch in der Darstellung erklären.

²⁰³ Gemeint sind hier konkret Bündnis 90/Die Grünen.

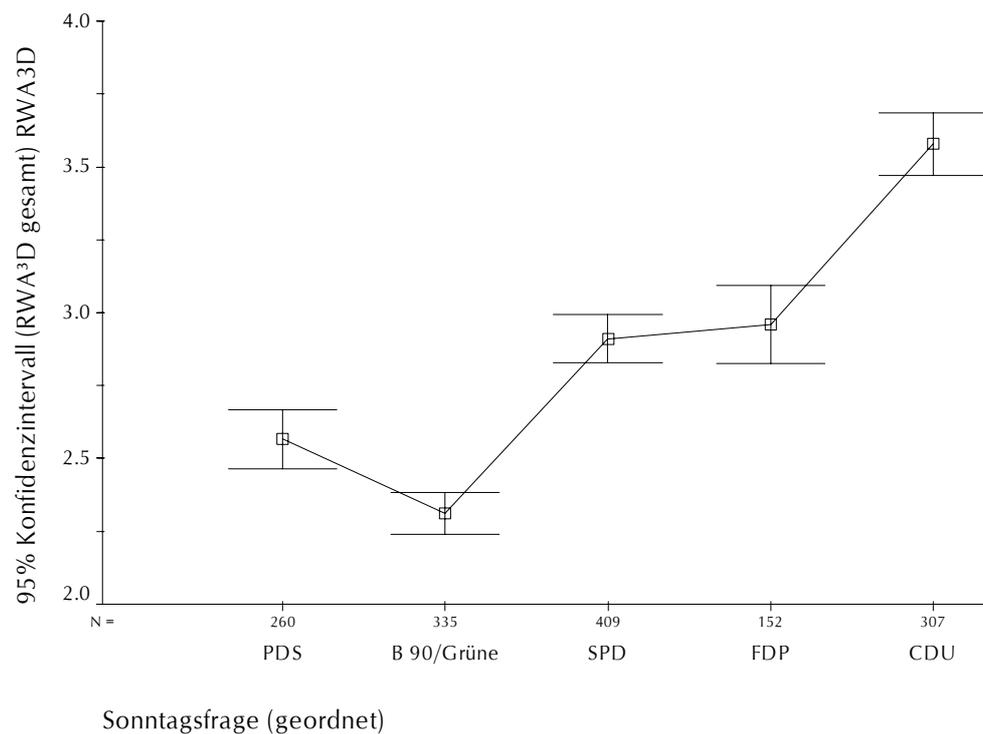
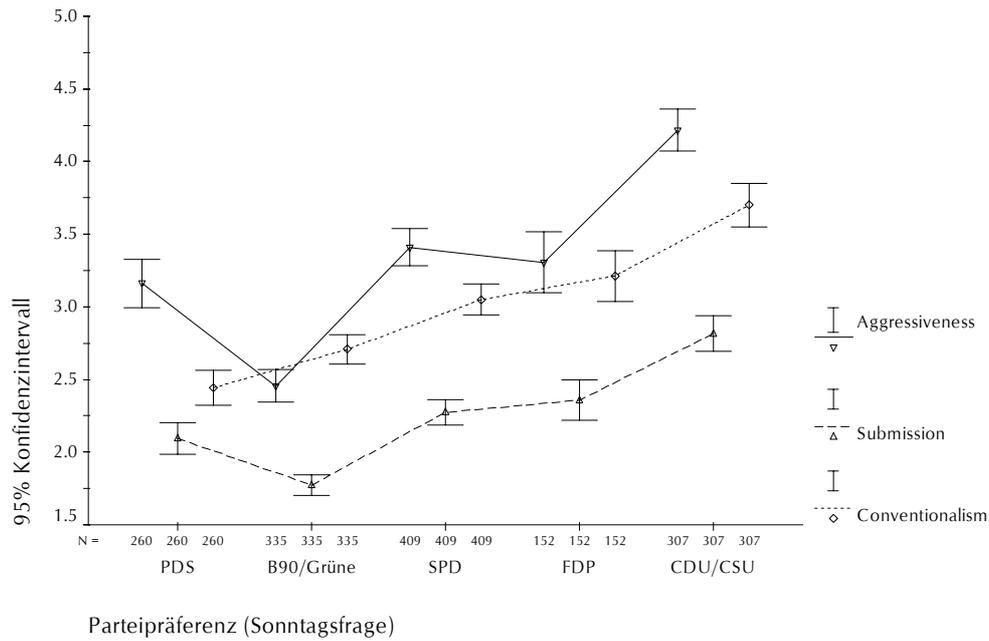


Abbildung 57: Zusammenhang von Parteipräferenz und RWA³D

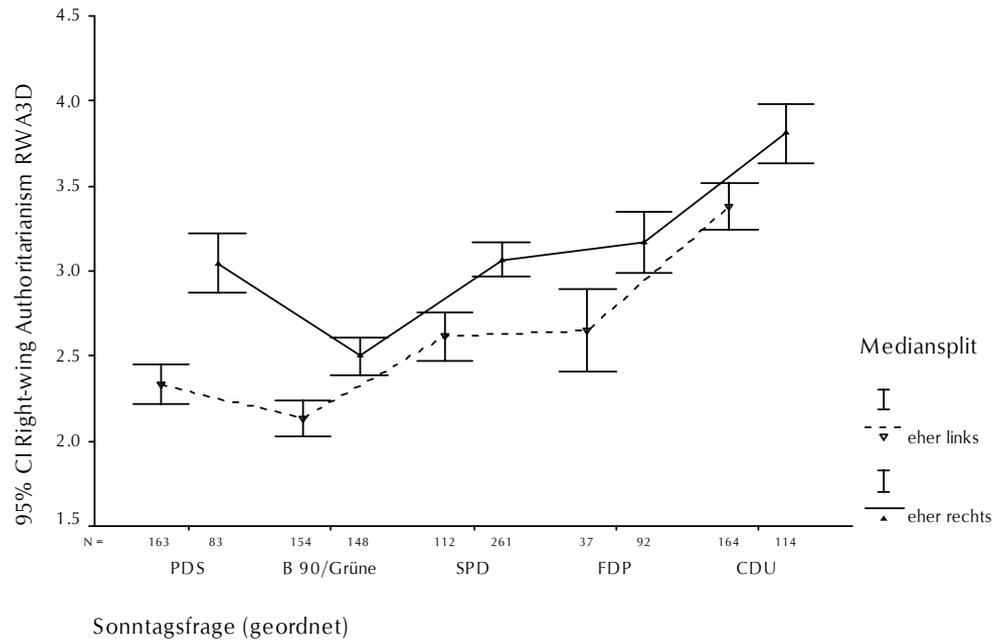
Analysiert man analog zum bisherigen Vorgehen die Subdimensionen isoliert voneinander, so zeigt sich, daß der erhöhte RWA³D-Wert der PDS-Sympathisanten in erster Linie durch die erhöhte *autoritäre Aggressivität* zu erklären ist.²⁰⁴

²⁰⁴ Auch hier muß konkretisiert werden, daß die erhöhte autoritäre Aggressivität bei den PDS-Sympathisanten lediglich relativer Natur ist. Die niedrigen Werte bei den Grünen-Anhängern lassen die PDS-Werte höher erscheinen, als sie sind. Tatsächlich bewegen sie sich im Rahmen der SPD- oder FDP-Anhänger.

Abbildung 58: Zusammenhang von Parteipräferenz und Subdimensionen der RWA^{3D}

Um der Extremismusthese und der Suche nach linkem Autoritarismus weiter nachzugehen, habe ich *jeweils innerhalb jeder Parteienhängerschaft* einen Mediansplit hinsichtlich der Politischen Orientierung durchgeführt.²⁰⁵ Anschaulich gesprochen erhalte ich damit Aussagen über linke und rechte Flügel innerhalb der Partei. Hier zeigt sich erwartungsgemäß ein Haupteffekt der Politischen Orientierung: Die »eher rechten« Parteisymphisanten sind jeweils autoritärer als der linke Flügel. Hinzu kommt jedoch eine besonders große Diversifizierung zwischen verschiedenen PDS-Anhängern (Abbildung 59).

²⁰⁵ Hier mag die unterschiedliche Größe der Substichproben verwundern. Dies hängt mit dem Entscheidungsalgorithmus von SPSS zusammen. Es wird beim Trennen der Kategorien konservativ in dem Sinne vorgegangen, daß nur ganzzahlige Variablenwerte zugelassen werden. Dadurch wird verhindert, daß Personen mit gleicher Ausprägung in verschiedene Teilstichproben fallen.

Abbildung 59: Zusammenhang von Parteipräferenz × »Flügel« und RWA^{3D}

Denkt man bei der Interpretation der Abbildung 59 jedoch die Extremismusargumentation zuende, so sollten sich die Graphen hier überkreuzen. Gerade die »linken« PDS-Sympathisanten sollten autoritärer sein als die »moderaten«. Auf diese Weise hätten die zweifellos existierenden Dogmatiker identifiziert werden können. Die Ergebnisse sprechen jedoch eine andere Sprache. Es bleibt als interpretierenswerter Schluß, daß besonders die PDS-Anhängerschaft sehr heterogen ist. Dies erklärt auf plausible Weise, warum Befürworter der Extremismusthese ihre Unterstellung der PDS als Hort der Autoritären ebenso bestätigt sehen wie Vertreter der Auffassung, daß der Stalinismus in der Partei des Demokratischen Sozialismus überwunden wäre. Der Weg zur Wahrheit liegt hier – wie so oft, banal und wahr – in der Mitte.²⁰⁶

²⁰⁶ Meine Interpretation der Datenlage wäre grob mißverstanden, wenn sie als Antwort auf die Frage nach einem linken Autoritarismus gesehen würde. Dazu kann mit den hier verwandten Erhebungsinstrumenten keine Aussage formuliert werden.

Tests of Between-Subjects Effects

Source: PARTEI5 * NTI001

Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
RWA3D_A Right-wing Authoritarianism aggressiveness	20.590	4	5.148	3.365	.009
RWA3D_S Right-wing Authoritarianism submissiveness	2.489	4	.622	.825	.509
RWA3D_C Right-wing Authoritarianism conventionalism	5.888	4	1.472	1.272	.279

Tabelle 84: Interaktion Parteipräferenz × Politische Orientierung

Auch in diesem Beispiel zeigen sich Hinweise auf die Überlegenheit des dreidimensionalen Ansatzes. Die Interaktion Parteipräferenz × Politische Orientierung erweist sich lediglich für Autoritäre Aggressivität als statistisch signifikant.

9.6. Beispiel IV: Autoritarismus und Punitivität

Zur Phänomenologie autoritärer Konstruktionen gehört eine vermehrte Bestrafungstendenz (Punitivität). Diese wurde bereits in den klassischen Studien beschrieben und in zahlreichen Experimenten empirisch untersucht (vgl. S.68ff. in diesem Aufsatz, siehe auch Altemeyer, 1981, S. 232ff.; 1988, S. 181; Wylie & Forest, 1992; Bray & Noble, 1987; Hartlaub, 1998; McAbee & Cafferty, 1982; Mitchell & Byrne, 1973; Ray, 1985c; Sherman & Dowdle, 1974; Stenner, 1998; Wagner et al., 2000). Eine Reihe von Untersuchungen ging der Frage nach, ob Autoritäre in der Rolle von Richtern oder Geschworenen härtere Strafen vergeben würden als Personen mit geringer ausgeprägten autoritären Einstellungen. Diesem Paradigma folgte auch eine der hier vorgestellten Studien (NEO II, 6.5, S.158ff.).

9.6.1. Hypothetische Verhängung von Haftstrafen

Vier fiktive Delikte wurden in Zeitungsmeldungen wiedergegeben; die Befragten sollten die Strafanträge der Staatsanwaltschaft stellen. Die Delikte bestanden in einer Schutzgelderpressung, Sexuellem Mißbrauch durch einen Arzt, schwerer Körperverletzung gegen Ausländer und in exzessiver Polizeigewalt gegen (linke) Demonstranten. Letzterer Straftatbestand ist insofern interessant, als hier die zu

bestrafenden Täter selbst zur staatlichen »Autorität« gehören. Hier könnte ein Suppressionseffekt erwartet werden (vgl. Feather, 1998; Henkel et al., 1997; Hageman, 1985).

Eine grobe Operationalisierung der so erhobenen Bestrafungstendenz aggregierte die verhängten Haftstrafen über alle vier Delikte hinweg.²⁰⁷ Zunächst werden hier diese Ergebnisse dargestellt.

Der oberflächliche geringe korrelative Zusammenhang der Gesamtskala mit der Länge der verhängten Haftstrafen ($r=.18$) verschleiert eine weit höhere differentielle Kriteriumsvalidität der Dimension autoritäre Aggressivität ($r=.30$).

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		stand.		Sig.	Correlations		
		B	Std. Error	Beta	t		Zero-order	Partial	Part
1	(Constant)	6.384	.814		7.847	.000			
	Right-wing Authoritarianism	.934	.273	.178	3.427	.001	.178	.178	.178

Model		Unstandardized Coefficients		stand.		Sig.	Correlations		
		B	Std. Error	Beta	t		Zero-order	Partial	Part
1	(Constant)	6.535	.809		8.080	.000			
	Right-wing Authoritarianism aggressiveness	1.257	.212	.348	5.937	.000	.298	.301	.300
	Right-wing Authoritarianism submissiveness	-.372	.344	-.072	-1.083	.279	.078	-.057	-.055
	Right-wing Authoritarianism conventionalism	-.213	.240	-.053	-.890	.374	.000	-.047	-.045

a. Dependent Variable: Haftstrafe in Jahren (Mittelwert über Delikte)

Tabelle 85: Regression RWA³D (Gesamtskala und Subskalen) und Punitivität

Wiederum ist es allein die aggressive Komponente, die für den Zusammenhang »verantwortlich« ist. Der Nulleffekt der anderen beiden Subskalen suprimiert die Korrelation der Gesamtskala mit dem Validierungskriterium, was zu einem Unterschätzen der Assoziation führt (vgl. oben Seite 256).

Dieses Muster ist über alle vier Delikte hinweg konsistent:

²⁰⁷ Dazu mußten die Extrempunkte des Antwortformats ausgeklammert werden.

Pearson Correlation		Haftstrafe in Jahren				Mittelwert über Delikte
		Schutzgeld- erpressung	Sexuelle Misshandlung	Brutale Gewalt gegen Ausländer	Gewalt in Uniform	
Right-wing Authoritarianism		.181**	.073	.155**	.156**	.178**
Subdimensionen	Right-wing Authoritarianism aggressiveness	.195**	.270**	.265**	.215**	.295**
	Right-wing Authoritarianism submissiveness	.110*	-.023	.075	.088	.091
	Right-wing Authoritarianism conventionalism	.096	-.123*	-.008	.021	-.001

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Tabelle 86: Korrelation RWA^{3D} und Punitivität

Bei allen fiktiven Delikten

- a) ist der Zusammenhang der Gesamtskala mit der Länge der verhängten Haftstrafe gering,
- b) ist die aggressive Subdimension von Autoritarismus am stärksten mit der Punitivität assoziiert,
- c) wird der Zusammenhang der Gesamtskala mit Punitivität durch die submissive und konventionalistische Dimension supprimiert.

Dieser Suppressionseffekt führt beim Beispiel des Sexuellen Mißbrauchs gar dazu, daß die *Gesamtskala* der RWA^{3D} nicht mit der Bestrafungstendenz korreliert, da Konventionalismus leicht negativ mit der Länge der verhängten Haftstrafe zusammenhängt. Dies muß näher hinterfragt werden.

Die Daten legen nahe, daß Konventionalismus damit einhergeht, daß tendentiell *geringere* Haftstrafen beim Szenario »Sexueller Mißbrauch in der Arztpraxis« vergeben werden. Für dieses auf den ersten Blick paradoxe Ergebnis gibt es eine plausible Erklärung: es wäre denkbar, daß »altmodische« Befragte in ihrem Glauben an eine gerechte Welt stärker dazu neigen, die Opfer sexueller Gewalt abzuwerten und die Täter im Umkehrschluß von ihrer Schuld zu entlasten. Dieses Muster ist gerade im Zusammenhang mit sexuellem Mißbrauch oder Vergewaltigungen häufig zu beobachten und dürfte gerade bei Autoritären anzutreffen sein. Diese Interpretation kann jedoch nicht empirisch belegt werden, da Gerechte-Welt-Glaube oder Identifikation mit dem Täter nicht erfragt wurde.

Ferner sollten Frauen stärker für das Thema sensibilisiert sein, da sie häufiger in der Opferrolle sind. Möglicherweise zeigen sich die Effekte besonders in der weiblichen Teilstichprobe. Die beiden folgenden Diagramme weisen in diese Richtung.

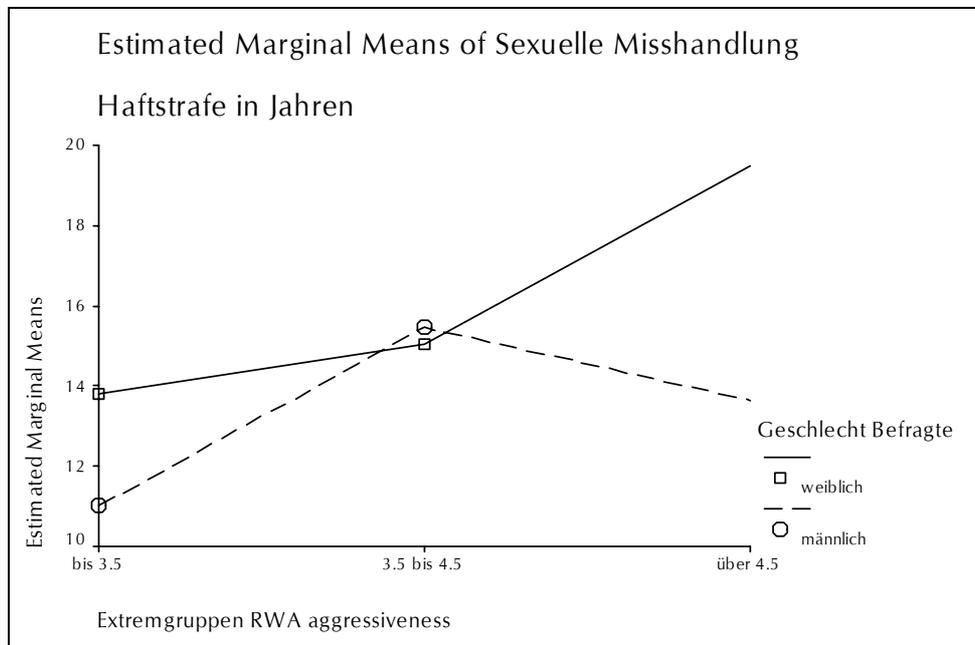


Abbildung 60: Interaktion Geschlecht × Autoritäre Aggressivität

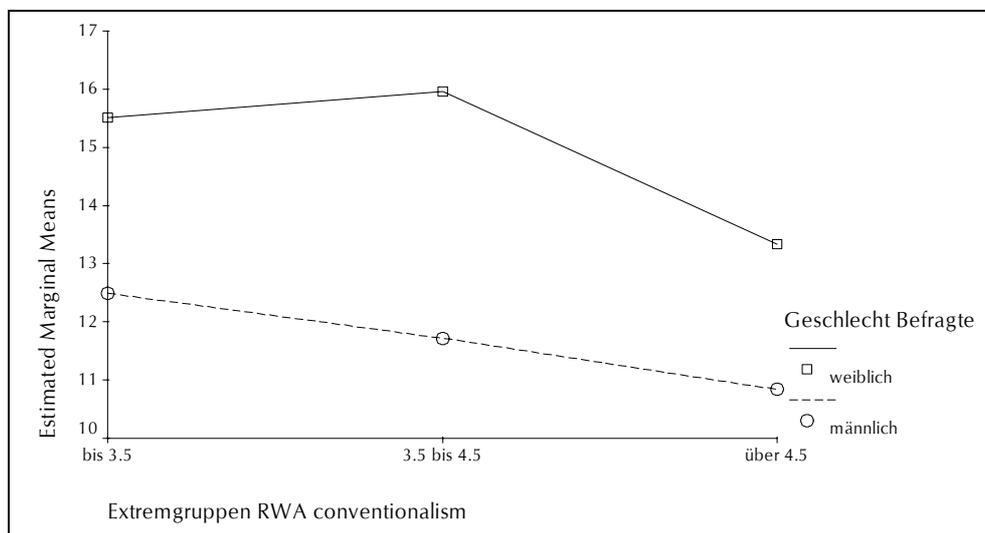
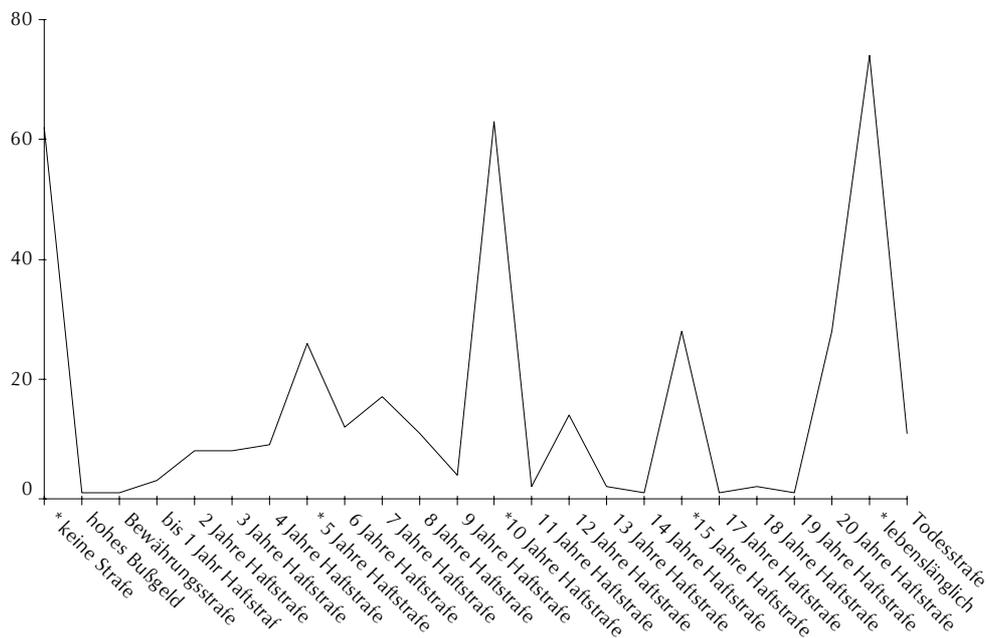


Abbildung 61: Interaktionen Geschlecht × Konventionalismus

Bereits eingangs wurde erwähnt, daß das Antwortmodell der beantragten Strafen nonparametrisches Auswerten verlangt. Die Befragten hatten zwar die Möglich-

keit, die Haftstrafen in Jahren anzugeben, die Kategorien wurden jedoch nicht gleichberechtigt ausgenutzt. Folgendes Beispiel mag dies illustrieren:



Sexuelle Misshandlung in der Arztpraxis.

Abbildung 62: Häufung bei »runden« Antwortkategorien

Die »runden« Antwortkategorien (0, 5, 10, 15 Jahre etc.) werden häufiger gewählt. Dieses Muster zeigt sich bei allen Delikten. Erwartungsgemäß ist dieser Schubladeneffekt vor allem bei den Autoritären zu beobachten. Daher wurden alle Hypothesen auch mit nichtparametrischen Verfahren nachgeprüft; die Ergebnisse werden dadurch nicht infrage gestellt, sodaß sich eine ausführliche Darstellung hier erübrigt.

Der vom Strafgesetzbuch vorgesehene Strafrahmen hat für Sexuellen Mißbrauch (StGB §§ 174, 176, 182) bei 10 Jahren seine Obergrenze. Es verwundert nicht, daß hier weit höhere Strafen gewünscht werden. Selbst die Todesstrafe ist eine Option. Diese wird in erster Linie von Autoritären gefordert ($p < .05$).

Aufgrund der genannten problematischen Verteilungseigenschaften der vier verhängten Haftstrafen verbietet sich die Auswertung mit Hilfe von linearen Strukturgleichungsmodellen. Zu viele Voraussetzungen sind dafür verletzt.

9.6.2. Nur Bestrafung oder auch Wiedereingliederung?

Eine globale Frage zur Punitivität ging der relativen Gewichtung verschiedener Strafzwecke nach. Geht es den Befragten eher um die Straffunktion oder haben sie einen sozialpädagogischen Anspruch? Der Wortlaut der Frage war: »Die Bestrafung von Tätern ist für mich wichtiger als ihre soziale Wiedereingliederung.« Die Antworten sind weitgehend symmetrisch um den Mittelwert 3.7 verteilt.

		Coefficients ^a					Correlations		
Model		Unstandardized Coefficients		stand.		Sig.	Zero-order	Partial	Part
		B	Std. Error	Beta	t				
1	(Constant)	2.001	.311		6.432	.000			
	LI_RE Politische Orientierung	.502	.093	.335	5.412	.000	.335	.335	.335
	RWA_A Right-wing Authoritarianism aggressiveness								
	RWA_S Right-wing Authoritarianism submissiveness								
	RWA_C Right-wing Authoritarianism conventionalism								
2	(Constant)	1.214	.359		3.383	.001			
	LI_RE Politische Orientierung	.290	.107	.193	2.710	.007	.335	.176	.161
	RWA_A Right-wing Authoritarianism aggressiveness	.398	.091	.301	4.390	.000	.392	.279	.260
	RWA_S Right-wing Authoritarianism submissiveness	2.04E-02	.142	.011	.144	.886	.244	.009	.009
	RWA_C Right-wing Authoritarianism conventionalism	5.65E-02	.103	.040	.547	.585	.214	.036	.032

a. Dependent Variable: RESOZ. Die Bestrafung von Tätern ist für mich wichtiger als ihre soziale Wiedereingliederung.

Tabelle 87: Strafe wichtiger als Wiedereingliederung?

Wiederum ist es die *autoritär aggressive* Subdimension, die positiv mit der stärkeren Gewichtung des Strafzwecks einhergeht. Die beiden anderen Komponenten lassen *keinen* linearen Zusammenhang erkennen.

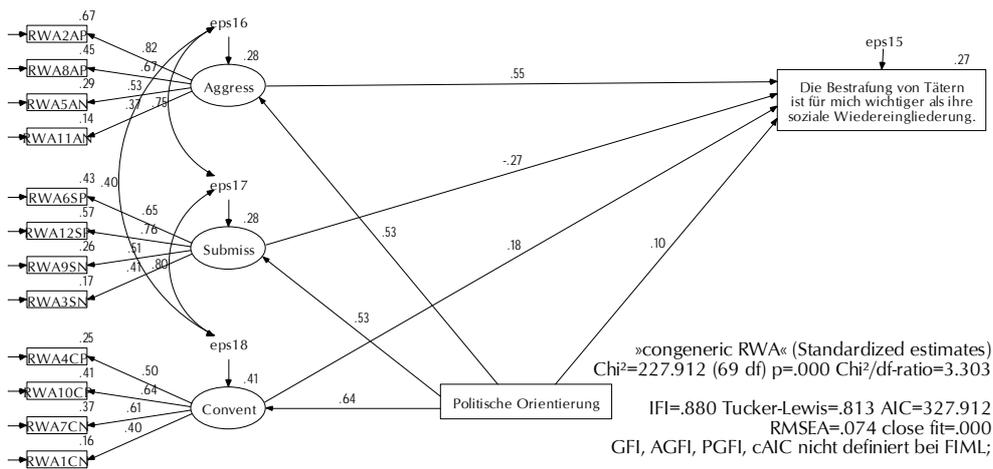


Abbildung 63: Strafe wichtiger als Wiedereingliederung?

Wie das Pfaddiagramm zeigt, ist die submissive Komponente scheinbar leicht negativ mit dem Bestrafungsmotiv assoziiert.²⁰⁸ Dieser Effekt schwindet jedoch vollends, wenn jeweils die problematischsten Items von der Analyse ausgeschlossen werden.²⁰⁹

9.7. Beispiel V: Befürwortung von »Friedenseinsätzen«

Drei der durchgeführten Studien beschäftigten sich unter anderem mit der Befürwortung oder Ablehnung von friedens erzwingenden Kriegseinsätzen durch die NATO. Die zugrundeliegende Idee unterstellt einen positiven Zusammenhang vor allem zwischen der aggressiven Komponente von Autoritarismus und der Unterstützung solcher Einsätze. Allerdings wurde vermutet, daß dieser Zusammenhang in linearer Form nicht gefunden werden kann, da die Motivlage heutzutage wesentlich komplexer und widersprüchlicher sein dürfte als auf dem Höhepunkt des Kalten Krieges (Vietnam-Krieg, Golfkriege, Falkland/Malwinas-Krieg).

Die Ergebnisse scheinen dies zu bestätigen. In der Studie Kosovonet1 wurde zunächst ein schwacher positiver Zusammenhang zwischen der Gesamtskala RWA^{3D} und schärferen Reaktionen der NATO gefunden (Tabelle 88).

²⁰⁸ Die »critical ratio« weist darauf hin, daß auch dieser Parameter nicht signifikant ist. Lediglich der Regressionspfad von Aggressivität ist statistisch bedeutsam.

²⁰⁹ vgl. die Ausführungen in 8.7.3 auf S. 242ff. sowie die AMOS-Modelle auf der Supplement-CD ..\neo2 strafzweck.amw und ..\neo2 strafzweck nur 9 items.amw.

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.713	.152		11.298	.000
	RWA_MEAN	.151	.050	.247	2.999	.003

^a. Dependent Variable: REAC_R

Tabelle 88: Regression RWA³D und Schärfe des NATO-Vorgehens

Dieser Zusammenhang schwindet jedoch, wenn im ersten Schritt die Politische Orientierung eingeführt wurde. Das adjustierte Bestimmtheitsmaß liegt zudem unbefriedigend niedrig bei $R^2=.106$. Dadurch verbietet sich eine verallgemeinernde Interpretation der Parameter.

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.633	.134		12.226	.000
	Politische Orientierung	.156	.039	.328	4.058	.000
	RWA_MEAN					
2	(Constant)	1.508	.163		9.268	.000
	Politische Orientierung	.130	.043	.272	3.007	.003
	RWA_MEAN	.074	.055	.121	1.340	.182

^a. Dependent Variable: REAC_R

Tabelle 89: Regression RWA³D/Politische Orientierung und Schärfe des NATO-Vorgehens

Verwendet man in Analogie zum bisherigen Vorgehen bei den anderen Studien auch hier die *einzelnen* Subdimensionen als Prädiktoren, so verändert sich die Gesamtlage nur geringfügig (Tabelle 90).

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.633	.134		12.226	.000
	Politische Orientierung	.156	.039	.328	4.058	.000
	RWA_C					
	RWA_A					
2	(Constant)	1.553	.162		9.599	.000
	Politische Orientierung	.150	.044	.314	3.436	.001
	RWA_C	-.057	.045	-.118	-1.265	.208
	RWA_A	-.015	.042	-.035	-.349	.728
	RWA_S	.137	.054	.259	2.540	.012

^a. Dependent Variable: REAC_R

Tabelle 90: Regression Subdimensionen RWA^{3D}/Politische Orientierung und Schärfe des NATO-Vorgehens

Was in jedem Fall bleibt ist die Feststellung, daß die Gesamtskala RWA^{3D} *nicht*, wohl hingegen einzelne Subdimensionen mit der abhängigen Variable »Schärfe des NATO-Vorgehens« assoziiert sind. Der Grund für den insgesamt schwachen Zusammenhang dürfte am ehesten an zwei Stellen zu suchen und zu finden sein:

- a) Einerseits ist die individuelle Einstellung für oder gegen einen Einsatz militärischer Gewalt zur Erreichung friedlicher Ziele nicht mehr monokausal aus der Ideologie abzuleiten. Die Entscheidung ist vielmehr das Ergebnis einer komplizierten und widersprüchlichen Güterabwägung; Kriegsbefürworter sind nicht mehr schlicht »Kriegstreiber«, sondern plädieren für das kleinere Übel.
- b) Andererseits dürfte die Operationalisierung der abhängigen Variable problematisch sein. Es ist unwahrscheinlich, daß hier die beste Variante gefunden wurde.

Zumindest letzterer Mangel läßt sich teilweise beheben: Es wurden verschiedene andere Variablen erhoben, deren Validität eindeutiger ist. In der Folgestudie Kosovonet II wurden durch die Befragten verschiedene Bundeswehraufgaben bewertet. Neben den klassischen und grundgesetzlich verbrieften Aufgaben der reaktiven Landesverteidigung (auch im Rahmen der Bündnispflicht innerhalb der NATO) wurden einige potentielle Aufgaben formuliert, die sich auf eine proaktive Rolle in

»friedens erzwingenden Missionen«²¹⁰ beziehen. Daraus wurde ein Index gebildet, der als »interventionistische Bundeswehraufgaben« in die nachfolgenden Analysen einging.

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.709	.196		-3.611	.000
	rwa_mean	.257	.068	.233	3.786	.000

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.557	.191		-2.908	.004
	RWA_AGGR	.278	.049	.394	5.677	.000
	RWA_SUB	-.012	.078	-.011	-.151	.880
	RWA_CONV	-.097	.056	-.112	-1.722	.086

a. Dependent Variable: Bundeswehraufgabe "interventionistisch"

Tabelle 91: Regression RWA³D (gesamt und einzeln) und Schärfe des NATO-Vorgehens

Die drei Subdimensionen führen zu einer etwas besseren Bestimmtheit des Modells ($R^2=.137$) als wenn die Gesamtskala RWA³D als einziger Prädiktor eingeht ($R^2=.054$). Wiederum ist es die aggressive Komponente, die als einzige einen signifikanten »Einfluß« auf die Befürwortung interventionistischer Bundeswehraufgaben hat.

Nahezu dasselbe Muster zeigt sich bei der retrospektiven Befürwortung des NATO-Einsatzes im Kosovo ($R^2=.155$ resp. $R^2=.109$; Tabelle 93 und Tabelle 93).

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.562	.370		4.217	.000
	rwa_mean	.730	.128	.331	5.718	.000

Tabelle 92: Regression RWA³D (gesamt) und retrospektive Befürwortung des NATO-Vorgehens

²¹⁰ Ich halte trotz oder auch gerade wegen der sich wandelnden öffentlichen Meinung die gewählten Bezeichnungen für Euphemismen, weshalb ich sie in Anführung setze.

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	1.812	.368		4.921	.000
	RWA_AGGR	.528	.094	.374	5.612	.000
	RWA_SUB	.112	.148	.052	.759	.448
	RWA_CONV	-4.425E-02	.109	-.025	-.407	.684

a. Dependent Variable: Das militärische Eingreifen in Form eines Luftkrieges war ein geeignetes und angemessenes Mittel.

Tabelle 93: Regression RWA^{3D} (einzeln) und retrospektive Befürwortung des NATO-Vorgehens

Hier dürften sich die Antworten gegenseitig beeinflusst haben:

- a) Auf der Hand liegt das Befürworten des *konkreten* Einsatzes aufgrund der *allgemeinen* Unterstützung von instrumentellen Militärinterventionen.
- b) Ebenso halte ich jedoch die umgekehrte Interpretation für wahrscheinlich, derzufolge aus der Selbstwahrnehmung der eigenen Einstellung zum konkreten Einsatz die allgemeine Einstellung abstrahiert wird.²¹¹

Die Ergebnisse tragen mehrere Lehren in sich. Zum einen zeigt sich in Übereinstimmung mit der Argumentation dieser Arbeit, daß die Subdimensionen differentielle Erklärungskraft tragen. Der hohe Einfluß der aggressiven Komponente wird durch die Insignifikanz der beiden anderen Subdimensionen suprimiert.

9.8. Beispiel VI: Autoritarismus und »Big Five«

»In other words, to varying degrees, personality theories tend to stack the cards in their favor before the game even starts.«

(Sloan, 1997, S.91)

9.8.1. Theoretische Annahmen

Das sogenannte Fünf-Faktoren-Modell der Persönlichkeit (Big Five, *FFM*) stellt derzeit den kleinsten gemeinsamen Nenner der Persönlichkeitspsychologie dar.

²¹¹ Zur Theorie der Selbstwahrnehmung vgl. auch Woodyard, 1973.

Mit den fünf Faktoren²¹² können – so die Verfechter – traditionelle Taxonomien integriert werden. Da diese als notwendig und hinreichend unterstellt werden, folgt daraus, daß Autoritarismus mit einer oder mehreren dieser Beschreibungsdimensionen korrelieren muß (vgl. 6.4.2, S. 156ff.). In jedem Falle handelt es sich bei dem Fünf-Faktoren-Modell aufgrund seines pragmatischen Werts um einen sinnvollen Rahmen, in den feiner auflösende Persönlichkeitsbeschreibungen hineinprojiziert werden können.

Im Folgenden werden die einzelnen »O.C.E.A.N.«-Faktoren (Openness, Conscientiousness, Extraversion, Agreeableness, Neuroticism) hinsichtlich ihres theoretischen Zusammenhangs mit Autoritarismus diskutiert.

9.8.1.1. Neurotizismus

Neurotizismus beschreibt eine emotionale Labilität, die den Menschen vor allem unter Belastung für Ängstlichkeit, Unzufriedenheit und übermäßige Besorgnis anfällig macht. Vor dem psychoanalytischen Hintergrund der Berkeley-Gruppe (Adorno et al., 1950) erinnert dieses Konstrukt an die beschriebene Ich-Schwäche der Autoritären, die daher zu neurotischen Abwehrmechanismen Zuflucht nehmen. Unter den neun Facetten der autoritären Persönlichkeit zielen beispielsweise Destruktivität und Zynismus sowie Projektivität in diese Richtung. Eine positive Korrelation von Autoritarismus mit Neurotizismus würde in diesem Sinne Evidenz für die klassischen psychodynamischen Hypothesen liefern.

9.8.1.2. Extraversion

Extraversion beschreibt eine Persönlichkeitseigenschaft, die durch Offenheit und Aufgeschlossenheit der Umwelt gegenüber sowie durch die Suche nach sozialen Kontakten gekennzeichnet ist. Der Begriff wurde schon früh für Taxonomien verwendet, er taucht bereits bei C.G.Jung auf und spielt vor allem in der Theorie Eysencks eine zentrale Rolle (Eysenck, 1954; Christie, 1956; Bhushan, 1970; Mehryar, 1970; Eysenck & Wilson, 1978; Ray & Bozek, 1981; Heaven, Connors & Trevelyan, 1987; Rigby & Slee, 1987; Goldberg & Rosolack, 1994).

²¹² Neuroticism/Emotional stability, Extroversion, Openness to Experiences, Agreeableness/Friendliness und Conscientiousness

Extraversion ist assoziiert mit Konstrukten wie Soziabilität, Assertivität oder Aktivität. Damit qualifiziert sich diese Dimension für die Beschreibung von Führungspersönlichkeiten. Extrovertierte suchen soziale Situationen aktiv auf und agieren in diesen eher dominant. Das erschwert die theoretische Vorhersage, wie Autoritarismus plausiblerweise mit Extraversion zusammenhängen mag. Der dominante Selbstgeltungsdrang paßt zur Phänomenologie des nach unten Tretenden. Hingegen wird der autoritäre Obrigkeitshörige eher als unsicher und introvertiert gezeichnet. Am ehesten erwarte ich daher einen Nullzusammenhang, da beide Dynamiken einander zuwiderlaufen und sich dadurch in der Summe aufheben könnten. Es wäre denkbar und willkommen, daß die Subdimensionen sensitiv dafür sind und autoritäre Aggressivität positiv mit Extraversion korreliert, wohingegen autoritäre Unterordnung eher mit Introversion einhergehen sollte.

9.8.1.3. Offenheit für neue Erfahrungen

Offenheit beschreibt ein breites, tiefes, originelles und komplexes Erfahrungsleben. Es ist daher als entgegengesetzter Pol zu *closed-mindedness* konzipiert. Dieses Konstrukt wurde als kognitivistisches Alternativkonzept zu Autoritarismus etabliert.

Milton Rokeach (1960, S. 397) definierte Dogmatismus als das Ausmaß, mit dem sich der gesamte Geist eines Menschen eher als offen oder geschlossen beschreiben läßt. Damit ist psychologiehistorisch augenscheinlich, daß Offenheit negativ mit Autoritarismus korreliert sein sollte (Rokeach & Fruchter, 1956; Rokeach, 1960; Warr et al., 1969; Hanson, 1969; Hanson, 1976; Granberg & Corrigan, 1972; Thompson & Michel, 1972; Steininger & Lesser, 1974; Vacchiano et al., 1968).

Das Bild des Autoritären verträgt sich nicht mit dem einer Person, die offen für neue Erfahrungen ist, die vor ihren Entscheidungen viele – und auch widersprüchliche – Informationen abwägt und die Entscheidungen dann relativ autonom trifft. Vielmehr verläßt sich der oder die Autoritäre – vereinfachend gesprochen – auf Quasi-Informationen, die bereits abrufbereit vorliegen. Dies können die Einstellungen Dritter sein, namentlich die Einstellungen von Autoritäten, oder aber auch stereotype Schemata, nach denen bereits erfolgreich entschieden wurde. Ersteres paßt gut zur Subdimension »Unterordnungsbereitschaft« (*submission*), letztgenanntes zu Konventionalismus sowie zur Unterordnung unter das dominante Dogma der Kultur. In das Erklärungskonzept fehlender Offenheit fügen sich be-

merkwürdigerweise verschiedene Aspekte des klassischen Autoritarismus. Ich denke hierbei an fehlende Vorstellungskraft, Rigidität, Stereotypie, Ambiguitätsintoleranz und Anti-Intrazeption (siehe vor allem Adorno et al., 1950; Frenkel-Brunswik & Sanford, 1945, aber auch Davids, 1955; Shaffer & Hendrick, 1974; Chabassol & Thomas, 1975; Sidanius, 1988; Ray, 1990a; Funke, 1996; Durrheim, 1998).

Es liegt bereits empirische Evidenz vor, die für eine negative Korrelation von Offenheit und Autoritarismus spricht ($r=-.30$ Goldberg & Rosolack, 1994; $r=-.36$ Peterson et al., 1997; $r=-.57$ Trapnell, 1994; $r=-.32/r=-.48$ Butler, 2000; $r=-.50$ Konservatismus und Offenheit bei Riemann et al., 1993; vgl. auch Costa & McCrae, 1992; McCrae, 1996 und für einen Überblick Eckhardt, 1991).

Aufgrund der vorliegenden empirischen Befunde, vor allem aber angesichts der ins Feld geführten theoretischen Argumente, erwarte ich eine deutliche Assoziation zwischen Autoritarismus und einer geringen Offenheit für neue Erfahrungen.

9.8.1.4. *Verträglichkeit*

Verträglichkeit erlangt ebenso wie Extraversion vor allem im *interpersonalen* Bereich Bedeutung. Personen mit hohen Werten auf dieser Skala zeichnen sich durch Harmoniebedürfnis, Kooperationsbereitschaft und Altruismus aus, Streitsucht, Egozentrismus und Mißtrauen sind ihnen eher fremd. Bei einer breiteren Auffassung von Verträglichkeit ist damit Humanismus oder Moralität gemeint. Insofern wäre es wahrscheinlich, daß Autoritäre gering »verträglich« sind.

Jedoch gibt es auch hier die Möglichkeit, daß eine entgegenlaufende Psychodynamik diese Korrelation mindern könnte. Verträgliche Personen sind auch in hohem Maße sozial angepaßt; eine Eigenschaft, die sie mit Autoritären teilen. Dies dürfte vor allem auf Submissivität zutreffen.

Die unter 9.8.1.3 genannten Studien konnten kaum Zusammenhänge zwischen Verträglichkeit und Autoritarismus finden. Lediglich McCrae (1996) beschrieb Autoritarismus als Funktion von geringer Offenheit und geringer Verträglichkeit. Die dünne empirische Befundlage und meine theoretischen Argumente lassen mich eine geringe negative Korrelation zwischen Verträglichkeit und Autoritarismus erwarten.

9.8.1.5. Gewissenhaftigkeit

Hohe Werte von Gewissenhaftigkeit gehen einher mit Erfolgen im Beruf, vor allem akademischem Vorwärtkommen (Digman, 1990). Gewissenhafte Personen sind zielstrebig, ehrgeizig, fleißig, ausdauernd, systematisch und genau. Dies sind gewiß sozial erwünschte Eigenschaften. In ihrer Übersteigerung liegt jedoch ein Problem: Willenstärke, Zuverlässigkeit, Ordnung und Disziplin haben einen bitteren Beigeschmack, wenn sie zum Dogma erhoben werden. Sie sind ein Charakteristikum der traditionellen protestantischen Arbeitsethik und preußische Sekundärtugenden.²¹³

An dieser Stelle dürfte auch ein Berührungspunkt mit Autoritarismus bestehen: Menschen, die Ordnung und Disziplin nicht als Mittel zum guten Zweck, sondern als Lebensziel in eigenem Recht mißverstehen, weisen genau die »Blockwartmentalität« auf, die zur Phänomenologie des Autoritären gehört.

Eine Reihe korrelativer Studien weist in diese Richtung ($r=.23$ bei Goldberg & Rosolack, 1994; $r=.11$ bei Trapnell, 1994; $r=.25/r=.10$ *n.s.* bei Butler, 2000; $r=.45$ Konservatismus und Gewissenhaftigkeit bei Riemann et al., 1993).

Vor diesem Hintergrund scheint eine leicht positive Korrelation zwischen Autoritarismus und Gewissenhaftigkeit wahrscheinlich.

9.8.2. Exploratorische Faktoranalysen auf Itemebene

Faktoriert man die Korrelationsmatrix aller 12 RWA³D-Items und aller 60 NEO-FFI-Items, so sammeln sich theoriekonform die entsprechenden Aussagen um die »Kondensationskerne« der Big Five. Bei der Fünf-Faktorenlösung verteilen sich die Autoritarismusitems auf zwei der Hauptkomponenten.²¹⁴

²¹³ Im Übrigen gehörten sie auch zum Ideal der Sozialistischen Persönlichkeit.

²¹⁴ Aufgrund der Größe der Mustermatrix werden hier nicht alle Ladung wiedergegeben, sondern lediglich die Items in absteigender Höhe der jeweils höchsten Ladungen.

Komponente 1	Komponente 2	Komponente 3	Komponente 4	Komponente 5
N11_P	O2_N	V8_N	E1_P	G7_P
N6_P	<i>RWA2AP</i>	V12_N	E4_P	G10_P
N10_N	O4_N	V2_N	E8_P	G4_P
N2_P	O9_P	V5_N	E2_P	G5_P
N5_P	<i>RWA6SP</i>	E5_P	E3_N	G6_N
N7_N	<i>RWA8AP</i>	V10_P	E11_P	G1_P
N3_P	O10_N	V3_N	E6_N	G12_P
N9_P	O5_N	V4_P	E7_P	G8_P
N4_N	O12_P	V11_N	E12_N	O1_N
N8_P	<i>RWA5AN</i>	V1_P	V7_P	G2_P
N12_P	<i>RWA10CP</i>	G9_N		<i>RWA7CN</i>
N1_N	O11_N	G3_N		G11_N
E9_N	<i>RWA12SP</i>			<i>RWA4CP</i>
O7_N	O3_P			<i>RWA1CN</i>
	O6_P			O8_N
	<i>RWA11AN</i>			<i>RWA9SN</i>
	V6_N			

Tabelle 94: Hauptkomponentenanalyse RWA³D und Big Five

Die auf den Autoritarismus bezogenen Aussagen ordnen sich entweder in den Faktor »Gewissenhaftigkeit« oder aber in (mangelnde) »Offenheit gegenüber neuen Erfahrungen« ein.

Räumt man den Items durch Extraktion eine sechsten Faktors mehr Liberalität ein, so faßt diese sechste Komponente die Items der Subdimensionen Konventionalismus und Unterordnung zusammen. Alle Aggressionsitems laden (negativ) auf dem Offenheitsfaktor. Diese beiden Komponenten weisen mit $r = .183$ die höchste paarweise Korrelation der oblique rotierten Komponenten auf.

Komponente 1	Komponente 2	Komponente 3	Komponente 4	Komponente 5	Komponente 6
N11_P	O2_N	V8_N	E1_P	G10_P	O8_N
N6_P	O10_N	V12_N	E4_P	G4_P	RWA12SP
N10_N	O9_P	V5_N	E8_P	G7_P	RWA7CN
N2_P	O5_N	V2_N	E2_P	G8_P	RWA1CN
N5_P	O12_P	V11_N	E3_N	G1_P	RWA4CP
N7_N	O4_N	V10_P	E11_P	G6_N	RWA10CP
N3_P	O3_P	E5_P	E6_N	G5_P	RWA6SP
N9_P	RWA2AP	V4_P	E7_P	G2_P	RWA3SN
N4_N	RWA5AN	V3_N	E12_N	G12_P	RWA9SN
N8_P	RWA8AP	V1_P	V7_P	G11_N	
N1_N	O11_N	V6_N		O1_N	
N12_P	O6_P	G3_N		V9_N	
E9_N	RWA11AN	G9_N			
O7_N		E10_P			

Tabelle 95: Hauptkomponentenanalyse RWA³D und Big Five + 1

Zwei Aspekte dieses Ergebnisses sind bemerkens- und nennenswert: Das Gemeinsame besteht darin, daß alle Autoritarismusitems auf den beiden ähnlichsten Hauptkomponenten laden, die ansonsten nur Offenheitsitems vereinen. Der zweite – nun aber trennende – Aspekt besteht darin, daß die Aggressivitätsitems isoliert von den anderen RWA³D-Items sind.

Letzteres stellt Evidenz für die hier behauptete diskriminante Validität dar. Die hohe Korrelation mit (mangelnder) Offenheit für neue Erfahrungen erinnert an die alte Diskussion um *open-/closed-mindedness* (Rokeach, 1960; Vacchiano et al., 1968; Shaver & Richards, 1971; Helwig & Smallie, 1973).

9.8.3. Exploratorische Faktoranalysen auf Skalenebene

Löst man sich bei den exploratorischen Faktoranalysen von der Itemebene und faktorisiert die Kovarianzmatrix der Aggregate (Skalenmittelwerte), so stehen vier der Big Five mit Hauptladungen auf einer Komponente den RWA-Subskalen mit den Hauptladungen auf der anderen gegenüber. Die beiden Komponenten sind auch bei schiefwinkliger Rotation nicht korreliert.

Pattern Matrix^a

	Component	
	1	2
submissiveness	.844	
aggressiveness	.742	
Offenheit ggü. Neuem	-.714	
conventionalism	.674	
Neurotizismus		-.735
Gewissenhaftigkeit	.322	.693
Extraversion		.640
Verträglichkeit		.548

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

Tabelle 96: Ladungsmatrix der PCA über NEO- und RWA-Subskalen

Auch dieses Ergebnis ist ein Indiz sowohl für die diskriminante Validität von Autoritarismus gegenüber den Big Five als auch für die große Nähe von Autoritarismus und geringer Offenheit für neue Erfahrungen. Die einzelnen Korrelationen sind in Tabelle 97 dokumentiert.

Pearson Correlation							
	A	S	C	N	E	O	V
aggressiveness							
submissiveness	.529**						
conventionalism	.266**	.522**					
Neurotizismus	.129**	.020	-.055				
Extraversion	-.023	-.084*	-.036	-.383**			
Offenheit ggü. Neuem	-.454**	-.449**	-.293**	.007	.111**		
Verträglichkeit	-.049	-.090*	-.024	-.114**	.129**	.068	
Gewissenhaftigkeit	.143**	.194**	.209**	-.324**	.181**	-.121**	.312**

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Tabelle 97: Korrelation der NEO- und RWA-Subskalen (manifeste Skalenwerte)

9.8.4. Latente Modellierung der attenuationskorrigierten Korrelationen

Auf latenter Ebene wurde an die Daten von 871 Befragten ein konfirmatorisches Meßmodell angepaßt, daß die drei Subdimensionen von RWA^{3D} auf Einzelite-

mebene als kongenerisches Correlated-State-Modell unterstellt.²¹⁵ Die Big Five sind jeweils durch zwei kongenerische Itemparcels repräsentiert, die die *contraits* und *protraits* zusammenfassen. Die Spezifikation von Methodenfaktoren zur Abbildung der Besonderheiten der *contraits* wurde in der gewohnten Weise vorgenommen, der Nutzen für die Modellanpassung ist jedoch gering und wird mit eingeschränkter Sparsamkeit bezahlt.²¹⁶

Das angepaßte Meßmodell zur Schätzung der attenuationskorrigierten Korrelationen der latent modellierten Sub-Dimensionen der RWA³D und der Big Five weist eine zufriedenstellende Anpassungsgüte auf: χ^2 (181, $N=871$)=881.58; $\chi^2/df=4.87$; $RMSEA=.067$. Damit kann Φ hier als schrumpfungskorrigierte Korrelationsmatrix interpretiert werden.

Φ	A	S	C	N	E	O	V	G
Aggression		.796	.595					
Submission			.840					
Konventionalismus								
Neurotizismus	.190	.056	-.054		-.517	-.001	-.169	-.462
Extraversion	-.010	-.031	.003			.079	.307	.269
Offenheit	-.591	-.604	-.537				.140	-.177
Verträglichkeit	-.129	-.125	-.065					.555
Gewissenhaftigkeit	.178	.268	.332					

Tabelle 98: Attenuationskorrigierte Korrelation der NEO- und RWA-Subskalen (latente Variablen)

Die beiden Dreiecksmatrizen widerspiegeln die Binnenkorrelationen innerhalb der zusammengehörigen Konstrukte. Die Korrelationen zwischen den RWA³D-Subskalen sollen *per definitionem* hoch, hingegen sollten die Big Five weitgehend unabhängig voneinander sein. Letzteres ist zumindest für einige Paare entschieden abzulehnen. So geht Neurotizismus und emotionale Labilität verständlicherweise mit Introversion und Menschenscheu einher ($\varphi_{NE}=-.52$), Verträglichkeit korreliert unerwartet hoch mit Gewissenhaftigkeit ($\varphi_{VG}=.56$).²¹⁷

²¹⁵ Supplement-CD ..\neo 1 und 2 big 5.amw

²¹⁶ Das RMSEA sinkt durch die Einführung der Methodenfaktoren von .067 auf .060.

²¹⁷ Zur Diskussion des letztgenannten kontraintuitiven Ergebnisses erinnere ich an meine Ausführungen zur »Positivsymptomatik« von Gewissenhaftigkeit; erst die zwanghafte Übersteigerung wird zum Problem. Hier ist also eine Diskontinuität in der Zusammenhangsstruktur zu erwarten, so daß die Zusammen-

Fortsetzung auf Folgeseite ...

Die hier interessierende Information findet sich jedoch in erster Linie in der Rechtecksmatrix zwischen den Subdimensionen der RWA^{3D} einerseits und den Superfaktoren der Big-Five-Persönlichkeitstheorie andererseits.

9.8.5. Zusammenfassung: Big Five und Little Three

Alle Subdimensionen der RWA^{3D} gehen mit geringer Offenheit gegenüber neuen Erfahrungen einher (*closed-mindedness*). Dies entspricht den Erwartungen aus 9.8.1.3 (S.283ff.) und deckt sich mit den empirischen Ergebnissen der Kollegen.

Hervorhebenswert ist das subskalenspezifische Korrelationsmuster. Ich habe unterstellt, daß Menschen, deren Geist kaum für neue Erfahrungen offen ist, sich eher auf die Meinungen Dritter verlassen – eine Fremdorientierung, die der autoritären Unterordnung sehr ähnlich ist. Die Ergebnisse widersprechen meiner Hypothese nicht: autoritäre Submissivität weist die (betragsmäßig) größte Korrelation mit Offenheit auf.

Alle Subdimensionen von Autoritarismus, vor allem jedoch Konventionalismus, sind mit Gewissenhaftigkeit assoziiert. Auch dieses Ergebnis war erwartet und wurde – wenn auch in geringerer Höhe – von Anderen gefunden.

Aus theoretischer und empirischer Sicht wurde für die anderen drei Superfaktoren des Fünf-Faktoren-Modells der Persönlichkeit kein starker Zusammenhang mit Autoritarismus gemutmaßt. Neurotizismus ist nur mit einer der Subdimensionen – nämlich Aggressivität – schwach assoziiert. Dies ist vor dem Hintergrund von Autoritarismustheorien interessant, die Bedrohung als »Auslöser« für autoritär aggressives Handeln unterstellen (Oesterreich, 1996; 1997; Sales, 1972; Sales, 1973b; 1973a; Sales & Friend, 1973; McCann & Stewin, 1987; McCann, 1991; 1997; 1999; Greenberg, Pyszczynski, Solomon & Rosenblatt, 1990; Doty et al., 1991; Feldman & Stenner, 1997; Rickert, 1998; Lavine et al., 1999).

Dieses Ergebnis leistet aufgrund des geringen Zusammenhanges kaum einen Beitrag zur Unterstützung der psychodynamischen Theorie, die Autoritäre als Ichschwache, psychisch labile Menschen zeichnet, die (vor allem unter) Streß neuro-

Fortsetzung der Fußnote:

setzung der Stichprobe entscheidenden Einfluß auf Größe und Richtung der linearen Assoziation hat (restriction-of-range-effect).

tisch reagieren. Gleichwohl kann diese theoretische Auffassung damit auch nicht widerlegt werden.²¹⁸

Der Profilplot in Abbildung 64 veranschaulicht die Besonderheiten Hoch- und Niedrigautoritärer vor dem Hintergrund der Fünffaktoretheorie der Persönlichkeit. Eine Diskriminanzanalyse (Tabelle 99) unterstützt die große Bedeutsamkeit von Offenheit und Gewissenhaftigkeit für die Unterscheidung und disqualifiziert gleichzeitig die anderen drei Persönlichkeitsfaktoren.²¹⁹

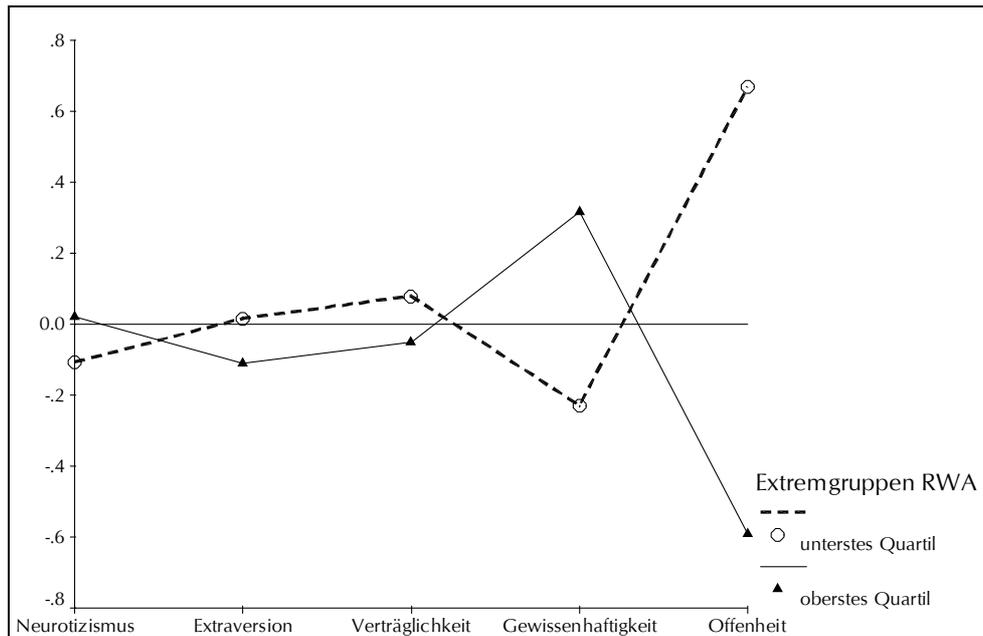


Abbildung 64: Standardisierte Big-Five-Profile Hoch- und Niedrigautoritärer

	Function		Function
	1		1
Offenheit ggü. Neuem	.894	Neurotizismus	-.304
Gewissenhaftigkeit	-.317	Offenheit ggü. Neuem	.912
Extraversion ^a	.152	Verträglichkeit	.195
Neurotizismus	-.075	Gewissenhaftigkeit	-.465
Verträglichkeit	.072		

Pooled within-groups correlations between discriminating variables and standardized canonical discriminant functions. Variables ordered by absolute size of correlation within function.

^a. This variable not used in the analysis.

Tabelle 99: Diskriminanzanalyse: (a) Strukturmatrix, (b) stand. kanonische Diskriminanzfunktionskoeffizienten

²¹⁸ Ich halte sie aus erkenntnistheoretischer Sicht prinzipiell für nicht widerlegbar.

²¹⁹ 81% richtig klassifiziert.

Autoritäre sind deutlich weniger offen für neue Erfahrungen (O), neigen häufiger zu übersteigter Gewissenhaftigkeit mit Betonung von penibler Ordnung und Disziplin (G). Nicht signifikant sind die Unterschiede auf den anderen drei Superfaktoren, jedoch sind die Unterschiede sämtlich tendentiell in plausibler Richtung: Autoritäre sind demnach eher unterdurchschnittlich verträglich, freundlich und kooperativ (V), sind eher introvertiert und sozial ängstlich (E) und neigen zu psychischer Labilität (N).

Trotz der deutlichen und theoriekonformen Ergebnisse muß einem Mißverständnis vorgebeugt werden. Korrelationen zwischen den Big Five und den drei Subdimensionen bilden noch lange keine Theorie. In mehreren Punkten möchte ich hier Einschränkungen unterstreichen: Ich unterstelle nicht, daß sich quasipolitische generalisierte Einstellungen (Autoritarismus) ausschließlich oder auch nur vorwiegend mit Begriffen der Persönlichkeitspsychologie beschreiben ließen. Autoritarismus hat nichts »Naturgegebenes«, fatalistisch Unveränderbares. Ebenso wenig behaupte ich eine Unabhängigkeit von situativen Faktoren.²²⁰

Die mehrfach gefundenen Zusammenhänge zwischen Persönlichkeitsfaktoren und Autoritarismus sehe ich durch biographische Entscheidungen vermittelt. Bestimmte persönlichkeitspsychologisch beschreibbare Dispositionen mögen die Menschen dabei beeinflussen, sich mit diesen oder aber jenen Mitmenschen zu umgeben. Individuen suchen sich mehr oder weniger bewußt und mehr oder weniger aktiv »ihre« Umwelt. In diesem Sinne wäre es beispielsweise wahrscheinlich, daß Personen mit »geschlossenem Geist« sich von einfachen Antworten auf die komplizierten Fragen des Lebens angezogen fühlen (vgl. auch *need for structure* und *need for closure* bei Chabassol & Thomas, 1975; Freund et al., 1985; Webster & Kruglanski, 1994; Wolfradt, Sommer & Rademacher, 1999; Wolfradt & Rademacher, 1999; Kimmelmeier, 1997). In der Einflußsphäre dieser populistischen Parteien etwa finden die Betroffenen schließlich auch ein Feld sozialen Lernens, sodaß die autoritären Anschauungen generalisiert werden. Auch eine aktive Rekrutierung geeigneter »Kader« durch die Parteien ist denkbar und würde den gefundenen korrelativen Zusammenhang erklären.

²²⁰ Altemeyer: »Oh, I know as a card –carrying social psychologist that personal authoritarianism will interact with situational factors. No one, I hope, expects High RWAs always to submit to authority or to betray their dislike of minorities indiscriminately.« (1996: 45)

9.9. Beispiel VII: Autoritarismus und Geschlecht

Die Frage nach Geschlechtsunterschieden hinsichtlich des uns interessierenden Autoritarismus ist mehr als die Frage nach einem Mittelwertsunterschied. Autoritarismus berührt die Frage nach sozialen Hierarchien, nach Hegemonien. Bei den Geschlechterbeziehungen haben wir es ebenfalls in besonderer Weise mit einem hegemonischen Verhältnis zu tun. Die Untersuchung von Geschlechtsunterschieden darf sich daher vor allem bei dem Gegenstand »Autoritarismus« nicht auf die quantitative Gegenüberstellung beschränken; die Unterschiede sind vielmehr qualitativer Natur (vgl. auch Rippl & Seipel, 1999; Holzkamp & Rommelspacher, 1991).

Die Geschlechtsspezifität ist hier nicht der Gegenstand. Dafür sei auf weiterführende Arbeiten verwiesen, vor allem auch auf die Aufsätze zur Social Dominance Orientation (Sidanius et al., 1994a; 1994b; Duncan et al., 1997; Pratto et al., 1997; Lippa & Arad, 1999; Whitley, 1999; Whitley & Lee, 2000; Whitley & Ægisdóttir, 2000, siehe auch S.69ff. in dieser Arbeit).

Dennoch möchte ich – ausdrücklich auf der Oberfläche der Daten – einige Ergebnisse der Vollständigkeit halber diskutieren, um Argumente gegen eine Reihe von Vorurteilen und Mißverständnissen zu liefern. Die Besonderheit liegt hier teilweise nicht in Unterschieden, sondern gerade im frappierenden Gleichmaß von Autoritarismuswerten, aus dem jedoch nicht die Wesensgleichheit abgeleitet werden kann. Im Gegenteil sollte die *Gleichheit* der Gesamtskalenwerte im Konzert mit der unterschiedlichen Plausibilität hoher Autoritarismuswerte bei Männern und Frauen verstören und zur näheren Untersuchung ermuntern.

9.9.1. Mittelwertsunterschiede auf Skalenebene

Die folgenden Ergebnisse beziehen sich auf eine Datenbasis von 1836 Personen, von denen jedoch nicht alle ihr Geschlecht angegeben haben.²²¹

²²¹ Es ist hier nicht zu beweisen, aber ein im Internet nicht unübliches Verhalten, das Geschlecht zu verschleiern. Es wäre also denkbar, daß einige der »Frauen« in Wahrheit Männer sind.

Geschlecht

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	weiblich	838	45.6	47.1	47.1
	männlich	942	51.3	52.9	100.0
	Total	1780	96.9	100.0	
Missing	System	56	3.1		
Total		1836	100.0		

Tabelle 100: Geschlechterverhältnis

Bemerkenswert ist, daß sich trotz der großen Stichprobe und der damit verbundenen hohen Teststärke kein (!) Unterschied im Gesamtwert der RWA^{3D} bestätigen läßt.

Robust Tests of Equality of Means

		Statistic ^a	df2	Sig.
Right-wing Authoritarianism aggressiveness	Welch	20.96	1777.163	.000
	Brown-Forsythe	20.96	1777.163	.000
Right-wing Authoritarianism submissiveness	Welch	5.38	1771.166	.021
	Brown-Forsythe	5.38	1771.166	.021
Right-wing Authoritarianism conventionalism	Welch	17.36	1778.000	.000
	Brown-Forsythe	17.36	1778.000	.000
Right-wing Authoritarianism RWA3D	Welch	.07	1776.942	.796
	Brown-Forsythe	.07	1776.942	.796

a. Asymptotically F distributed.

Tabelle 101: Mittelwertsunterschiede Geschlecht × Autoritarismus (Teststatistik)

Dies ist bereits ohne Ansehen des Inhalts der Skalen erstaunlich; beim möglichen Wertebereich von 1 bis 7 ist das arithmetische Mittel für Männer und Frauen bis zur zweiten Nachkommastelle identisch.

Erwartungsgemäß erreichen die Frauen geringere Werte auf den Skalen Submissivität und Konventionalismus. Gerade hier werden Geschlechterrollen teilweise explizit tangiert. Konventionalismus ist als starres Festhalten an den sozialen Konventionen definiert, die durch die Autoritäten aufrechterhalten werden. Durch die männliche Dominanzkultur ist es geradezu tautologisch, daß diese Konventionen die Benachteiligung von Frauen zumindest in subtiler Weise konsolidieren. Frauen sollten hier daher in geringerem Maße zustimmen.

Ähnliches gilt für Submissivität. Hier wird nicht nur die eigene Unterordnungsbereitschaft operationalisiert, sondern vor allem auch die Auffassung, daß Unterordnung einen wichtigen Wert darstellt. Namentlich geht es um die Unterordnung von Kindern unter ihre Eltern und Frauen [sic!] unter ihre Männer. Auch hier ist es banal, für Frauen niedrigere Zustimmungswerte zu erwarten.

Für beide Skalen gilt, daß die Unterschiede in der erwarteten Richtung auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant sind, aber die Effektgröße in ihrer Spärlichkeit verwundert (Tabelle 102).

Group Statistics				
	Geschlecht	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Right-wing Authoritarianism aggressiveness	weiblich	3.5104	1.33969	.04628
	männlich	3.2051	1.47370	.04802
Right-wing Authoritarianism submissiveness	weiblich	2.2223	.96111	.03320
	männlich	2.3309	1.01543	.03308
Right-wing Authoritarianism conventionalism	weiblich	2.8845	1.10339	.03812
	männlich	3.1160	1.24011	.04041
Right-wing Authoritarianism RWA3D	weiblich	2.8724	.88024	.03041
	männlich	2.8840	1.01408	.03304

Tabelle 102: Mittelwertsunterschiede Geschlecht × Autoritarismus (deskriptiv)

Der Gesamtmittelwert unterscheidet sich nicht; auf den Subskalen Konventionalismus und Submissivität weisen Frauen geringere Werte auf. Folgerecht müssen sich Frauen in der Konsequenz autoritär aggressiver darstellen. Ihr Wert ist 0.3 Skaleneinheiten höher als bei den befragten Männern. Dies entspricht unter Umständen nicht den Klischees über Frauen als milde und subdominant.

Eine Inspektion der Profile auf der Basis der Einzelitems offenbart, daß es nur ganz bestimmte Aussagen sind, die in der Konsequenz zu der beschriebenen Ähnlichkeit der Gesamtskalenwerte beitragen.

9.9.2. Mittelwertsunterschiede auf Itemebene

Die folgenden Itemprofile und Teststatistiken dokumentieren die geschlechtsspezifischen Mittelwertsunterschiede auf Itemebene. Die befragten Männer zeigten bei drei Submissivitäts- bzw. Konventionalismusitems höhere Werte. Die Frauen in diesem Datensatz befürworteten ausschließlich Aggressivitätsitems stärker als Männer.

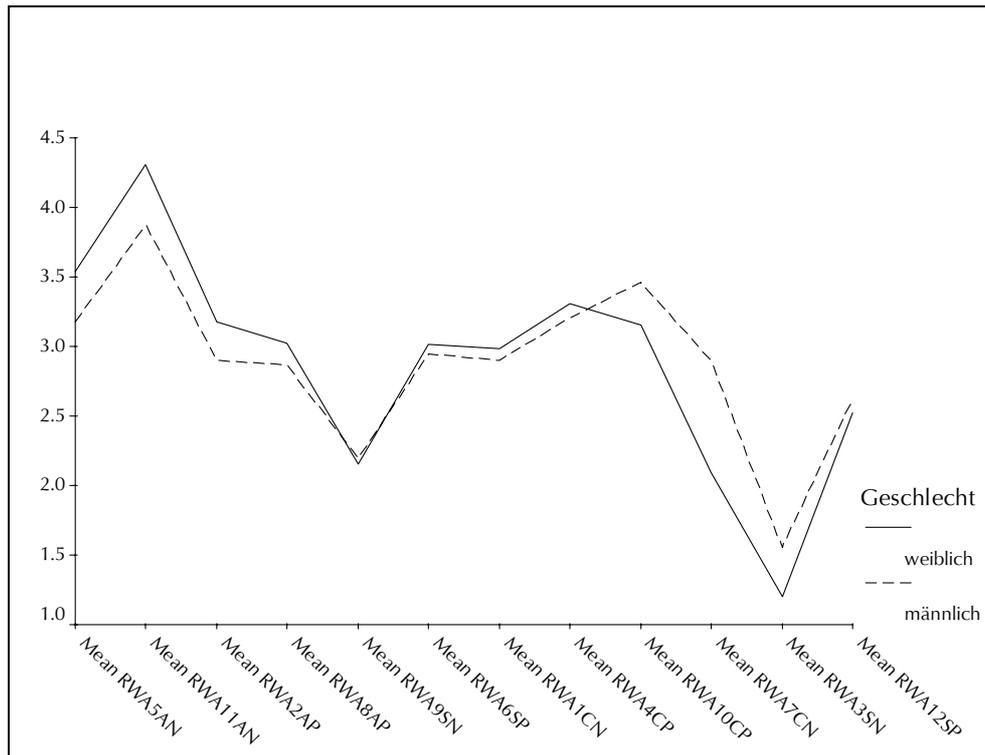


Abbildung 65: Geschlechtsspezifische Itemprofile RWA^{3D}

Robust Tests of Equality of Means

Brown-Forsythe				
	Statistic ^a	df1	df2	Sig.
RWA1CN	.934	1	1753.1	.334
RWA3SN	69.073	1	1636.1	.000
RWA5AN	10.407	1	1771.7	.001
RWA7CN	82.668	1	1762.1	.000
RWA9SN	.556	1	1770.7	.456
RWA11AN	26.136	1	1776.5	.000
RWA2AP	10.092	1	1758.0	.002
RWA4CP	1.736	1	1770.0	.188
RWA6SP	.650	1	1749.3	.420
RWA8AP	3.234	1	1768.9	.072
RWA10CP	16.018	1	1778.0	.000
RWA12SP	2.007	1	1776.2	.157

a. Asymptotically F distributed.

Tabelle 103: Geschlechtsspezifische Itemmittlungsunterschiede (Teststatistik)

Variable	Endfassung RWA ^{3D}	Signifikant höherer Mittelwert bei ...	
rwa7cn	»Gleichgeschlechtliche Lebensgemeinschaften sollten der Ehe gleichgestellt werden.« (-)	Männern	.81
rwa3sn	»Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern unterzuordnen hatten, sollten der Vergangenheit angehören. Der »Platz einer Frau« in der Gesellschaft sollte sein, wo immer sie möchte.« (-)	Männern	.35
rwa10cp	»Tugendhaftigkeit und Gesetzestreue bringen uns auf lange Sicht weiter als das ständige Infragestellen der Grundfesten unserer Gesellschaft.«	Männern	.31
rwa11an	»Es ist wichtig, die Rechte von Radikalen und Abweichlern in jeder Hinsicht zu wahren.« (-)	Frauen	-.43
rwa5an	»Es gibt kein Verbrechen, das die Todesstrafe rechtfertigen würde.« (-)	Frauen	-.36
rwa2ap	»Was wir in unserem Land anstelle von mehr »Bürgerrechten« wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung.«	Frauen	-.27

Tabelle 104: Geschlechtsspezifische Itemmittelwertsunterschiede (deskriptiv)

Es bleibt zu resümieren, daß Frauen in plausibler Weise vor allem bei denjenigen Items weniger zustimmen, in denen explizit die Geschlechterbeziehungen tangiert werden. Sie gleichen dies jedoch – und das ist erwähnenswert – vor allem bei Aggressivitätsitems wieder aus. Frauen sind bei drei Recht-und-Ordnung-Aussagen eher bereit, diesen zuzustimmen.²²² Für die Forschungspraxis resultiert daraus die dringende Forderung, Geschlechtsunterschiede auf Gesamtskalenebene nicht vor-schnell zu interpretieren. Zunächst sollte, in Analogie zur interkulturellen Forschung, die Methodenäquivalenz überprüft werden (van de Vijver & Leung, 1997, in anderem Zusammenhang auch Wolf & Kröhne, 2002; Kröhne & Wolf, 2002).

²²² Über die Ursachen kann naturgemäß nur spekuliert werden. In verschiedenen Ansätzen wird Autoritarismus im Zusammenhang mit Bedrohungsereignissen diskutiert. Aufgrund der männlichen Dominanzkultur kann man für Frauen ein latentes Bedrohungsgefühl annehmen. Dieser Einschätzung könnten Frauen dadurch entgegenwirken, daß sie das Bestrafen potentieller Täter durch die Autoritäten befürworten (»Es gibt kein Verbrechen, das die Todesstrafe rechtfertigen würde.« [umkodiert]). Ebenfalls in Richtung dieser Argumentation läßt sich die Vermutung diskutieren, daß Frauen aufgrund ihrer tatsächlichen und wahrgenommenen Opferrolle, etwa bei Vergewaltigungen und sexuellen Mißhandlungen, leichter eine Einstellung formulieren können, die die Bestrafung von Tätern zum Thema hat.

Für die Gesamtskala der RWA^{3D} ist die Äquivalenz nachdrücklich infrage zu stellen.

9.10. Beispiel VIII: »Typen« von Autoritären

Im Abschnitt 9.2.2 (Seite 249ff.) wurde dargestellt, daß die analytische Unterscheidbarkeit dreier Subdimensionen die Ableitung von Typen auf der Personenebene theoretisch ermöglicht. Gleichzeitig wurde einschränkend davon Abstand genommen, diese Typen als statische, lebenslang unveränderliche Charaktere mißzuverstehen (vgl. auch ausführlich Funke, 1999).

Auch ein methodisches Argument wurde ins Feld geführt, das erklären würde, warum diese »Typen« eventuell nicht identifiziert werden können: die dennoch hohe Korrelation zwischen den drei Subdimensionen von Autoritarismus vereitelt eine klare Unterscheidbarkeit.

Zunächst wurde eine hierarchische Clusteranalyse über die Subskalen von etwa 1800 Befragten gerechnet. In den Clustern C3 und C5 sind Frauen etwa ⁶⁰/₄₀ überrepräsentiert. Umgekehrtes Verhältnis zeigt sich bei den restlichen Clustern C1, C2 und C4.

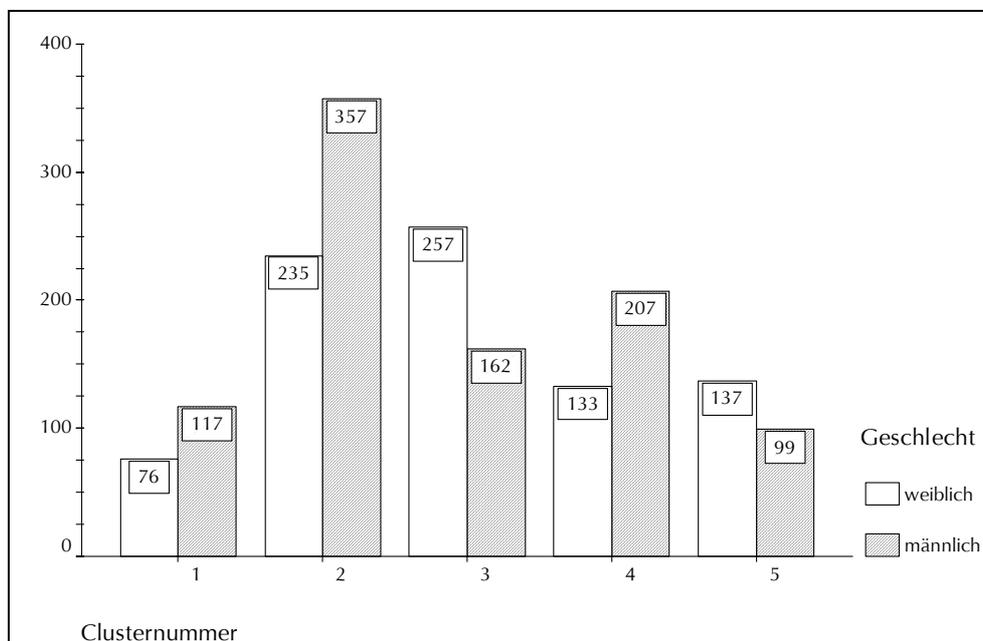


Abbildung 66: Clustergrößen nach Geschlechtern getrennt

Geschlecht * Ward Method		Crosstabulation					Total
Count		Ward Method					
		1	2	3	4	5	
Geschlecht	weiblich	76	235	257	133	137	838
	männlich	117	357	162	207	99	942
Total		193	592	419	340	236	1780

Tabelle 105: Clustergrößen nach Geschlechtern getrennt

Das kleinste Cluster C1 faßt diejenigen 193 Befragten zusammen, die auf allen Subskalen *hohe* Werte aufweisen. Das spiegelbildliche Cluster C2 vereinigt etwa ¼ der Befragten und ist durch *niedrige* Werte auf allen Skalen charakterisiert. Neben einer unauffälligen mittleren Gruppe weisen die Cluster C4 und C5 Profile auf, die auf eine deutliche Unterscheidung der Subdimensionen beruhen: Während sich beide kaum hinsichtlich ihrer Submissivität unterscheiden, ist jeweils entweder die Aggressivität oder der Konventionalismus überdurchschnittlich ausgeprägt. Dabei ist das »aggressive« Cluster stärker mit Frauen besetzt, im konventionellen überwiegen die Männer.

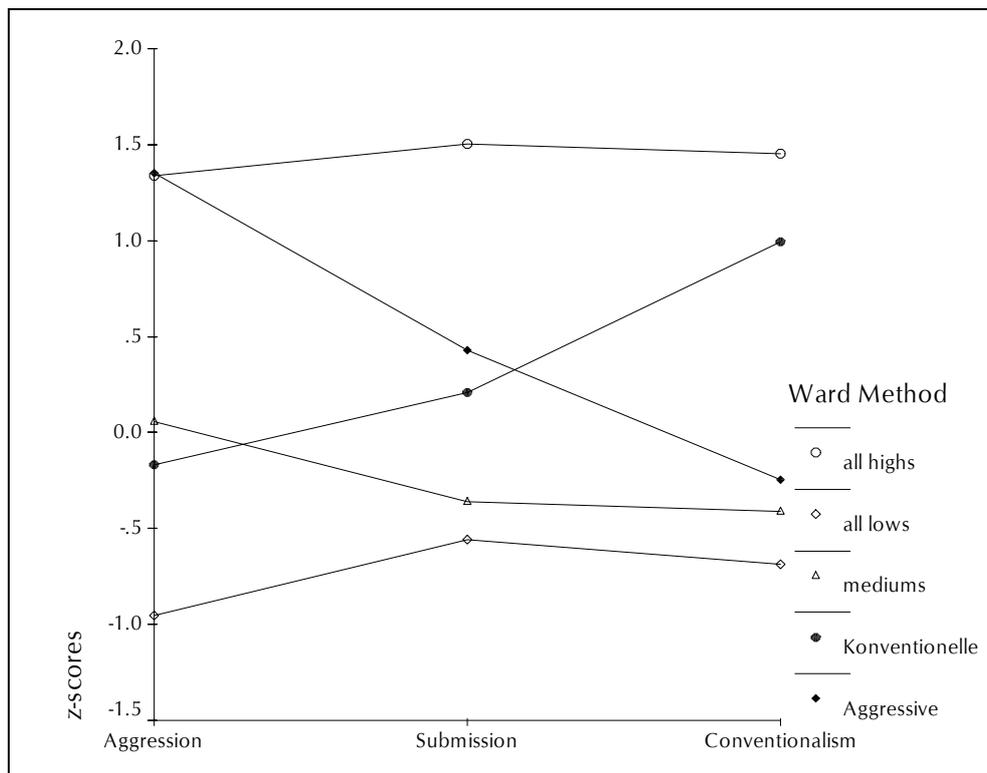


Abbildung 67: Profile der fünf Cluster

Zur Überprüfung der Qualität der Clusterlösung bzw. zur Entscheidungsfindung, wie viele Cluster angenommen werden sollen, kann man die Entwicklung der Fehlerquadratsumme beobachten. Die Entscheidung folgt dann einem ähnlichen Kriterium wie bei der Faktoranalyse (Ellbow-Kriterium, vgl. auch Scree-Plot bei der EFA). Bei der großen Anzahl zu klassifizierender Objekte (in dem Falle Personen statt Variablen) ist dieses Vorgehen jedoch nicht praktikabel oder zielführend. Man muß hier schlicht die Begrenztheit des klassifizierenden Verfahrens eingestehen. Im Ergebnis dessen fällt es auch nicht mehr schwer, die Entscheidung für eine der Clusterlösungen nach dem pragmatischen Kriterium der inhaltlichen Interpretierbarkeit zu fällen. Fünf Cluster stellen hier einen guten Kompromiß zwischen Verschiedenheit der Cluster und Überschaubarkeit der Darstellung dar. Bei der Viercluster-»Lösung« würden die Cluster 2 und 3 zu einem sehr großen Cluster zusammengefaßt ($N=1030$). Das entstehende Cluster würde all jene Befragten vereinen, die auf allen drei Subdimensionen unterdurchschnittliche Werte aufweisen ($z \approx -.5$). Die Klassifikationsgüte (Diskriminanzanalyse) ist bei 4 Clustern geringfügig größer als bei 5 Clustern (91.7% vs 89.5%, vgl. Tabelle 106).

Classification Results^a

		Predicted Group Membership					Total
	Ward Method	1	2	3	4	5	
Original	1	88.8	.0	.0	7.3	3.9	100.0
	2	.0	93.0	4.8	2.2	.0	100.0
	3	.0	7.7	86.4	3.3	2.6	100.0
	4	2.3	4.8	6.2	84.7	2.0	100.0
	5	1.6	.0	4.0	.8	93.5	100.0

^a 89.5% of original grouped cases correctly classified.

Tabelle 106: Clustertrefferquote auf der Basis der standardisierten Subskalen

Auf Basis einer der durchgeführten Studien (6.4, S.156ff) soll exemplarisch gefragt werden, ob sich aus diesen »Typen« bei aller gebotenen Vorsicht Konsequenzen für die Vorhersage anderer Eigenschaften ergeben, die bei der Clusterbildung ausdrücklich *nicht* beteiligt waren. Die Cluster, zur Erinnerung, basieren allein auf den drei Subskalen.

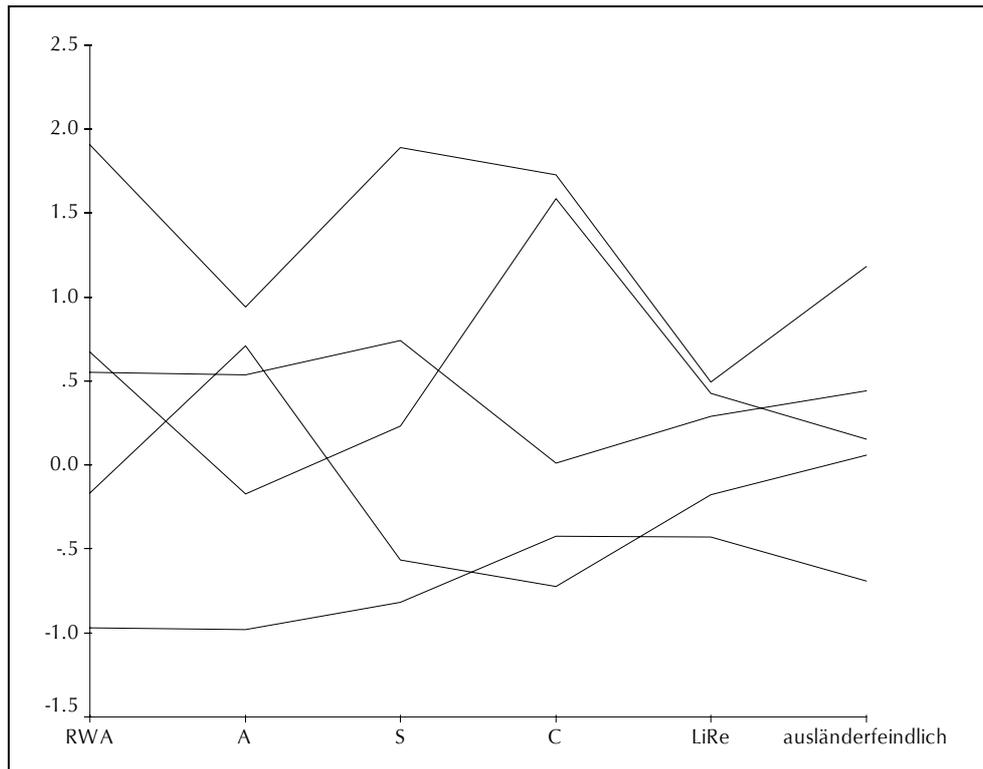


Abbildung 68: Profilplot auf der Basis von 5 »Autoritariusclustern«

Mit Bedacht wurde in Abbildung 68 auf die Wiedergabe der Legende verzichtet. Am deutlichsten (und uninteressantesten) sind das »hohe« Cluster C5 ($N=26$, 6%) und das »niedrige« Cluster C1 ($N=151$, 33%). C5 vereint die Personen mit hohem Autoritarismus, der durch hohe Werte auf allen drei Subskalen zustande kommt. Diese Personen definieren sich eher als rechts und haben in erwarteter Weise eher ausländerefeindliche Einstellungen. Hier gehen, wie von den klassischen Autoritarismustheorien »gefordert«, alle drei Subdimensionen miteinander einher. Spiegelbildlich und damit ebenso theoriekonform finden sich in C1 die nichtautoritären, sich als »links« darstellenden Ausländerfreunde wieder. Für das in dieser Arbeit diskutierte Problem sind die anderen drei Cluster jedoch interessanter. Deren Profile sind in Abbildung 69 wiedergegeben.

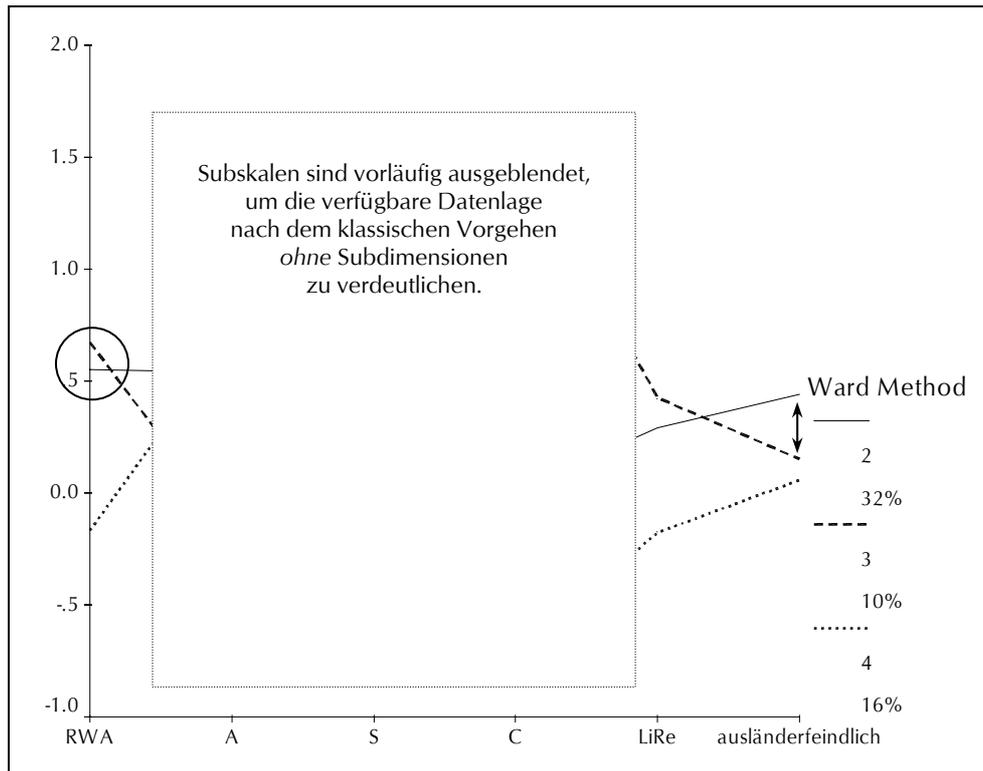


Abbildung 69: Profilplot (Cluster 2-4) auf der Basis von 5 »Autoritarismusclustern«

Die relativ geringste (durchschnittliche) Ausländerfeindlichkeit geht in C4 mit dem ebenfalls relativ geringsten und durchschnittlichen Gesamtscore der RWA^{3D} einher. Die Cluster C2 und C3 unterscheiden sich jedoch in ihrem überdurchschnittlichen RWA^{3D}-Gesamtwert nicht, wohl aber in ihrer Ausländerfeindlichkeit. Der leicht höhere Autoritarismus in C3 ist paradoxerweise mit einer geringeren [sic!] Ausländerfeindlichkeit assoziiert – ein Ergebnis, das mit dem klassischen Vorgehen nicht erklärbar wäre.

Im folgenden Profilplot sind auch die Ausprägungen der Subdimensionen ablesbar. C4 ist – wie bereits erwähnt – durch unauffällige Werte auf RWA^{3D} und Ausländerfeindlichkeit charakterisiert.

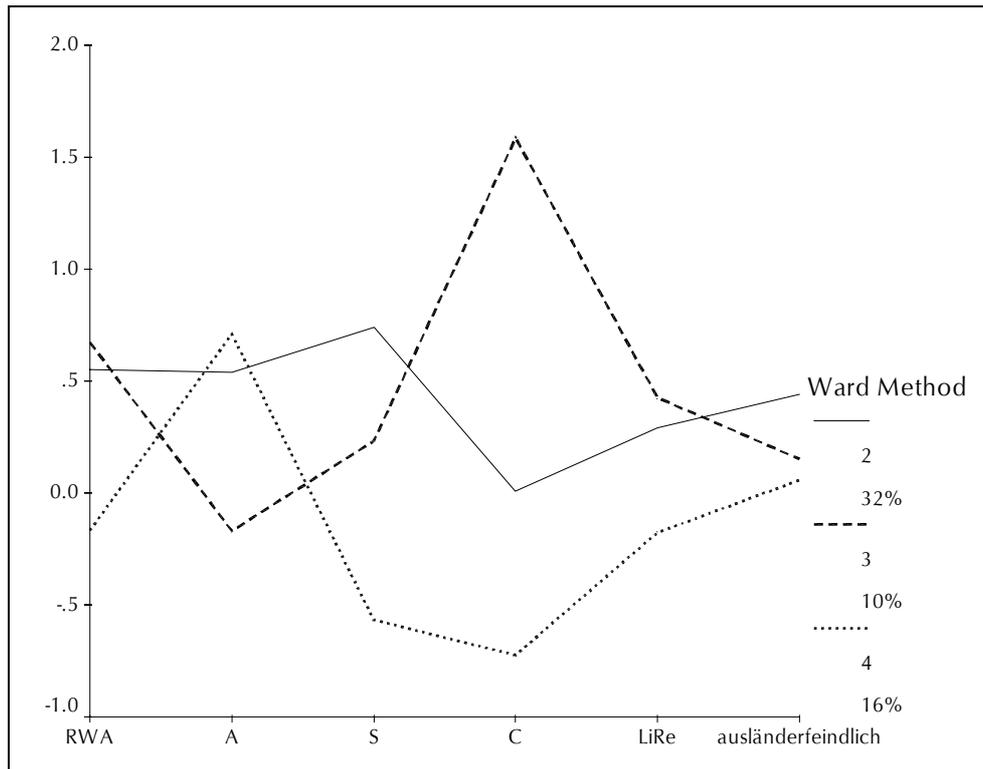


Abbildung 70: Profilplot (Cluster 2-4) auf der Basis von 5 »Autoritarismusclustern«

Wie die Inspektion der Subskalen offenbart, weisen diese Befragten vergleichsweise hohe Aggressivitätswerte auf. Zur Diskussion der Ergebnisse sei daran erinnert, daß sich autoritäre Aggressivität am ehesten als *law-and-order*-Einstellung beschreiben läßt. Vor dem Hintergrund der eher »linken« Selbstdefinition und der geringen Ausländerfeindlichkeit zeichnet sich hier vage das Bild eines »linken Autoritarismus«²²³ ab. Diese Spekulation findet bestechende Unterstützung in den höchsten Werten dieses Clusters auf der inhaltsbereinigten Skala zur Politischen Intoleranz.²²⁴ Wir haben es hier also – plakativ gesprochen – mit demonstrativen

²²³ Eine abschließende Diskussion der Lehren aus meinen Studien sollte die Frage beantworten, ob wir es beim isolierten Auftreten von hohen Werten auf nur einer der Subdimensionen überhaupt mit Autoritarismus zu tun haben. Im Moment neige ich dazu, diese Definition nicht anzutasten. Mit anderen Worten: »Ja, zum Autoritarismus bedarf es aller drei Subdimensionen.« Ich sehe keine Veranlassung, Altemeyers konsensuale Definition herauszufordern und infrage zu stellen. Gleichwohl bleibt von dieser Auffassung unberührt, daß natürlich durch den Gesamtskalenwert die differentielle Ausprägung der einzelnen Subdimensionen verschleiert werden kann. Genau dieser Fall liegt hier vor.

²²⁴ Diese Werte sind im Profilplot nicht dargestellt.

Ausländerfreunden zu tun, deren Toleranz jedoch beim politischen Gegner am rechten Rand ihre Grenze findet. Dabei sei darauf hingewiesen, daß der Gesamtwert der RWA³D bei dieser Gruppe vollkommen unauffällig ist.

Aufgrund der erwähnten Instabilität der Cluster und dem damit verbundenen spekulativen Charakter der Interpretationen distanzieren mich von einer zu ausführlichen Deutung der beiden Cluster C2 und C3. Ein rein formales Argument genügt jedoch, um die Überlegenheit des alternativen hochauflösenden Ansatzes gegenüber der klassischen Vorgehensweise zu stützen:

Die Cluster C2 und C3 unterscheiden sich *nicht* in ihrem überdurchschnittlichen RWA³D-Gesamtwert, wohl aber in ihrer Ausländerfeindlichkeit. Eine Inspektion der beiden Profile offenbart zwei vollkommen verschiedene Verläufe bei den Subdimensionen.

Cluster	Aggressivität	Submissivität	Konventionalismus
C2	↗	↗	↕
C3	↕	↕	↗↗

Tabelle 107: Gleiche RWA³D-Werte, aber unterschiedlich ausgeprägte Subskalen

Das sehr stark besetzte Cluster C2 (32%) hat leicht überdurchschnittliche Werte bei den zentralen Autoritarismusdimensionen Aggressivität und Unterordnung; Konventionalismus ist lediglich durchschnittlich ausgeprägt. Dieses Profil veranschaulicht eine abgemilderte Variante des Autoritarismus in seiner klassischen Lesart. Es handelt sich um eine moderne Variante, der die antiquierten Anschauungen über »Sitte und Moral« fehlen, das Hierarchiedenken jedoch nicht. Das ändert jedoch nichts an der Vorhersagekraft für Ausländerfeindlichkeit. Ich werte dies als Indiz dafür, die beiden hierarchie- und machtrelevanten Konstrukte als zentral und wesensbestimmend für Autoritarismus anzusehen, während Konventionalismus in der heutigen Zeit an Bedeutung verlieren dürfte.

Dieser Sichtweise widerspricht auch nicht das Cluster C3 mit der spiegelbildlichen Konfiguration: extrem hoher Konventionalismus bei unauffälligen Ausprägungen von Aggressivität und Submissivität. Folgt man der Argumentation aus Fußnote 223, so würde auch diese (seltene) Kombination eher nicht als »autoritär« bezeichnet werden. Der Wert auf der Gesamtskala ist deutlich überdurchschnittlich, was

jedoch allein durch auffällig hohe Konventionalismuswerte zustande kommt, die den Gesamtmittelwert in die Höhe treiben.

Die Besonderheiten der Cluster lassen vermuten, daß das Geschlechterverhältnis in den einzelnen Clustern nicht ausgewogen ist, sodaß die Cluster zumindest teilweise auch Geschlechtsunterschiede widerspiegeln. Die Abbildung 71 gibt Grund, dieser Vermutung Glauben zu schenken. Im »links-aggressiven« Cluster C4 sind fast doppelt so viele Frauen wie Männer vertreten (vgl. auch ausführlich 9.9, S.293ff.).

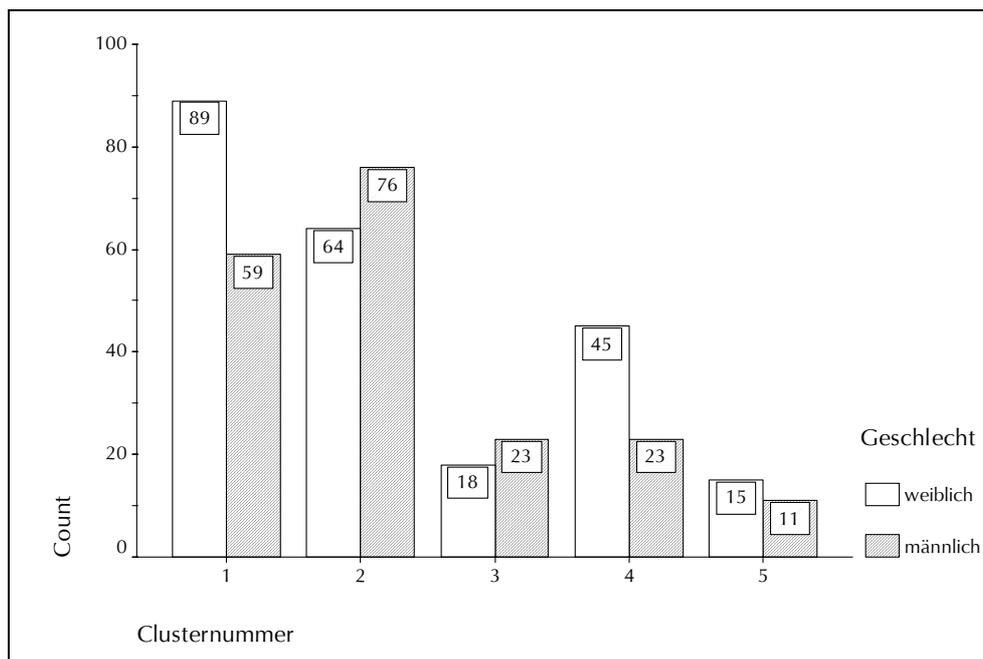


Abbildung 71: Clustergrößen nach Geschlechtern getrennt

Im Fazit kann festgehalten werden, daß in der Tat »Gruppen« von Personen identifizierbar sind, die (bei gleichem RWA-Gesamtwert) eine unterschiedliche Kombination ihrer Subskalenwerte aufweisen. Dabei unterstreiche ich nochmals meine Bemerkung aus Fußnote 223 (S. 303), daß

- a) für die Cluster keine Stabilität im Sinne unveränderlicher, scharfer Grenzen unterstellt wird, und daß
- b) verschiedene Kombinationen von hoch oder niedrig ausgeprägten Subdimensionen auftreten können. Von diesem Umstand bleibt die Frage völlig unberührt und letztlich ohne Belang, ob es sich dann noch um »Autoritarismus« handelt.

Ich neige dazu, keine Veranlassung zum Antasten der klassischen Definition zu sehen, die das *gemeinsame* Auftreten aller drei Komponenten als wesensbestimmend ansieht. Das mag nach dem Lesen dieser Arbeit verwundern, steht aber keineswegs im Widerspruch zu meiner Argumentation. Das Problem liegt in der Operationalisierung, die bei gleichem Skalengesamtwert den Blick auf die womöglich völlig unterschiedlich ausgeprägten Subdimensionen verwehrt. Dies exemplarisch zu zeigen war das Ziel dieser Clusteranalysen. Die Ergebnisse sprechen für das Gelingen dieses Vorhabens.²²⁵

9.11. Einige Lehren aus den Beispielen

Eine Zusammenfassung der Lehren des vorangegangenen Kapitels scheint wünschenswert; gleichwohl lassen sich Argumente anführen, die den Sinn der Zusammenfassung infrage stellen: Die dargestellten Ergebnisse wurden mit Bedacht »Beispiele« genannt, um den exemplarischen Charakter zu unterstreichen. Es ging nicht um Vollständigkeit – dies ist ein Grund, warum eine integrierende Zusammenfassung wenig sinnvoll ist.

Die argumentatorische Kraft der Beispiele liegt jenseits der Einzelergebnisse: Es konnte gezeigt werden, daß die Subdimensionen diskriminant valide sind, daß die Erklärungskraft der Subdimensionen unterschiedlich ist und daß letzteres vor allem in Abhängigkeit von verschiedenen zu erklärenden Konstrukten gilt. Dies zu zeigen war das zentrale Ziel des Aufsatzes; die dadurch eröffneten Wege zu beschreiten ist eine Aufgabe *jenseits* dieses Textes.

²²⁵ Die gerade erst beginnende Annäherung von Strukturgleichungsmodellen an die Item-Response-Theorie könnte in den nächsten Jahren die Möglichkeit eröffnen, ausgereifte Methoden zur *Latent Class Analysis* (LCA) mit SEM für die hier vorliegende Fragestellung anzuwenden. Die Software MPlus von Bengt und Linda Muthén (<http://www.statmodel.com/>) scheint hier vielversprechend zu sein. Um das Ziel des vorangegangenen Abschnitts zu erreichen genügte jedoch die Demonstration auf Basis von Clusteranalysen mit den manifesten Variablen. Bei der Art der Erhebung der Daten (siebenstufiges Antwortmodell) müßte die Stichprobe zudem erheblich umfangreicher sein, um die große Anzahl unbekannter Parameter zuverlässig zu schätzen.

10. Diskussion

*»Einen unausgebrüteten Gedanken
muß man zart behandeln
um ihn am Leben zu erhalten.*

*Man darf von ihm noch nichts verlangen
und muß ihn im weichen Medium
der fortwährenden Unsicherheit betten.*

*Ist er flügge
dann verläßt er dieses Nest von selbst.«*

(Wittgenstein, 1995/1931)

10.1. Ausblick auf die Diskussion

Auf den nächsten Seiten beabsichtige ich keine ausufernde Diskussion, da viele Ergebnisse bereits »an Ort und Stelle« kommentiert und in ihrer Bedeutung gewürdigt wurden. Die folgenden Bemerkungen sind deshalb zuweilen eher ein fast thesenhaftes, dialogisches Zusammenfassen der Antworten auf die Fragen, die die Arbeit gestellt hat.

10.2. Ist die Dekomposition geglückt?

Die Ergebnisse der hier berichteten Exploratorischen Faktoranalysen über die RWA96, RWA98 und RWA^{3D} weisen sämtlich in die Richtung, daß sich meist *zwei* Hauptkomponenten extrahieren lassen, die jeweils positive und negative Items zusammenfassen. Die getrennte Analyse enttäuscht jedoch ebenfalls.; hier ist folgerichtig nur eine Einfaktorstruktur zu zeigen.

Eine gewisse inhaltliche Zusammenhangsstruktur zeigt sich jedoch in der Nähe der Submissivitäts- und Konventionalismusitems, die sich beide von den Aggressivitätsitems abheben. Weiter oben wurde nachvollziehbar argumentiert, daß Konventionalismus als die Unterordnung († Submission) unter überkommene kleinbürgerliche Normen redefiniert werden kann. Gleichzeitig ist die Betonung der Unterordnung integraler Bestandteil der angesprochenen kleinbürgerlichen Konventionen. Beide Umstände begründen plausibel die größere Nähe der beiden Subdimensionen und damit für die Kontrastierung gegenüber der aggressiven Komponente.

10.3. Ist die Rekomposition geglückt?

Die Antwort auf diese Frage wurde bereits in 8.8 (S.246ff.) in der gebotenen Ausführlichkeit gegeben. Ziel der Rekomposition war das Finden eines theoretisch in jedem Detail begründeten Meßmodells, daß die dreidimensionale Zusammenhangsstruktur ebenso abbildet wie die Besonderheiten, die durch positiv resp. negativ formulierte Items entstehen.

Gleichwohl handelt es sich bei dieser Suche um keinen Prozeß mit eindeutigen Abbruchkriterien; vielmehr können verschiedene Alternativen angeboten werden. Keiner der Ansätze rechtfertigt seine Qualifikation als der einzig richtige Weg, die Vor- und Nachteile sind jeweils im Einzelfall und in Abhängigkeit der Fragestellung gegeneinander abzuwägen.

Dadurch wird deutlich, daß es nicht um die *Maximierung* eines Kriteriums, sondern um die *Optimierung* der Balance zwischen hoher Modellanpassung und gleichzeitig um Sparsamkeit des Modells gehen konnte, zweier Ziele mithin, die in einem kompensatorischen Verhältnis zueinander stehen.

Die Frage in einem Satz beantwortend wäre festzustellen, daß nicht eine, sondern mehrere theoretisch gerechtfertigte Meßmodelle in befriedigender Weise an die Daten angepaßt werden können, die sämtlich den einfaktoriellen Modellen überlegen sind.

10.4. Bedarf es einer neuen Skala?

Das vorliegende Forschungsprogramm ging von dem konservativen Ansatz aus, die bestehende etablierte Skala von Altemeyer in ihren verschiedenen Revisionen beibehalten und dennoch dreidimensionale Modelle anpassen zu können. Dem lag das Rationale zugrunde, daß es aus wissenschaftstheoretischen Gründen unrealistisch wäre, ohne namhafte Kooperationspartner eine neue Skala zu etablieren.

Ich möchte zwei Hauptgründe anführen, um meine anfängliche Auffassung zu revidieren:

1. Eine Anpassung dreidimensionaler Modelle an die RWA mit ihren *double-barreled* Items ist zwar möglich, der forschungspraktische Preis der hohen Komplexität, schweren Vermittelbarkeit und mangelhaften Robustheit über Zeit und Kulturen hinweg verbietet jedoch dieses Vorgehen.
2. Die Etablierung einer neuen dreidimensionalen Skala scheint heute nicht mehr aussichtslos; es wurden in dieser Arbeit weitreichende theoretische Argumente entwickelt und empirische Evidenz gefunden, die eine Eigenentwicklung rechtfertigen und ihr Erfolg verheißen.²²⁶

Als Fazit bleibt das klare Bekenntnis zur Konstruktion einer mehrdimensionalen Autoritarismusskala. Dabei sollte nicht rigide an den drei Dimensionen festgehalten werden. Essentiell sind die Subdimensionen Submissivität und Aggressivität, weitere Dimensionen sind jedoch nicht von vornherein auszuschließen. Besonderes Augenmerk muß der Konstruktion invertierter Items gelten.

²²⁶ Diese Einschätzung wird mittlerweile von zahlreichen einflußreichen Kollegen geteilt (vor allem John Duckitt, Jim Sidanius, Sam McFarland, William Stone, Thomas Pettigrew, Ulrich Wagner, Bernd Six). Derzeit laufen Abstimmungen mit John Duckitt aus Neuseeland, die voraussichtlich in der gemeinsamen Publikation einer dreidimensionalen Skala münden werden.

10.5. Einige theoretische Konsequenzen

10.5.1. Dialektik von Aggression und Submission

Autoritäre Aggression und autoritäre Submission sind in der Metapher des Radfahrers, der nach oben buckelt und nach unten tritt, die sinngebenden Konstrukte.²²⁷ Beide stehen insofern in einem dialektischen Zusammenhang, als sie einerseits miteinander einhergehen, sich aber andererseits in einem kompensatorischen Verhältnis zueinander befinden, ja sich gar in bestimmten Situationen gegenseitig ausschließen.²²⁸

10.5.1.1. Notwendige definatorische Abgrenzung von Aggression und Aggressivität

Es sei – vorübergehend – absichtsvoll ignoriert, daß »Aggression« von den Autoren der TAP (auch) im psychoanalytischen Sinne intendiert war, mithin eine in der Kindheit verdrängte Aggression gegen den omnipotenten Vater.

Autoritäre Aggression sei – und dies dürfte sich mit dem Sprachgebrauch der modernen Sozialpsychologie, Altemeyers Ansatz sowie schließlich der Alltagssprache decken – ein Verhalten, das auf das Verletzen Anderer abzielt bzw. dies zur Folge hat. Die Intention kann dabei ohne Konsequenz bleiben, gleichwohl muß der Verletzung jedoch die Intention vorangegangen sein, um von Aggression reden zu können (zur ausführlichen Begriffsdefinition vgl. Neumann, 2001, S.89 ff.). Aggression ist nicht notwendigerweise an eine bestimmte Form gebunden: sie ist nicht auf den engeren Sinn *physischer* Aggression begrenzt. Auch subtile Varianten wie verbales Herabwürdigen oder ein vorwurfsvoller Kommunikationsstil sind Aggressionen.

Bedeutsam für die Definition von Aggression ist der Verweis auf das Handeln. Diese Betonung dient dem ausdrücklichen Abgrenzen gegenüber Aggressivität (aggressiveness). Somit ist *Aggression* (wie auch *Submission*) in einem engen Zeitrahmen zu verstehen.

Aggressivität hingegen sei eine zeitlich überdauernde Entsprechung zu Aggression. Diese mag verstanden werden die Disposition, über die Zeit und über Situationen

²²⁷ Altemeyer (1998, S. 48) lobt diese Metapher und kritisiert sie gleichzeitig scherzhaft: »... the bicycle rider who bows from the waist up and kicks from the waist down [...] (if you overlook the fact that one does not kick at anything when pedalling a bicycle).«

²²⁸ Die schrumpfungskorrigierte Korrelation liegt bei etwa .80 (Tabelle 98, S.289).

hinweg wahrscheinlicher mit Aggression zu reagieren. Diese »Kausalitätsrichtung« ordnet Aggressivität als Disposition den konkreten Aggressionen vor (Abb. a).

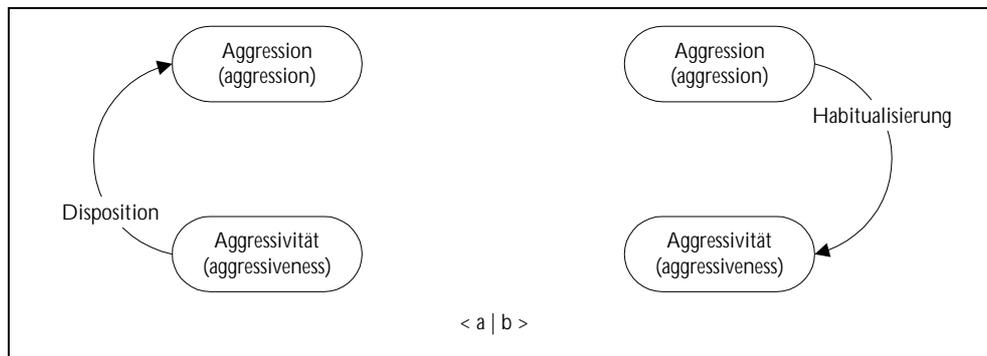


Abbildung 72: Zusammenhang von Aggressivität und Aggression

Gleichwohl mag Aggressivität auch umgekehrt als habitualisierte Aggression verstanden werden. In diesem Sinne führen häufige Aggressionen zur Aggressivität (Abbildung 72 b, vgl. auch Selbstwahrnehmungstheorie von Bem, 1972). Beide Sichtweisen lassen sich problemlos integrieren.

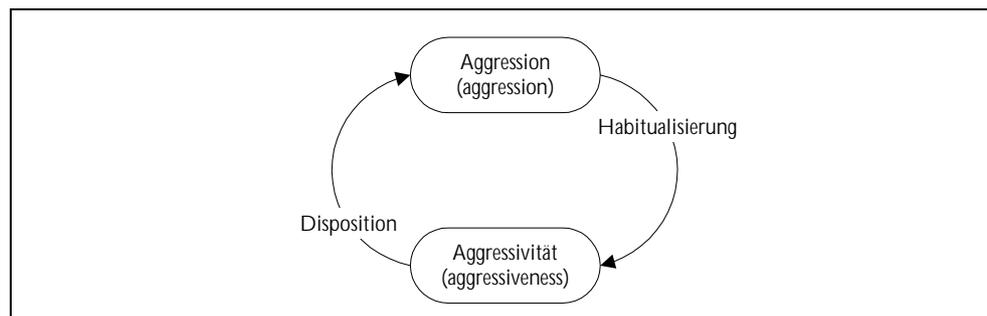


Abbildung 73: Zusammenhang von Aggressivität und Aggression (integriert)

Sinngemäßes gelte für die Unterscheidung von Submissivität und Submission. Letztere wäre die zeitlich begrenzte konkrete Handlung der Unterordnung (Nachgeben, Folge leisten), während Submissivität (submissiveness) die zeitlich überdauernde Disposition beschreiben soll, wahrscheinlicher mit Submission zu (re)agieren. Auch hier bleiben (in Analogie zu Abbildung 72 und Abbildung 73 auf Seite 311) beide Richtungen von »Ursache und Wirkung« gleichberechtigt nebeneinander bestehen.

10.5.1.2. Kurzfristiger und langfristiger Zusammenhang

Der tiefere Sinn dieser scheinbar unnötig silbenstecherischen Unterscheidung wird im folgenden deutlich, wenn es um den Zusammenhang von Aggression und

Submission sowie Aggressivität und Submissivität geht. Das Problem sei an einem Beispiel illustriert. In einer konkreten Situation mögen zwei Interaktionspartner in einem flachen Statusgefälle zueinander stehen, sodaß der Aufforderungscharakter der Situation gering ist und diese daher differentialpsychologischen Variablen mehr »Gestaltungsspielraum« läßt. Hier sind Submission und Aggression durchaus als zwei disjunkte Handlungsoptionen zu sehen. Sie sind entgegengesetzte Pole eines Kontinuums entlang der Hierarchie. Die meßtheoretische Konsequenz wäre eine negative [sic!] Korrelation – diese bleibt jedoch aus.

Der scheinbare Widerspruch zum robusten Befund der positiven Korrelation von Submission und Aggression ließe sich durch die Einführung der definitorischen Abgrenzung zu Submissivität und Aggressivität auflösen: In einem längerfristigen Zeitrahmen über eine Vielzahl von Situationen hinweg ist es durchaus plausibel, daß Personen, die häufig aggressiv (re)agieren, auch häufiger als andere submissiv (re)agieren. Die entgegengesetzten Pole Aggression und Submission könnten in diesem Sinne als Abweichung vom Modus, der auf Verhandeln oder Mediation abzielt, verstanden werden. Diese mittlere Option setzt eine starke Ich-Beteiligung voraus, eine relative Autonomie der Entscheidungsfindung. Abweichungen sowohl in Richtung Aggression als auch Submission ist gemein, daß hier zuungunsten der Autonomie auf Fremdbestimmung größerer Wert gelegt wird.

Die meßtheoretischen Konsequenzen seien hier kurz illustriert: Unterstellt man für konkrete Situationen eine Disjunktheit der Optionen, für eine Vielzahl unterschiedlicher Situationen hingegen ein typisches Abweichen im absoluten Betrag vom Mittelpunkt dieses bipolaren Kontinuums, dann wird augenscheinlich, daß diese betragsmäßig positiv miteinander korrelieren können. Dies ist im Rahmen der Autoritarismustheorien sowohl plausibel und theoriekonform als auch durch empirische Evidenz gedeckt. Die analytisch getrennten Subdimensionen der RWA^{3D} (Submissivität und Aggressivität) korrelieren sehr hoch miteinander. In der klassischen Sichtweise der Ununterscheidbarkeit der Subdimensionen bilden alle Items ohnehin ein eindimensionales konsistentes Maß, was implizit eine hohe Korrelation unterstellt.

10.5.1.3. Kombination von Submissivität und Aggressivität in einem Item

Es wurde wiederholt das zentrale Problem der sogenannten *double-barreled* Items angesprochen. Angesichts des Gesagten wäre es besonders problematisch, wenn es

eine Vielzahl von Items gäbe, die sowohl Verweise auf Unterwürfigkeit (*submissiveness*) als auch auf Aggressionsbereitschaft (*aggressiveness*) in sich tragen. Diese Items sind jedoch schwach vertreten. Das annähernde Fehlen von AS-Items bestätigt implizit die (psycho)logische Ausschließlichkeit von Aggression und Submission in einer konkreten Situation zweier Interaktionspartner.

Das typisch Autoritäre ist wohl die Unterordnung um der Aggression willen. Denkt man sich einen dritten Interaktionspartner, so läßt sich diese Dialektik leicht veranschaulichen. Der oder die Autoritäre unterwirft sich bereitwillig unter eine Autorität, die (Stellvertreter-)Gewalt gegen Dritte ausübt, dazu aufruft oder auch nur außer Strafe stellt. Während in Item 7 der RWA96 die drei Subdimensionen nebeneinander (und zeitlich nacheinander) gestellt sind, illustriert Item 32 die Dynamik des funktionalen Sich-Unterordnens, um Aggressionen gegen Dritte in die (gedachte) Tat umzusetzen.

p_asc_7	Unser Land stünde gut da, wenn wir die Traditionen unserer Vorfäter ehren, auf die führenden Köpfe hören und uns all der »faulen Äpfel« entledigen würden, die alles verderben.	> <i>Konventionalismus</i> > <i>Submission</i> > <i>Aggression</i>
p_asc_32	Wenn unser Staat eines Tages »grünes Licht gibt«, ist es die Pflicht eines jeden patriotischen Bürgers, den Verfall ausmerzen zu helfen, der unser Land von innen her vergiftet.	> <i>Sanktionierung</i> > <i>Submission</i> > <i>Aggression</i>

10.5.1.4. Zwei Paradoxa – aggressive Unterordnung und Unterwerfung unter Aggressive
Unterordnung und Aggressivität stehen in einem dialektischen Verhältnis zueinander. Einerseits findet man sie *gemeinsam* auftretend in der klassischen Beschreibung der autoritären Persönlichkeit. Zum anderen scheinen sie sich gegenseitig logisch auszuschließen, scheinen in *kompensatorischem* Verhältnis zueinander zu stehen.

Zwei weitere scheinbar paradoxe Bemerkungen mögen letztendlich die Beziehung zwischen beiden Konstrukten aufklären: Die »submissiven« Items tangieren insofern ihren vermeintlichen Widerpart, als ihre Befürworter Unterordnung nicht nur gutheißen, sondern vor allem auch von anderen einfordern. Sobald die Gelegenheit dazu besteht, wird die Unterordnung zur unumstößlichen Norm erhoben und

von Anderen radikal verlangt. Mithin hat die autoritäre Unterordnung eine sehr aggressive Seite.

Ähnliches läßt sich von der autoritären Aggressivität sagen. Sie ist bei Altemeyer definiert als »... *a general aggressiveness, directed against various persons, that is perceived to be sanctioned by established authorities.*«. Hier impliziert die Aggressivität demnach eine Unterordnung unter Autoritäten. Die aggressiven Handlungen müssen gar nicht selbst vollzogen werden. Viel wahrscheinlicher ist ein schutzsuchendes Unterordnen unter die aggressiven Autoritäten, von denen erwartet wird, daß sie »Recht und Ordnung« aufrecht erhalten (Stellvertretergewalt).

Diese Bemerkungen sollen veranschaulichen, welches Spannungsfeld aus psychologischer Sicht zwischen den Subdimensionen von Autoritarismus besteht. Die analytische Unterscheidbarkeit steht daher selbst bei optimaler Operationalisierung vor natürlichen Schranken.

10.5.2. Dialektik von Submission und Konventionalismus

Ähnliches läßt sich auch für den Zusammenhang von Submission und Konventionalismus sagen. Der Grund für die relativ hohe Korrelation dieser Subdimensionen ist hier jedoch ein anderer.²²⁹

Konventionalismus war zur Zeit der Begriffsstiftung das rigide Festhalten an den Normen der Zeit, namentlich an den kleinbürgerlichen Werten des Wilhelminischen und Weimarer Deutschland. Mit dem Fortschreiten der Zeit wurden dieses Festhalten an ehemals zeitgenössischen Normen mit jedem Jahrzehnt mehr zu Konservatismus. Beide Konstrukte sind damit ungeachtet verschiedener Ausgangspunkte immer mehr konvergiert. Dies erklärt zum Teil die dahingehende Kritik (vgl. die von John J. Ray immer wieder entfachte Debatte: Ray, 1979b; 1984b; 1990b; 1998; Ray & Furnham, 1984; Ray & Heaven, 1984; Meloen & de Witte, 1998).

Strukturell betrachtet wäre Konventionalismus, wenn er als verschieden von Konservatismus definiert werden soll, die Tendenz zu außengeleiteter Konformität. Konventionalismus ist daher eng mit Submissivität verwandt, was sofort deutlich

²²⁹ Die schrumpfungskorrigierte Korrelation liegt bei etwa .85 (Tabelle 98, S.289).

wird, wenn man ihn als Unterordnung interpretiert, als Unterordnung unter eine soziale Norm.

10.5.3. Dialektik von Aggression und Konventionalismus

Das Wesen der Beziehung zwischen Aggression und Konventionalismus liegt weniger auf der Hand als bei den Beispielen zuvor. Beide Konstrukte sind auch weniger stark miteinander assoziiert.²³⁰

Interessanterweise klingt die Nahstelle bereits in der Definition durch die Autoren der TAP an (Adorno et al., 1950, S.228, vgl. auch Tabelle 1, S.34): Autoritäre Aggression ist demnach die »Tendenz, nach Menschen Ausschau zu halten, die konventionelle Werte mißachten, um sie verurteilen, ablehnen und bestrafen zu können.«. Das hervorhebenswerte ist hier der explizite Bezug auf Konventionalismus in der Definition von Aggression.

Es sei schließlich ferner an eine Antwort erinnert, die auf die Frage nach Wesen und Natur des Zusammenhängens der drei Subdimensionen bereits andernorts gegeben wurde: John Duckitt (1989; 1992c) begründete die Kovariation der drei Komponenten mit der dahinterliegenden Forderung nach Gruppenzusammenhalt (*cohesion*). Auf diese Weise gelingt Duckitt das Umdeuten der drei Subdimensionen: Je stärker sich Personen mit ihrer Gruppe identifizieren, umso mehr betonen sie die Forderung nach Einigkeit und Einhaltung der Normen (Konventionalismus), umso mehr ordnen sie sich ihren Führern unter und fordern die Unterordnung der Einzelinteressen unter die Gruppeninteressen (Submission). Schließlich werden sie auch Abweichler von der Gruppennorm stärker bestrafen oder es gern sehen, wenn sie durch Autoritäten betrafft werden.

10.5.4. Dialektik von Autoritarismus, Sozialer Dominanzorientierung und Diskriminierung

In den letzten zehn Jahren hat sich das Konzept der *Social Dominance Orientation* als ernstzunehmendes Alternativkonzept neben der Autoritarismusforschung etab-

²³⁰ Die schrumpfungskorrigierte Korrelation liegt bei etwa .60 (Tabelle 98, S.289).

liert. John Duckitt (2000, S.91 ff.) spricht gar gegenüberstellend von »Altemeyer's authoritarian« und – nun die SDO meined – »a second authoritarian«. ²³¹

Felicia Pratto und Jim Sidanius (Pratto et al., 1994; Sidanius & Pratto, 1999; Sidanius et al., 2001) erklären in ihrem gesellschaftskritischen Ansatz, daß Gesellschaften die Gruppenkonflikte²³² zu minimieren suchen, indem sie konsensuale Ideologien und Legitimationsmythen unterstützen, die Ungleichwertigkeit und Diskriminierung aufrechterhalten. Diese neomarxistische Gesellschaftsanalyse mündet jedoch in der individualisierten Persönlichkeitsdimension der SDO.

Es konnte in den letzten Jahren beständig gezeigt werden, daß SDO in ähnlichen soziopolitischen Bereichen Erklärungskraft aufweist, in denen bislang Autoritarismus das Hausrecht allein ausgeübt hat. Gleichzeitig wird durch die Autoren fortwährend Verwunderung darüber zum Ausdruck gebracht, daß SDO und RWA nicht sehr hoch miteinander korrelieren (Altemeyer, 1998; McFarland & Adelson, 1996; McFarland, 1998; Six et al., 2001; Whitley & Lee, 2000; Heaven & Bucci, 2001).²³³

John Duckitt (2000) stellt Autoritarismus und Soziale Dominanzorientierung in einen metatheoretischen Rahmen von Kultur, Sozialisation, Persönlichkeit, Welt-sicht und Motivation. Seine Idee hierarchischer Ebenen und sich überschneidender Sphären lädt zum Vergleich mit dem Jenaer sozialkonstruktionistischen Modell der Wirklichkeitskonstruktion ein (vgl. »Deuteblume« bei Frindte, 1998; 1999; Frindte & Funke, 1995). Duckitt leitet hier die sozialen Einstellungen SDO und Autoritarismus aus proximalen Erklärungsfaktoren (z.B. motivationale Ziele) bis hin zu distalen Hintergründen (Kultur) ab. Dazwischen liegen verschiedene Mediatoren. Neben der von Duckitt als kausal unterstellten vermeintlich linearen Beziehung werden auch Rück- und Wechselwirkungen eingeräumt.

²³¹ Auf zwei mal über tausend Seiten des 1989er Handbuchs der Sozialpsychologie (Gilbert, Fiske & Lindzey, 1998) sucht man indes einen Eintrag über Social Dominance Orientation vergebens.

²³² Klassengegensätze

²³³ Zum Zusammenhang von Sozialer Dominanzorientierung und Autoritarismus können hier keine eigenen Daten vorgelegt werden. Indes sind aber einige Arbeiten in dieser Richtung in Vorbereitung, die hier empirische Befunde liefern verwenden (Müller, 2001; Kämpfe, 2002; Zachariae, 2002).

	Autoritarismus		Soziale Dominanzorientierung			
Kultur	kollektivistisch	vs ↓	individualistisch	Hierarchie/ Machtdistanz vs ↓	Egalität/ Soziale (Für)Sorge	
Sozialisation	strafsüchtig	vs ↓	nachsichtig	lieblos	vs ↓	herzlich
Persönlichkeit	Konformität	vs ↓	Autonomie	starrsinnig	vs ↓	aufgeklärt
Weltanschauung	bedrohlich	vs ↓	sicher	kompetetiv (Dschungel)	vs ↓	kooperativ (Harmonie)
Motivationales Ziel	Kontrolle	vs ↓	Autonomie	Macht Dominanz	vs ↓	Altruismus Selbstlosigkeit
Soziale Einstellung	Autoritarismus	vs ↓	Autonomie	Social Dominance	vs ↓	Egalitarismus Humanismus

Tabelle 108: Psychokulturelle Dimensionen hinter SDO und RWA (adaptiert nach Duckitt, 2000)

Dieses Schema bietet die Chance, Theorien »mittlerer Reichweite« und Forschungslinien der Autoritarismusforschung einzuordnen und aufeinander zu beziehen.

Das Konzept der Sozialen Dominanzorientierung ist aus verschiedenen Gründen erfolgversprechend. Attraktiv ist vor allem der gesellschaftskritische Anspruch und die potentiell große Theoriereichweite. Demgegenüber steht die recht simple Erfassung der SDO mit eindimensional konzipierten Kurzskalen. Hier besteht die Gefahr, daß der Gesellschaftsbezug verlorengeht und das Konstrukt zum Persönlichkeitstrait verkümmert.

Die große Chance besteht in der *gleichzeitigen* Betrachtung der Sozialen Dominanzorientierung (ggf. mit zwei Dimensionen) als Brücke zwischen der persönlichkeitspsychologischen Autoritarismusforschung und der sozialpsychologischen Selbstkategorisierungstheorie (Turner & Oakes, 1989; Reynolds et al., 2001). Die derzeit berichteten Nullkorrelationen von SDO und RWA verschleiern möglicherweise eine komplexere Zusammenhgangsstruktur, wenn zur Analyse die Subdimensionen zugrundegelegt werden. Dieses Assoziationsmuster dürfte in Abhängigkeit vom Erklärungszusammenhang ebenso variieren wie auch in Abhängigkeit von der jeweils salienten Selbstkategorisierungsebene. Vor dem Hintergrund dieser Argumente wird deutlich, daß es neben der empirischen Suche in (quasi-)experimentellen Designs vor allem der theoretischen Klarheit bedarf.

10.5.5. Dialektik Situation – Person

Das Gros der vorgelegten Arbeit widerspricht scheinbar ihrem eigenen theoretischen Ehrgeiz, Autoritarismus als sozialpsychologisches Phänomen zu sehen, das nicht »in« der Person residiert – etwa als Trait –, sondern *zwischen* Personen in ganz bestimmten Situationen zur Geltung kommt.

Dieser Makel erklärt sich jedoch aus der ausdrücklichen und absichtsvoll konservativen Selbstbeschränkung auf die derzeitige Forschungspraxis. Die feinere Aufgliederung des persönlichkeitspsychologischen Konstrukts »Autoritarismus« ist nicht das angestrebte Ziel, sondern nur ein letzter für notwendig erachteter Schritt. Sobald ein mehrdimensionales Maß zur Verfügung steht, muß die Integration mit den relevanten sozialpsychologischen Ansätzen erfolgen. Die radikalen Formen sowohl der Sozialpsychologie als auch der Persönlichkeitspsychologie sind in ihrem Reduktionismus nicht in der Lage, die Dialektik zwischen Individuum, sozialen Gruppen und Situationen angemessen zu beschreiben. Hier ist ein Forschungsfeld für die noch nicht geborene differentielle Sozialpsychologie.

10.6. Offene Enden

10.6.1. Weitere Forschungsperspektiven aufgrund der Ergebnisse

Es konnte in der vorliegenden Arbeit theoretisch gezeigt und empirisch untermauert werden, daß die dreidimensionale Operationalisierung in zwei Richtungen diskriminant valide ist. Einerseits unterscheiden sich die Dimensionen untereinander in ihrer Erklärungskraft, andererseits variiert die relative Bedeutung dieser oder jener Dimension in Abhängigkeit vom zu Erklärenden.

Weitere Erkenntnis ist zu erwarten, wenn komplexere Designs zur Anwendung kommen. Besondere Bedeutung haben hier Meßwiederholungsansätze. Es wäre eine zu prüfende Hypothese, ob sich die einzelnen Dimensionen in ihrer »Stabilität« über die Zeit unterscheiden. Der theoretische und methodische Rahmen der Latent-State-Trait-Theorie bietet hier sowohl definitorische Begrifflichkeit als auch modelltechnisches Instrumentarium (Steyer et al., 1992b; Schmitt & Steyer, 1993; Eid, Notz, Steyer & Schwenkmezger, 1994; Eid, 1995; Steyer, Schmitt & Eid, 1999). Insbesondere die Veränderungsmodelle könnten hier zur Anwendung kommen (true intraindividual change, TIC, Steyer et al., 1997).

Die mehr oder weniger starke Veränderung der Autoritarismusedimensionen über die Zeit hinweg stellt dabei einen Untersuchungsgegenstand in eigenem Recht dar. Noch interessanter werden die Ergebnisse, wenn die latente Veränderung durch Drittvariablen erklärt wird. Vor diesem Hintergrund sind auch experimentelle Designs denkbar.

Gerade die systematische Verknüpfung von Fragebogenmethodik mit experimentellen Ansätzen kann nähere Einsicht in die Frage nach der Bedeutsamkeit situationaler vs personaler Faktoren bringen.

Solche Ansätze fehlen bislang völlig in der Forschungsliteratur zum Autoritarismus, also auch schon auf der Basis globaler, eindimensionaler Maße wie der RWA. Die dreidimensionale Operationalisierung bietet hier zusätzlichen Mehrwert.

10.6.2. Weitere Forschungsperspektiven jenseits der Ergebnisse

Im Rahmen der Autoritarismusforschung gibt es eine Reihe von Fragen, die durch die vorgelegte Arbeit nicht annähernd beantwortet werden.

Nach wie vor ist die *Genese* von Autoritarismus von großem Interesse, weil hier der Schlüssel zur »Bekämpfung« und zur Prävention vermutet wird. Dieser Denkweise

liegt jedoch die implizite Annahme zugrunde, es handelte sich bei Autoritarismus um ein stabiles Persönlichkeitsmerkmal, einer Krankheit gleich.

Ich halte eine Verschiebung des Fokus 'von der Person auf die Interaktion mit situationalen Faktoren für fruchtbar; infolgedessen wird aus der Frage nach der *Ursache* die Frage nach der psychischen *Funktion* dessen, was wir als Autoritarismus bezeichnen. Eine Integration mit qualitativen Forschungsmethoden ist hier wünschenswert und meiner Ansicht nach unabdingbar.

Eine zweite erfolgversprechende Forschungslinie ist in kulturvergleichenden Ansätzen zu sehen (z.B. Pentony et al., 2000; Feldman & Watts, 2000, Duckitt in Vorbereitung It. pers. Komm.). Das besondere erkenntnisbringende Potential entfaltet diese Sichtweise, wenn über den (Mittelwerts-)Vergleich der Ausprägung hinausgegangen wird. Sorgfältige kulturvergleichende Studien beziehen *per definitionem* den soziokulturellen Hintergrund mit in die Analyse ein, wodurch auch die gesellschaftliche Bedingtheit scheinbar individueller Konstruktionen deutlich wird.

Defizitär sind nach wie vor Studien, die auf quotierten Zufallsstichproben basieren, von denen auf die erwachsene »Normalbevölkerung« generalisiert werden könnte. Spätestens nach Etablierung einer neuen mehrdimensionalen Skala sollten hier Studien auf dieser Datenbasis folgen.

Autoritarismus wird in aller Regel als unipolares Konstrukt aufgefaßt; die niedrige Ausprägung wird nicht näher hinterfragt. Hier ist theoretische Arbeit vonnöten, um den Gegenpol definitorisch klarer bestimmen zu können (Liberalismus? Autonomie? Anarchie?). Daraus folgen unter anderem methodische Konsequenzen, da bei der Skalenkonstruktion immer auch invertierte Items formuliert werden müssen.

Ein zentrales Problem sei hier schließlich erwähnt, für das stetige Aufmerksamkeit dringend angemahnt ist: Die Autoritarismusforschung ist Anfang des letzten Jahrhunderts angetreten, um die Anziehungskraft rechter Parteien und autoritärer Strukturen auf potentielle Anhänger und – im wahrsten Sinne des Wortes »Gefolgsleute« – zu untersuchen und zu verstehen. Im Laufe der Entwicklung der Forschung hat letztere jedoch ein Eigenleben entwickelt, aus dem sie ihre Daseinsberechtigung ableitet. Es wäre fatal, wenn ignoriert würde, daß auch der Forschungsgegenstand selbst einer Evolution unterliegt. Es ist plausibel, aber keineswegs zwingend, daß diese implizite Grundannahme auf alle Zeit gültig ist.

Konkret verlangt mein skeptischer Einwand das ständige Hinterfragen, welcher Natur die gefährlichsten Parteien in einer Gesellschaft sind. Diese nicht triviale Frage ist innerhalb enger Disziplinargrenzen nicht beantwortbar, vielmehr bedarf es hier auch eines politikwissenschaftlichen und soziologischen Blicks.

Bei klassisch rechtsextremen Parteien wie etwa der Nationaldemokratischen Partei Deutschlands NPD gibt es wenig Veranlassung, von dem gewohnten Rationale abzuweichen: Hier ist es sehr wahrscheinlich, daß Hochautoritäre zu den Anhängern gehören und daß umgekehrt unter den Anhängern die Hochautoritären überwiegen.

Bei postmodernen populistischen Parteien ist die Lage wesentlich komplizierter. Dies gilt bspw. für die Freiheitliche Partei Österreichs FPÖ, aber auch für Teile der FDP²³⁴, und als geradezu schillerndes Beispiel sei hier die niederländische Lijst Pim Fortuyn²³⁵ genannt. Der ermordete Rotterdamer Soziologieprofessor Fortuyn (*»Ik zeg wat ik denk en ik doe wat ik zek!»*) war auf geradezu verstörende Weise das Gegenteil der klassischen rechten Führerpersönlichkeiten. In seinem Stab versammelte er mehrere Politiker, die ihre ethnischen Wurzeln nicht in der Niederlande haben, etwa den von den Kapverden stammenden Vizechef der LPF João Varela. Diese Personalpolitik verschaffte Fortuyn die Chance, den »guten Ausländer« zu präsentieren, sich symbolisch gegen den Vorwurf des dumpfen Blut-und-Erde-Rassismus zu immunisieren. Der »eine Fremde« ist auf diese Weise gegen den »anderen Fremden« zu kontrastieren – dieses argumentatorische Muster wird in der neuen Rechten zur Ideologie bzw. zum Ideologiesubstitut. Wir haben es mit einem schwer zu durchschauenden postmodernen Ideologiemix zu tun, der klassische Ideologeme aufgreift und durch zeit(geist)gemäße Gemeinplätze rehabilitiert.²³⁶

²³⁴ »Der gemeinsame Nenner der Europaweiten Wahlergebnisse ist weder ein Rechtstrend noch ein Linkstrend, sondern die Emanzipation der Demokraten.« Jürgen W. Möllemann (FDP): Neues Deutschland, 27.05.2002. Jörg Haider erwiderte darauf, es sei »beachtlich, wenn ein langjähriger Funktionär der FDP, die zu den zähesten Verteidigern des Systems gehört hat und nur Mehrheitsbeschaffer war, nun anerkennt, dass die Emanzipation der Demokraten notwendig ist. Dafür ist ihm zu gratulieren.« (Der Tagesspiegel, 28.05.2002).

²³⁵ <http://www.lijst-pimfortuyn.nl/>

²³⁶ Vor diesem Hintergrund ist auch das bayrische Junktum zwischen Laptop und Lederhose zu verstehen, das einerseits eine hemmungslose Modernisierung propagiert und andererseits aktiv durch völkische Romantisierung zurückrudert.

Ein weiteres Zeugnis für das Neue an Pim Fortuyns Strategie war sein aktives Bekenntnis zu seiner Homosexualität.²³⁷ So konnte er das klassische rechte Vorurteil gegen Homosexuelle im Allgemeinen und Schwule im Speziellen postmodern wenden und zu einem Argument gegen Islamisten verkehren, die in ihrer Intoleranz sich gegen Homosexualität richten und damit die (niederländische) Kultur bedrohen.²³⁸

Zu den Folgen dieser Entbindung der Parteiprogrammatik von traditionellen Ideologien und der gleichzeitigen Mischung mit postmodernem Zeitgeist dürfte freilich eine Verschiebung in der Klientel derartiger Parteien gehören. Dies hätte letztlich auch Konsequenzen für die Autoritarismusforschung.

Zugespitzt: die Frage nach dem Autoritarismus und dem Autoritären des 21. Jahrhunderts ist wichtig und richtig; gleichwohl muß im Auge behalten werden, ob das Konstrukt Autoritarismus – in seiner jetzigen Form – in neoliberalen, hochindividualistischen Gesellschaften überhaupt seine Relevanz behält.

Es ist eine Frage.

Keine Antwort.

²³⁷ Er nannte sich zuweilen »Ethiker des Darkroom«. »Ethicus in een darkroom. Manifest homo en toch zoveel feminieer dan alle vrouwen in het kabinet.« (<http://www.professorpim.nl/biografie.html>)

²³⁸ Wesentlich weniger geschickt versucht auch der Bundesvorsitzende der Partei Rechtstaatliche Offensive, Ronald Barnabas Schill, seine Argumentation quer zu klassischen rechten Klischees zu führen. Auf einer Wahlkampfveranstaltung (Jena, 23. August 2002) nannte er »seine« Partei »sehr ausländerfreundlich«. Er habe nichts gegen Ausländer, die sich integrieren lassen. Man beachte den transitiven Gebrauch des Verbs.

11. Methodenkritik

*»Though this be madness,
yet there is method in't.«*

(William Shakespeare, 1601 – Hamlet)

11.1. Skalenqualität

Die vorgelegte Arbeit verfolgt ein *theoretisches* Ziel. Das Problem wurde aus der Theorie abgeleitet, der Lösungsansatz wird schrittweise entwickelt, um die Konsequenzen für die Autoritarismustheorie zu diskutieren.

Allein der empirische Weg zur Illustration der Stichhaltigkeit der Argumente fußt auf der Verwendung einer Skalenneuentwicklung. Die RWA^{3D} soll zum derzeitigen Zeitpunkt nicht als international eingesetztes Instrument etabliert werden, obgleich hier große Nachfrage besteht (John Duckitt und Sam McFarland, persönliche Kommunikation, Juli 2002). Mit John Duckitt wurde eine dahingehende Kooperation vereinbart. Die Lehren der vorliegenden Skalenanalysen müssen hier in die Konstruktion eingehen.

Besonders problematisch ist die stark asymmetrische Verteilung einiger Itemantworten (vgl. ausführlich S.346ff.). Durch die (Sub)Kultur- und Zeitgeistabhängigkeit kann dies sich auch sehr schnell ändern (Bsp. voreheliche Abstinenz

in den USA, gleichgeschlechtliche Lebensgemeinschaften in Deutschland). Daher bedürfen die Items der ständigen Revision, ohne daß dabei das Wesen des Konstrukts zu verändert werden darf.²³⁹

Die an anderer Stelle beschriebenen psychometrischen Mängel einzelner Items der RWA³D beeinträchtigen jedoch nicht entscheidend die Qualität der Skala. Sie ist ein valides Instrument für die beschriebenen wissenschaftlichen Fragestellungen; zur Diagnostik ist sie weder konstruiert worden noch ist sie dafür geeignet. Das persönlichkeitsdiagnostische Ziel wird in interaktionistischen Ansätzen ohnehin obsolet.

11.2. Stichprobenproblematik

Ein großer Teil der Erkenntnisse psychologischer Forschung basiert auf einer Datenbasis, die alles andere als repräsentativ für die Menschheit ist. Selbst die Einschränkung auf westliche Kulturen ist bei weitem nicht ausreichend. David O. Sears spitzte im JPSP das Problem derart zu, daß die meisten Studien auf Laboruntersuchungen mit weißen US-amerikanischen Psychologiestudenten des zweiten Studienjahres (sog. »sophomores«) basieren (Sears, 1986)²⁴⁰. Dies hat zur Folge, daß in den letzten vier Jahrzehnten von Spätadoleszenten abstrahiert wurde, die sich in ihrem Erwachsenwerden durch eine Reihe von Charakteristika abheben:

- a) ihre Identität ist labil und kaum »ausformuliert«,
- b) ihre sozialen und politischen Einstellungen sind wenig kristallisiert,
- c) sie sind egozentrischer als in anderen Lebensabschnitten,
- d) sie sind sehr feldabhängig von gleichaltrigen Bezugspersonen, wobei diese sozialen Netze eher instabil sind,
- e) sie sind überdurchschnittlich intelligent,
- f) sie sind sozial angepaßt,

um nur einige Besonderheiten zu nennen. Es ist unwahrscheinlich, daß diese Besonderheiten der Studentenstichproben keinen Einfluß auf die Validität und Relevanz der Ergebnisse und Schlüsse haben.

²³⁹ Christopher Cohrs hat hier wertvolle Vorschläge zur Modifikation der Items der RWA³D unterbreitet.

²⁴⁰ So fußten 1980 85% der JPSP-Studien auf amerikanischen »undergraduates«, 56% auf Psychologiestudiengängen.

Sinngemäßes muß über die Autoritarismusforschung gesagt werden. Meloen (1993) spricht auf der Basis eigener Metaanalysen von 69% studentischen Stichproben, was sogar noch vorsichtig geschätzt sein mag. Die Gefahr für die Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse ergibt sich nicht nur aus der liberalen Gesinnung vor allem der Studierenden humanistischer Wissenschaftsdisziplinen. Die Folge daraus ist lediglich ein verringerter Mittelwert. Kritischer ist die Homogenität studentischer Stichproben hinsichtlich hier relevanter Eigenschaften. Aufgrund dieses Spannweitenproblems (*restriction-of-range-effect*) werden die Korrelationen mit Außenkriterien vermindert.

Die weit größte Mißbilligung der Qualität meiner Datenbasis erwarte ich hinsichtlich der Internetstudien. Die Hauptkritikpunkte sind

1. Internetstichproben sind nicht repräsentativ
2. Internetstichproben sind selbstselektierend
3. Die psychischen Prozesse beim Ausfüllen eines Internetfragebogens sind weitgehend ungeklärt.

Der erste Punkt ist eine Fundamentalkritik, die jedoch aus meiner Sicht am einfachsten zu entkräften ist. Die Entkräftung besteht daher nicht im Abstreiten, vielmehr im qualifizierten Zustimmung zu dieser Trivialität. Wenn dieses »Argument« ins Feld geführt wird, ist das meist ein scheinrationaler Einwand, der ignoriert, daß der Verweis auf Repräsentativität immer die Bezeichnung des zu Repräsentierenden zwingend voraussetzt. Dies ist hier mühelos leistbar: die Grundgesamtheit, aus der meine Teilnehmenden stammen, ist nicht die erwachsene Gesamtbevölkerung Deutschlands, sondern sind politisch interessierte Nutzer des Internets (Selbstselektion). Damit unterscheiden sich die Probleme dieser Stichproben formal kaum von Problemen mit Studentenstichproben. Die Grundgesamtheit der Internetnutzer ist mittlerweile auch nicht mehr schlecht definiert. In den letzten Jahren hat erstens eine Normalisierung der Internetnutzung stattgefunden, die die Grenzen zwischen Nutzer und Nichtnutzer immer mehr schwinden läßt. Gleichzeitig sind die verbleibenden Spezifika mittlerweile gut untersucht und bekannt.²⁴¹

²⁴¹ Vgl. z.B. http://www.br-online.de/br-intern/medienforschung/md_mm/online2001_01.pdf,
Verweigereratlas: <http://www.emnid.tnsifres.com/presse/Verweigereratlas.pdf>,
Steigender Frauenanteil: <http://www.wuv-studien.de/wuv/studien/032001/233/704.htm>

Die Selbstselektion bleibt ein Problem. Sie geschieht auf mehreren Ebenen: Schon das Finden des Fragebogens setzt ein bestimmtes proaktives Nutzerverhalten und eine gewisse Medienkompetenz voraus. Die angesprochene Medienkompetenz ist auch während des Ausfüllens vonnöten («Wo muß ich denn jetzt hier klicken?!»). Die nächste Hürde besteht in der Bereitschaft, den Fragebogen zu *beginnen*. Hier kann man mit Anreizen, sogenannten *incentives* arbeiten²⁴², der beste Anreiz scheint in meinen Augen jedoch in der guten technischen Qualität (Webdesign, Speicherung, sparsame Programmierung) und vor allem in der Auswahl des Themas zu liegen. Wenn die potentiellen Untersuchungsteilnehmer den Eindruck gewinnen, daß sie die Studie interessiert, dann ist ihre intrinsische Motivation groß genug, zu beginnen und bis zum Ende dabeizubleiben. Diese nötige Motivation führt in meinen Augen möglicherweise zwar zu einer Verkleinerung der Stichprobe, jedoch sogar zu einer *Erhöhung* der Datenqualität (Validität) der verbleibenden Daten.

Eine letzte Hürde besteht im nötigen Zeitaufwand, den die Teilnehmer als fast einseitige Leistung erbringen. Diese Zeit ist zudem häufig Online-Zeit, die dadurch in vielen Fällen auch finanzielle Kosten entstehen läßt²⁴³.

Dem dritten Kritikpunkt («Die psychischen Prozesse beim Ausfüllen eines Internetfragebogens sind ungeklärt.») ist uneingeschränkt zuzustimmen, jedoch mache ich diese Kritik auch für klassische Formen der Befragung geltend: Wir haben es in der Sozialforschung fast nie mit einer auch nur annähernd fehlerfreien Messung zu tun. Die Erhebung findet *immer* in einem sozialen Raum statt und ist damit nie ein »Erfassen« eines objektiv Gegebenen. Gegeben [sic!] ist es nur in dem prozeßhaften Sinn, daß die Befragten etwas »von sich geben«, wobei sie uns das geben, was sie uns geben *wollen*. Selbstpräsentation, Attributionsprozesse, implizite Theorien sind dabei nur einige Stichworte für diesen aktiven Konstruktionsprozeß. Letztlich lassen sich die Befragten auf einen Dialog ein, auf ein Sprachspiel, bei dem wir nie vergessen dürfen, daß wir integraler Teil davon sind.

²⁴² Vgl. dazu http://www.adm-ev.de/pdf/R_08D.PDF, http://www.gor.de/tband99/pdfs/a_h/frick_ad.pdf.

²⁴³ Dies läßt sich minimieren indem man den Fragebogen so gestaltet, daß er nur geladen werden muß und die Verbindung erst beim Absenden/Speichern der Daten wieder aufgebaut wird. Das verbietet dann jedoch einige Formen wie etwa die Einzeldarbietung von Fragen oder gar adaptive Varianten der Befragung.

Es bleibt zusammenfassend zu sagen, daß einige Einwände gegen Internetstichproben zweifellos berechtigt sind. Die Konsequenz ist jedoch meiner Meinung nach nicht vernichtend, sondern sie birgt die Chance, mit geschärftem Blick psychologische Forschung im Allgemeinen – auch die klassische – kritisch zu hinterfragen. Die Begrenztheit ist einzuräumen und deutlich auszusprechen, *innerhalb* dieser Grenzen jedoch ist eine durchaus hohe Datenqualität zu erreichen. Gleichwohl ist es wünschenswert, die gefundenen Ergebnisse auch in *lege artis* gezogenen Verhältnisstichproben aus der Gesamtbevölkerung zu replizieren.

11.3. Politischer Anspruch und szientistische Ohnmacht

Zuweilen erfüllen methoden(selbst)kritische Bemerkungen die Alibifunktion, das eigene Tun gegen ebendiese Kritik zu immunisieren. Dies ist ebenso üblich wie absurd. Einige Tatsachen gilt es daher einzugestehen und die eigene Begrenztheit als Mahnung aufzufassen.

Die Autoritarismusforschung ist *in ihrem Gegenstand* zu wichtig, als daß man sich mit eitlen Diskussionen über Randprobleme aufhalten dürfte. Hier ist eine paradigm- oder schulengeleitete Selbstbeschränkung in höchstem Maße hinderlich. Vielmehr geht es um inhaltsgeleitetes und mithin interdisziplinäres Herangehen von Sozial- und Politikwissenschaften, Sozialphilosophie, Politischer Ökonomie, Pädagogik und schließlich auch Psychologie.

Was wir für wissenschaftliches Wissen halten, ist jedoch ein Nebenprodukt sozialer Prozesse (Mannheim, 1925; Fleck, 1935). Zu den empiristischen Konventionen gehört, daß die Wissenschaftler eine leidenschaftslose Distanz zwischen sich und dem Gegenstand aufbauen und wahren. Die Bekleidungsordnung für diese Art des Forschens ist der Deckmantel der Wertneutralität.

Ich halte dies insbesondere in der kritischen Sozialpsychologie für geradezu absurd. Ken Gergen (2002) beschreibt die in der empirischen Psychologie übliche Auffassung, man könne am zuverlässigsten zu Wissen gelangen, in dem man Bedingungen manipuliert und die Reaktionen der Menschen untersucht: »Würden wir gern mit anderen Menschen zusammenleben, die so denken?« (Gergen, 2002; S. 119).

Felicia Pratto (2002) nutzt für ihre Argumentation eine ganz ähnliche rhetorische Figur, die die künstliche groteske Gegenüberstellung von Wissenschaftlern und ihren »Untersuchungsobjekten« thematisiert:

Many of our theories have implicit propositions such as:

Proposition 1: Human behavior is influenced by its historical context.

Proposition 2: Human behavior is influenced by its political context.

Proposition 3: Human behavior is influenced by the point of view of the actor.

If we then accept a fourth, more general proposition:

Proposition 4: Social psychologists are humans.

Then we must conclude that social psychologists are influenced by historical context, political context, and their own viewpoints. What prevents some of us concluding this?

(Pratto, 2002, S. 194).

Es wird deutlich, daß das wissenschaftliche Tun abhängig ist vom sozialen und politischen Kontext. Das gilt jedoch nicht nur für den Prozeß des Auswertens und Interpretierens, sondern ist schon bei der Wahl des Themas bestimmend: Es sind auch biographische Gründe die einen veranlassen, »Autoritarismus« zu untersuchen. Aus dieser Erkenntnis heraus muß man sich immer dessen bewußt sein, daß diese Forschung einen Zweck verfolgt, der *außerhalb* der Wissenschaft liegt.

Daraus leitet sich die Forderung ab, die Konsequenzen aus dem Forschungsprozeß in die Sprache potentieller Anwender zu übersetzen. Naturgemäß liegt dieses Übersetzen nicht im »Aufgabenbereich« einer Qualifikationsarbeit; ich halte dies für eine zentrale ethische Verpflichtung, die jenseits der Dissertationsschrift überdauert.²⁴⁴

*»Gramsci told me what,
Simmel how,
and Janina what for [...]«*

*»[...] sociologizing makes sense only in as far
as it helps humanity [...]«*

(Zygmunt Bauman)

²⁴⁴ Eintrag aus meinem Forschungsjournal, notiert nach dem Film »La vita è bella« von Roberto Benigni:

»Wenn wir vergessen, warum wir Autoritarismusforschung betreiben, lassen wir es besser sein. Es geht um *Faschismus*, nicht um technische Begriffe wie *maximale positive Distinktheit*, und es geht um Menschen, nicht um *subjects* oder *VPn*. Je näher wir mit dem Mikroskop kommen, umso mehr vergessen wir, was vor der Linse ist. Oder vor dem Zielfernrohr.« (23. Januar 1999)

12. Anhang

*»Will you tell me anything
about yourself?« –
»I would prefer not to.«*

(Herman Melville, 1853 – Bartleby, the Scrivener)

12.1. Dokumentation der Skalen

Im folgenden sind zur besseren Übersicht die Skalenbeschreibungen ausgegliedert. Im Falle der eigenen Übersetzungen verschiedener Versionen der RWA-Skala ist die Dokumentation auf die Itemtexte, Trennschärfen und Ladungsmatrizen aus exploratorischen Faktoranalysen beschränkt. Letztere sind im laufenden Text kommentiert.

Die RWA^{3D} ist als Neuentwicklung extensiver beschrieben. Daher erklärt sich das sonst eher unübliche Vorgehen, im Anhang längere Texte wiederzugeben. Durch die getroffene Entscheidung ist es jedoch einfacher möglich, die relevanten Informationen zur Skalenqualität aufzufinden.

12.1.1. RWA96

12.1.1.1. Itemtexte und Trennschärfe

Variable	Endfassung RWA96	Trennschärfe
p_ac_1	Bei bestimmten Verbrechen ist lebenslange Freiheitsstrafe gerechtfertigt.	0.343
p_asc_2	Bei der Heirat sollten Frauen ihren Ehemännern Gehorsam versprechen.	0.455
p_s_3	Unsere Regierung ist im allgemeinen intelligenter, besser informiert und kompetenter als andere - die Menschen können sich wirklich auf sie verlassen.	0.408
n_a_4	Es ist wichtig, die Rechte von Radikalen und Abweichlern in jeder Hinsicht zu wahren.	0.404
p_ac_5	Es ist höchste Zeit, daß eine machtvolle Führung das radikale Neumodische und Sündhafte in unserem Land zerstört.	0.576
n_c_6	Schwule und Lesben sind genauso unverdorben und moralisch wie jeder andere auch.	0.537
p_asc_7	Unser Land stünde gut da, wenn wir die Traditionen unserer Vorfäter ehren, auf die führenden Köpfe hören und uns all der »faulen Äpfel« entledigen würden, die alles verderben.	0.687
n_sc_8	Ungläubige und andere, die gegen die althergebrachten Religionen rebelliert haben, sind zweifelsohne ebenso gut und rechtschaffen wie regelmäßige Kirchgänger.	0.468
p_sc_9	Die wahren Schlüssel zum »guten Leben« sind Gehorsam, Disziplin und Tugend.	0.629
n_c_10	Viele unserer Regeln hinsichtlich Sittlichkeit und Geschlechtsleben sind Gewohnheitsregeln. Sie sind keinen Hauch besser oder heiliger als die anderer Menschen oder Kulturen.	0.525
p_a_11	Es gibt heutzutage in unserem Land viele radikale unmoralische Menschen, die versuchen, das Land für ihre eigenen gottlosen Zwecke zugrunde zu richten. Die Staatsgewalt sollte sie außer Gefecht setzen.	0.606
p_sc_12	Man tut immer besser daran, dem Urteil der Zuständigen in Regierung und Kirche zu trauen, als auf die lauten Unruhestifter in unserer Gesellschaft zu hören, die nur Zweifel in den Köpfen der Menschen säen wollen.	0.584
n_c_13	FKK-Zeltplätze sind etwas völlig Normales.	0.452
n_c_14	Es gibt nicht »die einzig richtige Art und Weise«, sein Leben zu leben. Jeder muß seinen eigenen Weg gestalten.	0.430

Tabelle 109: Items der RWA 1996 (Teil 1)

Variable	Endfassung RWA96	Trennschärfe
p_ac_15	Wenn wir nicht all die Unarten zerschlagen, die an unserer Charakterstärke und unseren traditionellen Überzeugungen nagen, dann wird unser Land eines Tages zugrunde gehen.	0.652
n_c_16	Homosexuelle und Feministinnen verdienen Anerkennung für ihren Mut, sich den »traditionellen Familienwerten« zu widersetzen.	0.606
p_a_17	In der heutigen ernsten Situation in unserem Land wären die stärksten Methoden gerechtfertigt, wenn sie nur die Unruhestifter ausschalten und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen würden.	0.669
p_c_18	Manche mögen es altmodisch finden, aber ein ehrenhafter Mann und vor allem eine Dame zeichnet sich noch immer durch eine anständige, korrekte Erscheinung aus.	0.559
n_c_19	Ein jeder sollte seinen eigenen Lebensstil, religiösen Glauben und sexuelle Vorlieben haben, selbst wenn er sich darin von allen anderen unterscheidet.	0.569
n_sc_20	Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern und gesellschaftlichen Regeln unterzuordnen hatten, gehören strikt der Vergangenheit an. Der »Platz einer Frau« sollte sein, wo immer sie möchte.	0.534
p_a_21	Was unser Land wirklich braucht, ist ein starker, entschlossener Kanzler, der das Übel zerschlagen und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen wird.	0.569
n_c_22	Man sollte seine eigenen Moralvorstellungen über »Gut und Böse« entwickeln und weniger der Bibel oder anderen alten, traditionellen Glaubenssätzen Beachtung schenken.	0.410
p_ac_23	Der einzige Weg, unser Land aus der Krise zu führen, besteht darin, zu unseren traditionellen Werten umzukehren, einige entschlossene Führer an die Macht zu setzen und die Unruhestifter zum Schweigen zu bringen, die schädliche Ideen verbreiten.	0.637
n_c_24	Unser Land braucht freie Denker, die die Courage haben, sich traditionellen Sitten zu widersetzen, selbst wenn dies viele Menschen empört.	0.664
n_c_25	Vorehelicher Geschlechtsverkehr ist etwas ganz Normales.	0.440
p_a_26	Im Interesse aller sollte der Staat Zeitschriften zensieren, damit die Menschen gar nicht mit widerwärtigem Schundmaterial in Berührung kämen.	0.268
n_sc_27	Es ist großartig, daß die jungen Leute heutzutage größere Freiheiten haben, »ihr eigenes Ding zu machen« und gegen Dinge zu protestieren, die sie nicht mögen.	0.457

Tabelle 110: Items der RWA 1996 (Teil 2)

Variable	Endfassung RWA96	Trennschärfe
p_a_28	Was wir in unserem Land anstelle von mehr »Bürgerrechten« wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung.	0.705
n_sc_29	Die Leute, die unsere Regierung herausfordern, die Religion kritisieren und die »normalen Verhaltensregeln« ignorieren, gehören zu den besten in unserem Land.	0.570
p_s_30	Gehorsam und Achtung vor der Autorität sind die wichtigsten Tugenden, die Kinder lernen sollten.	0.632
n_c_31	Man sollte sich von eingefahrenen Gleisen losreißen und viele verschiedene neue Ideen und Erfahrungen ausprobieren, anstatt an überkommenen Prinzipien festzuhalten.	0.542
p_asc_32	Wenn unser Staat eines Tages »grünes Licht gibt«, ist es die Pflicht eines jeden patriotischen Bürgers, den Verfall ausmerzen zu helfen, der unser Land von innen her vergiftet.	0.520
n_c_33	Neue Ideen sind das Herzblut progressiven Wandels. Daher sollten wir Andersdenkenden und Radikalen mit offenen Armen und offenen Ohren gegenüberstehen.	0.434
p_ac_34	Die Fakten über Kriminalität, sexuelle Sittenlosigkeit und die jüngsten öffentlichen Unruhen zeigen alle, daß wir härter gegen abweichende Gruppen und Unruhestifter durchgreifen müssen, wenn wir unsere moralischen Normen sichern und Recht und Ordnung bewahren wollen.	0.671

Tabelle 111: Items der RWA 1996 (Teil 3)

12.1.1.2. Ladungsmatrizen

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,949
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	6609,437
	df	435
	Sig.	,000

Tabelle 112: Voraussetzungsprüfung der exploratorischen Faktoranalyse

Rotated Component Matrix^a

	Component				
	1	2	3	4	5
P_A_17	.786				
P_ASC_32	.757				
P_A_21	.743				
P_AC_23	.719				
P_A_28	.700				
P_ASC_7	.676				
P_AC_5	.651				
P_AC_34	.649			.364	
P_AC_15	.649				
P_A_11	.597			.372	
P_S_30	.589		.403		
P_SC_9	.558		.496		
N_C_13		.665			
N_C_10		.655			
N_C_25		.647			.302
N_SC_8		.631			
N_C_6		.623			
N_C_22		.465	.332		
N_SC_27			.682		
N_C_31			.553	.337	
N_C_19		.496	.522		
N_C_16		.400	.506		
N_C_24		.390	.479	.375	
N_C_14		.383	.470		.318
N_SC_20	.405	.405	.419		
N_C_33				.729	
N_SC_29		.308		.678	
P_SC_12	.409			.486	
P_C_18	.394		.308	.416	
P_A_26					.835

Extraction Method: Principal Component Analysis.
 Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

^a. Rotation converged in 7 iterations.

Tabelle 113: KG-Kriterium und VARIMAX-Rotation

Pattern Matrix^a

	Component				
	1	2	3	4	5
P_ASC_32	.815				
P_A_17	.809				
P_A_21	.781				
P_AC_23	.736				
P_A_28	.687				
P_AC_5	.659				
P_ASC_7	.651				
P_AC_15	.628				
P_AC_34	.623				
P_A_11	.571		.304		
P_S_30	.550			.344	
P_SC_9	.509			.453	
N_C_13		.693			
N_C_10		.657			
N_C_25		.646			
N_SC_8		.636			
N_C_6		.593			
N_C_22		.424			
N_C_33			.735		
N_SC_29			.649		
P_SC_12	.323		.432		
P_C_18	.320		.361		
N_SC_27				.715	
N_C_31				.535	
N_C_19		.392		.478	
N_C_16				.457	
N_C_14				.451	
N_C_24				.408	
N_SC_20	.356	.305		.366	
P_A_26					.832

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

^a. Rotation converged in 14 iterations.

Tabelle 114: KG-Kriterium und OBLIMIN-Rotation

Component	1	2	3	4	5
1	1.000	.337	.307	.365	.108
2	.337	1.000	.228	.408	.112
3	.307	.228	1.000	.261	6.528E-02
4	.365	.408	.261	1.000	9.242E-02
5	.108	.112	6.528E-02	9.242E-02	1.000

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

Tabelle 115: Korrelationsmatrix der obliquen Komponenten

Pattern Matrix^a

	Component	
	1	2
P_A_21	.860	
P_A_17	.827	
P_ASC_32	.819	
P_A_28	.772	
P_AC_23	.732	
P_AC_34	.720	
P_ASC_7	.695	
P_A_11	.658	
P_AC_15	.653	
P_S_30	.653	
P_AC_5	.631	
P_SC_9	.590	
P_SC_12	.454	
P_C_18	.430	
P_A_26		
N_C_22		.713
N_C_19		.710
N_C_25		.669
N_C_10		.645
N_C_24		.643
N_C_16		.628
N_C_6		.610
N_SC_8		.608
N_C_14		.603
N_C_13		.599
N_C_31		.555
N_SC_29		.545
N_SC_27		.490
N_SC_20		.405
N_C_33		.309

Tabelle 116: Erzwungene Zweifaktorenlösung (OBLIMIN)

Component Correlation Matrix

Component	1	2
1	1.000	.540
2	.540	1.000

Tabelle 117: Korrelation der Komponenten

Component Matrix ^a		Pattern Matrix ^a		
	Component	Component		
	1	1	2	
N_C_24	.745	N_C_25	.792	
N_C_19	.721	N_C_6	.692	
N_C_16	.701	N_C_13	.692	
N_C_10	.671	N_C_19	.626	
N_C_6	.665	N_SC_8	.623	
N_SC_29	.632	N_SC_20	.611	
N_C_31	.620	N_C_10	.598	
N_SC_8	.616	N_C_14	.575	
N_SC_20	.592	N_C_22	.497	
N_C_25	.588	N_C_16	.418	.410
N_C_13	.576	N_C_33		.846
N_C_14	.575	N_SC_29		.718
N_C_22	.574	N_C_31		.568
N_SC_27	.558	N_C_24	.366	.532
N_C_33	.448	N_SC_27		.441

Tabelle 118: Ladungsmatrix der constrains (1 Faktor) Tabelle 119: Ladungsmatrix der constrains (2 Faktoren)

12.1.2. RWA98

12.1.2.1. Itemtexte und Trennschärfe

Die RWA98 hat mit der RWA96 eine Schnittmenge von 25 Items. Alte Items sind mit einem Asterisk gekennzeichnet.

Variable	Endfassung RWA98	Trennschärfe
RWA98_1P *	Es ist höchste Zeit, daß eine machtvolle Führung das radikale Neumodische und Sündhafte in unserem Land zerstört.	0.526
RWA98_2N *	Schwule und Lesben sind genauso unverdorben und moralisch wie jeder andere auch.	0.516
RWA98_3P *	Man tut immer besser daran, dem Urteil der Zuständigen in Regierung und Kirche zu trauen, als auf die lauten Unruhestifter in unserer Gesellschaft zu hören, die nur Zweifel in den Köpfen der Menschen säen wollen.	0.413
RWA98_4N *	Ungläubige und andere, die gegen die althergebrachten Religionen rebelliert haben, sind zweifelsohne ebenso gut und rechtschaffen wie regelmäßige Kirchgänger.	0.360
RWA98_5P *	Der einzige Weg, unser Land aus der Krise zu führen, besteht darin, zu unseren traditionellen Werten umzukehren, einige entschlossene Führer an die Macht zu setzen und die Unruhestifter zum Schweigen zu bringen, die schädliche Ideen verbreiten.	0.637
RWA98_6N *	FKK-Zeltplätze sind etwas völlig Normales.	0.204
RWA98_7N *	Unser Land braucht freie Denker, die die Courage haben, sich traditionellen Sitten zu widersetzen, selbst wenn dies viele Menschen empört.	0.484
RWA98_8P *	Wenn wir nicht all die Unarten zerschlagen, die an unserer Charakterstärke und unseren traditionellen Überzeugungen nagen, dann wird unser Land eines Tages zugrunde gehen.	0.496
RWA98_9N *	Ein jeder sollte seinen eigenen Lebensstil, religiösen Glauben und sexuelle Vorlieben haben, selbst wenn er sich darin von allen anderen unterscheidet.	0.443
RWA98_10P	Die konservativen Werte und Normen weisen nach wie vor den besten Weg zu leben.	0.534
RWA98_11N	Es ist anerkennenswert, wenn Leute das Gesetz und die Ansicht der Mehrheit in Frage stellen.	0.287
RWA98_12P *	Was unser Land wirklich braucht, ist ein starker, entschlossener Kanzler, der das Übel zerschlagen und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen wird.	0.446

Tabelle 120: Items der RWA 1998 (Teil 1)

Variable	Endfassung RWA98	Trennschärfe
RWA98_13N *	Zu den Besten in unserem Lande gehören diejenigen, die unsere Regierung herausfordern, die Religion kritisieren und die »normalen Verhaltensregeln« ignorieren.	0.436
RWA98_14P	»Gottes Wort« über Abtreibung, Pornographie und Ehe muß strikt befolgt und die Sünder bestraft werden, bevor es zu spät ist.	0.527
RWA98_15P *	Im Interesse aller sollte der Staat Zeitschriften zensieren, damit die Menschen gar nicht mit widerwärtigem Schundmaterial in Berührung kämen.	0.374
RWA98_16N *	Vorehelicher Geschlechtsverkehr ist etwas ganz Normales.	0.405
RWA98_17P *	Unser Land stünde gut da, wenn wir die Traditionen unserer Vorfäter ehren, auf die führenden Köpfe hören und uns all der »faulen Äpfel« entledigen würden, die alles verderben.	0.600
RWA98_18N *	Es gibt nicht »die einzig richtige Art und Weise«, sein Leben zu leben. Jeder muß seinen eigenen Weg gestalten.	0.348
RWA98_19N *	Homosexuelle und Feministinnen verdienen Anerkennung für ihren Mut, sich den »traditionellen Familienwerten« zu widersetzen.	0.516
RWA98_20P	Es ginge diesem Land weitaus besser, wenn gewisse Gruppen von Unruhestiftern einfach mal den Mund halten und ihren angestammten Platz in der Gesellschaft akzeptieren würden.	0.582
RWA98_21P *	Es gibt heutzutage in unserem Land viele radikale unmoralische Menschen, die versuchen, das Land für ihre eigenen gottlosen Zwecke zugrunde zu richten. Die Staatsgewalt sollte sie außer Gefecht setzen.	0.553
RWA98_22N *	Man sollte seine eigenen Moralvorstellungen über »Gut und Böse« entwickeln und weniger der Bibel oder anderen alten, traditionellen Glaubenssätzen Beachtung schenken.	0.406
RWA98_23P	Unser Land braucht zuallererst Disziplin von jedermann und bedingungslose Unterstützung des Staates.	0.454
RWA98_24N *	Es ist besser, Schundliteratur und radikale Texte in unserer Gesellschaft zu dulden, als der Regierung die Macht zu geben, diese zu zensieren.	0.415
RWA98_25P *	Die Fakten über Kriminalität, sexuelle Sittenlosigkeit und die jüngsten öffentlichen Unruhen zeigen alle, daß wir härter gegen abweichende Gruppen und Unruhestifter durchgreifen müssen, wenn wir unsere moralischen Normen sichern und Recht und Ordnung bewahren wollen.	0.592

Tabelle 121: Items der RWA 1998 (Teil 2)

Variable	Endfassung RWA98	Trennschärfe
RWA98_26N *	Viele unserer Regeln hinsichtlich Sittlichkeit und Geschlechtsleben sind Gewohnheitsregeln. Sie sind keinen Hauch besser oder heiliger als die anderer Menschen oder Kulturen.	0.479
RWA98_27P *	In der heutigen ernsten Situation in unserem Land wären die stärksten Methoden gerechtfertigt, wenn sie nur die Unruhestifter ausschalten und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen würden.	0.604
RWA98_28N *	Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern und gesellschaftlichen Regeln unterzuordnen hatten, gehören strikt der Vergangenheit an. Der »Platz einer Frau« sollte sein, wo immer sie möchte.	0.399
RWA98_29N *	Es ist großartig, daß die jungen Leute heutzutage größere Freiheiten haben, »ihr eigenes Ding zu machen« und gegen Dinge zu protestieren, die sie nicht mögen.	0.504
RWA98_30P *	Wenn unser Staat eines Tages »grünes Licht gibt«, ist es die Pflicht eines jeden patriotischen Bürgers, den Verfall ausmerzen zu helfen, der unser Land von innen her vergiftet.	0.457

Tabelle 122: Items der RWA 1998 (Teil 3)

12.1.2.2. Ladungsmatrizen

Component Correlation Matrix

Component	1	2	3	4	5	6	7
1	1.000	.191	.154	.154	.263	.047	.424
2	.191	1.000	.258	.257	.176	.186	.101
3	.154	.258	1.000	.172	.106	.172	.165
4	.154	.257	.172	1.000	.150	.124	.064
5	.263	.176	.106	.150	1.000	.032	.203
6	.047	.186	.172	.124	.032	1.000	-.004
7	.424	.101	.165	.064	.203	-.004	1.000

Tabelle 123: Korrelationsmatrix der obliquen Komponenten

Rotated Component Matrix^a

	Component						
	1	2	3	4	5	6	7
RWA985P	.735						
RWA9817P	.734						
RWA9827P	.719				.426		
RWA981P	.692						
RWA9830P	.682						
RWA988P	.672						
RWA9812P	.653						
RWA9810P	.570			.303			.314
RWA9821P	.558				.437		
RWA9820P	.533			.419	.453		
RWA9818N		.750					
RWA9828N		.737					
RWA989N		.601	.376				
RWA9826N		.528	.340				
RWA9829N		.525		.441			
RWA982N		.463	.448				
RWA987N		.429		.370		.328	
RWA984N			.659				
RWA9814P	.315		.611				
RWA9822N			.560				.442
RWA9816N			.550				
RWA9811N				.802			
RWA9813N				.632			
RWA9819N		.372		.372			.323
RWA9825P	.456				.683		
RWA9823P	.503				.530		
RWA983P				.356	.436		.351
RWA9824N						.721	
RWA9815P	.408					.711	
RWA986N							.625

Extraction Method: Principal Component Analysis.
 Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

Tabelle 124: KG-Kriterium und VARIMAX-Rotation

Pattern Matrix^a

	Component						
	1	2	3	4	5	6	7
RWA9810P	.672						
RWA985P	.646						
RWA981P	.615						
RWA988P	.604						
RWA9817P	.598						
RWA9812P	.528			-.323			.325
RWA9830P	-.458					-.362	.321
RWA9818N		.771					
RWA9828N		.760					
RWA989N		.566					
RWA9826N		.484					
RWA9829N		.456	.386				
RWA982N		.444		-.357			
RWA987N		.334	.305		.326		
RWA9811N			.850				
RWA9813N			.622				
RWA9819N			.312				
RWA984N				.644			
RWA9814P				.596			
RWA9822N				.506		.401	
RWA9816N				.459			-.336
RWA9824N					.753		
RWA9815P	.361				.739		
RWA986N						.640	
RWA9825P							.789
RWA9823P							.655
RWA9827P	.385						.555
RWA9820P			.376				.538
RWA9821P							.525
RWA983P						.339	.489

Extraction Method: Principal Component Analysis.
 Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

^a. Rotation converged in 30 iterations.

Tabelle 125: KG-Kriterium und OBLIMIN-Rotation

Structure Matrix

	Component						
	1	2	3	4	5	6	7
RWA985P	.766				.419		.435
RWA9817P	.726						.501
RWA981P	.700				.315		.400
RWA988P	.667						.358
RWA9810P	.663		.370				
RWA9812P	.627						.530
RWA9830P	.612					-.330	.538
RWA9818N		.757					
RWA9828N		.748					
RWA989N		.667		.439			
RWA9826N		.605	.300	.402			
RWA9829N		.561	.516		.347		
RWA982N	.326	.559	.349	.488			
RWA987N		.476	.451		.406	.367	
RWA9811N			.798				
RWA9813N			.689	.321			
RWA9819N		.467	.484	.345		.413	
RWA984N		.349		.681			
RWA9814P	.389			.647	.414		.328
RWA9822N		.382		.609		.493	
RWA9816N		.343	.357	.576			
RWA9824N					.789		.301
RWA9815P	.455				.775		
RWA986N						.666	
RWA9825P	.412						.833
RWA9827P	.642						.737
RWA9823P	.434						.701
RWA9820P	.502		.462				.698
RWA9821P	.524				.345		.677
RWA983P			.409			.373	.521

Extraction Method: Principal Component Analysis.
 Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

Tabelle 126: KG-Kriterium und OBLIMIN-Rotation (Strukturmatrix)

Pattern Matrix^a

	Component	
	1	2
RWA9827P	.858	
RWA9830P	.761	
RWA9821P	.742	
RWA9817P	.732	
RWA9825P	.724	
RWA9820P	.723	
RWA985P	.697	
RWA9812P	.687	
RWA9823P	.671	
RWA981P	.649	
RWA988P	.620	
RWA9815P	.417	
RWA9810P	.410	
RWA9814P	.361	.329
RWA983P	.357	
RWA9824N	.336	
RWA989N		.704
RWA9826N		.654
RWA9819N		.636
RWA9822N		.634
RWA9816N		.620
RWA9818N		.617
RWA9828N		.588
RWA982N		.555
RWA987N		.534
RWA984N		.517
RWA9813N		.514
RWA9829N		.514
RWA986N		.472
RWA9811N		.340

Tabelle 127:
Erzwungene Zweifaktorenlösung (OBLIMIN)

Component Correlation Matrix

Component	1	2
1	1.000	.339
2	.339	1.000

Tabelle 128:
Korrelation der Komponenten

12.1.3. RWA82/86

Die RWA Skala aus Bob Altemeyer's »Enemies of Freedom – Understanding Right-Wing Authoritarianism« (1988, S.22f., deutsch Funke, 1996) wurde in der vorliegenden Arbeit nicht verwendet. Es werden jedoch diejenigen Items dokumentiert, auf die sich Lauren Duncan (1997) in ihrem Versuch bezieht, die Aussagen den drei Subdimensionen zuzuordnen (vgl. S.71 in dieser Arbeit).

Altemeyer (1988/1994)	Funke (1996)	
11	Es ist wichtig, die Rechte von Radikalen und Abweichlern voll zu wahren.	A
16	Jene Leute, die unsere Fahne, unsere Führer und allgemeine Verhaltensregeln nicht achten, gehören zu den Schlimmsten in unserem Land.	A
17	In diesen wirren Zeiten müssen Gesetze ohne Gnade durchgesetzt werden, vor allem wenn es um Aufrührer und Revolutionäre geht, die alles aufwirbeln.	A
27	Neue Ideen sind der »Motor« oder das »Herzblut« fortschrittlichen Wandels. Deswegen sollte man Andersdenkenden am besten mit Milde und Offenheit entgegenkommen.	A
3	Man tut immer besser daran, dem Urteil der Zuständigen in Regierung und Kirche zu trauen, als auf die lauten Unruhestifter in unserer Gesellschaft zu hören, die nur Zweifel in den Köpfen der Menschen säen wollen.	S
15	»Freie Rede« bedeutet, daß es den Leuten auch gestattet sein sollte, Reden zu halten und Bücher zu schreiben, die zum Sturz der Regierung aufrufen.	S
20	Die selbstgerechten Machtorgane des Staates gefährden die Freiheit in unserem Lande weit mehr als die meisten Gruppen, die sie als »radikal« und »gottlos« bezeichnen.	S
23	Letztendlich stellt sich meist heraus, daß die rechtmäßigen Autoritäten wie Eltern oder unsere Landesväter Recht behalten, und all die Nörgler nicht wissen, wovon sie reden.	S
4	Man sollte seine eigenen Moralvorstellungen über »gut und böse« entwickeln und weniger die Bibel oder ähnliche Instanzen zu Rate ziehen.	C
22	Wenn ein Kind anfängt, sich nicht mehr an die Regeln zu halten und dreist gegenüber Autoritäten zu werden, dann ist es die Pflicht der Eltern, das Kind wieder auf den rechten Weg zu bringen.	C
24	Viele unserer Regeln hinsichtlich Sittlichkeit und Sexualverhalten sind Gewohnheitsregeln. Sie sind keinen Hauch besser oder heiliger als die anderer.	C
26	Die wahren Schlüssel zum »guten Leben« sind Gehorsam, Disziplin und Prinzipienfestigkeit.	C

Tabelle 129: Ausgewählte Items der RWA 1982

12.1.4. RWA^{3D}

Da neben den eigenen Übersetzungen der Skalen von Altemeyer (1996; 1998) die RWA^{3D} neu eingeführt wurde, fällt die Darstellung etwas ausführlicher aus.²⁴⁵

12.1.4.1. Itemtext und Trennschärfen

Variable	Endfassung RWA ^{3D}	Trennschärfe
rwa1cn	»Man sollte seine eigenen Moralvorstellungen über »Gut und Böse« entwickeln und weniger der Bibel oder anderen alten, traditionellen Glaubenssätzen Beachtung schenken.«	0.165
rwa2ap	»Was wir in unserem Land anstelle von mehr »Bürgerrechten« wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung.«	0.626
rwa3sn	»Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern unterzuordnen hatten, sollten der Vergangenheit angehören. Der »Platz einer Frau« in der Gesellschaft sollte sein, wo immer sie möchte.«	0.291
rwa4cp	»Die Abkehr von der Tradition wird sich eines Tages als fataler Fehler herausstellen.«	0.353
rwa5an	»Es gibt kein Verbrechen, das die Todesstrafe rechtfertigen würde.«	0.368
rwa6sp	»Gehorsam und Achtung vor der Autorität sind die wichtigsten Tugenden, die Kinder lernen sollten.«	0.581
rwa7cn	»Gleichgeschlechtliche Lebensgemeinschaften sollten der Ehe gleichgestellt werden.«	0.413
rwa8ap	»Was unser Land wirklich braucht, ist ein starker, entschlossener Kanzler, der das Übel zerschlagen und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen wird.«	0.514
rwa9sn	»Es ist gut, daß die jungen Leute heutzutage größere Freiheiten haben, »ihr eigenes Ding zu machen« und gegen Dinge zu protestieren, die sie nicht mögen.«	0.404
rwa10cp	»Tugendhaftigkeit und Gesetzestreue bringen uns auf lange Sicht weiter als das ständige Infragestellen der Grundfesten unserer Gesellschaft.«	0.545
rwa11an	»Es ist wichtig, die Rechte von Radikalen und Abweichlern in jeder Hinsicht zu wahren.«	0.319
rwa12sp	»Die wahren Schlüssel zum »guten Leben« sind Gehorsam, Disziplin und Tugend.«	0.597

Tabelle 130: Items der RWA^{3D}

²⁴⁵ Christopher Cohrs aus Bielefeld hat wertvolle Vorschläge zur Modifikation der Items unterbreitet. Diese gehen jedoch erst nach der Drucklegung in eine modifizierte Fassung der RWA^{3D} ein.

Die folgende Tabelle zeigt die geordneten Items mit abfallender Trennschärfe:

Variable	Endfassung RWA ^{3D} (geordnet nach Trennschärfe)	Trennschärfe
1. rwa2ap	»Was wir in unserem Land anstelle von mehr »Bürgerrechten« wirklich brauchen, ist eine anständige Portion Recht und Ordnung.«	0.626
2. rwa12sp	»Die wahren Schlüssel zum »guten Leben« sind Gehorsam, Disziplin und Tugend.«	0.597
3. rwa6sp	»Gehorsam und Achtung vor der Autorität sind die wichtigsten Tugenden, die Kinder lernen sollten.«	0.581
4. rwa10cp	»Tugendhaftigkeit und Gesetzestreue bringen uns auf lange Sicht weiter als das ständige Infragestellen der Grundfesten unserer Gesellschaft.«	0.545
5. rwa8ap	»Was unser Land wirklich braucht, ist ein starker, entschlossener Kanzler, der das Übel zerschlagen und uns wieder auf unseren rechten Weg bringen wird.«	0.514
6. rwa7cn	»Gleichgeschlechtliche Lebensgemeinschaften sollten der Ehe gleichgestellt werden.«	0.413
7. rwa9sn	»Es ist gut, daß die jungen Leute heutzutage größere Freiheiten haben, »ihr eigenes Ding zu machen« und gegen Dinge zu protestieren, die sie nicht mögen.«	0.404
8. rwa5an	»Es gibt kein Verbrechen, das die Todesstrafe rechtfertigen würde.«	0.368
9. rwa4cp	»Die Abkehr von der Tradition wird sich eines Tages als fataler Fehler herausstellen.«	0.353
10. rwa11an	»Es ist wichtig, die Rechte von Radikalen und Abweichlern in jeder Hinsicht zu wahren.«	0.319
11. rwa3sn	»Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern unterzuordnen hatten, sollten der Vergangenheit angehören. Der »Platz einer Frau« in der Gesellschaft sollte sein, wo immer sie möchte.«	0.291
12. rwa1cn	»Man sollte seine eigenen Moralvorstellungen über »Gut und Böse« entwickeln und weniger der Bibel oder anderen alten, traditionellen Glaubenssätzen Beachtung schenken.«	0.165

Tabelle 131: Items der RWA^{3D} (mit absteigender Trennschärfe)

12.1.4.2. Zentrale Tendenz – erstes Moment

Zunächst verdeutlichen Tabelle 132 sowie Tabelle 133 auf Seite 349 die Unterschiede der Studien hinsichtlich der zentralen Tendenz. Es läßt sich hier keine einheitliche Systematik feststellen; bei fast allen Items entstammten die höchsten Mittelwerte der Studie »NEO1«, die niedrigsten der Studie »Zukunft«. Erstere Untersuchung unterscheidet sich von den anderen durch den Erhebungsmodus (*paper &*

penci) und durch einen höheren Anteil von Schülern in der Stichprobe (vgl. 6.4.3 S.157ff).

Report

Mean	STUDIE					
	KosovoNet1	KosovoNet2	NEO1	NEO2	Zukunft	Total
RWA1CN	3.0522	2.8802	2.9106	3.1685	2.7543	2.9527
RWA2AP	2.7836	2.7521	3.8729	2.8478	2.7855	3.1125
RWA3SN	1.5970	1.4669	1.4400	1.4810	1.2872	1.4390
RWA4CP	3.0299	3.2686	3.6071	3.3995	3.0069	3.3265
RWA5AN	3.4552	3.2438	4.2188	3.0815	2.8547	3.4294
RWA6SP	2.9627	2.7025	3.6635	2.8587	2.8201	3.0693
RWA7CN	2.6866	2.5083	2.9482	2.4864	2.1799	2.5823
RWA8AP	3.0821	2.7521	3.4824	2.8505	2.5017	2.9705
RWA9SN	2.2313	2.2025	2.4118	2.1522	2.0138	2.2160
RWA10CP	3.2313	3.3802	3.6706	3.3668	3.0208	3.3765
RWA11AN	3.9403	4.0083	4.4471	3.9511	3.8962	4.0933
RWA12SP	2.4552	2.2273	2.9882	2.5870	2.4014	2.5953

Tabelle 132: Verteilungsparameter RWA^{3D} – Itemmittelwerte

Robuste Alternativen zum arithmetischen Mittel sind weniger sensibel für Verletzungen der Normalverteilungsannahme. Vier solcher sog. *M-Schätzer* sind Tabelle 133 (*protraits*) und Tabelle 134 (*contraits*) zu entnehmen. Das hervorstechende Ergebnis auch dieser Analysen ist wiederum, daß die höchsten Itemmittelwerte der Studie NEO1 entstammen.

M-Estimators

	STUDIE	Huber's M-Estimator ^a	Tukey's Biweight ^b	Hampel's M-Estimator ^c	Andrews' Wave ^d
RWA2AP	KosovoNet1	2.5438	2.4325	2.5602	2.4306
	KosovoNet2	2.3056	2.1742	2.4164	2.1685
	NEO1	3.8431	3.8609	3.8729	3.8609
	NEO2	2.5466	2.3904	2.5650	2.3884
	Zukunft	2.4384	2.3292	2.5067	2.3281
RWA4CP	KosovoNet1	2.7717	2.5738	2.7526	2.5689
	KosovoNet2	3.1078	3.0105	3.1554	3.0065
	NEO1	3.6713	3.5662	3.5825	3.5650
	NEO2	3.2054	3.1430	3.2976	3.1390
	Zukunft	2.8678	2.7949	2.8741	2.7923
RWA6SP	KosovoNet1	2.8821	2.8802	2.9377	2.8799
	KosovoNet2	2.3971	2.3396	2.4729	2.3396
	NEO1	3.5935	3.6310	3.6635	3.6309
	NEO2	2.5313	2.3906	2.5696	2.3885
	Zukunft	2.5355	2.4416	2.5804	2.4416
RWA8AP	KosovoNet1	2.7616	2.4516	2.7381	2.4554
	KosovoNet2	2.3039	2.1839	2.4289	2.1810
	NEO1	3.4003	3.4353	3.4701	3.4354
	NEO2	2.4699	2.2936	2.5272	2.2902
	Zukunft	2.1378	2.0586	2.2529	2.0555
RWA10CP	KosovoNet1	3.0754	2.9737	3.1044	2.9666
	KosovoNet2	3.1986	3.1322	3.2947	3.1283
	NEO1	3.7203	3.6805	3.6496	3.6797
	NEO2	3.1842	3.1178	3.2529	3.1144
	Zukunft	2.9207	2.8622	2.9230	2.8609
RWA12SP	KosovoNet1	2.1364	2.0867	2.2379	2.0856
	KosovoNet2	1.9260	1.8339	1.9857	1.8304
	NEO1	2.7756	2.6037	2.7319	2.5984
	NEO2	2.2754	2.2304	2.3655	2.2292
	Zukunft	2.2010	2.2076	2.2873	2.2075

a. The weighting constant is 1.339.

b. The weighting constant is 4.685.

c. The weighting constants are 1.700, 3.400, and 8.500

d. The weighting constant is $1.340 \cdot \pi$.

Tabelle 133: Verteilungsparameter RWA³D (positive Items) – Robuste Mittelwerte

M-Estimators^e

	STUDIE	Huber's M-Estimator ^a	Tukey's Biweight ^b	Hampel's M-Estimator ^c	Andrews' Wave ^d
RWA1CN	KosovoNet1	2.6942	2.3956	2.6685	2.3925
	KosovoNet2	2.6273	2.4327	2.5923	2.4308
	NEO1	2.4628	2.2130	2.5019	2.2073
	NEO2	2.9023	2.7489	2.9464	2.7392
	Zukunft	2.3970	2.2805	2.4569	2.2791
RWA3SN	KosovoNet1
	KosovoNet2
	NEO1
	NEO2
	Zukunft
RWA5AN	KosovoNet1	3.2261	3.2852	3.4173	3.2849
	KosovoNet2	2.2204	1.4827	2.2839	1.4758
	NEO1	4.4042	4.3167	4.2188	4.3170
	NEO2	2.2846	1.7732	2.3915	1.7409
	Zukunft	2.1309	1.7070	2.2520	1.6830
RWA7CN	KosovoNet1	2.0632	1.7432	2.1536	1.7247
	KosovoNet2	2.0000	1.7854	2.0538	1.7794
	NEO1	2.3305	2.0307	2.4215	2.0242
	NEO2	1.9683	1.7292	2.0198	1.7196
	Zukunft
RWA9SN	KosovoNet1	2.0134	1.9728	2.0750	1.9703
	KosovoNet2	2.0262	1.9930	2.0714	1.9909
	NEO1	2.1447	2.0848	2.2069	2.0823
	NEO2	1.9636	1.9190	2.0022	1.9177
	Zukunft	1.8788	1.8357	1.9022	1.8333
RWA11AN	KosovoNet1	3.9296	3.9330	3.9403	3.9329
	KosovoNet2	4.0005	4.0296	4.0311	4.0291
	NEO1	4.4891	4.4675	4.4499	4.4675
	NEO2	3.8999	3.9181	3.9285	3.9182
	Zukunft	3.9070	3.8739	3.8657	3.8739

a. The weighting constant is 1.339.

b. The weighting constant is 4.685.

c. The weighting constants are 1.700, 3.400, and 8.500

d. The weighting constant is $1.340 \cdot \pi$.

e. Some M-Estimators cannot be computed because of the highly centralized distribution around the median.

Tabelle 134: Verteilungsparameter RWA³D (negative Items) – Robuste Mittelwerte

12.1.4.3. Varianz – zweites Moment

Der Levene-Test (vgl. Church & Wike, 1976) testet gegen die Nullhypothese der Varianzhomogenität. Hohe Werte indizieren starke Abweichungen von der Gleichheit der Varianzen in den Stichproben. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% muß für 9 Items diese H_0 abgelehnt werden (Tabelle 135).

	Levene Statistic	df1	df2	Sig.
RWA1CN	2.124	4	1453	.076
RWA2AP	3.914	4	1453	.004
RWA3SN	7.994	4	1453	.000
RWA4CP	4.183	4	1453	.002
RWA5AN	7.582	4	1453	.000
RWA6SP	12.917	4	1453	.000
RWA7CN	6.888	4	1453	.000
RWA8AP	7.087	4	1453	.000
RWA9SN	8.335	4	1453	.000
RWA10CP	2.122	4	1453	.076
RWA11AN	.862	4	1453	.486
RWA12SP	5.675	4	1453	.000

Tabelle 135: Verteilungsparameter RWA³D – Varianzhomogenität

Report

	STUDIE					
	KosovoNet1	KosovoNet2	NEO1	NEO2	Zukunft	Total
RWA1CN	3.403	2.969	3.577	3.051	2.797	3.186
RWA2AP	2.577	3.092	3.550	2.876	2.877	3.312
RWA3SN	1.641	.897	.851	1.150	.719	.985
RWA4CP	3.127	2.986	2.937	2.845	2.326	2.864
RWA5AN	5.618	6.127	5.752	5.023	4.569	5.652
RWA6SP	3.329	2.575	3.941	2.803	2.724	3.271
RWA7CN	4.157	3.562	4.285	3.586	2.988	3.785
RWA8AP	3.655	3.249	3.925	3.157	2.654	3.466
RWA9SN	1.833	1.507	2.111	1.633	1.312	1.722
RWA10CP	2.871	2.901	2.712	2.631	2.257	2.692
RWA11AN	3.335	2.979	3.286	3.158	3.121	3.218
RWA12SP	2.370	2.210	2.908	2.330	1.699	2.428

Tabelle 136: Verteilungsparameter RWA³D – Varianz

12.1.4.4. Verteilungsform – drittes und viertes Moment

Die Symmetrie einer Verteilung läßt sich durch das dritte Potenzmoment α_3 schätzen. Wünschenswerte Werte um 0 weisen auf Symmetrie hin, die hier vorgefundenen positiven Werte beschreiben eine linkssteile bzw. rechtsschiefe Verteilung.

Report

Skewness	STUDIE					
	KosovoNet1	KosovoNet2	NEO1	NEO2	Zukunft	Total
RWA1CN	.856	.751	.810	.530	.954	.759
RWA2AP	.736	.868	.070	.762	.727	.557
RWA3SN	2.668	2.695	2.587	2.857	4.296	2.992
RWA4CP	.608	.338	.096	.353	.509	.331
RWA5AN	.406	.522	-.214	.617	.715	.350
RWA6SP	.531	.743	.165	.799	.603	.562
RWA7CN	.899	1.229	.778	1.176	1.519	1.083
RWA8AP	.530	.740	.217	.720	.914	.594
RWA9SN	1.157	1.399	1.215	1.532	1.619	1.402
RWA10CP	.421	.321	.037	.418	.404	.294
RWA11AN	.044	-.042	-.129	.118	.048	.007
RWA12SP	.945	1.308	.638	.950	.814	.909

Tabelle 137: Verteilungsparameter RWA³D – Schiefe

Mithin haben jegliche Items in allen hier dargestellten Studien das Problem einer mehr oder weniger deutlichen Verteilungsasymmetrie. Sämtliche Abweichungen von der Normalverteilung sind statistisch signifikant (Kolmogoroff-Smirnov-Test Kolmogorov, 1933; Kolmogorov, 1950; Smirnov, 1939) mit Lilliefors-Korrektur (Lilliefors, 1967) sowie Shapiro-Wilk-Test (Shapiro, Wilk & Chen, 1968), was aber bei der Teststärke aufgrund der großen Stichprobe nicht verwunderlich ist.

Eine substantielle Schiefe ist bei den Items 3, 7, 9 und 12 zu verzeichnen. Besonders kritisch jedoch ist das Item RWA3SN:

»Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern unterzuordnen hatten, sollten der Vergangenheit angehören. Der »Platz einer Frau« in der Gesellschaft sollte sein, wo immer sie möchte.«²⁴⁶

Diese Aussage wird nur von einer verschwindenden Minderheit der Befragten unterstützt, es findet sich in allen Stichproben ein deutlicher Bodeneffekt.

Weniger kritisch als die Asymmetrie der Verteilungen ist die Breit- bzw. Schmalgipfligkeit, die durch das vierte Potenzmoment (Exzeß oder Kurtosis) beschrieben wird. Wiederum sind normalverteilte Daten durch eine Kurtosis von Null gekennzeichnet. Zwei Items (3, 9) sind in allen Stichproben leptokurtisch verteilt, sieben platykurtisch (2; 4; 5; 6; 8; 10; 11). Die Items 1, 7 und 12 weisen über die Studien hinweg keine einheitliche Kurtosis auf. Dramatisch ist die Verteilungsform jedoch nur bei dem bereits angesprochenen Item RWA3SN (West et al., 1995).

Report

	Kurtosis					
	STUDIE					
	KosovoNet1	KosovoNet2	NEO1	NEO2	Zukunft	Total
RWA1CN	-.372	-.313	-.483	-.795	.056	-.455
RWA2AP	-.314	-.365	-1.126	-.371	-.516	-.810
RWA3SN	7.191	8.102	6.816	8.464	21.206	9.761
RWA4CP	-.684	-.918	-.971	-.872	-.558	-.882
RWA5AN	-1.468	-1.498	-1.590	-1.199	-1.024	-1.530
RWA6SP	-.916	-.361	-1.257	-.399	-.756	-.837
RWA7CN	-.577	.390	-.702	.181	1.261	-.071
RWA8AP	-.973	-.577	-1.160	-.632	-.137	-.827
RWA9SN	.957	2.177	1.076	2.699	3.398	1.978
RWA10CP	-.693	-.943	-.838	-.693	-.706	-.818
RWA11AN	-1.109	-.956	-1.041	-1.098	-1.049	-1.058
RWA12SP	.021	1.007	-.469	.124	-.121	.039

Tabelle 138: Verteilungsparameter RWA³D – Kurtosis

Für die Schiefe der Verteilung läßt sich eine plausible Erklärung anführen: Die Items sind sprachlich derart konstruiert, daß sie besonders Autoritäre ansprechen. Die Mehrzahl der Befragten zeigt sich befremdet durch die drastische Formulie-

²⁴⁶ Dieses Item wird wahrscheinlich in der Zukunft geändert werden:

»Die Zeiten, in denen sich Frauen ihren Männern unterzuordnen hatten, sollten der Vergangenheit angehören. Der »Platz einer Frau« in der Gesellschaft sollte sein, wo immer sie möchte.«

zung der *protraits*, die hohe Itemschwierigkeit ist jedoch günstig für die Identifikation von »Highscorern«.

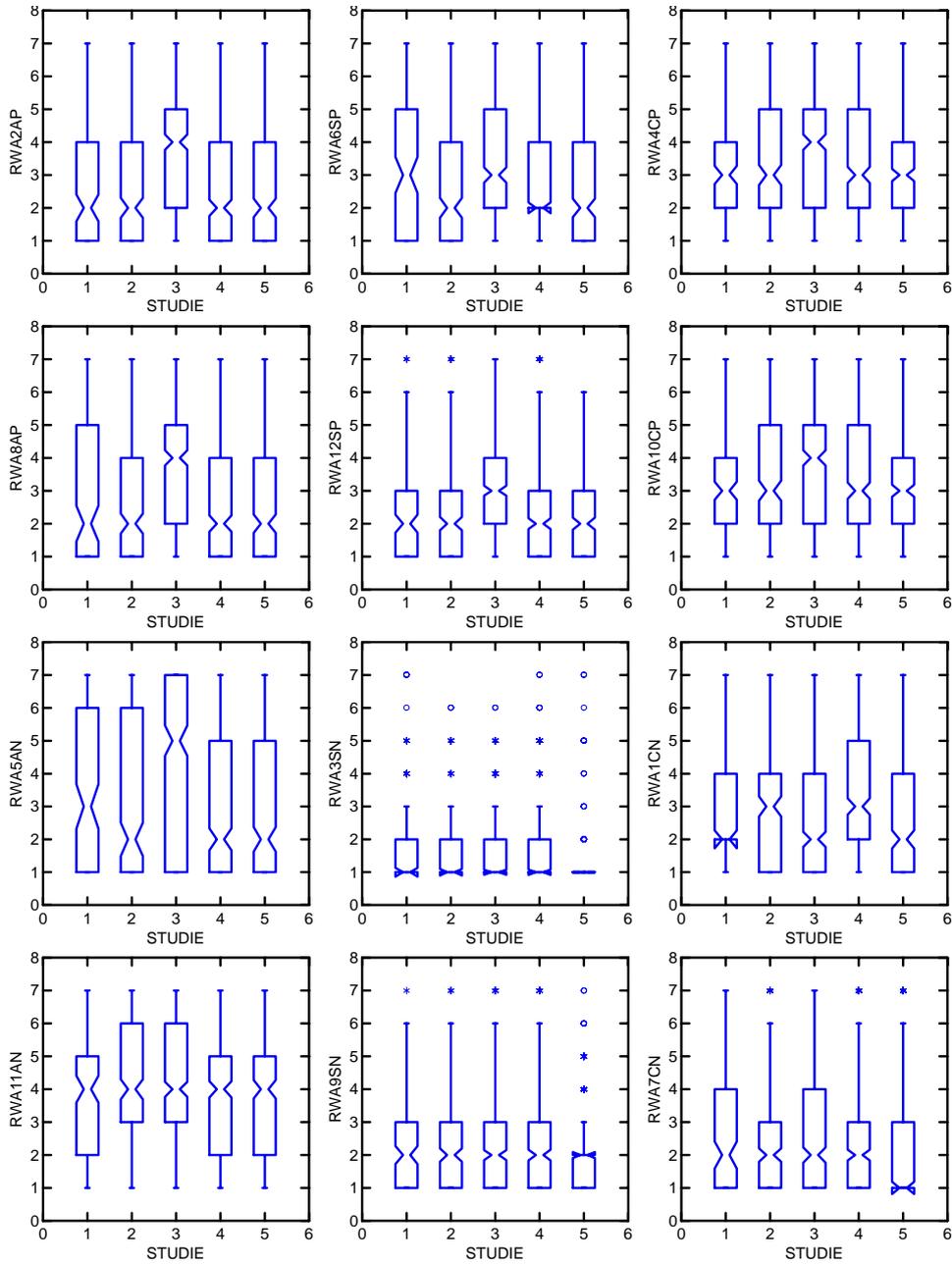


Abbildung 74: Verteilungsformen der Items in den fünf Studien mit RWA^{3D}

12.1.4.5. Interne Konsistenz

Die Reliabilität der RWA^{3D} unterscheidet sich in den fünf Studien nicht wesentlich. Es werden trotz der relativen Kürze der Skala und der besonderen Konstruktionsweise sehr akzeptable untere Schranken der internen Konsistenz ($.76 < \alpha < .81$) erzielt (vgl. 5.3, S.139). Die mittleren Interitemkorrelationen liegen zwischen .20 und .27.

Studie	N	stand. Cronbach's α	Mittlere Interitemkorrelation
KosovoNet I	134	.7786	.2266
KosovoNet II	242	.7657	.2140
NEO I	425	.7551	.2044
NEO II	368	.8131	.2661
Zukunft	289	.7759	.2239
gesamt	1458	.7896	.2383

Tabelle 139: Untere Schranken der internen Konsistenz RWA^{3D}

Die Entscheidung für 12 Items stellt offenbar eine glückliche Wahl dar. Diese Skalenlänge ist nicht nur ein vernünftiger Kompromiß zwischen Ökonomie und dennoch breiter Konstruktvalidität und Kontentrepräsentanz, auch hinsichtlich der internen Konsistenz scheint hier ein Optimum zu liegen (Abbildung 75).

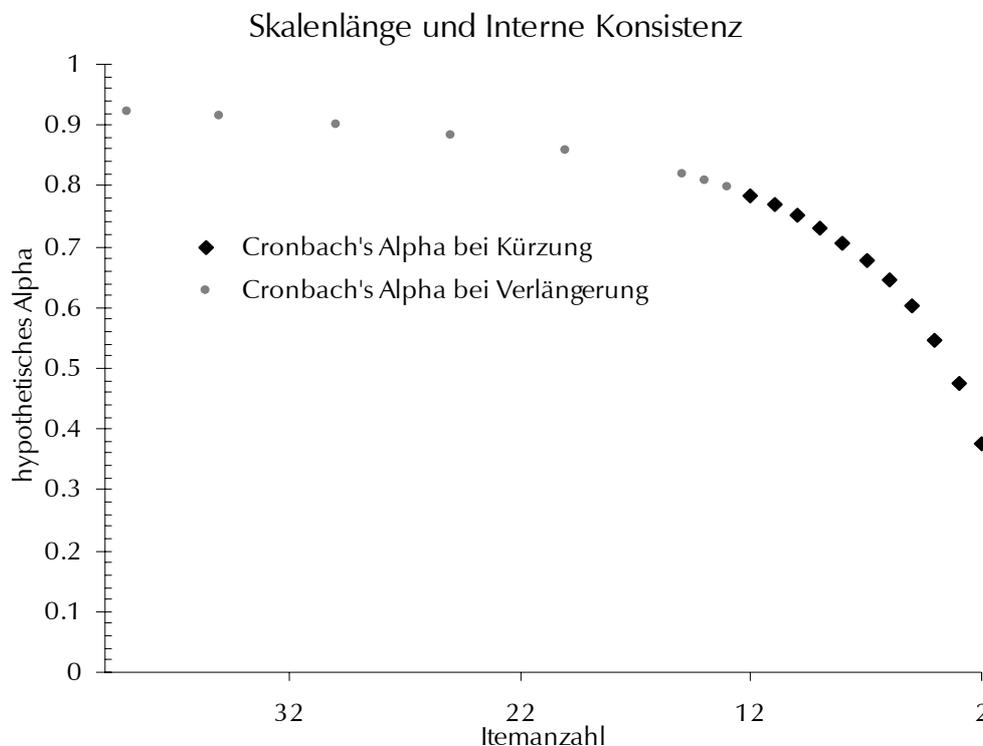
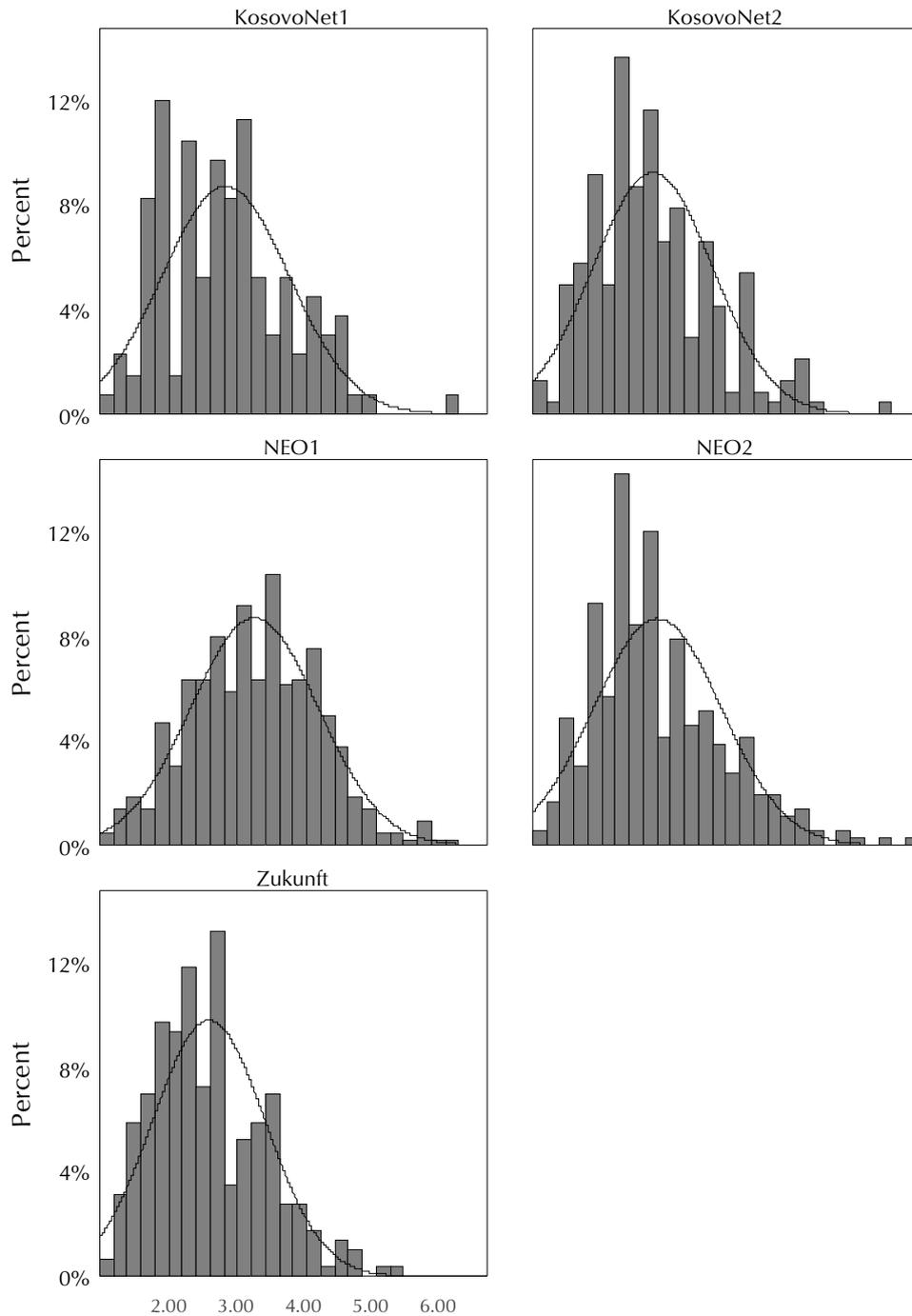


Abbildung 75: Auswirkung von Kürzung oder Verlängerung der RWA^{3D} auf die interne Konsistenz

Selbst drastische Verlängerungen brächten keinen deutlichen Zuwachs im Cronbach's α (Verdopplung: $\alpha_{\text{hypoth.}}=.88$). Hingegen ließe eine Kürzung um vier Items die (untere Schranke) der Reliabilität bereits unter $\alpha_{\text{hypoth.}}=.70$ fallen, was nicht zu tolerieren wäre. Auch vor diesem Hintergrund ist eine Kürzung der Skala durch Dritte nicht zu empfehlen.

12.1.4.6. Verteilungsform der aggregierten Werte

Die Balancierung der Skala (in gleiche Anzahl von *pro*- und *contrasts*) hat die dienliche Konsequenz, daß die Verteilungsform sich der Symmetrie annähert. Unberührt bleibt dennoch, daß die zentrale Tendenz deutlich im Ablehnungsbereich der Items liegt.

Abbildung 76: Verteilungsform der aggregierten Werte der RWA³D

12.1.4.7. Kovarianzmatrizen

Die Gleichheit der Kovarianzmatrizen ist im Rahmen von Strukturgleichungsmodellen ohne beträchtlichem Aufwand überprüfbar. Demgegenüber steht jedoch die geringe Aussagekraft einer solchen Überprüfung, die hier mit einem statistischen und einem inhaltlichen Argument belegt werden soll: Eine Punktgleichheit von

derart vielen Parametern²⁴⁷ ist sehr unwahrscheinlich; in der Konsequenz ist die Ungleichheit geradezu trivial und bei der hohen Teststärke aufgrund der großen Stichprobe leicht festzustellen.

Noch wichtiger ist jedoch der Hinweis darauf, daß trotz statistischer Signifikanz die *inhaltliche* Bedeutsamkeit infrage zu stellen ist. Die Studien ähneln sich sehr stark sowohl hinsichtlich der Zusammensetzung der Stichprobe als auch hinsichtlich des Erhebungszusammenhangs. Es gibt wenig Veranlassung anzuzweifeln, daß die Stichproben aus qualitativ stark verschiedenen Grundgesamtheiten stammen.

Daher wird an dieser Stelle absichtsvoll auf eine ausführliche Darstellung der Gleichheitsüberprüfung verzichtet; sie ist statistisch zwar zu zeigen, inhaltlich wäre sie aber gewiß überinterpretiert.

12.1.4.8. Korrelation von Itemblöcken

Die RWA^{3D} ist zwar mehrdimensional angelegt, der Zusammenfassung von jeweils vier Items zu Subskalen ist jedoch mit Vorsicht zu begegnen. Bei vier Items ist die Reliabilität der Teilskala so gering, daß die Korrelation der »Skalen« untereinander unterschätzt werden.

Dennoch soll hier die Korrelationsmatrix dokumentiert werden, um einen Eindruck von der Zusammenhangsstruktur zu erlangen (Tabelle 140). Die dargestellte Matrix ist *nicht* symmetrisch; es sind jeweils die dimensionsspezifischen *protrait*-Paare zu den *contrait*-Paaren in Beziehung gesetzt. Die monotrait-heteromethod-Korrelationen in der Diagonale verdeutlichen mit ihrer geringen Höhe die Bedeutsamkeit der Itemformulierungsrichtung.

Handelte es sich lediglich – wie beabsichtigt und oft behauptet – um ein Verkehren ins Gegenteil, so müßten die monotrait-heteromethod-Korrelationen nahezu perfekt sein, wovon sie ganz offensichtlich weit entfernt sind.

²⁴⁷ 5 mal 78 Varianzen und Kovarianzen zuzüglich der Vektoren aus 12 Mittelwerten.

Pearson Correlation		contraits		
		RWA_C_N Konventionalismus negativ	RWA_A_N Aggressivität negativ	RWA_S_N Submissivität negativ
protraits	RWA_C_P Konventionalismus positiv	.397**	.206**	.282**
	RWA_A_P Aggressivität positiv	.126**	.461**	.244**
	RWA_S_P Submissivität positiv	.262**	.320**	.324**

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

a. In der Diagonale befinden sich die monotrait-heteromethod Korrelationen

Tabelle 140: MTMM Korrelationsmatrix der RWA³D

Diese Ergebnisse verdeutlichen, daß Strukturgleichungsmodelle im vorliegenden Fall nicht durch traditionelle statistische Verfahren mit manifesten Variablen ersetzt werden können, da diese nicht angemessen mit dem Meßfehlerproblem umgehen können.

12.1.4.9. Stabilität über die Zeit

Eine Reihe der in den Internetstudien Befragten wurde wiederholt angeschrieben und um erneutes Ausfüllen der RWA³D-Skala gebeten. Daher liegen auf der Basis von etwa einhundert Datensätzen Erkenntnisse über die zeitliche Stabilität der RWA³D-Werte vor (vgl. Abbildung 77, S.360)²⁴⁸.

Die Wiederholungstestreliabilitäten (Korrelationen) liegen bei den einzelnen Items zwischen $r_{tt}=.42$ (bei dem auch in anderen Zusammenhängen als problematisch herausgestellten Item 3) und $r_{tt}=.72$, die aggregierten Werte zeigen nach einem Jahr mit $r_{tt}=.85$ eine bemerkenswert hohe Korrelation, die für das Konzept einer generalisierten Einstellung spricht (Tabelle 141). Altemeyer fand bei seinen Studien Test-Retest-Reliabilitäten von $r_{tt}=.95$ nach einer Woche, $r_{tt}=.85$ nach 28 Wochen (Altemeyer, 1988, S.29) und $r_{tt}=.75$ nach vier Jahren (Altemeyer, 1988, S.94).

²⁴⁸ Datensatz mit allen Variablen der Studie RWAnet98 zuzüglich der RWA-Itemwerte der identifizierten Teilnehmer vorangegangener Studien : diss rwa98 mit retest.sav

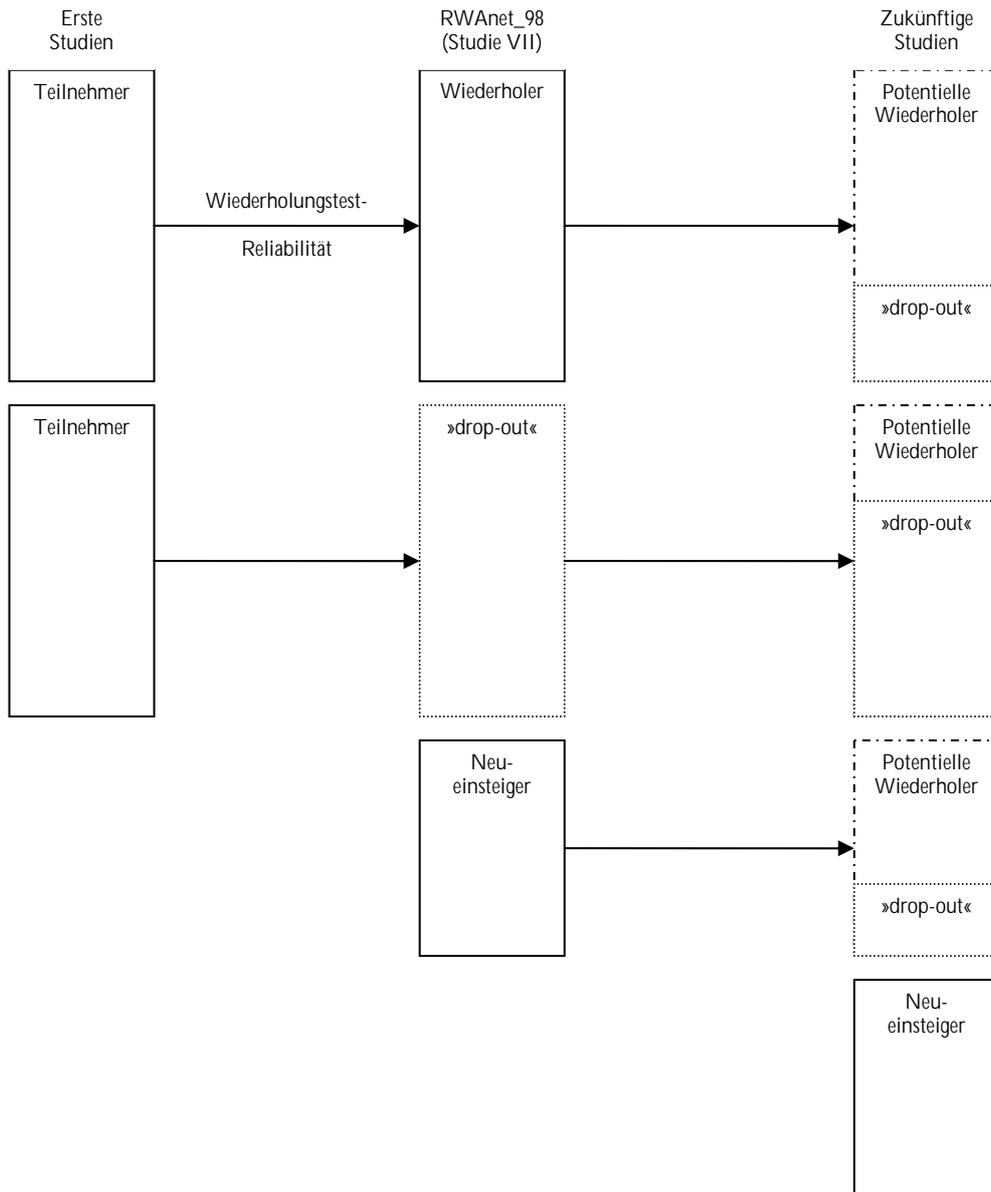


Abbildung 77: Designgrundlage für Berechnung der Wiederholungstest-Reliabilität

Es ist kein einheitliches Bild zu erkennen, das auf eine generelle Erhöhung oder Verringerung der RWA^{3D}-Werte Rückschlüsse rechtfertigen würde. Bei einigen Items kam es zu einem statistisch signifikanten Absinken der Werte um einen halben Skalenpunkt (Tabelle 142, S.361).

Paired Samples Correlations

		Correlation
Pair 1	Right-wing Authoritarianism RWA3D & Right-wing Authoritarianism RWA3D (erste Messung)	.853
Pair 2	RWA1CN & ORWA1CN	.532
Pair 3	RWA3SN & ORWA3SN	.420
Pair 4	RWA5AN & ORWA5AN	.646
Pair 5	RWA7CN & ORWA7CN	.750
Pair 6	RWA9SN & ORWA9SN	.565
Pair 7	RWA11AN & ORWA11AN	.540
Pair 8	RWA2AP & ORWA2AP	.695
Pair 9	RWA4CP & ORWA4CP	.434
Pair 10	RWA6SP & ORWA6SP	.632
Pair 11	RWA8AP & ORWA8AP	.718
Pair 12	RWA10CP & ORWA10CP	.528
Pair 13	RWA12SP & ORWA12SP	.597

Tabelle 141: Retest-Reliabilitäten der RWA^{3D} Items

Paired Samples Test

		Paired Differences			Sig. (2-tailed)
		Mean	95% Confidence Interval of the Difference		
			Lower	Upper	
Pair 1	Right-wing Authoritarianism RWA3D - Right-wing Authoritarianism RWA3D (erste Messung)	-.1121	-.2226	-.0017	.047
Pair 2	RWA1CN - ORWA1CN	-.3438	-.6988	.0113	.058
Pair 3	RWA3SN - ORWA3SN	-.0625	-.2615	.1365	.534
Pair 4	RWA5AN - ORWA5AN	-.3229	-.6919	.0460	.086
Pair 5	RWA7CN - ORWA7CN	-.0417	-.3012	.2178	.751
Pair 6	RWA9SN - ORWA9SN	.1354	-.1185	.3894	.292
Pair 7	RWA11AN - ORWA11AN	-.2292	-.5838	.1254	.203
Pair 8	RWA2AP - ORWA2AP	.1458	-.1252	.4168	.288
Pair 9	RWA4CP - ORWA4CP	-.0417	-.4028	.3195	.819
Pair 10	RWA6SP - ORWA6SP	.1667	-.1495	.4828	.298
Pair 11	RWA8AP - ORWA8AP	-.4947	-.7536	-.2359	.000
Pair 12	RWA10CP - ORWA10CP	-.4479	-.7711	-.1247	.007
Pair 13	RWA12SP - ORWA12SP	.2105	-.0600	.4811	.126

Tabelle 142: Abhängige T-Tests der RWA^{3D} Items

Die Ergebnisse bekräftigen die Vermutung, daß es sich bei Autoritarismus trotz der einstellungsnahen Operationalisierung um ein relativ überdauerndes Konstrukt handelt.

12.1.4.10. Ladungsmatrizen

KMO and Bartlett's Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		
		.847
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	4203.335
	df	66
	Sig.	.000

Tabelle 143: Voraussetzungsprüfung der exploratorischen Faktoranalyse

12.1.4.11. Bootstrap: Meßmodelle mit Methodenfaktor (τ -kongenerisch)

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
3_c_mf	484.90	*	485.80	*
	490.13	*	496.88	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	495.37	*****	507.96	*****
	500.61	*****	519.05	*****
N = 10000	505.85	*****	530.13	*****
	511.09	*****	541.21	*****
Mean = 511.8	516.33	*****	552.30	***
S. e. = 0.0946493	521.57	*****	563.38	*
	526.81	*****	574.47	*
	532.04	***	585.55	*
	537.28	*	596.63	*
	542.52	*	607.72	*
	547.76	*	618.80	*
	553.00	*	629.88	*
	558.24	*	640.97	*

Tabelle 144: Bootstrapverteilung 3_c_mf

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
1_c_mf	764.15	*	762.93	*
	769.31	****	773.70	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	774.46	*****	784.46	*****
	779.62	*****	795.23	*****
N = 10000	784.78	*****	806.00	*****
	789.94	*****	816.77	*****
Mean = 786.525	795.09	*****	827.53	**
S. e. = 0.0925251	800.25	*****	838.30	*
	805.41	***	849.07	*
	810.57	**	859.84	*
	815.72	*	870.60	*
	820.88	*	881.37	*
	826.04	*	892.14	*
	831.20	*	902.90	*
	836.35	*	913.67	*

Tabelle 145: Bootstrapverteilung 1_c_mf

12.1.4.12. Bootstrap: Meßmodelle mit Methodenfaktor (τ -äquivalent)

Modellname	Parametric		Nonparametric		
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap		
3_e_mf	1607.55	*	1607.26	*	
	1612.14	**	1614.39	*****	
	1616.72	*****	1621.51	*****	
ML discrepancy (implied vs pop)	1621.30	*****	1628.63	*****	
	1625.89	*****	1635.75	*****	
	1630.47	*****	1642.87	*****	
N = 10000	1635.05	*****	1649.99	****	
	1639.64	*****	1657.11	**	
Mean = 1628.48	1644.22	****	M=1631.61	1664.23	*
S. e. = 0.0810775	1648.80	**	0.110102	1671.35	*
	1653.39	*	1678.47	*	
	1657.97	*	1685.59	*	
	1662.55	*	1692.71	*	
	1667.14	*	1699.83	*	
	1671.72	*	1706.95	*	

Tabelle 146: Bootstrapverteilung 3_e_mf

Modellname	Parametric		Nonparametric		
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap		
1_e_mf	1821.97	*	1821.62	*	
	1826.30	**	1829.71	*****	
	1830.64	*****	1837.80	*****	
ML discrepancy (implied vs pop)	1834.97	*****	1845.89	*****	
	1839.30	*****	1853.98	*****	
	1843.63	*****	1862.07	*****	
N = 10000	1847.96	*****	1870.15	**	
	1852.29	*****	1878.24	*	
Mean = 1842	1856.63	****	M=1844.83	1886.33	*
S. e. = 0.0772534	1860.96	**	0.111039	1894.42	*
	1865.29	*	1902.51	*	
	1869.62	*	1910.60	*	
	1873.95	*	1918.69	*	
	1878.29	*	1926.77	*	
	1882.62	*	1934.86	*	

Tabelle 147: Bootstrapverteilung 1_e_mf

12.1.4.13. Bootstrap: Meßmodelle mit Methodenfaktor (parallel)

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
3_p_mf	2615.57	*	2616.38	*
	2620.41	*****	2621.33	*****
	2625.25	*****	2626.28	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	2630.09	*****	2631.22	*****
	2634.93	*****	2636.17	*****
	2639.76	*****	2641.12	*****
	2644.60	****	2646.07	****
N = 10000	2649.44	**	2651.01	**
Mean = 2631.62	2654.28	*	M=2633.23 2655.96	*
S. e. = 0.0676279	2659.12	*	0.07642 2660.91	*
	2663.96	*	2665.86	*
	2668.80	*	2670.80	*
	2673.64		2675.75	*
	2678.48		2680.70	*
	2683.32	*	2685.65	*

Tabelle 148: Bootstrapverteilung 3_p_mf

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
1_p_mf	3125.44	*	3124.95	*
	3130.71	*****	3129.98	*****
	3135.97	*****	3135.01	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	3141.23	*****	3140.05	*****
	3146.50	*****	3145.08	*****
	3151.76	***	3150.11	****
	3157.02	*	3155.14	***
N = 10000	3162.28	*	3160.17	*
Mean = 3138.47	3167.55	*	M=3139.65 3165.20	*
S. e. = 0.0653787	3172.81	*	0.0732698 3170.23	*
	3178.07	*	3175.26	*
	3183.34	*	3180.29	*
	3188.60		3185.33	*
	3193.86		3190.36	*
	3199.12	*	3195.39	*

Tabelle 149: Bootstrapverteilung 1_p_mf

12.1.4.14. Bootstrap: Meßmodelle ohne Methodenfaktor (τ -kongenerisch)

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
3_c_nmf	675.97	*	674.41	*
	680.97	**	685.47	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	685.96	*****	696.53	*****
	690.96	*****	707.59	*****
N = 10000	695.96	*****	718.65	*****
	700.95	*****	729.72	*****
Mean = 701.575	705.95	*****	740.78	**
	710.95	*****	751.84	*
S. e. = 0.0951902	715.94	*****	M=709.841 762.90	*
	720.94	***	0.160752 773.96	*
	725.94	**	785.02	*
	730.93	*	796.09	*
	735.93	*	807.15	*
	740.93	*	818.21	*
	745.93	*	829.27	*

Tabelle 150: Bootstrapverteilung 3_c_nmf

Modellname	Parametric		Nonparametric	
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap	
1_c_nmf	939.32	*	937.35	*
	944.72	***	948.71	*****
ML discrepancy (implied vs pop)	950.11	*****	960.08	*****
	955.51	*****	971.44	*****
N = 10000	960.91	*****	982.80	*****
	966.31	*****	994.16	****
Mean = 962.622	971.71	*****	1005.52	**
	977.11	*****	1016.89	*
S. e. = 0.0922138	982.51	***	M=969.531 1028.25	*
	987.91	*	0.155926 1039.61	*
	993.31	*	1050.97	*
	998.71	*	1062.34	*
	1004.11	*	1073.70	*
	1009.51	*	1085.06	*
	1014.91	*	1096.42	*

Tabelle 151: Bootstrapverteilung 1_c_nmf

12.1.4.15. Bootstrap: Meßmodelle ohne Methodenfaktor (τ -äquivalent)

Modellname	Parametric		Nonparametric		
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap		
3_e_nmf	1740.68	*	1739.34	*	
	1745.40	***	1745.66	*****	
	1750.13	*****	1751.98	*****	
ML discrepancy (implied vs pop)	1754.85	*****	1758.30	*****	
	1759.58	*****	1764.62	*****	
	1764.30	*****	1770.93	*****	
	1769.02	*****	1777.25	*****	
N = 10000	1773.75	*****	1783.57	***	
Mean = 1760.4	1778.47	**	M=1762.8	1789.89	**
S. e. = 0.0789749	1783.20	*	0.108892	1796.21	*
	1787.92	*	1802.53	*	
	1792.64	*	1808.85	*	
	1797.37	*	1815.17	*	
	1802.09	*	1821.49	*	
	1806.82	*	1827.81	*	

Tabelle 152: Bootstrapverteilung 3_e_nmf

Modellname	Parametric		Nonparametric		
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap		
1_e_nmf	1896.35	*	1893.76	*	
	1900.61	***	1900.69	*****	
	1904.88	*****	1907.62	*****	
ML discrepancy (implied vs pop)	1909.14	*****	1914.55	*****	
	1913.41	*****	1921.48	*****	
	1917.67	*****	1928.42	*****	
	1921.93	*****	1935.35	****	
N = 10000	1926.20	*****	1942.28	**	
Mean = 1914.24	1930.46	***	M=1916.34	1949.21	*
S. e. = 0.075165	1934.73	*	0.107901	1956.14	*
	1938.99	*	1963.08	*	
	1943.26	*	1970.01	*	
	1947.52	*	1976.94	*	
	1951.79	*	1983.87	*	
	1956.05	*	1990.80	*	

Tabelle 153: Bootstrapverteilung 1_e_nmf

12.1.4.16. Bootstrap: Meßmodelle ohne Methodenfaktor (parallel)

Modellname	Parametric		Nonparametric		
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap		
3_p_nmf	2712.80	*	2712.70	*	
	2717.30	*****	2717.23	*****	
	2721.80	*****	2721.77	*****	
ML discrepancy (implied vs pop)	2726.29	*****	2726.30	*****	
	2730.79	*****	2730.83	*****	
	2735.29	*****	2735.36	*****	
	2739.79	****	2739.89	****	
N = 10000	2744.28	**	2744.43	**	
Mean = 2727.23	2748.78	*	M=2728.37	2748.96	*
S. e. = 0.0659495	2753.28	*	0.0734817	2753.49	*
	2757.78	*	2758.02	*	
	2762.27	*	2762.55	*	
	2766.77	*	2767.08	*	
	2771.27	*	2771.62	*	
	2775.77	*	2776.15	*	

Tabelle 154: Bootstrapverteilung 3_p_nmf

Modellname	Parametric		Nonparametric		
	Monte Carlo Bootstrap		Bootstrap		
1_p_nmf	3151.44	**	3150.65	*	
	3156.34	*****	3155.63	*****	
	3161.23	*****	3160.61	*****	
ML discrepancy (implied vs pop)	3166.13	*****	3165.59	*****	
	3171.02	*****	3170.57	*****	
	3175.91	***	3175.55	***	
	3180.81	*	3180.52	**	
N = 10000	3185.70	*	3185.50	*	
Mean = 3163.42	3190.59	*	M=3164.04	3190.48	*
S. e. = 0.0634154	3195.49	*	0.0691232	3195.46	*
	3200.38	*	3200.44	*	
	3205.28	*	3205.41	*	
	3210.17	*	3210.39	*	
	3215.06	*	3215.37	*	
	3219.96	*	3220.35	*	

Tabelle 155: Bootstrapverteilung 1_p_nmf

12.2. Behandlung von Kovariaten

An verschiedenen Stellen dieser Arbeit wurde theoretisch begründet und empirisch gezeigt, daß sowohl Explanans als auch Explanandum mit einer »dritten« Variable zusammenhängen: Das Einzelitem zur Politischen Orientierung auf der Links-Rechts-Skala ist trotz oder gerade wegen seines symbolischen Charakters auf subjektiver Ebene sehr valide. Es hängt auf unterschiedliche Weise mit sehr vielen politischen Einstellungen zusammen. Man mag sich die Links-Rechts-Orientierung als abstrahiert vorstellen, abstrahiert von individuellen Konstruktionen über die politische Wirklichkeit, wobei die Konstruktionsregel ihrerseits sozial konstruiert ist: »Ich denke so und so, also bin ich wohl eher links, weil andere das als links bezeichnen.«²⁴⁹ In dieser Denkrichtung ist die Links-Rechts-Orientierung das *Ergebnis* eines induktiven Abstraktionsprozesses. In bestimmten Situationen ist jedoch auch eine Perspektive denkbar, bei der die Links-Rechts-Orientierung zu einem Konstrukt wird, *von* dem deduziert wird. Die Links-Rechts-Orientierung wird besonders in neuen Situationen zur Entscheidungshilfe: »Weil ich links bin, muß ich über dies und jenes wohl so und so denken.«²⁵⁰

Das mathematische Abbild dieses komplexen Zusammenhangs zeigt sich recht simpel. Es interessiert der Zusammenhang r_{xy} zwischen einer zu erklärenden Variable y und einer erklärenden x . Beide korrelieren moderat miteinander. Dies ist aber zum Teil darauf zurückzuführen, daß sowohl x als auch y mit einer dritten Variable z , in unserem Beispiel mit der Links-Rechts-Orientierung positiv korrelieren. Im einfachsten Fall läßt sich der symmetrische und »bereinigte« lineare Zusammenhang als Partialkorrelation $r_{xy.z}$ beschreiben. Dieser Nettozusammenhang ist besonders interessant, weil er die geläufige Frage nach einem linken Autoritarismus implizit beantworten hilft. Die statistische Kontrolle des Einflusses der politischen Orientierung auf die eigentlich interessierenden Konstrukte x und y

²⁴⁹ Der Konstruktionsregel kommt insofern zentrale Bedeutung zu, als diese sich kultur- und zeitgeistgebunden in ständiger Veränderung befinden. Diese Veränderung kann teilweise sprunghaften Charakter annehmen.

²⁵⁰ Auch und gerade an dieser Stelle ist die soziale Konstruktionsregel entscheidend. Da diese jedoch in den seltensten Fällen expliziert ist, muß sich das Individuum auf seine individuelle Konstruktion über die Soziale Konstruktion verlassen.

und deren Zusammenhang ermöglicht die Beschreibung des Erklärungswertes von Autoritarismus *theoretisch an jeder Stelle* des Links-Rechts-Kontinuums.

Um das Problem in seiner einfachsten Form zu verdeutlichen, erfolgte die Darstellung in den letzten Sätzen lediglich mit drei Variablen und auf manifester Ebene. Die hier untersuchten Fragestellungen beruhen jedoch auf drei latenten Variablen, die zu Erklärung dienen sollen. Zudem besteht das Ziel nicht in der Beschreibung eines symmetrischen Zusammenhanges (Korrelation), sondern einer asymmetrischen Aufklärung des einen durch das andere.

Abbildung 78 (S.371) illustriert drei mathematisch äquivalente Modelle, die geeignet sind, mit dem genannten Problem umzugehen.

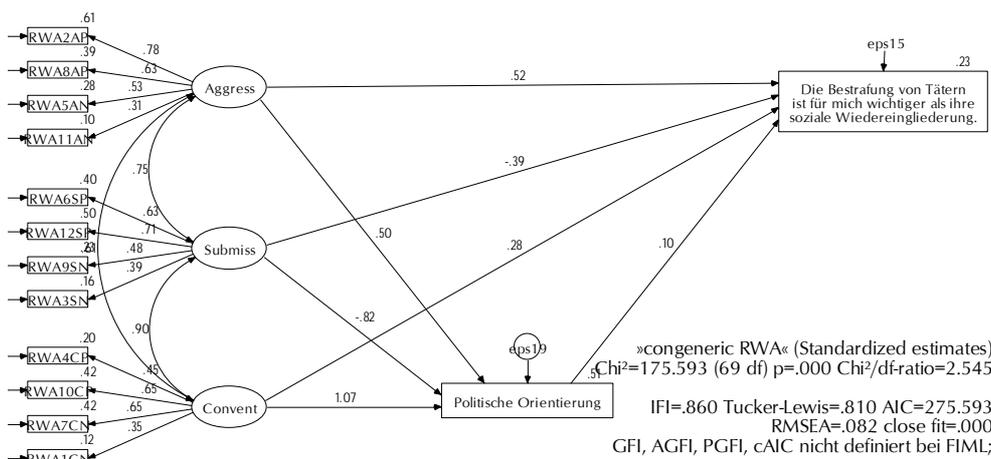
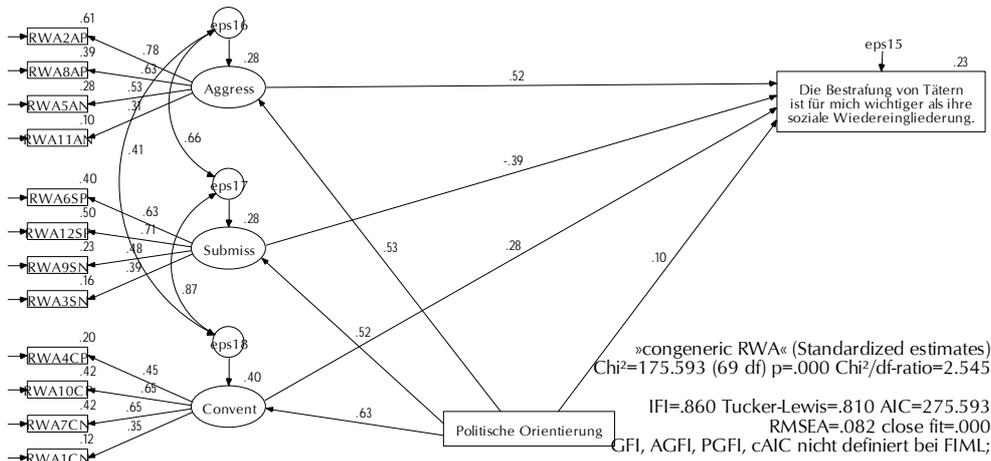
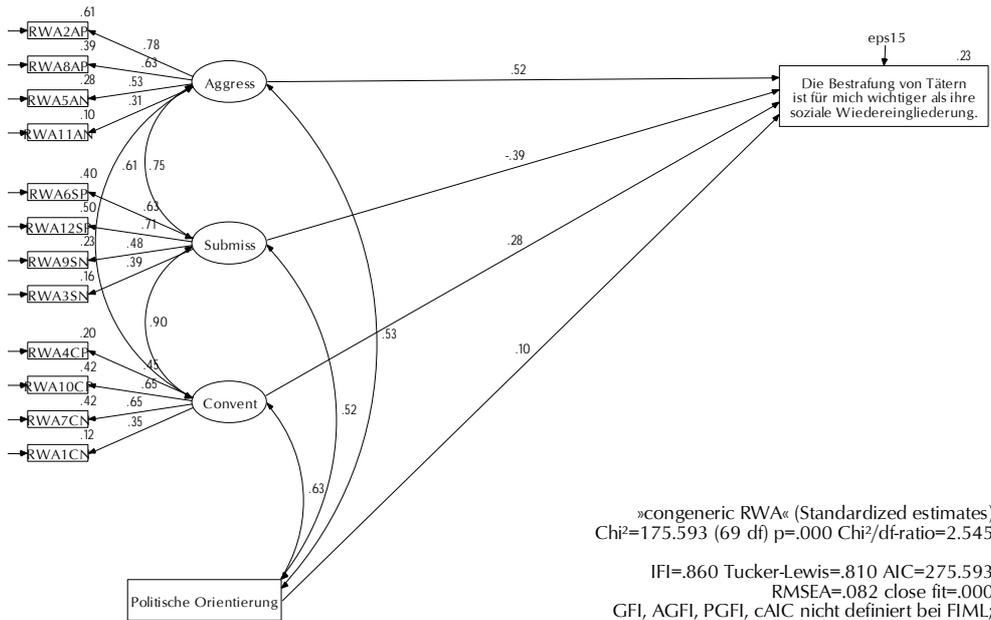


Abbildung 78: Drei äquivalente Modelle mit Drittvariablen

Das von mir gewählte, aber bisher unkommentierte Vorgehen bei der Auswertung der vorangegangenen Studien spezifizierte das Modell derart, daß in einem »ersten Schritt«²⁵¹ der Einfluß der Politischen Orientierung sowohl auf die Autoritarismusdimensionen als auch auf die zu erklärende Variable geschätzt wird. Hernach erfolgt die Betrachtung der nunmehr bereinigten Beziehung zwischen den drei Subdimensionen von Autoritarismus und der jeweiligen abhängigen Variable.²⁵²

Die letztlich zu erklärende Variable²⁵³ läßt sich in 3+1 gewichtete Regressoren zuzüglich eines Residuums zerlegen. Neben den drei Subdimensionen von Autoritarismus geht die politische Links-Rechts-Orientierung als Prädiktor ein.

$$\eta_{resoz} = \beta_{41} \cdot \eta_{aggress} + \beta_{42} \cdot \eta_{submiss} + \beta_{43} \cdot \eta_{convent} + \gamma_{41} \cdot \xi_{polit} + \zeta_{resoz} \quad [12.1]$$

Die drei Subdimensionen werden jedoch ihrerseits (fehlerbehaftet) durch die Politische Orientierung vorhergesagt.

$$\eta_{aggress} = \gamma_{11} \cdot \xi_{polit} + \zeta_{aggress} \quad [12.2]$$

$$\eta_{submiss} = \gamma_{21} \cdot \xi_{polit} + \zeta_{submiss} \quad [12.3]$$

$$\eta_{convent} = \gamma_{31} \cdot \xi_{polit} + \zeta_{convent} \quad [12.4]$$

Diese Tatsache öffnet den Blick für die Möglichkeit, die abhängige Variable (mathematisch) gänzlich als Funktion der Politischen Orientierung darzustellen. Dazu müssen einfach [12.2] bis [12.4] in [12.1] eingesetzt werden und erhält

$$\begin{aligned} \eta_{resoz} = & \beta_{41} \cdot [(\gamma_{11} \cdot \xi_{polit}) + \zeta_{aggress}] + \\ & \beta_{42} \cdot [(\gamma_{21} \cdot \xi_{polit}) + \zeta_{submiss}] + \\ & \beta_{43} \cdot [(\gamma_{31} \cdot \xi_{polit}) + \zeta_{convent}] + \\ & \gamma_{41} \cdot \xi_{polit} + \\ & \zeta_{resoz} \end{aligned} \quad [12.5]$$

Es fällt auf, daß auf der rechten Seite der Gleichung die mehrfach gewichtete »Politische Orientierung« zuzüglich einer Summe verschiedener konstruktbezogener Fehler steht.

²⁵¹ Tatsächlich werden die Gleichungen alle *simultan* geschätzt.

²⁵² Da dieses Vorgehen unter Umständen nicht allen Lesern als plausibel einleuchtet und Skepsis erzeugen mag, habe ich zur Illustration die beiden äquivalenten Modelle dokumentiert. Gerade das Modell mit vier Regressoren dürfte vertraut und überzeugend sein.

²⁵³ In diesem Beispiel handelt es sich um die »Einstellung zur Bestrafung vs Resozialisierung«.

Durch Vereinfachung von [12.5] ergibt sich

$$\eta_{resoz} = \xi_{polit} \left[(\beta_{41} \cdot \gamma_{11}) + (\beta_{42} \cdot \gamma_{21}) + (\beta_{43} \cdot \gamma_{31}) + \gamma_{41} \right] + (\beta_{41} \cdot \zeta_{aggress}) + (\beta_{42} \cdot \zeta_{submiss}) + (\beta_{43} \cdot \zeta_{convent}) + \zeta_{resoz} \quad [12.6]$$

Auch ohne den Aufwand des Aufschreibens der Modellgleichungen lassen die drei Pfaddiagramme in Abbildung 78 (S.371) bemerkenswerte Gesetzmäßigkeiten erkennen. Alle drei Modelle sind mathematisch äquivalent, ihre Modellanpassung exakt dieselbe. Zur Diskussion nenne ich das erste Modell der besseren Anschauung halber »Kovariatenmodell«, das zweite »Mediatormodell« und das dritte »Regressormodell«.

Im Mediatormodell wurde die Pfeilrichtung zwischen Politischer Orientierung und Autoritarismusdimensionen umgekehrt. Dadurch wird die Links-Rechts-Orientierung formal²⁵⁴ zum Mediator der Beziehung zwischen Autoritarismus und der abhängigen Variablen.

Im Regressormodell ist die Politische Orientierung ein gleichberechtigter Prädiktor in der multiplen Regression. Hier liegt der Analogieschluß zur multiplen Regression mit manifesten Variablen auf der Hand, von der bekannt ist, daß aus allen Effekten der Einfluß der anderen Prädiktoren »herausgerechnet« ist. Genau das ist in aller Regel das Ziel bei der Interpretation.

Allen Modellen ist gemein, daß sie nicht nur die gleiche Modellanpassung implizieren, sondern daß auch die direkten Pfade sowohl von Autoritarismus als auch von der Links-Rechts-Orientierung auf das Validierungskriterium invariant sind. Ebenfalls invariant sind die Meßmodelle; alle standardisierten Ladungen sind über die Modelle hinweg gleich.

Aus dem Gesagten kann die pragmatische Lehre gezogen werden, daß mit dem vorgeschlagenen Kovariatenmodell in der Tat die Quantifizierung dessen gelingt, worauf man in der Interpretation hinaus will: die Nettoeffekte von Autoritarismus auf das Validierungskriterium zu schätzen.

²⁵⁴ Die inhaltliche Interpretation als Mediator wäre sicher auch denkbar, wird hier aber nicht behauptet und daher auch nicht *in extenso* erläutert. Die formale Beschreibung als Mediator erleichtert jedoch die Dekomposition in direkte und indirekte Effekte.

12.3. Beschreibung des CD-Inhalts

Integraler Bestandteil der vorgelegten Arbeit ist eine CD mit einer selbsterklärenden Verzeichnisstruktur. Die CD vereint neben der digitalisierten Version des Texts die zugrundeliegenden Datensätze (SPSS) sowie verschiedene Steuerfiles für Strukturgleichungsmodelle (LISREL und AMOS). Soweit dies technisch möglich ist, sind auch die Internetfragebögen auf diese Weise dokumentiert.

Die CD wird durch eine Reihe von Hilfsprogrammen komplettiert, die den Nutzern der RWA^{3D} die Arbeit erleichtern sollen.

12.4.

12.5. Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Das Syndrom der Autoritären Persönlichkeit			34
Tabelle 2:	Einige kulturvergleichende Studien zum Autoritarismus			46
Tabelle 3:	Typen und Gegentypen in der TAP			63
Tabelle 4:	Ausgewählte Extraktionsverfahren in verbreiteten Statistikpaketen			79
Tabelle 5:	Ausgewählte Rotationsverfahren in verbreiteten Statistikpaketen			81
Tabelle 6:	Zustimmungstendenz in den Studien mit der RWA ^{3D}			100
Tabelle 7:	Herkömmliche Mittelwertbildung und Modifikationslinien			105
Tabelle 8:	Expertenevaluation 1 aus 3			119
Tabelle 9:	Prototypische Items der Expertenevaluation 1 aus 6			121
Tabelle 10:	Prototypische Items der Expertenevaluation 1 aus 6			122
Tabelle 11:	Evaluation der Items der RWA96 (Teil 1)			126
Tabelle 12:	Evaluation der Items der RWA96 (Teil 2)			127
Tabelle 13:	Evaluation der Items der RWA96 (Teil 3)			128
Tabelle 14:	Ideale Repräsentanz der Dimensionen in den Items			129
Tabelle 15:	Tatsächliche Repräsentanz der Dimensionen in den Items			129
Tabelle 16:	Aussagenstruktur einiger RWA-Items			130
Tabelle 17:	Interne Konsistenz der RWA96, RWA ^{3D} und RWA98			140
Tabelle 18:	Abbruchrate in Abhängigkeit von der Fragebogenversion			144
Tabelle 19:	Die häufigsten Muster fehlender Werte			145
Tabelle 20:	Hypothetische Situationen KOSOVOnet I			151
Tabelle 21:	Beispiel der Situation×Reaktion-Matrix KOSOVOnet I			152
Tabelle 22:	Operationalisierung Eskalationsniveau KOSOVOnet I			153
Tabelle 23:	Quasiexperimentelle Versuchbedingungen NEO II			159
Tabelle 24:	Stichprobengrößen der eigenen Studien II-VI mit der RWA ^{3D}			168
Tabelle 25:	Erzwungene Dreifaktorenlösung (OBLIMIN)			173
Tabelle 26:	Korrelationen der Faktoren			173
Tabelle 27:	Erzwungene Dreifaktorenlösung (OBLIMIN)			178
Tabelle 28:	Korrelation der Komponenten			178
Tabelle 29:	Dreifaktorenlösung protraits (OBLIMIN)			179
Tabelle 30:	Korrelation der Komponenten			179
Tabelle 31:	Komponentenkorrelation der contraits (4 Faktoren)			180
Tabelle 32:	Ladungsmatrix der contraits (4 Faktoren)			180
Tabelle 33:	Dreifaktorenlösung (OBLIMIN)			181
Tabelle 34:	Korrelation der Hauptkomponenten			181
Tabelle 35:	Zweifaktorenlösung (OBLIMIN)			182
Tabelle 36:	Korrelation der Hauptkomponenten			182
Tabelle 37:	Zweifaktorenlösung (OBLIMIN)			183
Tabelle 38:	Korrelation der Hauptkomponenten			183
Tabelle 39:	Konventionen der Darstellung der Anpassungsgüte			197
Tabelle 40:	Zwölf alternative Meßmodelle			200
Tabelle 41:	Anpassungsgüte Einfaktormodell	ohne Methodenfaktor	(parallel)	201
Tabelle 42:	Anpassungsgüte Einfaktormodell	ohne Methodenfaktor	(η -äquivalent)	202
Tabelle 43:	Anpassungsgüte Einfaktormodell	ohne Methodenfaktor	(η -kongenerisch)	203
Tabelle 44:	Anpassungsgüte Einfaktormodell	mit Methodenfaktor	(parallel)	204
Tabelle 45:	Anpassungsgüte Einfaktormodell	mit Methodenfaktor	(η -äquivalent)	205
Tabelle 46:	Anpassungsgüte Einfaktormodell	mit Methodenfaktor	(η -kongenerisch)	206
Tabelle 47:	Anpassungsgüte Dreifaktormodell	ohne Methodenfaktor	(parallel)	207
Tabelle 48:	Anpassungsgüte Dreifaktormodell	ohne Methodenfaktor	(η -äquivalent)	208
Tabelle 49:	Anpassungsgüte Dreifaktormodell	ohne Methodenfaktor	(η -kongenerisch)	209
Tabelle 50:	Anpassungsgüte Dreifaktormodell	mit Methodenfaktor	(parallel)	210
Tabelle 51:	Anpassungsgüte Dreifaktormodell	mit Methodenfaktor	(η -äquivalent)	211
Tabelle 52:	Anpassungsgüte Dreifaktormodell	mit Methodenfaktor	(η -kongenerisch)	212
Tabelle 53:	Globaler Fit der a priori Meßmodelle			214
Tabelle 54:	Relativer Fit der a priori Meßmodelle ($\Delta\chi^2$ -Test)			216
Tabelle 55:	$\Delta\chi^2$ -Test mit kongenerischem Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor als Referenz			216

Tabelle 56:	Korrelation der Subdimensionen	218
Tabelle 57:	Varianz des Methodenfaktors	219
Tabelle 58:	Bootstrapverteilung 3_c_mf	221
Tabelle 59:	Bootstrapverteilung 1_p_nmf	221
Tabelle 60:	Zusammenfassender Modellvergleich durch Bootstrapping	222
Tabelle 61:	Polychorische Korrelationen im Vergleich zu Pearson-Korrelationen	225
Tabelle 62:	Fehlerkovarianzmatrix des nicht identifizierten CTCU-Modells	234
Tabelle 63:	Implizierte Korrelationen der latenten Konstrukte (Phi)	235
Tabelle 64:	Implizierte Korrelationen der latenten Konstrukte (Phi) mit erwartetem Gefälle	236
Tabelle 65:	Korrelationen der RWA ^{3D} -Items	240
Tabelle 66:	Eignung für Parcels aufgrund der Korrelationen der RWA ^{3D} -Items	240
Tabelle 67:	Korrelationen der RWA ^{3D} -Items	241
Tabelle 68:	Unzulässige Parameterschätzungen durch Item 3	243
Tabelle 69:	Problematische RWA ^{3D} -Items	244
Tabelle 70:	Regression RWA ^{3D} (gesamt) und Ausländerfeindlichkeit	251
Tabelle 71:	Regression RWA ^{3D} (Subskalen) und Ausländerfeindlichkeit	252
Tabelle 72:	$\Delta\chi^2$ -Test RWA ^{3D} und Ausländerfeindlichkeit	254
Tabelle 73:	Content-controlled Measure of Political Intolerance	255
Tabelle 74:	Regression RWA ^{3D} (gesamt) und Politische Intoleranz - Modell	255
Tabelle 75:	Regression RWA ^{3D} (gesamt) und Politische Intoleranz - Parameter	256
Tabelle 76:	Regression RWA ^{3D} (Subskalen) und Politische Intoleranz	256
Tabelle 77:	Korrelationsmatrix zwischen den Submissions- und Intoleranzitems	258
Tabelle 78:	$\Delta\chi^2$ -Test RWA ^{3D} und Politische Intoleranz	258
Tabelle 79:	Korrelation von Politischer Orientierung und Interesse mit Autoritarismus	260
Tabelle 80:	Attenuationskorrigierte Korrelationen mit Politischer Orientierung und Politikinteresse	261
Tabelle 81:	Lineare und quadratische Regression Politische Orientierung \times Autoritarismuskdimensionen	262
Tabelle 82:	Interaktion Interesse \times Politische Orientierung	264
Tabelle 83:	Interaktion Interesse \times Politische Orientierung auf Subdimensionen	265
Tabelle 84:	Interaktion Parteipräferenz \times Politische Orientierung	271
Tabelle 85:	Regression RWA ^{3D} (Gesamtskala und Subskalen) und Punitivität	272
Tabelle 86:	Korrelation RWA ^{3D} und Punitivität	273
Tabelle 87:	Strafe wichtiger als Wiedereingliederung?	276
Tabelle 88:	Regression RWA ^{3D} und Schärfe des NATO-Vorgehens	278
Tabelle 89:	Regression RWA ^{3D} /Politische Orientierung und Schärfe des NATO-Vorgehens	278
Tabelle 90:	Regression Subdimensionen RWA ^{3D} /Politische Orientierung und Schärfe des NATO-Vorgehens	279
Tabelle 91:	Regression RWA ^{3D} (gesamt und einzeln) und Schärfe des NATO-Vorgehens	280
Tabelle 92:	Regression RWA ^{3D} (gesamt) und retrospektive Befürwortung des NATO-Vorgehens	280
Tabelle 93:	Regression RWA ^{3D} (einzeln) und retrospektive Befürwortung des NATO-Vorgehens	281
Tabelle 94:	Hauptkomponentenanalyse RWA ^{3D} und Big Five	286
Tabelle 95:	Hauptkomponentenanalyse RWA ^{3D} und Big Five + 1	287
Tabelle 96:	Ladungsmatrix der PCA über NEO- und RWA-Subskalen	288
Tabelle 97:	Korrelation der NEO- und RWA-Subskalen (manifeste Skalenwerte)	288
Tabelle 98:	Attenuationskorrigierte Korrelation der NEO- und RWA-Subskalen (latente Variablen)	289
Tabelle 99:	Diskriminanzanalyse: (a) Strukturmatrix, (b) stand. kanonische Diskriminanzfunktionskoeffizienten	291
Tabelle 100:	Geschlechterverhältnis	294
Tabelle 101:	Mittelwertsunterschiede Geschlecht \times Autoritarismus (Teststatistik)	294
Tabelle 102:	Mittelwertsunterschiede Geschlecht \times Autoritarismus (deskriptiv)	295
Tabelle 103:	Geschlechtsspezifische Itemmittelwertsunterschiede (Teststatistik)	296
Tabelle 104:	Geschlechtsspezifische Itemmittelwertsunterschiede (deskriptiv)	297
Tabelle 105:	Clustergrößen nach Geschlechtern getrennt	299
Tabelle 106:	Clustertrefferquote auf der Basis der standardisierten Subskalen	300
Tabelle 107:	Gleiche RWA ^{3D} -Werte, aber unterschiedlich ausgeprägte Subskalen	304
Tabelle 108:	Psychokulturelle Dimensionen hinter SDO und RWA (adaptiert nach Duckitt, 2000)	317
Tabelle 109:	Items der RWA 1996 (Teil 1)	330
Tabelle 110:	Items der RWA 1996 (Teil 2)	331
Tabelle 111:	Items der RWA 1996 (Teil 3)	332
Tabelle 112:	Voraussetzungsprüfung der exploratorischen Faktoranalyse	332

Tabelle 113:	KG-Kriterium und VARIMAX-Rotation	333
Tabelle 114:	KG-Kriterium und OBLIMIN-Rotation	334
Tabelle 115:	Korrelationsmatrix der obliquen Komponenten	335
Tabelle 116:	Erzwungene Zweifaktorenlösung (OBLIMIN)	336
Tabelle 117:	Korrelation der Komponenten	336
Tabelle 118:	Ladungsmatrix der contraits (1 Faktor)	337
Tabelle 119:	Ladungsmatrix der contraits (2 Faktoren)	337
Tabelle 120:	Items der RWA 1998 (Teil 1)	338
Tabelle 121:	Items der RWA 1998 (Teil 2)	339
Tabelle 122:	Items der RWA 1998 (Teil 3)	340
Tabelle 123:	Korrelationsmatrix der obliquen Komponenten	340
Tabelle 124:	KG-Kriterium und VARIMAX-Rotation	341
Tabelle 125:	KG-Kriterium und OBLIMIN-Rotation	342
Tabelle 126:	KG-Kriterium und OBLIMIN-Rotation (Strukturmatrix)	343
Tabelle 127:	Erzwungene Zweifaktorenlösung (OBLIMIN)	344
Tabelle 128:	Korrelation der Komponenten	344
Tabelle 129:	Ausgewählte Items der RWA 1982	345
Tabelle 130:	Items der RWA ³ D	346
Tabelle 131:	Items der RWA ³ D (mit absteigender Trennschärfe)	347
Tabelle 132:	Verteilungsparameter RWA ³ D – Itemmittelwerte	348
Tabelle 133:	Verteilungsparameter RWA ³ D (positive Items) – Robuste Mittelwerte	349
Tabelle 134:	Verteilungsparameter RWA ³ D (negative Items) – Robuste Mittelwerte	350
Tabelle 135:	Verteilungsparameter RWA ³ D – Varianzhomogenität	351
Tabelle 136:	Verteilungsparameter RWA ³ D – Varianz	351
Tabelle 137:	Verteilungsparameter RWA ³ D – Schiefe	352
Tabelle 138:	Verteilungsparameter RWA ³ D – Kurtosis	353
Tabelle 139:	Untere Schranken der internen Konsistenz RWA ³ D	355
Tabelle 140:	MTMM Korrelationsmatrix der RWA ³ D	359
Tabelle 141:	Retest-Reliabilitäten der RWA ³ D Items	361
Tabelle 142:	Abhängige T-Tests der RWA ³ D Items	361
Tabelle 143:	Voraussetzungsprüfung der exploratorischen Faktoranalyse	362
Tabelle 144:	Bootstrapverteilung 3_c_mf	363
Tabelle 145:	Bootstrapverteilung 1_c_mf	363
Tabelle 146:	Bootstrapverteilung 3_e_mf	364
Tabelle 147:	Bootstrapverteilung 1_e_mf	364
Tabelle 148:	Bootstrapverteilung 3_p_mf	365
Tabelle 149:	Bootstrapverteilung 1_p_mf	365
Tabelle 150:	Bootstrapverteilung 3_c_nmf	366
Tabelle 151:	Bootstrapverteilung 1_c_nmf	366
Tabelle 152:	Bootstrapverteilung 3_e_nmf	367
Tabelle 153:	Bootstrapverteilung 1_e_nmf	367
Tabelle 154:	Bootstrapverteilung 3_p_nmf	368
Tabelle 155:	Bootstrapverteilung 1_p_nmf	368

12.6. Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Veröffentlichungstrend zum Autoritarismus (absolute Zahlen)	24
Abbildung 2:	Veröffentlichungstrend zum Autoritarismus (relative Zahlen)	25
Abbildung 3:	Saturiertes direkt formatives Modell als Analogie zur Mittelwertbildung	93
Abbildung 4:	Einfaktorielles Paralleltestmodell als Referenzmodell	94
Abbildung 5:	Vom Einfaktormodell zum Dreifaktormodell	103
Abbildung 6:	Vom Einfaktormodell zum Dreifaktormodell	103
Abbildung 7:	Nestungsstruktur Mikroebene des Meßmodells	106
Abbildung 8:	Nestungsstruktur hinsichtlich der Anzahl der Faktoren	106
Abbildung 9:	Nestungsstruktur hinsichtlich der Methodenfaktoren	107
Abbildung 10:	Systematik der alternativen Meßmodelle	108
Abbildung 11:	Theoretisch begründetes optimales Meßmodell	109
Abbildung 12:	Modell zweiter Ordnung	110
Abbildung 13:	Modell mit Generalfaktor	111
Abbildung 14:	Konzeptuelles Meßmodell mit 6 Konstrukten	114
Abbildung 15:	Schematische Darstellung der Expertenevaluation 1 aus 3	120
Abbildung 16:	Schematische Darstellung der Expertenevaluation 1 aus 6	120
Abbildung 17:	Symbolisierung der Itemqualitäten durch Dreiecke	123
Abbildung 18:	Die inhaltliche Gewichtung der RWA-Items im Expertenurteil	124
Abbildung 19:	Räumliche Konfiguration der Items der RWA-Skala	125
Abbildung 20:	Aufbau der Untersuchung RWAnet	143
Abbildung 21:	Fluktuation der Teilnehmerzahlen	147
Abbildung 22:	Stimuli (fingierte Agenturmeldungen)	161
Abbildung 23:	Scree-Plot	172
Abbildung 24:	Dendrogramm RWA96 (WARD-Verfahren, Gammadistanz)	176
Abbildung 25:	Ladungsplot contraitis RWA ³ D	183
Abbildung 26:	Partitionierung der PROXSCAL-Skalierung (RWA ³ D-Items)	184
Abbildung 27:	Abstrahierte PROXSCAL-Skalierung (RWA ³ D-Items)	185
Abbildung 28:	Dendrogramm Clusteranalyse RWA ³ D	186
Abbildung 29:	Pfaddiagramm Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)	201
Abbildung 30:	Pfaddiagramm Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)	202
Abbildung 31:	Pfaddiagramm Einfaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)	203
Abbildung 32:	Pfaddiagramm Einfaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)	204
Abbildung 33:	Pfaddiagramm Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η -äquivalent)	205
Abbildung 34:	Pfaddiagramm Einfaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)	206
Abbildung 35:	Pfaddiagramm Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (parallel)	207
Abbildung 36:	Pfaddiagramm Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -äquivalent)	208
Abbildung 37:	Pfaddiagramm Dreifaktormodell ohne Methodenfaktor (η -kongenerisch)	209
Abbildung 38:	Pfaddiagramm Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (parallel)	210
Abbildung 39:	Pfaddiagramm Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -äquivalent)	211
Abbildung 40:	Pfaddiagramm Dreifaktormodell mit Methodenfaktor (η -kongenerisch)	212
Abbildung 41:	Graphischer Modellvergleich	217
Abbildung 42:	Dreifaktormodell ohne (a) und mit (b) Faktor höherer Ordnung	226
Abbildung 43:	Modell höherer Ordnung mit restringierter Residualvarianz (a: ausführlich; b: schlank)	227
Abbildung 44:	Gleiche Regressionsgewichte in Modellen erster und zweiter Ordnung	229
Abbildung 45:	Generalfaktormodell und CFA zweiter Ordnung im Vergleich (second order mit unity.ls8)	230
Abbildung 46:	Generalfaktormodell und CFA zweiter Ordnung im Vergleich (general factor mit unity.ls8)	231
Abbildung 47:	Kongenerischer Methodenfaktor (3_c_mf_congeneric.ls8)	232
Abbildung 48:	Pfaddiagramm (..v2 mal 3 plus second order.ls8)	237
Abbildung 49:	Verteilungsformen der problematischen Items 3 und 11	244
Abbildung 50:	RWA ³ D und Ausländerfeindlichkeit	253
Abbildung 51:	RWA ³ D und Politische Intoleranz	257
Abbildung 52:	Attenuationskorrektur in Abhängigkeit von der Reliabilität der Skala	261
Abbildung 53:	Zusammenhang von Politischer Orientierung und Autoritarismus	262
Abbildung 54:	Zusammenhang von Politischem Interesse und Autoritarismus	263

Abbildung 55:	Interaktion Interesse × Politische Orientierung	265
Abbildung 56:	Zusammenhang von Parteipräferenz und Politischer Selbstbeschreibung	267
Abbildung 57:	Zusammenhang von Parteipräferenz und RWA ^{3D}	268
Abbildung 58:	Zusammenhang von Parteipräferenz und Subdimensionen der RWA ^{3D}	269
Abbildung 59:	Zusammenhang von Parteipräferenz × »Flügel« und RWA ^{3D}	270
Abbildung 60:	Interaktion Geschlecht × Autoritäre Aggressivität	274
Abbildung 61:	Interaktionen Geschlecht × Konventionalismus	274
Abbildung 62:	Häufung bei »runden« Antwortkategorien	275
Abbildung 63:	Strafe wichtiger als Wiedereingliederung?	277
Abbildung 64:	Standardisierte Big-Five-Profile Hoch- und Niedrigautoritärer	291
Abbildung 65:	Geschlechtsspezifische Itemprofile RWA ^{3D}	296
Abbildung 66:	Clustergrößen nach Geschlechtern getrennt	298
Abbildung 67:	Profile der fünf Cluster	299
Abbildung 68:	Profilplot auf der Basis von 5 »Autoritarismusclustern«	301
Abbildung 69:	Profilplot (Cluster 2-4) auf der Basis von 5 »Autoritarismusclustern«	302
Abbildung 70:	Profilplot (Cluster 2-4) auf der Basis von 5 »Autoritarismusclustern«	303
Abbildung 71:	Clustergrößen nach Geschlechtern getrennt	305
Abbildung 72:	Zusammenhang von Aggressivität und Aggression	311
Abbildung 73:	Zusammenhang von Aggressivität und Aggression (integriert)	311
Abbildung 74:	Verteilungsformen der Items in den fünf Studien mit RWA ^{3D}	354
Abbildung 75:	Auswirkung von Kürzung oder Verlängerung der RWA ^{3D} auf die interne Konsistenz	355
Abbildung 76:	Verteilungsform der aggregierten Werte der RWA ^{3D}	357
Abbildung 77:	Designgrundlage für Berechnung der Wiederholungstest-Reliabilität	360
Abbildung 78:	Drei äquivalente Modelle mit Drittvariablen	371

12.7. Literatur

A

- Abalakina-Paap, M., Stephan, W. G., Craig, T. & Gregory, W. L. (1999). Beliefs in conspiracies. *Political Psychology, 20* (3), 637-647.
- Adams, H. E. (1962). Authoritarianism, statistical rigidity, and a sampling control of response set. *Journal of Psychology, 53*, 47-53.
- Adorno, T. W. (1999). *Studien zum autoritären Charakter (übersetzt von Milli Weinbrenner)*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J. & Sanford, R. N. (1950). *The authoritarian personality*. New York: Harper and Row.
- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika, 52* (3), 317-332.
- Allen, M. J. & Yen, W. M. (1979). *Introduction to measurement theory*. Monterey, CA: Brooks/Cole.
- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Cambridge & Reading, MA: Addison-Wesley.
- Altemeyer, B. (1981). *Right-Wing Authoritarianism*. Winnipeg: University of Manitoba Press.
- Altemeyer, B. (1988). *Enemies of freedom: Understanding right-wing authoritarianism*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Altemeyer, B. (1996). *The authoritarian specter*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Altemeyer, B. (1998). The other »authoritarian personality«. *Advances in Experimental Social Psychology, 30*, 47-92.
- Altemeyer, B. (2002). *The 20-Item RWA Scale*. Unpublished manuscript.
- Altemeyer, B. & Hunsberger, B. E. (1992). Authoritarianism, religious fundamentalism, quest, and prejudice. *International Journal for the Psychology of Religion, 2* (2), 113-133.
- Altemeyer, B. & Hunsberger, B. E. (1993). »Religion and prejudice: Lessons not learned from the past«: Reply to Gorsuch. *International Journal for the Psychology of Religion, 3* (1), 33-37.
- Amir, Y. & Garti, C. (1977). Situational and personal influence on attitude change following ethnic contact. *International Journal of Intercultural Relations, 1* (2), 58-75.
- Anastasi, A. (1937). *Differential Psychology*. New York: The Macmillan Company.
- Ancona, L. & Pareyson, R. (1970). Contribution to the study of aggression: Dynamics of destructive obedience. *Contributi dell'Istituto di Psicologia, 30*, 70-99.
- Angleitner, A. & Wiggins, J. S. (1986). *Personality Assessment via Questionnaires*. Berlin: Springer.
- Arbuckle, J. L. & Wothke, W. (1999). *Amos 4.0 User's Guide*. Chicago: SmallWaters Corporation.
- Asch, S. E. (1952). *Social psychology*. NY: Prentice-Hall.
- Asher, H. B. (1983). *Causal Modeling*. Newbury Park, CA: SAGE.
- Aumack, L. (1956). Effects of imprisonment upon authoritarian attitudes. *Psychological Reports, 2*, 39-42.
- Autorenkollektiv (1981). *Wörterbuch der Psychologie*. Leipzig: VEB Bibliographisches Institut.
- Ayidiya, S. A. & McClendon, M. J. (1990). Response effects in mail surveys. *Public Opinion Quarterly, 54* (2), 229-247.

B

- Baars, J. & Scheepers, P. (1993). Theoretical and methodological foundations of the authoritarian personality. *Journal of the History of the Behavioral Sciences*, 29 (4), 345-353.
- Bacciagaluppi, M. (1997). Freud's Totem and Taboo and Fromm's revision of the Oedipus complex in the light of modern evolutionary theory. In T. Dufresne (Ed.), *Freud under analysis: History, theory, practice: Essays in honor of Paul Roazen* (pp. 111-121). Northvale, NJ: Jason Aronson.
- Bailes, D. W. & Guller, I. B. (1970). Dogmatism and attitudes towards the Vietnam war. *Sociometry*, 33 (2), 140-146.
- Bandalos, D. L. & Finney, S. J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *New developments and techniques in structural equation modeling* (pp. 269-296). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Banville, D., Desrosiers, P. & Genet-Volet, Y. (2000). Translating questionnaires and inventories using a cross-cultural translation technique. *Journal of Teaching in Physical Education*, 19 (3), 374-387.
- Barker, E. N. (1963). Authoritarianism of the political right, center, and left. *Journal of Social Issues*, 19 (2), 63-74.
- Basow, S. A. & Johnson, K. (2000). Predictors of homophobia in female college students. *Sex Roles*, 42 (5-6), 391-404.
- Bass, B. M. (1955). Authoritarianism or acquiescence? *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 51, 616-623.
- Basu, A. K. & Ames, R. G. (1970). Cross-cultural contact and attitude formation. *Sociology and Social Research*, 55 (1), 5-16.
- Baumrind, D. (1971). Current patterns of parental authority. *Developmental Psychology Monograph*, 4 (1, Pt.2), 1-103.
- Baumrind, D. (1968). Authoritarian vs. authoritative parental control. *Adolescence*, 3 (11), 255-272.
- Baumrind, D. (1975). The contributions of the family to the development of competence in children. *Schizophrenia Bulletin*, 14, 12-37.
- Bearden, W. O., Sharma, S. & Teel, J. E. (1982). Sample size effects on chi square and other statistics used in evaluating causal models. *Journal of Marketing Research*, 19 (4), 425-430.
- Bem, D. J. (1972). Self-perception theory. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (pp. 1-62). New York: Academic Press.
- Bendig, A. W. (1954a). Reliability and the number of rating-scale categories. *Journal of Applied Psychology*, 38, 38-40.
- Bendig, A. W. (1954b). Reliability of short rating scales and the heterogeneity of the rated stimuli. *Journal of Applied Psychology*, 38, 167-170.
- Bentler, P. M. (1990a). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107 (2), 238-246.
- Bentler, P. M. (1990b). Fit indexes, Lagrange multipliers, constraint changes and incomplete data in structural models. *Multivariate Behavioral Research*, 25 (2), 163-172.
- Bentler, P. M. & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88 (3), 588-606.
- Bentler, P. M., Jackson, D. N. & Messick, S. J. (1971). Identification of content and style: A two-dimensional interpretation of acquiescence. *Psychological Bulletin*, 76 (3), 186-204.
- Bentler, P. M., Jackson, D. N. & Messick, S. J. (1972). A rose by any other name. *Psychological Bulletin*, 77 (2), 109-113.
- Berg, I. A. (1967). The deviation hypothesis: A broad statement of its assumptions and postulates. In I. A. Berg (Ed.), *Response set in personality assessment* (pp. 146-190). Chicago: Aldine.
- Bernaards, C. A. & Sijtsma, K. (1999). Factor analysis of multidimensional polytomous item response data suffering from ignorable item nonresponse. *Multivariate Behavioral Research*, 34 (3), 277-313.
- Berry, D. F. & Marks, P. A. (1969). Antihomosexual prejudice as a function of attitude toward own sexuality. *Proceedings of the Annual Convention of the American Psychological Association*, 4 (Pt. 2), 573-574.

- Bhushan, L. I. (1970). Personality factors and leadership preference. *Indian Psychological Review*, (2), 125-126.
- Bhushan, L. I. (1985). Authoritarianism and F-scale in cross-cultural perspective. *Psychological Studies*, 30 (2), 127-133.
- Billiet, J. B. & McClendon, M. J. (2000). Modeling acquiescence in measurement models for two balanced sets of items. *Structural Equation Modeling*, 7 (4), 608-628.
- Billig, M. (1977). The new social psychology and »fascism«. *European Journal of Social Psychology*, 7 (4), 393-432.
- Bit, S. (1991). *The warrior heritage: A psychological perspective of Cambodian trauma*. El Cerrito, CA: Seanglim Bit.
- Blalock, H. M. J. (1985a). *Causal models in panel and experimental designs*. New York, NY: Aldine De Gruyter.
- Blalock, H. M. J. (1985b). *Causal models in the social sciences (2nd ed.)*. New York, NY: Aldine De Gruyter.
- Blass, T. (1991). Understanding behavior in the Milgram obedience experiment: The role of personality, situations, and their interactions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60 (3), 398-413.
- Blass, T. (1995). Right-wing authoritarianism and role as predictors of attributions about obedience to authority. *Personality and Individual Differences*, 19 (1), 99-100.
- Boehnke, K., Frindte, W., Reddy, N. Y. & Singhal, S. (1993). Worries, stereotypes, and values of young adults: Germany and India compared. *Psychologia: An International Journal of Psychology in the Orient*, 36 (2), 61-72.
- Bollen, K. A. (1986). Sample size and Bentler and Bonett's nonnormed fit index. *Psychometrika*, 51 (3), 375-377.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, NY: John Wiley and Sons.
- Bollen, K. A. & Stine, R. A. (1993). Bootstrapping Goodness-of-Fit Measures in Structural Equation Models. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 111-135). Newbury Park: SAGE.
- Borgatta, E. F., Kercher, K. & Stull, D. E. (1986). A cautionary note on the use of principal components analysis. *Sociological Methods and Research*, 15, 160-168.
- Borkenau, P. & Ostendorf, F. (1991). Ein Fragebogen zur Erfassung fünf robuster Persönlichkeitsfaktoren. *Diagnostica*, 37 (1), 29-41.
- Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's Information Criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, 52 (3), 345-370.
- Bozdogan, H. (2000). Akaike's information criterion and recent developments in information complexity. *Journal of Mathematical Psychology*, 44 (1), 62-91.
- Bozdogan, H. & Ramirez, D. E. (1988). FACAIC: Model selection algorithm for the orthogonal factor model using AIC and CAIC. *Psychometrika*, 53 (3), 407-415.
- Bray, R. M. & Noble, A. M. (1987). Authoritarianism and decisions of mock juries: Evidence of jury bias and group polarization. In L. S. Wrightsman & S. M. Kassin (Eds.), *In the jury box: Controversies in the courtroom* (pp. 83-94). Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Breckenridge, J. N. (1989). Replicating cluster analysis: Method, consistency, and validity. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 147-161.
- Brown, C. E. (1982). A false consensus bias in 1980 presidential preferences. *Journal of Social Psychology*, 118 (1), 137-138.
- Brown, R. W. (1965). *Social Psychology*. New York: Macmillan.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37 (1), 62-83.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 24 (4), 445-455.
- Browne, M. W. & Mels, G. (1998). Path Analysis (RAMONA). In *SYSTAT 8.0 - Statistics* (pp. 729-788). Chicago, IL: SPSS, Inc.
- Browning, D. L. (1985). Developmental aspects of authoritarian attitudes and sex role conceptions in men and women. *The High School Journal*, 68 (3), 177-182.

- Busing, F. M. T. A., Commandeur, J. F., & Heiser, W. J. (1996). PROXSCAL: A multidimensional scaling program for individual differences scaling with constraints. [Computer software]. Retrieved from http://www.fsw.leidenuniv.nl/www/w3_ment/proxscal/proxscal.html.
- Butler, J. C. (2000). Personality and emotional correlates of right-wing authoritarianism. *Social Behavior and Personality, 28* (1), 1-14.
- Byrne, B. M. (1989). Multigroup comparisons and the assumption of equivalent construct validity across groups: Methodological and substantive issues. *Multivariate Behavioral Research, 24* (4), 503-523.
- Byrne, B. M. & Goffin, R. D. (1993). Modeling MTMM data from additive and multiplicative covariance structures: An audit of construct validity concordance. *Multivariate Behavioral Research, 28* (1), 67-96.
-
- C
- Carmines, E. G. & McIver, J. P. (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. In G. W. Bohrnstedt & E. F. Borgatta (Eds.), *Social Measurement: Current Issues* (pp. 65-115). Beverly Hills, CA: SAGE.
- Cattell, R. B. & Burdsal, C. A. (1975). The radial parcel double factoring design: A solution to the item-vs-parcel controversy. *Multivariate Behavioral Research, 10* (2), 165-179.
- 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* (3), 289-325.
- Chabassol, D. J. & Thomas, D. (1975). Needs for structure, tolerance of ambiguity and dogmatism in adolescents. *Psychological Reports, 37* (2), 507-510.
- Chan, W., Yung, Y. F. & Bentler, P. M. (1995). A note on using an unbiased weight matrix in the ADF test statistic. *Multivariate Behavioral Research, 30* (4), 453-459.
- Chan, W., Yung, Y. F., Bentler, P. M. & Tang, M. L. (1998). Tests of independence for ordinal data using bootstrap. *Educational and Psychological Measurement, 58* (2), 221-240.
- Chapman, L. J. & Bock, R. D. (1958). Components of variance due to acquiescence and content in the F scale measure of authoritarianism. *Psychological Bulletin, 55*, 328-333.
- Chapman, L. J. & Campbell, D. T. (1957). Response set in the F scale. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 54*, 129-132.
- Charter, R. A. (1997). Effect of measurement error on tests of statistical significance. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 19* (3), 458-462.
- Chisholm, G. B. (1946). The reestablishment of peacetime society. *Psychiatry, 9*, 3-21.
- Chou, C. P., Bentler, P. M. & Satorra, A. (1991). Scaled test statistics and robust standard errors for non-normal data in covariance structure analysis: A Monte Carlo study. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 44* (2), 347-357.
- Christie, R. (1954). Authoritarianism re-examined. In R. Christie & M. Jahoda (Eds.), *Studies in the scope and method of »The authoritarian Personality«*. *Continuities in social research*. (pp. 123-196). Westport, CT: Greenwood Press.
- Christie, R. (1956). Eysenck's treatment of the personality of communists. *Psychological Bulletin, 53*, 411-430.
- Christie, R. (1991). Authoritarianism and related constructs. In J. P. Robinson & P. R. Shaver (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 501-571). San Diego, CA: Academic Press.
- Christie, R. & Garcia, J. (1951). Subcultural variation in authoritarian personality. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 46*, 457-469.
- Christie, R. & Geis, F. L. (1970). *Studies in Machiavellianism*. New York: Academic Press.
- Christie, R., Havel, J. & Seidenberg, B. (1958). Is the F scale irreversible? *Journal of Abnormal and Social Psychology, 56*, 143-159.
- Christie, R. & Jahoda, M. (1954). *Studies in the scope and method of »The authoritarian personality«*. Glencoe, IL: Free Press.
- Church, J. D. & Wike, E. L. (1976). The robustness of homogeneity of variance tests for asymmetric distributions: A Monte Carlo study. *Bulletin of the Psychonomic Society, 7* (5), 417-420.
- Cialdini, R. B. & Trost, M. R. (1998). Social influence: Social norms, conformity and compliance. In D. T. Gilbert & S. T. Fiske (Eds.), *The handbook of social psychology* (pp. 151-192). Boston, MA: McGraw-Hill.

- Clayton, M. B. & Jackson, D. N. (1961). Equivalence range, acquiescence, and overgeneralization. *Educational and Psychological Measurement*, 21, 371-382.
- Cloetta, B. (1983). Der Fragebogen zur Erfassung von Machiavellismus und Konservatismus MK. *Psychologie.Schweizerische Zeitschrift für Psychologie und ihre Anwendungen*, 42 (2-3), 127-159.
- Connors, J. & Heaven, P. C. (1987). Authoritarianism and just world beliefs. *Journal of Social Psychology*, 127 (3), 345-346.
- Cook, T. D. & Campbell, D. T. (1979). *Quasi Experimentation: Design and Analysis Issues for Field Settings*. Chicago.
- Cook, T. D., Campbell, D. T. & Peracchio, L. (1990). Quasi experimentation. In M. D. Dunnette & L. M. Hough (Eds.), *Handbook of industrial and organizational psychology, Vol* (pp. 491-576). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Corzine, J. B. (1997). Machiavellianism and management: A review of single-nation studies exclusive of the USA and cross national studies. *Psychological Reports*, 80 (1), 291-304.
- Costa, P. T. & McCrae, R. R. (1992). The five-factor model of personality and its relevance to personality disorders. *Journal of Personality Disorders*, 6 (4), 343-359.
- Costner, H. L. (1971). Utilizing causal models to discover flaws in experiments. *Sociometry*, 34 (3), 398-410.
- Costner, H. L. (1989). The validity of conclusions in evaluation research: A further development of Chen and Rossi's theory-driven approach. *Evaluation & Program Planning*, 12 (4), 345-353.
- Couch, A. & Keniston, K. (1961). Agreeing response set and social desirability. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 62, 175-179.
- Cronbach, L. J. (1946). Response sets and test validity. *Educational and Psychological Measurement*, 6, 475-494.
- Cronbach, L. J. (1995). Giving method variance its due. In P. E. Shrouf & S. T. Fiske (Eds.), *Personality research, methods, and theory: A festschrift honoring Donald W* (pp. 145-157). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cronbach, L. J. & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52, 281-302.
- Cudeck, R. (1989). Analysis of correlation matrices using covariance structure models. *Psychological Bulletin*, 105 (2), 317-327.
- Cudeck, R. & Browne, M. W. (1983). Cross-validation of covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 18 (2), 147-167.
- Curran, P. J., West, S. G. & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1 (1), 16-29.

D

- Dalbert, C. (1992). Der Glaube an die gerechte Welt: Differenzierung und Validierung eines Konstrukts. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 23 (4), 268-276.
- Dalbert, C. (1996). *Über den Umgang mit Ungerechtigkeit*. Bern: Huber.
- Dalbert, C. & Katona-Sallay, H. (1996). The »belief in a just world« construct in Hungary. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 27 (3), 293-314.
- Danso, H., Hunsberger, B. E. & Pratt, M. (1997). The role of parental religious fundamentalism and right-wing authoritarianism in child-rearing goals and practices. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 36 (4), 496-511.
- Davids, A. (1955). Some personality and intellectual correlations of intolerance of ambiguity. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 51, 415-420.
- Dembroski, B. G. & Johnson, D. L. (1969). Dogmatism and attitudes toward adoption. *Journal of Marriage and the Family*, 31 (4), 788-792.
- DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Digman, J. M. (1990). Personality structure: Emergence of the five-factor model. *Annual Review of Psychology*, 41, 417-440.
- Dillehay, R. C., Insko, C. A. & Smith, M. B. (1966). Logical consistency and attitude change. *Journal of Personality and Social Psychology*, 3 (6), 646-654.

- Dillehay, R. C. & Jernigan, L. R. (1970). The biased questionnaire as an instrument of opinion change. *Journal of Personality and Social Psychology, 15*, 144-150.
- DiRenzo, G. J. (1967a). Dogmatism and orientations toward liturgical change. *Journal for the Scientific Study of Religion, 6* (2), 278.
- DiRenzo, G. J. (1967b). Professional politicians and personality structures. *American Journal of Sociology, 73* (2), 217-225.
- DiRenzo, G. J. (1971). Dogmatism and presidential preferences: A 1968 replication. *Psychological Reports, 29* (1), 109-110.
- Dorris, R. J., Levinson, D. J. & Hanfmann, E. (1954). Authoritarian personality studies by a new variation of the sentence completion technique. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 49*, 99-108.
- Doty, R. M., Peterson, B. E. & Winter, D. G. (1991). Threat and authoritarianism in the United States, 1978-1987. *Journal of Personality and Social Psychology, 61* (4), 629-640.
- Doty, R. M., Winter, D. G., Peterson, B. E. & Kemmelmeier, M. (1997). Authoritarianism and American students' attitudes about the Gulf War, 1990-1996. *Personality and Social Psychology Bulletin, 23* (11), 1133-1143.
- Downing, L. L. & Monaco, N. R. (1986). In-group/out-group bias as a function of differential contact and authoritarian personality. *Journal of Social Psychology, 126* (4), 445-452.
- Duck, R. J. & Hunsberger, B. E. (1999). Religious orientation and prejudice: The role of religious proscription, right-wing authoritarianism and social desirability. *International Journal for the Psychology of Religion, 9* (3), 157-179.
- Duckitt, J. H. (1983). Directiveness and authoritarianism: Some research findings and a critical reappraisal. *South African Journal of Psychology, 13* (1), 10-12.
- Duckitt, J. H. (1984). Reply to Ray's »Directiveness and authoritarianism: A rejoinder to Duckitt«. *South African Journal of Psychology, 14* (2), 65-66.
- Duckitt, J. H. (1988). Normative conformity and racial prejudice in South Africa. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs, 114* (4), 413-437.
- Duckitt, J. H. (1989). Authoritarianism and group identification: A new view of an old construct. *Political Psychology, 10* (1), 63-84.
- Duckitt, J. H. (1990). »Authoritarianism and group identification: A new view of an old construct«: Reply. *Political Psychology, 11* (3), 633-635.
- Duckitt, J. H. (1992a). Patterns of prejudice: Group interests and intergroup attitudes. *South African Journal of Psychology, 22* (3), 147-156.
- Duckitt, J. H. (1992b). Psychology and prejudice: A historical analysis and integrative framework. *American Psychologist, 47* (10), 1182-1193.
- Duckitt, J. H. (1992c). *The social psychology of prejudice*. New York, NY: Praeger Publishers/Greenwood Publishing Group.
- Duckitt, J. H. (1992d). Threat and authoritarianism: Another look. *Journal of Social Psychology, 132* (5), 697-698.
- Duckitt, J. H. (2000). Culture, Personality and Prejudice. In S. Renshon & J. H. Duckitt (Eds.), *Political Psychology. Cultural and Crosscultural Foundations* (pp. 89-107). New York: New York University Press.
- Duckitt, J. H. & Mphuthing, T. (1998). Group identification and intergroup attitudes: A longitudinal analysis in South Africa. *Journal of Personality and Social Psychology, 74* (1), 80-85.
- Duncan, L. E., Peterson, B. E. & Winter, D. G. (1997). Authoritarianism and gender roles: Toward a psychological analysis of hegemonic relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin, 23* (1), 41-49.
- Durrheim, K. (1997). Cognition and ideology: A rhetorical approach to critical theory. *Theory and Psychology, 7* (6), 747-768.
- Durrheim, K. (1998). The relationship between tolerance of ambiguity and attitudinal conservatism: A multidimensional analysis. *European Journal of Social Psychology, 28* (5), 731-753.

E

- Eager, J. & Smith, M. B. (1952). A note on the validity of Sanford's Authoritarian-Equalitarian scale. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 47*, 265-267.
- Eckhardt, W. (1991). Authoritarianism. *Political Psychology, 12* (1), 97-124.
- Edwards, A. L. (1941). Unlabeled fascist attitudes. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 36*, 575-582.
- Edwards, A. L. & Walker, J. N. (1961). Social desirability and agreement response set. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 62*, 180-183.
- Edwards, J. R. & Bagozzi, R. P. (2000). On the nature and direction of relationships between constructs and measures. *Psychological Methods, 5* (2), 155-174.
- Efron, B. & Tibshirani, R. (1985). The bootstrap method for assessing statistical accuracy. *Behaviormetrika, 17* (1), 1-35.
- Eher, R., Aigner, M., Demal, U. & Serim, M. (1996). Partnerkonflikt bei Patienten mit Panikstörung/Agoraphobie: Eine Pilotstudie mit dem »Styles of Conflict Inventory« (SCI). *Verhaltenstherapie, 6* (1), 14-20.
- Eher, R., Binter, G., Scholze, M. & Aigner, M. (1997). Der Konfliktstilfragebogen - erste Validierungstudien zur deutschen Übersetzung des »Styles of Conflict Inventory« (SCI). *Verhaltenstherapie, 7* (3), 145-152.
- Eid, M. (1995). *Modelle der Messung von Personen in Situationen*. Weinheim: Psychologie Verlags Union.
- Eid, M. (2000). A multitrait-multimethod model with minimal assumptions. *Psychometrika, 65* (2), 241-261.
- Eid, M., Notz, P., Steyer, R. & Schwenkmezger, P. (1994). Validating scales for the assessment of mood level and variability by latent state-trait analyses. *Personality and Individual Differences, 16* (1), 63-76.
- Eigenberger, M. E. (1998). *A philosophical Item Analysis of the Right-Wing Authoritarianism Scale*. (ERIC Document Reproduction Service No ED 367 674/TM 021 112)
- Eisenman, R. & Platt, J. J. (1970). Authoritarianism, creativity, and other correlates of the Famous Sayings test. *Psychological Reports, 26* (1), 267-271.
- Eisinga, R., Felling, A. & Peters, J. (1990). Religious belief, church involvement, and ethnocentrism in the Netherlands. *Journal for the Scientific Study of Religion, 29* (1), 54-75.
- Enders, C. K. & Bandalos, D. L. (2001). The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. *Structural Equation Modeling, 8* (3), 430-457.
- Erikson, E. H. (1942). Hitler's imagery and German youth. *Psychiatry, 5*, 475-493.
- Ertel, S. (1972). Episteme and dogmatism. *Psychologische Rundschau, 23* (4), 241-269.
- Ertel, S. (1975). The dogmatism scale must not be reliable: A reply to Keiler's replication. *Psychologische Rundschau, 26* (1), 30-59.
- Evans, G., Heath, A. & Lalljee, M. (1996). Measuring left-right and libertarian-authoritarian values in the British electorate. *British Journal of Sociology, 47* (1), 93-112.
- Exline, R. V. & Eldridge, C. (1963). Machiavellian scores of volunteer student counselors and student government officers. *Psychological Reports, 13* (3), 853-854.
- Eysenck, H. J. (1954). *The Psychology of Politics*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Eysenck, H. J. (1981). Left-wing authoritarianism: Myth or reality? *Political Psychology, 3* (1-sup-2), 234-238.
- Eysenck, H. J. & Coulter, T. T. (1972). The personality and attitudes of working-class British communists and fascists. *Journal of Social Psychology, 87* (1), 59-73.
- Eysenck, H. J. & Wilson, G. D. (1978). *The psychological basis of ideology*. Baltimore, MD: University Park Press.
- Ezekiel, R. S. (1970). Authoritarianism, acquiescence, and field behavior. *Journal of Personality, 38* (1), 31-42.

F

- Fabrigar, L. R. & Krosnick, J. A. (1995). Attitude importance and the false consensus effect. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21 (5), 468-479.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C. & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4 (3), 272-299.
- Fan, X., Thompson, B. & Wang, L. (1999). Effects of sample size, estimation methods, and model specification on structural equation modeling fit indexes. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 56-83.
- Farsides, T. (1993). Social identity theory - a foundation to build upon, not undermine: A comment on Schiffmann & Wicklund (1992). *Theory and Psychology*, 3 (2), 207-215.
- Fassinger, R. E. (1994). Development and testing of the attitudes toward feminism and the women's movement (FWM) scale. *Psychology of Women Quarterly*, 18, 389-402.
- Feather, N. T. (1998). Reactions to penalties for offenses committed by the police and public citizens: Testing a social-cognitive process model of retributive justice. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75 (2), 528-544.
- Feather, N. T. (1993). Authoritarianism and attitudes toward high achievers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65 (1), 152-164.
- Feldman, O. & Watts, M. (2000). Autorität und politische Autorität in Japan: Kulturelle und soziale Orientierungen in einer nicht-westlichen Gesellschaft. In S. Rippl, C. Seipel, & A. Kindervater (Eds.), *Autoritarismus. Kontroversen und Ansätze der aktuellen Autoritarismusforschung* (pp. 147-172). Opladen: Leske + Budrich.
- Feldman, S. & Stenner, K. (1997). Perceived threat and authoritarianism. *Political Psychology*, 18 (4), 741-770.
- Fenichel, O. (1931). Review of W. Reich. Geschlechtsreife, Enthaltbarkeit, Ehemoral. *Internationale Zeitschrift für Psychoanalyse*, 17, 404-408.
- Fenichel, O. (1940). The psycho-analysis of anti-Semitism. *American Imago*, 1, 24-36.
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Evanston, IL: Row Peterson.
- Feyerabend, P. (1976). *Wider den Methodenzwang. Skizze einer anarchistischen Erkenntnistheorie*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Fleck, L. (1935). *Entstehung und Entwicklung einer wissenschaftlichen Tatsache. (Reprint 1994)*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Ford, J. K., MacCallum, R. C. & Tait, M. (1986). The application of exploratory factor analysis in applied psychology: A critical review and analysis. *Personnel Psychology*, 39 (2), 291-314.
- Foster, D. (1999). Racism, Marxism, Psychology. *Theory and Psychology*, 9 (3), 331-352.
- Foster, D. & Louw-Potgieter, J. (1991). *Social psychology in South Africa*. Johannesburg, South Africa: Lexicon Publishers.
- Frenkel-Brunswik, E. & Sanford, R. N. (1945). Some personality correlates of anti-Semitism. *Journal of Personality*, 20, 271-291.
- Freund, T., Kruglanski, A. W. & Shpitajzen, A. (1985). The freezing and unfreezing of impressionary primacy: Effects of the need for structure and the fear of invalidity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 11 (4), 479-487.
- Freyhold, M. v. (1971). *Autoritarismus und politische Apathie*. Frankfurt am Main: Europäische Verlagsanstalt.
- Freyhold, M. v. (1985). Old and new dimensions of authoritarianism and its opposite. *High School Journal*, 68 (4), 241-246.
- Frindte, W. (1995). *Jugendlicher Rechtsextremismus und Gewalt zwischen Mythos und Wirklichkeit*. Münster: LIT.
- Frindte, W. (1998). *Soziale Konstruktionen — Sozialpsychologische Vorlesungen*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Frindte, W. (1999). Wenn Konstruktivisten nach Fremdenfeindlichkeit, Antisemitismus und Gewalt fragen - Die Befragten, die Befragten und die Fragen. In W. Frindte (Ed.), *Fremde Freunde Feindlichkeiten — Sozialpsychologische Untersuchungen* (pp. 33-49). Opladen: Westdeutscher Verlag.

- Frindte, W. & Funke, F. (1995). Von rechtsextremen Mythen und mythischen Deutungen. In W. Frindte (Ed.), *Jugendlicher Rechtsextremismus und Gewalt zwischen Mythos und Wirklichkeit. Sozialpsychologische Untersuchungen* (pp. 69-97).
- Frindte, W., Funke, F. & Jacob, S. (1997). Autoritarismus, Wertorientierungen und jugendkulturelle Identifikationen - eine sozialpsychologische Analyse deutscher Jugendlicher. *Gruppendynamik*, 28 (3), 273-289.
- Frindte, W., Funke, F. & Jacob, S. (1999). Fremdenfeindlichkeit – eine komplexe Suche. In W. Frindte (Ed.), *Fremde Freunde Feindlichkeiten – Sozialpsychologische Untersuchungen* (pp. 50-69). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Frindte, W., Funke, F. & Waldzus, S. (1996). Xenophobia and right-wing-extremism in German youth groups - Some evidence against unidimensional misinterpretations. *International Journal of Intercultural Relations*, 20 (3-4), 463-478.
- Fromm, E. (1936). Sozialpsychologischer Teil. In M. Horkheimer, E. Fromm, & H. Marcuse (Eds.), *Studien über Autorität und Familie* (pp. 77-135). Paris: Felix Alcan.
- Fromm, E. (1941). *Escape from freedom*. New York: Farrar and Rinehart.
- Fromm, E. (1966). The revolutionary personality. *Revista de Psicoanalisis, Psiquiatria y Psicologia*, 3, 25-35.
- Fruchter, B., Rokeach, M. & Novak, E. G. (1958). A factorial study of dogmatism, opinionation, and related scales. *Psychological Reports*, 4, 19-22.
- Funke, F. (1998). *What is »left« from left authoritarianism? Poster presented at the International Conference on Applied Psychology in San Francisco*. Retrieved October 02, 2001, from <http://www.uni-jena.de/~sff/research/poster.san.francisco.pdf>
- Funke, F. (1996). *Autoritarismus und Ambiguitätsintoleranz. Die Bedeutung der politischen Orientierung für die Kovariation beider Konstrukte*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Friedrich-Schiller-Universität, Jena.
- Funke, F. (1997). *LWA - Deutsche Adaption der Left-Wing-Authoritarianism Scale von Altemeyer*. Retrieved April 08, 2001, from <http://www.uni-jena.de/~sff/research/lwa.pdf>
- Funke, F. (1999a). Autoritarismus – Renaissance einer Erklärungstradition. In W. Frindte (Ed.), *Fremde Freunde Feindlichkeiten – Sozialpsychologische Untersuchungen* (pp. 119-141). Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Funke, F. (1999b). *RWA^{3D}. Adaption und Modifikation einer dreidimensionalen Skala zur Erfassung von rechtem Autoritarismus auf der Basis der RWA 1996*. Retrieved June 05, 2001b, from http://www.uni-jena.de/~sff/research/rwa3d_99.pdf
- Funke, F. (2002). *The Three-Dimensional Structure of Right-Wing Authoritarianism*. Paper presented at the 25th Annual Scientific Meeting of the International Society of Political Psychology, Berlin. Retrieved from <http://www.uni-jena.de/~sff/research/ispp.pdf>
- Funke, F., Frindte, W., Jacob, S. & Neumann, J. (1999). Rechtsextreme Wirklichkeitskonstruktionen. In W. Frindte (Ed.), *Fremde Freunde Feindlichkeiten – Sozialpsychologische Untersuchungen* (pp. 70-82). Opladen: Westdeutscher Verlag.

G

- Gage, N. L. & Chatterjee, B. B. (1960). The psychological meaning of acquiescence set: Further evidence. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 60, 280-283.
- Gage, N. L., Leavitt, G. S. & Stone, G. C. (1957). The psychological meaning of acquiescence set for authoritarianism. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 55, 98-103.
- Gaier, E. L. & Bass, B. M. (1959). Regional differences in interrelations among authoritarianism, acquiescence, and ethnocentrism. *Journal of Social Psychology*, 49, 47-51.
- García, L. T. & Griffitt, W. (1978). Authoritarianism^situation interactions in the determination of punitiveness: Engaging authoritarian ideology. *Journal of Research in Personality*, 12 (4), 469-478.
- Gelfand, M. J., Triandis, H. C. & Chan, D. K. S. (1996). Individualism versus collectivism or versus authoritarianism? *European Journal of Social Psychology*, 26 (3), 397-410.
- Gergen, K. J. (1985a). Psychological constructs and paradigm survival: A response to Csikszentmihalyi and Massimini. *New Ideas in Psychology*, 3 (3), 253-258.
- Gergen, K. J. (1985b). The social constructionist movement in modern psychology. *American Psychologist*, 40 (3), 266-275.

- Gergen, K. J. (2002). *Konstruierte Wirklichkeiten. Eine Hinführung zum sozialen Konstruktivismus*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Gergen, K. J. & Leach, C. W. (2001). The challenge of reconstruction. *Political Psychology, 22* (2), 227-232.
- Gilbert, D. T., Fiske, S. T. & Lindzey, G. (1998). *The handbook of social psychology, Vol. 2 (4th ed.)*. Boston, MA: McGraw-Hill.
- Goffin, R. D. (1993). A comparison of two new indices for the assessment of fit of structural equation models. *Multivariate Behavioral Research, 28* (2), 205-214.
- Gold, A. R., Friedman, L. N. & Christie, R. (1971). The anatomy of revolutionists. *Journal of Applied Social Psychology, 1* (1), 26-43.
- Goldberg, L. R. & Rosolack, T. K. (1994). The Big Five factor structure as an integrative framework: An empirical comparison with Eysenck's P-E-N model. In C. F. J. Halverson & G. A. Kohnstamm (Eds.), *The developing structure of temperament and personality from infancy to adulthood* (pp. 7-35). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Goldberg, L. R. & Slovic, P. (1967). Importance of test item content: an analysis of a corollary of the deviation hypothesis. *Journal of Counseling Psychology, 5*, 462-472.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Gorsuch, R. L. (1990). Common factor analysis versus component analysis: Some well and little known facts. *Multivariate Behavioral Research, 25* (1), 33-39.
- Gough, H. G. (1951). Studies of social intolerance: I. Some psychological and sociological correlates of anti-Semitism. *Journal of Social Psychology, 33*, 237-246.
- Graham, J. W., Hofer, S. M. & MacKinnon, D. P. (1996). Maximizing the usefulness of data obtained with planned missing value patterns: An application of maximum likelihood procedures. *Multivariate Behavioral Research, 31* (2), 197-218.
- Graham, J. W., Taylor, B. J. & Cumsille, P. E. (2001). Planned missing-data designs in analysis of change. In L. M. Collins & A. G. Sayer (Eds.), *New methods for the analysis of change* (pp. 335-353). Washington, DC: American Psychological Association.
- Granberg, D. & Corrigan, G. (1972). Authoritarianism, dogmatism and orientations toward the Vietnam War. *Sociometry, 35* (3), 468-476.
- Granberg, D. & May, W. (1972). I-E and orientations toward the Vietnam War. *Journal of Social Psychology, 88* (1), 157-158.
- Greenberg, J., Pyszczynski, T., Solomon, S. & Rosenblatt, A. (1990). Evidence for terror management theory II: The effects of mortality salience on reactions to those who threaten or bolster the cultural worldview. *Journal of Personality and Social Psychology, 58* (2), 308-318.
- Greenblatt, M. (1975). Psychopolitics and the search for power. *Psychiatric Annals, 5* (10), 71-83.
- Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New York: Wiley.
- Gundlach, R. H. (1937). Confusion among undergraduates in political and economic ideas. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 32*, 357-367.
- Guttman, L. (1947). The Cornell Technique for Scale and Intensity Analysis. *Educational and Psychological Measurement, 7* (7), 247-280.
- Guttman, L. (1950a). Relation of scalogram analysis to other techniques. In S. A. Stouffer (Ed.), *Measurement and prediction* (pp. 172-212). Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Guttman, L. (1950b). The basis for scalogram analysis. In S. A. Stouffer (Ed.), *Measurement and prediction* (pp. 60-90). Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Guttman, L. (1954a). A new approach to factor analysis: The radex. In P. F. Lazarsfeld (Ed.), *Mathematical thinking in the social sciences* (pp. 258-348). New York: Free Press.
- Guttman, L. (1954b). Some necessary conditions for common-factor analysis. *Psychometrika, 19*, 161.

H

- Haddock, G. & Zanna, M. P. (1998). Authoritarianism, values, and the favorability and structure of antigay attitudes. In G. M. Herek (Ed.), *Stigma and sexual orientation: Understanding prejudice against lesbians, gay men, and bisexuals* (pp. 82-107). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Hageman, M. J. (1985). Authoritarianism and dogmatism in criminal justice research: Themes over times. *High School Journal*, 68 (4), 429-437.
- Hanson, D. J. (1968). Dogmatism and authoritarianism. *Journal of Social Psychology*, 76 (1), 89-95.
- Hanson, D. J. (1969). Dogmatism among authoritarians of the right and the left. *Psychological Studies*, 14 (1), 12-21.
- Hanson, D. J. (1970a). Dogmatism and political ideology. *Journal of Human Relations*, 18 (3), 995-1002.
- Hanson, D. J. (1970b). Validity test of the Dogmatism Scale. *Psychological Reports*, 26 (2), 585-586.
- Hanson, D. J. (1976). Dogmatism and ideological orientation. *International Review of History and Political Science*, 13 (2), 77-88.
- Hanson, D. J. & Bush, A. M. (1971). Anxiety and dogmatism. *Psychological Reports*, 29 (2), 366.
- Hartlaub, M. G. (1998). Attitudes toward punishment: Personality correlates of perceived importance and preferred type of punishment. *Dissertation Abstracts International: Section B: The Sciences and Engineering*, 59 (3-B), 1412.
- Haslam, S. A., Oakes, P. J., Reynolds, K. J. & Turner, J. C. (1999). Social identity salience and the emergence of stereotype consensus. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 25 (7), 809-818.
- Haslam, S. A., Oakes, P. J. & Turner, J. C. (1996). Social identity, self-categorization, and the perceived homogeneity of ingroups and outgroups: The interaction between social motivation and cognition. In R. M. Sorrentino & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of motivation and cognition*, (pp. 182-222). New York, NY: The Guilford Press.
- Hathaway, S. & Meehl, P. (1947). *The K Scale for the Minnesota Multiphasic Personality Inventory*. San Antonio, TX, US: Psychological Corporation.
- Hayduk, L. A. (1996). *LISREL: Issues, debates, and strategies*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Heaven, P. C. (1983). Authoritarianism or acquiescence? South African findings. *Journal of Social Psychology*, 119 (1), 11-15.
- Heaven, P. C. (1986a). Authoritarianism, directiveness and self-esteem revisited: A cross-cultural analysis. *Personality and Individual Differences*, 7 (2), 225-228.
- Heaven, P. C. (1986b). Directiveness and dominance. *Journal of Social Psychology*, 126 (2), 271-272.
- Heaven, P. C. & Connors, J. (1988). Politics and toughmindedness. *Journal of Social Psychology*, 128 (2), 217-222.
- Heaven, P. C., Connors, J. & Trevethan, R. (1987). Authoritarianism and the EPQ. *Personality and Individual Differences*, 8 (5), 677-680.
- Heaven, P. C. L. & Bucci, S. (2001). Right-wing authoritarianism, social dominance orientation and personality: An analysis using the IPIP measure. *European Journal of Personality*, 15 (1), 49-56.
- Heaven, P. C. L., Greene, R. L., Stones, C. R. & Caputi, P. (2000). Levels of social dominance orientation in three societies. *Journal of Social Psychology*, 140 (4), 530-532.
- Hefler, G., Boehnke, K. & Butz, P. (1999). Zur Bedeutung der Familie für die Genese von Fremdenfeindlichkeit bei Jugendlichen. Eine Längsschnittanalyse. *Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie*, 19 (1), 72-87.
- Heise, D. R. (1972). Employing nominal variables, induced variables, and block variables in path analysis. *Sociological Methods and Research*, 1, 147-173.
- Heise, D. R. (1975). *Causal analysis*. New York, NY: John Wiley.
- Hellkamp, D. T. & Marr, J. N. (1965). Dogmatism and field-dependency. *Perceptual and Motor Skills*, 20 (3, Pt. 2), 1046-1048.
- Helwig, C. & Smallie, R. C. (1973). Openness-closedness as a viable concept. *California Journal of Educational Research*, 24 (2), 52-60.
- Hendrickson, A. E. & White, P. O. (1964). Promax: A quick method for rotation to oblique simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*, 17 (1), 65-70.

- Henkel, J., Sheehan, E. P. & Reichel, P. (1997). Relation of police misconduct to authoritarianism. *Journal of Social Behavior and Personality*, 12 (2), 551-555.
- Henly, S. J. (1993). Robustness of some estimators for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 46 (2), 313-338.
- Henning, H. J. & Six, B. (1977). Konstruktion einer Machiavellismus-Skala. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 8 (3), 185-198.
- Herek, G. M. (1998). *Stigma and sexual orientation: Understanding prejudice against lesbians, gay men, and bisexuals*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Hesselbart, S. & Schuman, H. (1976). Racial attitudes, educational level, and a personality measure. *Public Opinion Quarterly*, 40 (1), 108-114.
- Hoelter, J. W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods and Research*, 11, 325-344.
- Hofstede, G. (1980). *Culture's consequences: International differences in work-related values*. Beverly Hills, CA: SAGE Publications.
- Hofstede, G., Bond, M. H. & Luk, C. I. (1993). Individual perceptions of organizational cultures: A methodological treatise on levels of analysis. *Organization Studies*, 14 (4), 483-503.
- Hogan, H. W. (1977). A cross-cultural comparison of the factorial structure of a symbolic measure of authoritarianism. *Journal of Social Psychology*, 102 (1), 149-150.
- Hogan, H. W. (1980). German and American authoritarianism, self-estimated intelligence and value priorities. *Journal of Social Psychology*, 111 (1), 145-146.
- Hogg, M. A. & Turner, J. C. (1987). Intergroup behaviour, self-stereotyping and the salience of social categories. *British Journal of Social Psychology*, 26 (4), 325-340.
- Holzkamp, C. & Rommelspacher, B. (1991). Frauen und Rechtsextremismus. *Pädagogik Extra*, 1, 33-39.
- Hopf, C. (1993). Rechtsextremismus und Beziehungserfahrungen. *Zeitschrift für Soziologie*, 22 (6), 449-463.
- Hopf, C. (2000). Familie und Autoritarismus - zur politischen Bedeutung sozialer Erfahrungen in der Familie. In S. Rippl, C. Seipel, & A. Kindervater (Eds.), *Autoritarismus. Kontroversen und Ansätze der aktuellen Autoritarismusforschung* (pp. 33-52). Opladen: Leske+Budrich.
- Hopf, C. & Hopf, W. (1997). *Familie, Persönlichkeit, Politik. Eine Einführung in die politische Sozialisation*. Weinheim und München: Juventa.
- Hopf, C., Rieker, P., Sanden-Marcus, M. & Schmidt, C. (1995). *Familie und Rechtsextremismus*. Weinheim: Juventa.
- Horkheimer, M., Fromm, E. & Marcuse, H. (1936). *Studien über Autorität und Familie*. Paris: Felix Alcan.
- Howells, T. H. (1928). A comparative study of those who accept as against those who reject religious authority. *University of Iowa Studies: Studies in Character*, 2 (2), 88.
- Howells, T. H. (1933). An experimental study of persistence. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 28, 14-29.
- Hoyle, R. H. & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 158-176). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55.
- Hudson, W. W. & Faul, A. C. (1998). Measurement issues in human behaviour theory. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, 1 (1), 23-32.
- Hui, C. H. & Triandis, H. C. (1986). Individualism-collectivism: A study of cross-cultural researchers. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 17 (2), 225-248.
- Hume, D. (1946). *Inquiries concerning the human understanding*. London: Oxford University Press.
- Hunsberger, B. E. (1995). Religion and prejudice: The role of religious fundamentalism, quest, and right-wing authoritarianism. *Journal of Social Issues*, 51 (2), 113-129.

Hunsberger, B. E. (1996). Religious fundamentalism, right-wing authoritarianism, and hostility toward homosexuals in non-Christian religious groups. *International Journal for the Psychology of Religion*, 6 (1), 39-49.

Hyman, H. (1959). *Political socialization*. Glencoe, IL: Free Press.

Hyman, H. & Sheatsley, P. B. (1954). The Authoritarian Personality - a methodological critique. In R. Christie & M. Jahoda (Eds.), *Studies in the scope and method of »The authoritarian Personality«*. *Continuities in social research*. (pp. 50-122). Westport, CT: Greenwood Press.

I

Institute of Social Research (1941). Research project on anti-Semitism. *Studies in Philosophy and Social Science*, 9, 124-143.

Izzett, R. R. (1971). Authoritarianism and attitudes toward the Vietnam war as reflected in behavioral and self-report measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 17 (2), 145-148.

J

Jackson, D. N. (1959). Cognitive energy level, acquiescence, and authoritarianism. *Journal of Social Psychology*, 49, 65-69.

Jackson, D. N. & Messick, S. J. (1957). A note on »ethnocentrism« and acquiescent response sets. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 54-134.

Jackson, D. N., Messick, S. J. & Solley, C. M. (1957). How »rigid« is the »authoritarian?«. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 54-140.

Jacob, S., Frindte, W. & Funke, F. (1998). »Wer weiß, ob es wahr ist, es wird jedenfalls erzählt ...«. Die Konstruktion historischer Kontinuität in politischen Selbstnarrationen. *Zeitschrift für Politische Psychologie*, 6 (4), 351-364.

Jaensch, E. R. (1938a). Der Gegentypus. Psychologisch-anthropologische Grundlagen deutscher Kulturphilosophie, ausgehend von dem, was wir überwinden wollen. *Beihefte der Zeitschrift für Angewandte Psychologie und Charakterkunde*, 75, 512 ff.

Jaensch, E. R. (1938b). Grundsätze für Auslese, Intelligenzprüfung und ihre praktische Verwirklichung. *Zeitschrift für Angewandte Psychologie*, 55, 1-14.

Jaensch, E. R. (1938c). Wege und Ziele der Psychologie in Deutschland. *Industrielle Psychotechnik*, 15, 10-19.

James, L. R., Mulaik, S. A. & Brett, J. M. (1982). *Causal Analysis: Assumptions, models, and data*. Beverly Hills, CA: SAGE.

Jay, R. L. (1969). Q technique factor analysis of the Rokeach Dogmatism Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 29 (2), 453-459.

Jennrich, R. I. & Sampson, P. F. (1966). *Psychometrika*, 31, 95-108.

Jones, E. E. (1998). Major developments in five decades of social psychology. In D. T. Gilbert & S. T. Fiske (Eds.), *The handbook of social psychology, Vol* (pp. 3-57). Boston, MA: McGraw-Hill.

Jöreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34 (2, Pt.1), 183-202.

Jöreskog, K. G. (1970). A general method for analysis of covariance structures. *Biometrika*, 57, 239-251.

Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1993). *PRELIS 2. User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.

Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8 User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.

Jorgenson, D. O. (1975). Economic threat and authoritarianism in television programs: 1950-1974. *Psychological Reports*, 37 (3, Pt 2), t-1154.

Judd, C. M. & McClelland, G. H. (1998). Measurement. In D. T. Gilbert & S. T. Fiske (Eds.), *The handbook of social psychology, Vol. 1* (4, pp. 180-232). Boston, MA: McGraw-Hill.

K

- Kağıtçıbaşı, Ç. (1967). *Social norms and authoritarianism: A comparison of Turkish and American adolescents*. Berkeley, CA: Doctoral dissertation, University of California.
- Kağıtçıbaşı, Ç. (1970). Social norms and authoritarianism: A Turkish-American comparison. *Journal of Personality and Social Psychology*, 3(3), 444-451.
- Kağıtçıbaşı, Ç. (1978). Cross-national encounters: Turkish students in the United States. *International Journal of Intercultural Relations*, 2(2), 141-160.
- Kaiser, H. F. (1958). The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, 23, 187-200.
- Kaiser, H. F. (1959). Computer program for varimax rotation in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 19, 413-420.
- Kaiser, H. F. & Dickman, K. W. (1959). Analytic determination of common factors. *American Psychologist*, 14, 425ff.
- Kämpfe, N. (2002). *Persönlichkeit, soziale Einstellungen und Fremdenfeindlichkeit*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Friedrich-Schiller-Universität, Jena.
- Kant, I. (1784). Beantwortung der Frage: Was ist Aufklärung? *Berlinische Monatsschrift*, 12, 481-494.
- Kaplan, D. (1991). The behaviour of three weighted least squares estimators for structured means analysis with non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 44(2), 333-346.
- Kaplan, D. (1995). Statistical power in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 100-117). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Kaplan, D. (2000). *Structural Equation Modeling. Foundations and Extensions*. Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Karabenick, S. A. & Wilson, R. W. (1969). Dogmatism among war hawks and peace doves. *Psychological Reports*, 25(2), 419-422.
- Katz, D. & Cantril, H. (1940). An analysis of attitudes toward communism and fascism. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 35, 365-366.
- Kelley, K. (1985). Sexuality and hostility of authoritarians. *The High School Journal*, 68(3), 173-176.
- Kemmelmeier, M. (1997). Need for closure and political orientation among German university students. *Journal of Social Psychology*, 137(6), 787-789.
- Kemmelmeier, M. (2001). Private self-consciousness as a moderator of the relationship between value orientations and attitudes. *Journal of Social Psychology*, 141(1), 61-74.
- Kemmelmeier, M., Burnstein, E. & Peng, K. (1999). Individualism and authoritarianism shape attitudes toward physician-assisted suicide. *Journal of Applied Social Psychology*, 29(12), 2613-2631.
- Kenny, D. A. & Kashy, D. A. (1992). Analysis of the multitrait-multimethod matrix by confirmatory factor analysis. *Psychological Bulletin*, 112(1), 165-172.
- Kent, R. (1965). Children of mothers with authoritarian ideology. *Dissertation Abstracts*, 26(4), 2313.
- Kerlinger, F. & Rokeach, M. (1966). The factorial nature of the F and D Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 4(4), 391-399.
- Kerlinger, F. N. (1958). On authoritarianism and acquiescence: An added note to Bass and Messick and Jackson. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 56, 141-142.
- Kerlinger, F. N. (1970). A social attitude scale: Evidence on reliability and validity. *Psychological Reports*, 26(2), 379-383.
- Kerlinger, F. N. (1972). The structure and content of social attitude referents: A preliminary study. *Educational and Psychological Measurement*, 32(3), 613-630.
- Kerlinger, F. N. (1980). Analysis of covariance structure tests of a criterial referents theory of attitudes. *Multivariate Behavioral Research*, 15(4), 403-422.
- Kirscht, J. P. & Dillehay, R. C. (1967). *Dimensions of Authoritarianism: A Review of Research and Theory*. Lexington.
- Kirtley, D. (1968). Conformity and prejudice in authoritarians of opposing political ideologies. *Journal of Psychology*, 2(2), 199-204.

- Klein, E. B. (1969). Machiavellianism and other personality attributes of psychiatry residents. *International Journal of Social Psychiatry, 15* (3), 216-222.
- Klemperer, V. (1957). *LT1. Notizbuch eines Philologen*. Halle (Saale): VEB Max Niemeyer Verlag.
- Klemperer, V. (1989). *Curriculum Vitae: Erinnerungen eines Philologen 1881 - 1918*. Berlin: Rütten & Loening.
- Klemperer, V. (1995). *Ich will Zeugnis ablegen bis zum letzten. Tagebücher 1942 - 1945*. Berlin: Aufbau.
- Kline, P. (1983). Machiavellianism and authoritarianism. *Personality Study and Group Behaviour, 3* (1), 6-11.
- Kline, P. & Cooper, C. (1983). A factor-analytic study of measures of Machiavellianism. *Personality and Individual Differences, 4* (5), 569-571.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: The Guilford Press.
- Knorr-Cetina, K. (1997). What scientists do. In T. Ibañez & L. Íñiguez (Eds.), *Critical social psychology* (pp. 260-272). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Kohn, P. M. (1972). The Authoritarianism-Rebellion Scale: A balanced F Scale with left-wing reversals. *Sociometry, 35* (1), 176-189.
- Kolmogorov, A. N. (1933). *Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung*. Berlin: Springer.
- Kolmogorov, A. N. (1950). *Foundations of the theory of probability*. NY: Chelsea Publishing.
- Komorita, S. S. (1963). Attitude content, intensity, and the neutral point on a Likert scale. *Journal of Social Psychology, 61* (2), 327-334.
- Komorita, S. S. & Graham, W. K. (1965). Number of scale points and the reliability of scales. *Educational and Psychological Measurement, 25* (4), 987-995.
- Kracke, B., Noack, P., Hofer, M. & Klein-Allermann, E. (1993). Die rechte Gesinnung: Familiäre Bedingungen autoritärer Orientierungen ost- und westdeutscher Jugendlicher. *Zeitschrift für Pädagogik, 39*, 971-988.
- Kröhne, U. & Wolf, A. (2002). *Ein struktureller Ansatz zur Erklärung von Unterschieden zwischen computerisierten und Papier-und-Bleistift Tests*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Friedrich-Schiller-Universität, Jena.
- Krug, R. E. (1961). An analysis of the F Scale: I. Item factor analysis. *Journal of Social Psychology, 53*, 285-291.
- Krug, R. E. & Moyer, K. E. (1961). An analysis of the F Scale: II. Relationship to standardized personality inventories. *Journal of Social Psychology, 53*, 293-301.

L

- La Du, Terence J. and Tanaka, J. S. (1989). Influence of sample size, estimation method, and model specification on goodness-of-fit assessments in structural equation models. *Journal of Applied Psychology, 74* (4), 625-635.
- La Du, T. J. & Tanaka, J. S. (1995). Incremental fit index changes for nested structural equation models. *Multivariate Behavioral Research, 30* (3), 289-316.
- Lambert, A. J., Burroughs, T. & Chasteen, A. L. (1998). Belief in a just world and right-wing authoritarianism as moderators of perceived risk. In L. Montada & M. J. Lerner (Eds.), *Responses to victimizations and belief in a just world* (pp. 107-125). New York, NY: Plenum Press.
- Lambert, A. J., Burroughs, T. & Nguyen, T. (1999). Perceptions of risk and the buffering hypothesis: The role of just world beliefs and right-wing authoritarianism. *Personality and Social Psychology Bulletin, 25* (6), 643-656.
- Landahl, H. D. (1938). Centroid orthogonal transformations. *Psychometrika, 3*, 219-223.
- Larsen, K. S. (1969). Authoritarianism, hawkishness and attitude change as related to high- and low-status communications. *Perceptual and Motor Skills, 28* (1), 114.
- Larsen, K. S., Reed, M. & Hoffman, S. (1980). Attitudes of heterosexuals toward homosexuality: A Likert-type scale and construct validity. *Journal of Sex Research, 16* (3), 245-257.
- Lavine, H., Burgess, D., Snyder, M., Transue, J., Sullivan, J. L., Haney, B. et al. (1999). Threat, authoritarianism, and voting: An investigation of personality and persuasion. *Personality and Social Psychology Bulletin, 25* (3), 337-347.

- Lazarsfeld, P. F. (1937). Some Remarks on the Typological Procedures in Social Research. *Zeitschrift für Sozialforschung*, 7, 119-139.
- Leak, G. K. & Randall, B. A. (1995). Clarification of the link between right-wing authoritarianism and religiousness: The role of religious maturity. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 34 (2), 245-252.
- Leavitt, H. J., Hax, H. & Roche, J. H. (1955). »Authoritarianism« and agreement with things authoritative. *Journal of Psychology*, 40, 215-221.
- Lederer, G. (1982). Trends in authoritarianism: A study of adolescents in West Germany and the United States since 1945. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 13 (3), 299-314.
- Lederer, G. (1991). Sowjetbürger: Vom Untertanen zum Freiheitskämpfer? *Psychologie heute*, 18 (11), 56-61.
- Lederer, G. & Schmidt, P. (1995). *Autoritarismus und Gesellschaft*. Opladen: Leske + Budrich.
- Lee, H. B. & Comrey, A. L. (1979). Distortions in a commonly used factor analytic procedure. *Multivariate Behavioral Research*, 14 (3), 301-321.
- Lee, L. C. (1963). An investigation of Erich Fromm's theory of Authoritarianism. *Dissertation Abstracts*, 24 (6), 2558.
- Lenin, W. I. (1904). *Ein Schritt vorwärts, zwei zurück. Über die Krise in unserer Partei*. Genf.
- Lentz, T. F. J. (1930). Utilizing opinion for character measurement. *Journal of Social Psychology*, 1, 536-542.
- Lentz, T. F. J. (1938). Acquiescence as a factor in the measurement of personality. *Psychological Bulletin*, 35, 659.
- Levasseur, J. B. (1998). Authoritarianism and political orientation: Validation of a left-wing authoritarianism scale. *Dissertation Abstracts International: Section B: The Sciences and Engineering*, 58 (8-B), 4524.
- Lever, H., Schlemmer, L. & Wagner, O. J. (1968). A factor analysis of authoritarianism. *Journal for Social Research*, 16 (2), 41-48.
- Levinson, D. J. & Sanford, R. N. (1944). A scale for the measurement of anti-Semitism. *Journal of Psychology*, 17, 339-370.
- Lewin, K. (1941). Self-hatred among jews. *Contemporary Jewish Record*, IV, 219-232.
- Lichter, S. R. & Rothman, S. (1982). The radical personality: Social psychological correlates of New Left ideology. *Political Behavior*, 4 (3), 207-235.
- Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 140, 55.
- Lilliefors, H. W. (1967). On the Kolmogorov-Smirnov Test for normality with mean and variance unknown. *Journal of the American Statistical Association*, 62 (318), 399-402.
- Lindner, R. M. (1944). *Rebel without a cause*. New York: Grunde & Stratton.
- Linhart, H. & Zucchini, W. (1986). *Model selection*. New York, NY: John Wiley and Sons.
- Lippa, R. & Arad, S. (1999). Gender, personality, and prejudice: The display of authoritarianism and social dominance in interviews with college men and women. *Journal of Research in Personality*, 33 (4), 463-493.
- Lipset, S. M. (1959). Democracy and working-class authoritarianism. *American Sociological Review*, -501.
- Long, J. S. (1983). *Covariance structure models - an introduction to LISREL*. Beverly Hills: SAGE.
- Lord, F. M. & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Lovell, V. R., Giddan, N. S. & Korn, H. A. (1967). Internal structure of the Rokeach dogmatism scale. *Multivariate Behavioral Research*, 2 (3), 315-324.
- Lowenthal, L. (1980). *Mitmachen wollte ich nie*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.

M

- Ma, L. C. & Smith, K. B. (1985). Individual and social correlates of the Just World Belief: A study of Taiwanese college students. *Psychological Reports*, 57 (1), 35-38.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W. & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1 (2), 130-149.
- MacCallum, R. C. & Hong, S. (1997). Power analysis in covariance structure modeling using GFI and AGFI. *Multivariate Behavioral Research*, 32 (2), 193-210.

- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S. & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4 (1), 84-99.
- MacDonald, A. P. (1974). The importance of sex-role to gay liberation. *Homosexual Counseling Journal*, 1 (4), 169-180.
- Machiavelli, N. (1513). *Il Principe (De Principatibus)*. Rom.
- Mackinnon, W. J. & Centers, R. (1956). Authoritarianism and urban stratification. *American Journal of Sociology*, 61-620.
- Mahler, I. (1962). Yeasayers and naysayers: A validating study. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, (4), 317-318.
- Maiti, S. S. & Mukherjee, B. N. (1990). A note on distributional properties of the Joereskog-Soerborn fit indices. *Psychometrika*, 55 (4), 721-726.
- Malamuth, N. M. (1986). Predictors of naturalistic sexual aggression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50 (5), 953-962.
- Mann, L. (1973). Attitudes toward My Lai and obedience to orders: An Australian survey. *Australian Journal of Psychology*, 25 (1), 11-21.
- Mannheim, K. (1925). *Ideologie und Utopie (Reprint 1995)*. Frankfurt a.M.: Klostermann.
- Marcuse, H. (1936). Ideengeschichtlicher Teil. In M. Horkheimer, E. Fromm, & H. Marcuse (Eds.), *Studien über Autorität und Familie* (pp. 136-228). Paris: Felix Alcan.
- Marsh, H. W. (1989). Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: Many problems and a few solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13 (4), 335-361.
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifacts? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70 (4), 810-819.
- Marsh, H. W., Antill, J. K. & Cunningham, J. D. (1989). Masculinity and femininity: A bipolar construct and independent constructs. *Journal of Personality*, 57 (3), 625-663.
- Marsh, H. W. & Bailey, M. (1991). Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models. *Applied Psychological Measurement*, 15 (1), 47-70.
- Marsh, H. W., Balla, J. R. & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103 (3), 391-410.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M. & Craven, R. (1992). Overcoming problems in confirmatory factor analyses of MTMM data: The correlated uniqueness model and factorial invariance. *Multivariate Behavioral Research*, 27 (4), 489-507.
- Marsh, H. W. & Grayson, D. (1995). Latent variable models of multitrait-multimethod data. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 177-198). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., Balla, J. R. & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 33 (2), 181-220.
- Marsh, H. W. & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97 (3), 562-582.
- Marsh, H. W. & Hocevar, D. (1988). A new, more powerful approach to multitrait-multimethod analyses: Application of second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Applied Psychology*, 73 (1), 107-117.
- Marsh, H. W. & O' Neill, R. (1984). Self Description Questionnaire III: The construct validity of multidimensional self-concept ratings by late adolescents. *Journal of Educational Measurement*, 21 (2), 153-174.
- Martin, J. (1964). Acquiescence-measurement and theory. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 3 (3), 216-225.
- Martin, J. L. (2001). The authoritarian personality, 50 years later: What lessons are there for political psychology? *Political Psychology*, 22 (1), 1-26.
- Maslow, A. H. (1943). The authoritarian character structure. *Journal of Social Psychology*, 18, 401-411.
- Masters, G. N. & Evans, J. (1986). Banking non-dichotomously scored items. *Applied Psychological Measurement*, 10 (4), 355-367.
- Masters, J. R. (1973). Reliability as a function of the number of categories of a summated rating scale. *Dissertation Abstracts International*, 33 (8-A), 4180-4181.

- McAbee, T. A. & Cafferty, T. P. (1982). Degree of prescribed punishment as a function of subjects' authoritarianism and offenders' race and social status. *Psychological Reports, 50* (2), 651-654.
- McCann, S. J. H. (1991). Threat, authoritarianism, and the power of U.S. presidents: New threat and power measures. *Journal of Psychology, 125* (2), 237-240.
- McCann, S. J. H. (1997). Threatening times, »strong« presidential popular vote winners, and the victory margin, 1824-1964. *Journal of Personality and Social Psychology, 73* (1), 160-170.
- McCann, S. J. H. (1999). Threatening times and fluctuations in American church memberships. *Personality and Social Psychology Bulletin, 25* (3), 325-336.
- McCann, S. J. H. & Stewin, L. L. (1987). Threat, authoritarianism, and the power of U.S. presidents. *Journal of Psychology, 121* (2), 149-157.
- McCourt, K., Bouchard, T. J. J., Lykken, D. T., Tellegen, A. & Keyes, M. (1999). Authoritarianism revisited: Genetic and environmental influences examined in twins reared apart and together. *Personality and Individual Differences, 27* (5), 985-1014.
- McCrae, R. R. (1996). Social consequences of experiential openness. *Psychological Bulletin, 120*, 323-337.
- McDonald, R. P. & Marsh, H. W. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. *Psychological Bulletin, 107* (2), 247-255.
- McFarland, S. G. (1998). *Toward a typology of prejudiced persons. Paper presented at the annual meeting of the International Society of Political Psychology*. Montreal, Canada: ISPP.
- McFarland, S. G. & Adelson, S. (1996). *An omnibus study of personality, values and prejudice. Toward a typology of prejudiced persons. Paper presented at the annual meeting of the International Society of Political Psychology*. Vancouver, Canada: ISPP.
- McFarland, S. G., Ageyev, V. S. & Abalakina-Paap, M. A. (1992). Authoritarianism in the former Soviet Union. *Journal of Personality and Social Psychology, 63* (6), 1004-1010.
- McFarland, S. G., Ageyev, V. S. & Djintcharadze, N. (1996). Russian authoritarianism two years after communism. *Personality and Social Psychology Bulletin, 22* (2), 210-217.
- McGranahan, D. V. (1946). A comparison of social attitudes among American and German youth. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 41*, 245-257.
- McGrew, J. M. (1969). The cognitive consistency of left and right authoritarians: A test of Rokeach's »belief congruency" hypothesis. *Journal of Social Psychology, 79* (2), 227-234.
- Meehl, P. E. & Hathaway, S. R. (1946). The K factor as a suppressor variable in the Minnesota Multiphasic Personality Inventory. *Journal of Applied Psychology, 30*, 525-564.
- Mehryar, A. H. (1970). Authoritarianism, rigidity, and Eysenck's E and N dimensions in an authoritarian culture. *Psychological Reports, 27* (1), 326.
- Meloan, J. D. (1991). The fortieth anniversary of »The Authoritarian Personality«. *Politics and the Individual, 1* (1), 119-127.
- Meloan, J. D. (1994). A critical analysis of forty years of authoritarianism research: Did theory testing suffer from Cold War attitudes? In R. F. Farnen (Ed.), *Nationalism, ethnicity, and identity: Cross national and comparative perspectives* (pp. 127-165). New Brunswick, NJ: Transaction Publishers.
- Meloan, J. D. (2000). Die Ursprünge des Staatsautoritarismus. In S. Rippl, C. Seipel, & A. Kindervater (Eds.), *Autoritarismus. Kontroversen und Ansätze der aktuellen Autoritarismusforschung* (pp. 215-238). Opladen: Leske + Budrich.
- Meloan, J. D. & de Witte, H. (1998). Ray's last stand? Directiveness as moderate conservatism - A reply to John Ray. *Political Psychology, 19* (4), 663-668.
- Meloan, J. D., Hagendoorn, L., Raaijmakers, Q. & Visser, L. (1988). Authoritarianism and the revival of political racism: Reassessments in The Netherlands of the reliability and validity of the concept of authoritarianism by Adorno et al. *Political Psychology, 9* (3), 413-429.
- Meloan, J. D. & Middendorp, C. (1991). Authoritarianism in the Netherlands: The empirical distribution in the population and its relation to theories on authoritarianism 1970-1985. *Politics and the Individual, 1* (2), 49-72.
- Meloan, J. D., Van der Linden, G. & de Witte, H. (1996). A test of the approaches of Adorno et al., Lederer and Altemeyer of authoritarianism in Belgian Flanders: A research note. *Political Psychology, 17* (4), 643-656.
- Messick, S. J. (1995a). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues & Practice, 14* (4), 5-8.

- Messick, S. J. (1995b). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50 (9), 741-749.
- Messick, S. J. & Frederikson, N. (1958). Ability, acquiescence, and »authoritarianism«. *Psychological Reports*, 4, 687-697.
- Messick, S. J. & Jackson, D. N. (1957). Authoritarianism or acquiescence in Bass's data. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 54, 424-427.
- Michotte, A. (1946). *La perception de la causalité. (Etudes Psychol. Vol. VI.)*. Louvain: Inst. Sup. de Philosophie.
- Milburn, M. A. & Conrad, S. D. (2000). Die Sozialisation von Autoritarismus. In S. Rippl, C. Seipel, & A. Kindervater (Eds.), *Autoritarismus. Kontroversen und Ansätze der aktuellen Autoritarismusforschung* (pp. 53-68). Opladen: Leske+Budrich.
- Milgram, S. (1963). Behavioral Study of obedience. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67 (4), 371-378.
- Milgram, S. (1965). Some conditions of obedience and disobedience to authority. *Human Relations*, 18 (1), 57-76.
- Miller, J., Slomczynski, K. M. & Schoenberg, R. J. (1981). Assessing comparability of measurement in cross-national research: Authoritarian-conservatism in different sociocultural settings. *Social Psychology Quarterly*, 44 (3), 178-191.
- Millsap, R. E. (1995). The statistical analysis of method effects in multitrait-multimethod data: A review. In P. E. Shrout & S. T. Fiske (Eds.), *Personality research, methods, and theory: A festschrift honoring Donald W. Fiske* (pp. 93-109). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Millsap, R. E. & Everson, H. T. (1993). Methodology review: Statistical approaches for assessing measurement bias. *Applied Psychological Measurement*, 17 (4), 297-334.
- Mischel, W. & Shoda, Y. (1995). A cognitive-affective system theory of personality - reconceptualizing situations, dispositions, dynamics, and invariance in personality structure. *Psychological Review*, 102 (2), 246-268.
- Mitchell, H. E. & Byrne, D. (1973). The defendant's dilemma: Effects of jurors' attitudes and authoritarianism on judicial decisions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 25 (1), 123-129.
- Molenaar, P. C. M. & Nesselroade, J. R. (1998). A comparison of pseudo-maximum likelihood and asymptotically distribution-free dynamic factor analysis parameter estimation in fitting covariance-structure models to Block-Toeplitz matrices representing single-subject multivariate time-series. *Multivariate Behavioral Research*, 33 (3), 313-342.
- Montada, L. & Lerner, M. J. (1998). *Responses to victimizations and belief in a just world*. New York, NY: Plenum Press.
- Mooijaart, A. & Bentler, P. M. (1985). The weight matrix in asymptotic distribution-free methods. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38 (2), 190-196.
- Moore, H. T. (1925). Innate factors in radicalism and conservatism. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 20, 234-244.
- Morse, N. C. & Allport, F. H. (1949). Anti-Semitism: a study of its causal factors and other associated variables. *American Psychologist*, 4, 261.
- Mulaik, S. A. (1969). Oblique procrustean transformations to fit an incompletely specified target matrix. *Proceedings of the Annual Convention of the American Psychological Association*, (Pt. 1), 1-106.
- Mulaik, S. A. (1986). Factor analysis and psychometrika: Major developments. *Psychometrika*, 51 (1), 23-33.
- Mulaik, S. A. (1987). A brief history of the philosophical foundations of exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 22 (3), 267-305.
- Mulaik, S. A. (1990). Blurring the distinctions between component analysis and common factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 25 (1), 53-59.
- Mulaik, S. A., James, L. R., van Alstine, J. & Bennett, N. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 105 (3), 430-445.
- Mulaik, S. A. & Quartetti, D. A. (1997). First order or higher order general factor? *Structural Equation Modeling*, 4 (3), 193-211.
- Müller, C. (2001). *Autoritäre Einstellungen jugendlicher Strafgefangener*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Friedrich-Schiller-Universität, Jena.
- Munning, F. (1975). Authoritarianism: Attitude, value orientation or personality? A new method of interrogation. *Gedrag: Tijdschrift voor Psychologie*, 3 (1), 26-39.

Muthén, B. & Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45 (1), 19-30.

N

- Namboodiri, N. K. (1994). *Methods for macrosociological research*. San Diego, CA: Academic Press.
- Neumann, J. (2001). *Aggressives Verhalten rechtsextremer Jugendlicher. Eine sozialpsychologische Untersuchung*. Münster, New York, München, Berlin: Waxmann.
- Nevitt, J. & Hancock, G. R. (2000). Improving the root mean square error of approximation for nonnormal conditions in structural equation modeling. *Journal of Experimental Education*, 68 (3), 251-268.
- Nevitt, J. & Hancock, G. R. (2001). Performance of bootstrapping approaches to model test statistics and parameter standard error estimation in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 8 (3), 353-377.
- Newcomb, T. M. (1943). *Personality and social change*. New York: Dryden Press.
- Newman, B. S. (1989). The relative importance of gender role attitudes to male and female attitudes toward lesbians. *Sex Roles*, 21 (7-8), 451-465.
- Nicolai, K. (1995). *Rassistische Einstellungen bei Jugendlichen*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Philipps-Universität, Marburg.
- Nunnally, J. L. (1978). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.

O

- O'Grady, K. E. & Janda, L. H. (1978). Psychometric correlates of the Mosher Forced Choice Guilt Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46 (6), 1581-1582.
- Oesterreich, D. (1974a). *Autoritarismus und Autonomie — Untersuchungen über berufliche Werdegänge, soziale Einstellungen, Sozialisationsbedingungen und Persönlichkeitsmerkmale ehemaliger Industrielehrlinge*. Stuttgart: Klett.
- Oesterreich, D. (1974b). The measurement and correction of the acquiescence response set in F-scale measures of authoritarianism. *Zeitschrift für Experimentelle und Angewandte Psychologie*, 21 (3), 394-408.
- Oesterreich, D. (1993). *Autoritäre Persönlichkeit und Gesellschaftsordnung*. Weinheim: Juventa.
- Oesterreich, D. (1996). *Flucht in die Sicherheit - Zur Theorie des Autoritarismus und der Autoritären Reaktion*. Opladen: Leske+Budrich.
- Oesterreich, D. (1997). Krise und autoritäre Reaktion. *Gruppendynamik*, 28 (3), 259-272.
- Oesterreich, D. (1998). Ein neues Maß zur Messung autoritärer Charaktermerkmale. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 29 (1), 56-64.
- Ojha, H. & Singh, R. R. (1987). Directiveness Scale in Hindi. *Indian Psychological Review*, 32 (5-6), 50-52.
- Omar, N. A., Eid, S. K., Majdalani, M. & Lindgren, H. C. (1965). Tendermindedness in education, independence, and authoritarianism: A cross-cultural study. *Psychological Reports*, 17 (1), 238.
- Oort, F. J. (1992). Using restricted factor analysis to detect item bias. *Methodika*, 6 (2), 150-166.

P

- Padgett, V. R. & Jorgenson, D. O. (1982). Superstition and economic threat: Germany, 1918-1940. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 8 (4), 736-741.
- Paluchowski, W. J. (1985). Charakter sadomasochistyczny i osobowosc autorytarna: Psychologiczne podstawy uprzedzen w ujeciu psychoanalytykow. *Przeglad Psychologiczny*, 28 (4), 1025-1041.
- Paulhus, D. L. (1981). Control of social desirability in personality inventories: Principal-factor deletion. *Journal of Research in Personality*, 15 (3), 383-388.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson & P. R. Shaver (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego, CA: Academic Press.

- Paulhus, D. L., Bruce, M. N. & Trapnell, P. D. (1995). Effects of self-presentation strategies on personality profiles and their structure. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21 (2), 100-108.
- Peabody, D. (1966). Authoritarianism scales and response bias. *Psychological Bulletin*, 65 (1), 11-23.
- Pearl, J. (2000). *Causality: Models, reasoning, and inference*. New York, NY, US: Cambridge University Press.
- Pedersen, D. M. (1967). Acquiescence and social desirability response sets and some personality correlates. *Educational and Psychological Measurement*, 27 (3), 691-697.
- Pedersen, R. & Ray, J. J. (1990). Authoritarianism in middle America. *Psychology: A Journal of Human Behavior*, 27 (2), 43-46.
- Pentony, J. F., Petersen, K. S. E., Philips, O., Leong, C., Harper, P., Bakowski, A. et al. (2000). A comparison of authoritarianism in the United States, England, and Hungary with selected nonrandom samples. *European Psychologist*, 5 (4), 259-268.
- Petersen, L. R. & Wilkinson, K. (1990). Reply to Ray's »The scientific study of ideology is too often more ideological than scientific«. *Personality and Individual Differences*, 11 (6), 645-646.
- Peterson, B. E., Doty, R. M. & Winter, D. G. (1993). Authoritarianism and attitudes toward contemporary social issues. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 19 (2), 174-184.
- Peterson, B. E., Smirles, K. A. & Wentworth, P. A. (1997). Generativity and authoritarianism: Implications for personality, political involvement, and parenting. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72 (5), 1202-1216.
- Peterson, C. C., Lawrence, J. A. & Dawes, I. (1990). The relationship of gender, sex role, and law-and-order attitudes to nuclear opinions. *Sex Roles*, 22 (5-6), 283-292.
- Pettigrew, T. F. (1997). Generalized intergroup contact effects on prejudice. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23 (2), 173-185.
- Pettigrew, T. F. (1998). Intergroup contact theory. *Annual Review of Psychology*, 49, 65-85.
- Pettigrew, T. F. & Tropp, L. R. (2000). Does intergroup contact reduce prejudice: Recent meta-analytic findings. In S. Oskamp (Ed.), *Reducing prejudice and discrimination*. (pp. 93-114). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Petzel, T., Wagner, U., Nicolai, K. & van Dick, R. (1997). Ein kurzes Instrument zur Messung der Autoritarismus-Neigung. *Gruppendynamik*, 28 (3), 251-258.
- Petzel, T., Wagner, U., van Dick, R., Stellmacher, J. & Lenke, S. (1997). Der Einfluß autoritaristischer Einstellungen von Lehrerinnen und Lehrern auf ihr Verhalten in konflikthafter interkulturellen Situationen in der Schule. *Gruppendynamik*, 28 (3), 291-303.
- Pirojnikoff, L. A., Hadar, I. & Hadar, A. (1971). Dogmatism and social distance: A cross-cultural study. *Journal of Social Psychology*, 85 (2), 187-193.
- Plant, W. T. (1960). Rokeach's Dogmatism Scale as a measure of general authoritarianism. *Psychological Reports*, 6.
- Popper, K. R. (1959). *The logic of scientific discovery*. NY: Basic Books.
- Powell, D. A. (1999). The robustness of the likelihood ratio chi-square test for structural equation models: A meta-analysis. (generalized least squares, maximum likelihood, asymptotic distribution free). *Dissertation Abstracts International: Section B: The Sciences and Engineering*, 60 (4-B), 1689.
- Pratto, F. (2002). Integrating Experimental and Social Constructivist Social Psychology: Some of Us Are Already Doing It. *Personality and Social Psychology Review*, 6 (3), 194-198.
- Pratto, F., Liu, J. H., Levin, S., Sidanius, J., Shih, M., Bachrach, H. et al. (2000). Social dominance orientation and the legitimization of inequality across cultures. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 31 (3), 369-409.
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L. M. & Malle, B. F. (1994). Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67 (4), 741-763.
- Pratto, F., Stallworth, L. M. & Sidanius, J. (1997). The gender gap: Differences in political attitudes and social dominance orientation. *British Journal of Social Psychology*, 36 (1), 49-68.
- Presser, S. & Schuman, H. (1980). The measurement of a middle position in attitude surveys. *Public Opinion Quarterly*, 44 (1), 70-85.

R

- Rajnarain (1986). Psychology of right and left. *Indian Journal of Current Psychological Research*, 1 (1), 1-16.
- Rao, M. L. & Mehta, P. (1979). Measuring implicit and manifest authoritarianism: Development and standardization of tools. *Journal of Psychological Researches*, 23 (3), 154-163.
- Ray, J. J. (1979a). Authoritarianism in Australia, England, and Scotland. *Journal of Social Psychology*, 108 (2), 271-272.
- Ray, J. J. (1979b). Does authoritarianism of personality go with conservatism? *Australian Journal of Psychology*, 31 (1), 9-14.
- Ray, J. J. (1979c). The authoritarian as measured by a personality scale: Solid citizen or misfit? *Journal of Clinical Psychology*, 35 (4), 744-747.
- Ray, J. J. (1980). Authoritarianism in California 30 years later - with some cross-cultural comparisons. *Journal of Social Psychology*, 111 (1), 9-17.
- Ray, J. J. (1983a). Defective validity of the Machiavellianism scale. *Journal of Social Psychology*, 119 (2), 291-292.
- Ray, J. J. (1983b). Half of all authoritarians are left wing: A reply to Eysenck and Stone. *Political Psychology*, 4 (1), 139-143.
- Ray, J. J. (1983c). The workers are not authoritarian: Attitude and personality data from six countries. *Sociology and Social Research*, 67 (2), 166-189.
- Ray, J. J. (1984a). A further comment on the Winkler, Kanouse, and Ware method of controlling for acquiescent response bias. *Journal of Applied Psychology*, 69 (2), 359.
- Ray, J. J. (1984b). Achievement motivation as a source of racism, conservatism, and authoritarianism. *Journal of Social Psychology*, 123 (1), 21-28.
- Ray, J. J. (1984c). Directiveness and authoritarianism: A rejoinder to Duckitt. *South African Journal of Psychology*, 14 (2), 64.
- Ray, J. J. (1984d). Half of all racists are left wing. *Political Psychology*, 5 (2), 227-235.
- Ray, J. J. (1984e). Reinventing the wheel: Winkler, Kanouse, and Ware on acquiescent response set. *Journal of Applied Psychology*, 69 (2), 353-355.
- Ray, J. J. (1985a). Authoritarianism of the Left revisited. *Personality and Individual Differences*, 6 (2), 271-272.
- Ray, J. J. (1985b). The psychopathology of the political left. *High School Journal*, 68 (4), 415-423.
- Ray, J. J. (1985c). The punitive personality. *Journal of Social Psychology*, 125 (3), 329-333.
- Ray, J. J. (1988). Cognitive style as a predictor of authoritarianism, conservatism, and racism: A fantasy in many movements. *Political Psychology*, 9 (2), 303-308.
- Ray, J. J. (1989). The scientific study of ideology is too often more ideological than scientific. *Personality and Individual Differences*, 10 (3), 331-336.
- Ray, J. J. (1990a). Intolerance of ambiguity and authoritarianism: A comment on Rump. *Psychology: A Journal of Human Behavior*, (4), 71-72.
- Ray, J. J. (1990b). The old-fashioned personality. *Human Relations*, 43 (10), 997-1013.
- Ray, J. J. (1998). On not seeing what you do not want to see: Meloen, van der Linden and de Witte on authoritarianism. *Political Psychology*, 19 (4), 659-661.
- Ray, J. J. & Bozek, R. S. (1981). Authoritarianism and Eysenck's P scale. *Journal of Social Psychology*, 113 (2), 231-234.
- Ray, J. J. & Furnham, A. (1984). Authoritarianism, conservatism and racism. *Ethnic and Racial Studies*, 7 (3), 406-412.
- Ray, J. J. & Heaven, P. C. (1984). Conservatism and authoritarianism among urban Afrikaners. *Journal of Social Psychology*, 122 (2), 163-170.
- Ray, J. J. & Lovejoy, F. H. (1986). A comparison of three scales of directiveness. *Journal of Social Psychology*, 126 (2), 249-250.
- Ray, J. J. & Lovejoy, F. H. (1988). An improved directiveness scale. *Australian Journal of Psychology*, 40 (3), 299-302.
- Raykov, T. (2001). Approximate confidence interval for difference in fit of structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 8 (3), 458-469.

- Raykov, T. & Penev, S. (1998). Nested structural equation models: Noncentrality and power of restriction test. *Structural Equation Modeling*, 5 (3), 229-246.
- Reich, W. (1933). *Massenpsychologie des Faschismus*. Berlin/Kopenhagen: Verlag für Sexualpolitik.
- Reich, W. (1948). *The discovery of the orgone; the cancer biopathy. Vol. 2*. NY: Orgone Institute Press.
- Reich, W. (1973). *The function of the orgasm: Sex-economic problems of biological energy: Volume 1 of The Discovery of the Orgone. (Trans. Vincent R. Carfagno)*. NY: Touchstone.
- Reichard, S. (1948). Rorschach study of prejudiced personality. *Journal of Orthopsychiatry*, 18, 280-286.
- Reis, H. T. & Judd, C. M. (2000). *Handbook of research methods in social and personality psychology*. New York: Cambridge University Press.
- Remmers, H. H. & Ewart, E. (1941). Reliability of multiple-choice measuring instruments as a function of the Spearman-Brown prophecy formula, III. *Journal of Educational Psychology*, 32, 61-66.
- Remmers, H. H. & Sageser, H. W. (1941). Reliability of multiple-choice measuring instruments as a function of the Spearman-Brown formula, V. *Journal of Educational Psychology*, 32, 445-451.
- Reynolds, K. J., Turner, J. C., Haslam, S. A. & Ryan, M. K. (2001). The role of personality and group factors in explaining prejudice. *Journal of Experimental Social Psychology*, 37 (5), 427-434.
- Rickert, E. J. (1998). Authoritarianism and economic threat: Implications for political behavior. *Political Psychology*, 19 (4), 707-720.
- Riemann, R., Grubich, C., Hempel, S. & Mergl, S. (1993). Personality and attitudes towards current political topics. *Personality and Individual Differences*, 15 (3), 313-321.
- Rigby, K. (1984). The attitudes of English and Australian college students toward institutional authority. *Journal of Social Psychology*, 122 (1), 41-48.
- Rigby, K. (1987). »Faking good« with self-reported pro-authority attitudes and behaviours among schoolchildren. *Personality and Individual Differences*, 8 (3), 445-447.
- Rigby, K. (1988). Sexist attitudes and authoritarian personality characteristics among Australian adolescents. *Journal of Research in Personality*, 22 (4), 465-473.
- Rigby, K., Metzger, J. C. & Ray, J. J. (1986). Working-class authoritarianism in England and Australia. *Journal of Social Psychology*, 126 (2), 261-262.
- Rigby, K. & Slee, P. T. (1987). Eysenck's personality factors and orientation toward authority among schoolchildren. *Australian Journal of Psychology*, 39 (2), 151-161.
- Rindskopf, D. & Rose, T. (1988). Some theory and applications of confirmatory second-order factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 23 (1), 51-67.
- Rippl, S. & Boehnke, K. (1995). Authoritarianism: Adolescents from East and West Germany and the United States compared. In J. Youniss (Ed.), *After the wall: Family adaptations in East and West Germany* (pp. 57-70). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Rippl, S. & Seipel, C. (1999). Gender differences in right-wing extremism: Intergroup validity of a second-order construct. *Social Psychology Quarterly*, 62 (4), 381-393.
- Rippl, S., Seipel, C. & Kindervater, A. (2000). *Autoritarismus. Kontroversen und Ansätze der aktuellen Autoritarismusforschung*. Opladen: Leske+Budrich.
- Ritter, D. A. & Dickson, A. L. (1985). Social desirability and two self-report measures of assertion. *Educational and Psychological Research*, 5 (2), 113-115.
- Roberts, A. H. & Rokeach, M. (1956). Anomie, authoritarianism, and prejudice: a replication. *American Journal of Sociology*, 61, 355-358.
- Rogmann, K. (1966). *Dogmatism and authoritarianism: A critique of the theoretical approaches and results from three studies conducted in West Germany*. Meisenheim: Anton Hain.
- Rokeach, M. (1956). Political and religious dogmatism; an alternative to the authoritarian personality. *Psychological Monographs*, 70 (18), 43.
- Rokeach, M. (1960). *The open and closed mind*. New York: Basic Books.
- Rokeach, M. & Fruchter, B. (1956). A factorial study of dogmatism and related concepts. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 53, 356-360.
- Rorer, L. G. (1965). The great response-style myth. *Psychological Bulletin*, (3), 129-156.
- Rosenman, M. F. (1967). Dogmatism and the movie »Dr. Strangelove«. *Psychological Reports*, 20 (3 Pt.1), 942.
- Rubelowitz, S. (1963). *Emotional flexibility-rigidity as a comprehensive dimension of mind*. Stockholm, Sweden: Almqvist and Wiksell.

- Rubin, Z. & Peplau, L. A. (1975). Who believes in a just world? *Journal of Social Issues*, 31 (3), 65-89.
- Rubinstein, G. (1995a). Authoritarianism in Israeli society. *Journal of Social Psychology*, 135 (2), 237-249.
- Rubinstein, G. (1995b). Right-wing authoritarianism, political affiliation, religiosity, and their relation to psychological androgyny. *Sex Roles*, 33 (7-8), 569-586.
- Rubinstein, G. (1996). Two peoples in one land: A validation study of Altemeyer's right-wing authoritarianism scale in the Palestinian and Jewish societies in Israel. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 27 (2), 216-230.
- Rudy, D. & Grusec, J. E. (2001). Correlates of authoritarian parenting in individualist and collectivist cultures and implications for understanding the transmission of values. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 32 (2), 202-212.
- Sales, S. M. (1972). Economic threat as a determinant of conversion rates in authoritarian and nonauthoritarian churches. *Journal of Personality and Social Psychology*, (3), 420-428.
- Sales, S. M. (1973). Threat as a factor in authoritarianism: An analysis of archival data. *Journal of Personality and Social Psychology*, 28 (1), 44-57.
- Sales, S. M. & Friend, K. E. (1973). Success and failure as determinants of level of authoritarianism. *Behavioral Science*, (3), 163-172.
- Salgado, J. F. & Iglesias, M. (1995). Estructura factorial de la Escala de Autoestima de Rosenberg: Un análisis factorial confirmatorio. *Psicologica*, 16 (3), 441-454.
- Samelson, F. (1972). Response style: A psychologist's fallacy? *Psychological Bulletin*, 78 (1), 13-16.
- Samelson, F. (1986). Authoritarianism from Berlin to Berkeley: On social psychology and history. *Journal of Social Issues*, 42 (1), 191-208.
- Samelson, F. (1993). The Authoritarian Character from Berlin to Berkley and Beyond: The Odyssey of a Problem. In W. F. Stone, G. Lederer, & R. Christie (Eds.), *Strength and Weakness: The Authoritarian Personality Today*. (pp. 22-46). New York: Springer.
- Sanford, N. (1986). A personal account of the study of authoritarianism: Comment on Samelson. *Journal of Social Issues*, 42 (1), 209-214.
- Sanford, R. N. (1973). Authoritarian personality in contemporary perspective. In J. N. Knutson (Ed.), *Handbook of political psychology* (pp. 139-170). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Sartre, J.-P. (1946). Portrait of the antisemite. *Partisan Review*, 13, 163-178.
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (1988). Scaling corrections for chi-square statistics in covariance structure analysis. In American Statistical Association (Ed.), *1988 proceedings of the business and economics section* (pp. 308-318). Alexandria, VA: American Statistical Association.
- Satorra, A. (1989). Alternative test criteria in covariance structure analysis: A unified approach. *Psychometrika*, 54 (1), 131-151.
- Saucier, G. (2000). Isms and the structure of social attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78 (2), 366-385.
- Saunders, D. R. (1962). Integrating the implementation of quartimax, varimax, oblimax, and related rotational methods. *Psychological Reports*, 1, 241-242.
- Schiffmann, R. & Wicklund, R. A. (1988). Eine Kritik der Social Identity Theory von Tajfel & Turner. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 19 (3), 159-174.
- Schiffmann, R. & Wicklund, R. A. (1992). The minimal group paradigm and its minimal psychology: On equating social identity with arbitrary group membership. *Theory and Psychology*, 2 (1), 29-50.
- Schmid, J. & Leiman, J. M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22, 53-61.
- Schmitt, M. J. & Steyer, R. (1993). A latent state-trait model (not only) for social desirability. *Personality and Individual Differences*, 14, 519-529.
- Schmitt, N. & Stults, D. M. (1986). Methodology review: Analysis of multitrait-multimethod matrices. *Applied Psychological Measurement*, 10 (1), 1-22.
- Schneider, J. F. (1997a). Erfahrungen mit deutschsprachigen Versionen der Right-Wing Authoritarianism Scale von Altemeyer. *Gruppendynamik*, 28 (3), 239-249.

- Schneider, J. F. (1997b). Wahrgenommene Ähnlichkeiten zwischen den Items der RWA-Skala: Ergebnisse eines Sortierversuchs. In W. Frindte & F. Funke (Eds.), *Arbeitstagung Autoritarismusforschung (13. Mai 1997)* (pp. 8-15). ComPsy.
- Schulz, J. J. & Schulz, L. (1999). The darkest of ages: Afghan women under the Taliban. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology, 5* (3), 237-254.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Schuman, H., Bobo, L. D. & Krysan, M. (1992). Authoritarianism in the general population: The education interaction hypothesis. *Social Psychology Quarterly, 55* (4), 379-387.
- Schuman, H. & Presser, S. (1977). Attitude measurement and the gun control paradox. *Public Opinion Quarterly, 41* (4), 427-438.
- Schwarz, N., Groves, R. M. & Schuman, H. (1998). Survey methods. In D. T. Gilbert & S. T. Fiske (Eds.), *The handbook of social psychology, Vol* (pp. 143-179). Boston, MA: McGraw-Hill.
- Schwebel, M. (1999). Hostile sexism: Commentary on »The darkest of ages«. *Peace and Conflict: Journal of Peace Psychology, 5* (3), 255-259.
- Scientific Software International (2002). Interactive Lisrel (Version 8.52) [Computer software]. Chicago, IL: Scientific Software International; Retrieved from <http://www.ssicentral.com>.
- Sears, D. O. (1986). College sophomores in the laboratory: Influences of a narrow data base on social psychology's view of human nature. *Journal of Personality and Social Psychology, 51* (3), 515-530.
- Seoane, G., Arce, C. & Sabucedo, J. M. (1988). La escala »directiveness« de Ray y el autoritarismo. *Revista de Psicología Social, 3* (1), 71-82.
- Shaffer, D. R. & Hendrick, C. (1974). Dogmatism and tolerance for ambiguity as determinants of differential reactions to cognitive inconsistency. *Journal of Personality and Social Psychology, 29* (5), 601-608.
- Shapiro, S. S., Wilk, M. B. & Chen, H. J. (1968). A comparative study of various tests for normality. *Journal of the American Statistical Association, 63* (324), 1343-1372.
- Shaver, J. P., Hofmann, H. P. & Richards, H. E. (1971). The authoritarianism of American and German teacher education students. *Journal of Social Psychology, 84* (2), 303-304.
- Shaver, J. P. & Richards, H. E. (1971). Open-closed mindedness and an inquiry-oriented social studies methods course. *Journal of Educational Research, 65* (2), 85-93.
- Sherman, R. C. & Dowdle, M. D. (1974). The perception of crime and punishment: A multidimensional scaling analysis. *Social Science Research, 3* (2), 109-126.
- Shils, E. A. (1954). Authoritarianism: »Right« and »Left«. In R. Christie & M. Jahoda (Eds.), *Studies in the scope and method of »The Authoritarian Personality«*. (pp. 24-49). Glencoe, IL: Free Press.
- Sidanius, J. (1985). Cognitive functioning and sociopolitical ideology revisited. *Political Psychology, 6* (4), 637-661.
- Sidanius, J. (1984). Political interest, political information search, and ideological homogeneity as a function of sociopolitical ideology: A tale of three theories. *Human Relations, 37* (10), 811-828.
- Sidanius, J. (1988). Intolerance of ambiguity, conservatism, and racism - whose fantasy, whose reality? A reply to Ray. *Political Psychology, 9* (2), 309-316.
- Sidanius, J. & Ekehammar, B. (1976). Cognitive functioning and socio-political ideology: A multidimensional and individualized analysis. *Scandinavian Journal of Psychology, 17* (3), 205-216.
- Sidanius, J. & Ekehammar, B. (1977). Cognitive differentiation and socio-politico ideology: An exploratory study. *Psychological Reports, 41* (1), 203-211.
- Sidanius, J., Levin, S., Federico, C. M. & Pratto, F. (2001). Legitimizing Ideologies. The Social Dominance Approach. In J. T. Jost & B. Major (Eds.), *The psychology of legitimacy: emerging perspectives on ideology, justice, and intergroup relations* (pp. 307-331). Cambridge: Cambridge University Press.
- Sidanius, J. & Pratto, F. (1999). *Social dominance: An intergroup theory of social hierarchy and oppression*. New York: Cambridge University Press.
- Sidanius, J., Pratto, F. & Bobo, L. (1994a). Social dominance orientation and the political psychology of gender: A case of invariance? *Journal of Personality and Social Psychology, 67* (6), 998-1011.
- Sidanius, J., Pratto, F. & Rabinowitz, J. L. (1994b). Gender, ethnic status, and ideological asymmetry: A social dominance interpretation. *Journal of Cross Cultural Psychology, 25* (2), 194-216.

- Siegmán, A. W. (1961). A cross-cultural investigation of the relationship between ethnic prejudice, authoritarian ideology, and personality. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 63 (3), 654-655.
- Siegmán, A. W. (1962). A cross-cultural investigation of the relationship between religiosity, ethnic prejudice and authoritarianism. *Psychological Reports*, 11 (2), 419-424.
- Siegmán, A. W. (1963). A cross-cultural investigation of the relationship between introversion-extraversion, social attitudes and anti-social behavior. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 2 (3), 196-208.
- Simmel, E. (1946). *Anti-semitism: A Social Disease*. New York: International Universities Press.
- Simons, H. W. (1968). Dogmatism scales and leftist bias. *Speech Monographs*, 35 (2), 149-153.
- Singh, P. N., Huang, S. C. & Thompson, G. G. (1962). A comparative study of selected attitudes values, and personality characteristics of American, Chinese, and Indian students. *Journal of Social Psychology*, 57 (1), 123-132.
- Six, B. (1996). Generalisierte Einstellungen. In M. Amelang (Ed.), *Enzyklopädie der Psychologie* (pp. 1-50).
- Six, B. (1997). Autoritarismusforschung: zwischen Tradition und Emanzipation. *Gruppendynamik*, 28 (3), 223-238.
- Six, B., Wolfradt, U. & Zick, A. (2001). Autoritarismus und Soziale Dominanzorientierung als generalisierte Einstellungen. *Zeitschrift für Politische Psychologie*, 9 (2+3), 23-40.
- Skroblin, B. (1975). Theory renunciation as a criterion for an undogmatic science? Theses to Suijbert Ertel: Knowledge and dogmatism, 1972. *Psychologische Rundschau*, 26 (1), 26-29.
- Sloan, T. (1997). Theories of personality: Ideology and beyond. In D. Fox & I. Prilleltensky (Eds.), *Critical Psychology* (pp. 87-103). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Smirnov, N. V. (1939). Sur les écarts de la courbe de distribution empirique. *Bulletin mathématiques de l'Université de Moscou, Série internationale*, 2, 3-16.
- Smith, A. G. & Winter, D. G. (2002). Right-wing authoritarianism, party identification, and attitudes toward feminism in student evaluations of the Clinton-Lewinsky Story. *Political Psychology*, 23 (2), 355-383.
- Smith, K. T. (1971). Homophobia: A tentative personality profile. *Psychological Reports*, 29 (3, Pt. 2), 1091-1094.
- Smith, M. B. (1950). Review of The authoritarian personality. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 45, 775-779.
- Snook, S. C. & Gorsuch, R. L. (1989). Component analysis versus common factor analysis: A Monte Carlo study. *Psychological Bulletin*, 106 (1), 148-154.
- Sobel, M. E. & Bohrnstedt, G. W. (1985). Use of null models in evaluating the fit of covariance structure models. In N. B. Tuma (Ed.), *Sociological methodology 1985* (pp. 152-178). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Spangenberg, J. & Nel, E. M. (1983). The effect of equal-status contact on ethnic attitudes. *Journal of Social Psychology*, 121 (2), 173-180.
- Spellman, B. A. & Holyoak, K. J. (1992). If Saddam is Hitler then who is George Bush? Analogical mapping between systems of social roles. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62 (6), 913-933.
- Sperber, A. D., DeVellis, R. F. & Boehlecke, B. (1994). Cross-cultural translation: Methodology and validation. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 25 (4), 501-524.
- Stagner, R. (1936a). Fascist attitudes: An exploratory study. *Journal of Social Psychology*, 6, 309-319.
- Stagner, R. (1936b). Fascist attitudes: Their determining conditions. *Journal of Social Psychology*, 7, 438-454.
- Stam, H. J., Rogers, T. B. & Gergen, K. J. (1987). *The analysis of psychological theory: Metapsychological perspectives*. Washington, DC: Hemisphere Publishing Corp.
- Staub, E. (1989). *The roots of evil: The origins of genocide and other group violence*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Steiger, J. H. (2000). Point estimation, hypothesis testing, and interval estimation using the RMSEA: Some comments and a reply to Hayduck and Glaser. *Structural Equation Modeling*, 7 (2), 149-162.
- Steininger, M. & Lesser, H. (1974). Dogmatism, dogmatism factors, and liberalism-conservatism. *Psychological Reports*, 35 (1, Pt 1), 15-21.

- Stenner, K. L. (1998). Societal threat and authoritarianism: Racism, intolerance and punitiveness in America, 1960-1994. *Dissertation Abstracts International Section A: Humanities and Social Sciences*, 58 (8-A), 3294.
- Stephan, W. G., Ageyev, V. S., Coates-Shrider, L. & Stephan, C. W. (1994). On the relationship between stereotypes and prejudice: An international study. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20 (3), 277-284.
- Steyer, R. (1989). Models of classical psychometric test theory as stochastic measurement models: Representation, uniqueness, meaningfulness, identifiability, and testability. *Methodika*, 3, 25-60.
- Steyer, R. (1994a). *Methodologische Grundlagen der Psychologie. (Enzyklopädie der Psychologie)*. Göttingen: Hogrefe.
- Steyer, R. (1994b). Principles of causal modeling: A summary of its mathematical foundations and practical steps. In F. Faulbaum (Ed.), *SoftStat '93. Advances in Statistical Software 4*. Stuttgart: Gustav Fischer Verlag.
- Steyer, R. & Eid, M. (2001). *Messen und Testen (2)*. Berlin: Springer.
- Steyer, R., Eid, M. & Schwenkmezger, P. (1997). Modeling true intraindividual change: True change as a latent variable. *MPR online*, <http://www.pabst-publishers.de/mpr/issue2/art2/article.html> (2), 21-33.
- Steyer, R., Ferring, D. & Schmitt, M. J. (1992a). On the definition of states and traits. *European Journal of Psychological Assessment*, 19.
- Steyer, R., Ferring, D. & Schmitt, M. J. (1992b). States and traits in psychological assessment. *European Journal of Psychological Assessment*, 8 (2), 79-98.
- Steyer, R., Gabler, S. & Rucal, A. A. (1996). Individual causal effects, average causal effects, and unconfoundedness in regression models. In F. Faulbaum & W. Bandilla (Eds.), *Softstat '95. Advances in statistical Software 5* (pp. 203-210). Stuttgart: Lucius & Lucius.
- Steyer, R., Partchev, I. & Shanahan, M. J. (2000). Modeling true intradividual change in structural equation models: The case of poverty and children's psychosocial adjustment. In T. D. Little & K. U. Schnabel (Eds.), *Modeling longitudinal and multilevel data: Practical issues, applied approaches, and specific examples* (pp. 109-126). Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates.
- Steyer, R., Schmitt, M. J. & Eid, M. (1999). Latent state-trait theory and research in personality and individual differences. *European Journal of Personality*, 13 (5), 389-408.
- Steyer, R. & Schmitt, T. (1994). The theory of confounding and its application in causal modeling with latent variables. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 36-67). Thousand Oaks, CA, US: SAGE Publications.
- Stone, W. F. (1980). The myth of left-wing authoritarianism. *Political Psychology*, 2 (3-sup-4), 3-19.
- Stone, W. F. (1983). Left and right in personality and ideology: An attempt at clarification. *Journal of Mind and Behavior*, 4 (2), 211-220.
- Stone, W. F., Lederer, G. & Christie, R. (1993). *Strength and Weakness. The Authoritarian Personality Today*. New York: Springer.
- Stones, C. R. (1981). Authoritarianism and self-esteem among White Rhodesian (Zimbabwean) and South African students. *Journal of Psychology*, 107 (1), 17-21.
- Sugawara, H. M. & MacCallum, R. C. (1993). Effect of estimation method on incremental fit indexes for covariance structure models. *Applied Psychological Measurement*, 17 (4), 365-377.
- Sullivan, J. L., Piereson, J. E. & Marcus, G. E. (1979). An alternative conceptualization of political tolerance: Illusory increases 1950s-1970s. *American Political Science Review*, 73, 781-794.
- Sullivan, J. L., Piereson, J. E. & Marcus, G. E. (1982). *Political tolerance and American democracy*. Chicago: University of Chicago Press.
- Suppes, P. (1970). *A probabilistic theory of causation*. Amsterdam: North-Holland.
- Suppes, P. (1993). *Models and methods in the philosophy of science: Selected essays*. Norwell, MA, US: Kluwer Academic Publishers.
- Suziedelis, A. & Lorr, M. (1973). Conservative attitudes and authoritarian values. *Journal of Psychology*, 83 (2), 287-294.
- Szmajke, A. (1991). Religiousness, belief in a just world, authoritarianism and subjective image of social life in Poland at the decline of real socialism. *Polish Psychological Bulletin*, 22 (1), 33-42.

T

- Tajfel, H. (1978). Intergroup behaviour: I. Individualistic perspectives. In H. Tajfel & C. Fraser (Eds.), *Introducing social psychology: An analysis of individual reaction and response* (pp. 401-422). Middlesex, England UK: Penguin Books.
- Tajfel, H. & Turner, J. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin & S. Worchel (Eds.), *The Social Psychology of Intergroup Relations* (pp. 33-47). Monterey: Brooks-Cole.
- Tajfel, H. & Turner, J. (2001). An integrative theory of intergroup conflict. In M. A. Hogg & D. Abrams (Eds.), *Intergroup relations: Essential readings* (pp. 94-109). Philadelphia, PA, US: Psychology Press/Taylor & Francis.
- Takane, Y., Young, F. W. & de Leeuw, J. (1977). Nonmetric individual differences multidimensional scaling: an alternating least squares method with optimal scaling features. *Psychometrika*, 42, 593-600.
- Tanaka, J. S. & Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38 (2), 197-201.
- Tanaka, J. S. & Huba, G. J. (1989). A general coefficient of determination for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 42 (2), 233-239.
- Tanaka, J. S. (1987). »How big is big enough?«: Sample size and goodness of fit in structural equation models with latent variables. *Child Development*, 58 (1), 134-146.
- Tarr, H. & Lorr, M. (1991). A comparison of right-wing authoritarianism, conformity and conservatism. *Personality and Individual Differences*, 12 (3), 307-311.
- Taylor, R. D. & Oskay, G. (1995). Identity formation in Turkish and American late adolescents. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 26 (1), 8-22.
- Tetlock, P. E. (1983). Cognitive style and political ideology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45 (1), 118-126.
- Thomas, D. R. (1975). Authoritarianism, child-rearing practices and ethnocentrism in seven Pacific Islands groups. *International Journal of Psychology*, 10 (4), 235-246.
- Thompson, R. C. & Michel, J. B. (1972). Measuring authoritarianism: A comparison of the F and D Scales. *Journal of Personality*, 40 (2), 180-190.
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple factor analysis*. Chicago: University of Chicago Press.
- Titus, H. E. & Hollander, E. P. (1957). The California F scale in psychological research: 1950-1955. *Psychological Bulletin*, 54, 47-64.
- Todd, E. (1985). *The explanation of ideology: Family structures and social systems*. New York: Basil Blackwell.
- Tomás, J. M. & Oliver, A. (1999). Rosenberg's self-esteem scale: Two factors or method effects. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 84-98.
- Tosi, D. J., Fagan, T. K. & Frumkin, R. M. (1968a). Extreme levels of dogmatism and perceived threat under conditions of group personality testing. *Psychological Reports*, 22 (2), 638.
- Tosi, D. J., Fagan, T. K. & Frumkin, R. M. (1968b). Relation of levels of dogmatism and perceived threat under conditions of group personality testing. *Perceptual and Motor Skills*, 26 (2), 481-482.
- Trapnell, P. D. (1994). Openness versus intellect: A lexical left turn. *European Journal of Personality*, 8, 273-290.
- Triandis, H. C. (1987). Individualism and social psychological theory. In Ç. Kağıtçıbaşı (Ed.), *Growth and progress in cross-cultural psychology* (pp. 78-83). Berwyn, PA, US: Swets North America.
- Triandis, H. C., Bontempo, R., Villareal, M. J. & Asai, M. (1988). Individualism and collectivism: Cross-cultural perspectives on self/group relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54 (2), 323-338.
- Troidahl, V. C. & Powell, F. A. (1965). A short-form dogmatism scale for use in field studies. *Social Forces*, 44 (2), 211-215.
- Tucker, L. R. & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38 (1), 1-10.

- Turner, J. C., Hogg, M. A., Oakes, P. J., Reicher, S. D. & Wetherell, M. S. (1987). *Rediscovering the social group: A self-categorization theory*. Cambridge, MA: Basil Blackwell.
- Turner, J. C. & Oakes, P. J. (1989). Self-categorization theory and social influence. In P. B. Paulus (Ed.), *Psychology of group influence (2nd ed.)* (pp. 233-275). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

V

- Vacchiano, R. B., Schiffman, D. C. & Strauss, P. S. (1967). Factor structure of the Dogmatism scale. *Psychological Reports, 20* (3, Pt. 1), 847-852.
- Vacchiano, R. B., Strauss, P. S. & Hochman, L. (1968). The open and closed mind: A review of dogmatism. *Psychological Bulletin, 71* (4), 261-273.
- Vacchiano, R. B., Strauss, P. S. & Schiffman, D. C. (1968). Personality correlates of dogmatism. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 32* (1), 83-85.
- van de Vijver, F. J. R. & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist, 1* (2), 89-99.
- van de Vijver, F. J. R. & Leung, K. (1997). *Methods and data analysis for cross-cultural research*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- van de Wetering, S. (1996). Authoritarianism as a group-level adaptation in humans. *Behavioral and Brain Sciences, 19* (4), 780-787.
- van der Kloot, W. A., Brouwer, P. & Willemsen, T. M. (1982). Machiavellisme: Normering en validatie van de Mach V schaal. *Gedrag: Tijdschrift voor Psychologie, 10* (4), 265-281.
- van der Kloot, W. A., Kroonenberg, P. M. & Bakker, D. (1985). Implicit theories of personality: Further evidence of extreme response style. *Multivariate Behavioral Research, 20* (4), 369-387.
- van Dick, R., Wagner, U., Adams, C. & Petzel, T. (1997). Einstellungen zur Akkulturation: Erste Evaluation eines Fragebogens an sechs deutschen Stichproben. *Gruppendynamik, 28* (1), 83-92.
- van Ijzendoorn, M. H. (1989). Moral judgment, authoritarianism, and ethnocentrism. *Journal of Social Psychology, 129* (1), 37-45.
- van Ijzendoorn, M. H. (1997). Attachment, emergent morality, and aggression: Toward a developmental socioemotional model of antisocial behaviour. *International Journal of Behavioral Development, 21* (4), 703-727.
- Velicer, W. F. & Jackson, D. N. (1990a). Component analysis versus common factor analysis: Some further observations. *Multivariate Behavioral Research, 25* (1), 97-114.
- Velicer, W. F. & Jackson, D. N. (1990b). Component analysis versus common factor analysis: Some issues in selecting an appropriate procedure. *Multivariate Behavioral Research, 25* (1), 1-28.
- Verkuyten, M. & Hagendoorn, L. (1998). Prejudice and self-categorization: The variable role of authoritarianism and in-group stereotypes. *Personality and Social Psychology Bulletin, 24* (1), 99-110.
- Vetter, G. B. (1930a). The measurement of social and political attitudes and the related personality factors. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 25*, 149-189.
- Vetter, G. B. (1930b). The study of social and political opinions. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 25*, 26-39.
- Vleeming, R. G. (1979). Machiavellianism: A preliminary review. *Psychological Reports, 44* (1), 295-310.
- Vollebergh, W. A. M. (1994). The consolidation of educational differences in authoritarianism in adolescence. *Politics and the Individual, 4* (1), 57-73.

W

- Wagner, U., van Dick, R., Petzel, T., Auernheimer, G. & Sommer, G. (2000). Der Umgang von Lehrerinnen und Lehrern mit interkulturellen Problemsituationen: Die Bedeutung von ethnischen Einstellungen. *Psychologie in Erziehung und Unterricht, 47* (1), 46-65.
- Wagner, U. & Zick, A. (1990). Psychologie der Intergruppenbeziehungen: Der »Social Identity Approach«. *Gruppendynamik, 21* (3), 319-330.
- Walker, W. D., Rowe, R. C. & Quinsey, V. L. (1993). Authoritarianism and sexual aggression. *Journal of Personality and Social Psychology, 65* (5), 1036-1045.

- Wang, A. Y. (1999). Gender and nature: A psychological analysis of ecofeminist theory. *Journal of Applied Social Psychology, 29* (11), 2410-2424.
- Ward, J. H. (1963). Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of the American Statistical Association, 58*, 236-244.
- Warr, P. B., Lee, R. E. & Jöreskog, K. G. (1969). A note on the factorial nature of the F and D scales. *British Journal of Psychology, 60* (1), 119-123.
- Webster, D. M. & Kruglanski, A. W. (1994). Individual differences in need for cognitive closure. *Journal of Personality and Social Psychology, 67* (6), 1049-1062.
- Webster, H. (1958). Correcting personality scales for response sets or suppression effects. *Psychological Bulletin, 55*, 62-64.
- Weir, J. A. & Wrightsman, L. S. (1990). The determinants of mock jurors' verdicts in a rape case. *Journal of Applied Social Psychology, 20* (11, Pt. 2), 901-919.
- Weiss, L. H. & Schwarz, J. C. (1996). The relationship between parenting types and older adolescents' personality, academic achievement, adjustment, and substance use. *Child Development, 67* (5), 2101-2114.
- West, S. G., Finch, J. F. & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Wetzel, C. G. & Walton, M. D. (1985). Developing biased social judgments: The false-consensus effect. *Journal of Personality and Social Psychology, 49* (5), 1352-1359.
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, F. & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. In D. R. Heise (Ed.), *Sociological Methodology* (pp. 84-136). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Whitley, B. E. Jr. (1999). Right-wing authoritarianism, social dominance orientation, and prejudice. *Journal of Personality and Social Psychology, 77* (1), 126-134.
- Whitley, B. E. Jr. & Ægisdóttir, S. (2000). The gender belief system, authoritarianism, social dominance orientation, and heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men. *Sex Roles, 42* (11-12), 947-967.
- Whitley, B. E. Jr. & Lee, S. E. (2000). The relationship of authoritarianism and related constructs to attitudes toward homosexuality. *Journal of Applied Social Psychology, 30* (1), 144-170.
- Wiggins, J. S. (1973). *Personality and prediction: Principles of personality assessment*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Wilson, G. D. (1968). Authoritarianism or conservatism? *Papers in Psychology, 2* (2), 58.
- Wilson, G. D. & Patterson, J. R. (1968). A new measure of conservatism. *British Journal of Social and Clinical Psychology, 7* (4), 264-269.
- Wilson, G. D. & Patterson, J. R. (1970). *The Conservatism Scale*. Windsor, England: NFER Publishing.
- Wilson, W., Dennis, L. & Wadsworth, A. P. (1976). Authoritarianism of the left and the right. *Bulletin of the Psychonomic Society, 7* (3), 271-274.
- Winkler, J. D., Kanouse, D. E. & Ware, J. E. (1982). Controlling for Acquiescence Response Set in scale development. *Journal of Applied Psychology, 67* (5), 555-561.
- Wittgenstein, L. (1995). *Wiener Ausgabe. Band 3: Philosophische Bemerkungen*. Wien: Springer.
- Wolf, A. & Kröhne, U. (2002). *Ein struktureller Ansatz zur Erklärung von Unterschieden zwischen computerisierten und Papier-und-Bleistift Tests*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Friedrich-Schiller-Universität, Jena.
- Wolfradt, U. & Rademacher, J. (1999). Interpersonale Ambiguitätsintoleranz als klinisches Differentialkriterium: Skalenentwicklung und Validierung. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie, 20* (1), 72-79.
- Wolfradt, U., Sommer, S. & Rademacher, J. (1999). Das »Persönliche Bedürfnis nach Struktur« als klinisches differential-diagnostisches Persönlichkeitsmerkmal. *Zeitschrift für Klinische Psychologie, Psychiatrie und Psychotherapie, 47* (3), 307-315.
- Woodyard, H. D. (1973). Dogmatism and self-perception: A test of Bem's theory. *Journal of Social Psychology, 91* (1), 43-51.
- Wothke, W. (1995). Covariance components analysis of the multitrait-multimethod matrix. In P. E. Shrout & S. T. Fiske (Eds.), *Personality research, methods, and theory: A festschrift honoring Donald W. Fiske* (pp. 125-144). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

- Wothke, W. (2000). Longitudinal and multigroup modeling with missing data. In T. D. Little & K. U. Schnabel (Eds.), *Modeling longitudinal and multilevel data: Practical issues, applied approaches, and specific examples* (pp. 219-240). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Wothke, W. & Browne, M. W. (1990). The direct product model for the MTMM matrix parameterized as a second order factor analysis model. *Psychometrika*, 55 (2), 255-262.
- Wylie, L. & Forest, J. (1992). Religious fundamentalism, right-wing authoritarianism and prejudice. *Psychological Reports*, 71 (3, Pt. 2), 1291-1298.

Y

- Yadama, G. N. & Pandey, S. (1995). Effect of sample size on goodness-of-fit indices in structural equation models. *Journal of Social Service Research*, 20 (3-4), 49-70.
- Yang-Wallentin, F. & Jöreskog, K. G. (2001). Robust standard errors and chi-squares for interaction models. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *New developments and techniques in structural equation modeling* (pp. 159-171). Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates.
- Yuan, K. H. & Bentler, P. M. (1998). Normal theory based test statistics in structural equation modeling. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 51 (2), 289-309.
- Yung, Y. F. & Bentler, P. M. (1994). Bootstrap-corrected ADF test statistics in covariance structure analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 47 (1), 63-84.
- Yung, Y. F., Thissen, D. & McLeod, L. D. (1999). On the relationship between the higher-order factor model and the hierarchical factor model. *Psychometrika*, 64 (2), 113-128.

Z

- Zachariae, S. (2002). *Autoritarismus und Soziale Dominanzorientierung vor dem Hintergrund von Persönlichkeit und fremdenfeindlichen Einstellungen*. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Friedrich-Schiller-Universität, Jena.
- Zanna, M. P. & Olson, J. M. (1994). *The psychology of prejudice: The Ontario symposium, Vol. 7*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Zoski, K. W. & Jurs, S. (1996). An objective counterpart to the visual scree test for factor analysis: The standard error scree. *Educational and Psychological Measurement*, 56 (3), 443-451.
- Zucchini, W. (2000). An introduction to model selection. *Journal of Mathematical Psychology*, 44 (1), 41-61.
- Zuckerman, M. & Eisen, B. (1962). Relationship of acquiescence response set to authoritarianism and dependency. *Psychological Reports*, 10 (1), 95-102.
- Zuckerman, M. & Norton, J. (1961). Response set and content factors in the California F Scale and the Parental Attitude Research Instrument. *Journal of Social Psychology*, 53, 199-210.
- Zuckerman, M. & Gerbasi, K. C. (1977). Belief in a just world and trust. *Journal of Research in Personality*, 11 (3), 306-317.
- Zuckerman, M., Gerbasi, K. C. & Marion, S. P. (1977). Correlates of the just world factor of Rotter's I-E Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 37 (2), 375-381.
- Zuriff, G. (1998). Against metaphysical social constructionism in psychology. *Behavior & Philosophy*, 26 (1-2), 5-28.

12.8. Ethikerklärung

Das Grundrecht der Wissenschaftsfreiheit nach Artikel 5 Absatz 3 GG ist formal unbegrenzt, impliziert jedoch die Verantwortungsübernahme durch den Wissenschaftler. Dieser muß sicherstellen, daß die Rechte Dritter nicht berührt werden.

Die empirische Basis der vorliegenden Arbeit stützt sich auf Befragungsdaten freiwilliger Untersuchungsteilnehmer. Diese haben sich eigenverantwortlich zur Teilnahme entschlossen und hatten zu jeder Zeit die Chance, die Befragung abzubrechen. Diese Möglichkeit bestand umso mehr, als die Form der Internetbefragung den normativen Druck auf die Befragten wesentlich geringer hält als dies etwa in einer Gruppensituation der Fall wäre.

Soweit es sich bei Befragten um Studierende der Psychologie handelte, erwuchs daraus dennoch kein Abhängigkeitsverhältnis, da die Befragten jederzeit ohne Nachteil ihr Einverständnis zurückziehen konnten. Am Ende der Fragebögen wurde stets die Möglichkeit eingeräumt, die Daten nicht in die Untersuchung eingehen zu lassen.

Die ethische Verantwortung erstreckt sich über die Erhebungssituation hinaus auch auf den Prozeß der Datenauswertung und Ergebnisdarstellung. Durch die Veröffentlichung der vorliegenden Arbeit haben interessierte Leser die Chance, die Redlichkeit, Transparenz und Replizierbarkeit der Ergebnisse einschließlich des Zustandekommens kritisch zu prüfen. Soweit die Rechte Dritter dadurch nicht verletzt werden, können die Untersuchungsdaten in anonymer oder ggf. anonymisierter Form vom Autor angefordert werden.

12.9. Selbständigkeitserklärung

Hiermit versichere ich ehrenwörtlich in Kenntnis der Promotionsordnung der Fakultät für Sozial- und Verhaltenswissenschaften, daß ich die von mir eingereichte Dissertation selbst angefertigt und alle Quellen und Hilfsmittel deklariert habe. Ich habe keine Unterstützung eines Promotionsberaters in Anspruch genommen. Über den wissenschaftlichen Austausch mit Kolleginnen und Kollegen hinaus wurde in keiner Phase der Herstellung des Manuskripts entgeltliche oder unentgeltliche Hilfe durch Dritte geleistet.

Die vorliegende Arbeit ist in keiner Weise bislang veröffentlicht, insbesondere wurde sie nirgendwo als Qualifikationsarbeit eingereicht.

Friedrich Funke