

MAGISTERARBEIT

Titel der Magisterarbeit

Öffentliches Vertrauen in politische Akteure

Eine empirische Skalenentwicklung mithilfe faktoranalytischer Verfahren

Verfasser

Bernhard Pröll, Bakk. phil.

angestrebter akademischer Grad

Magister der Philosophie (Mag. phil.)

Wien, im Juni 2014

Studienkennzahl lt. Studienblatt: A 066 841

Studienrichtung lt. Studienblatt: Publizistik und Kommunikationswissenschaft

Betreuer: Ao. Univ.-Prof. Dr. Dr. h. c. Roland Burkart

C'est le temps que tu as perdu pour ta rose
qui fait ta rose si importante.

Le petit prince, Antoine De Saint-Exupéry

Zusammenfassung

Diese Arbeit setzt sich zum Ziel, einen ersten Schritt in Richtung der Entwicklung einer Skala zur Erfassung des öffentlichen Vertrauens in politische Akteure zu setzen. Das soziale Phänomen Vertrauen wird dabei als vielschichtiges Konstrukt begriffen. Als bestimmende Aspekte wurden das dem Vertrauen immanente Risiko, die zeitliche Perspektive auf Vertrauen und die Intersubjektivität öffentlichen Vertrauens ausgemacht. Dem politischen System eigen ist vor allem das Angewiesensein auf ein Systemvertrauen, also ein Vertrauen auf Prinzipien bzw. das grundsätzliche Funktionieren des politischen Systems, und das Vorherrschen eines skeptischen Vertrauens. Zweifel werden hier auch an Vertrauensindikatoren erhoben, weil deren Instrumentalisierung durch die politische PR unterstellt wird.

Theoretisch sind es vor allem soziologische Konzepte von Vertrauen (vgl. Luhmann (1973), Giddens (1999), Deutsch (1958), Rotter (1980), Lewis und Weigert (1985) und Hoffjann (2013)) und deren Konkretisierung, der Corporate Trust Index (CTI) (vgl. Bentele und Nothhaft (2011) und Mende et al. (2011)), die den Grundstein zu den angenommenen Vertrauensfaktoren legen. Berücksichtigung finden auch die Spezifika des politischen Systems (vgl. Giddens (1999)) in der empirischen Umsetzung der theoretischen Erörterungen. Besondere Berücksichtigung findet der Aspekt der Täuschung bzw. Lüge im politischen Diskurs (vgl. Liessmann (2010), Hoffjann (2013) und Kohring (2008)), weil angenommen wird, dass diesem hier mehr Bedeutung als in anderen Gesellschaftsbereichen zukommt.

Das Erkenntnisinteresse dieser Arbeit richtet sich also auf die Dimensionalität des Konstrukts »öffentliches Vertrauen in politische Akteure«. Dabei stellt sich einerseits die Frage, ob bereits ausgemachte Dimensionen des öffentlichen Vertrauens wiederzufinden sind, andererseits ob sich die Spezifika, die dem politischen System in Bezug auf Vertrauen zugeschrieben wurden, ihren Einfluss auf die Dimensionalität üben.

Die Methode der Wahl ist die explorative Faktorenanalyse, die dazu geeignet scheint, die Dimensionalität des sozialen Phänomens aufdecken. Die Operationalisierung lehnt sich zwar an die Vertrauensfaktoren des CTI an, die Realisation in Fragebogenitems verdankt sich allerdings keiner bereits bestehenden Skala. Zudem verdanken sich die Dimensionen des CTI inhaltsanalytischen Verfahren, weshalb deren Bestätigung durch eine Befragung auch nicht a priori angenommen werden kann. Der Wert dieser Studie besteht daher darin, erstmals den Anstoß zur Entwicklung einer Skala zu geben, die öffentliches Vertrauen in politische Akteure auf Basis von Umfragedaten erfassen kann.

Mit den theoretischen Überlegungen in Einklang steht die resultierende Faktorenlösung insbesondere in Bezug auf den Faktor Zweifel bzw. Täuschung. Das skeptische Vertrauen, also das grundsätzliche Misstrauen auch den Vertrauensindikatoren gegenüber, scheint in diesem Kontext eine tragende Rolle zu spielen. Diese präventiv-vermeidende Vertrauensdimension setzt der möglichen Enttäuschung Grenzen und berücksichtigt das wahrgenommene Risiko im Vertrauensvorschuss. Eine zweite Dimension verortet sich um Erwartungssicherheit bzw. normatives Verhalten, das insbesondere im politischen System als die gesellschaftliche Institutionalisierung der Beständigkeit von Erfahrung verstanden werden kann. Der dritte Faktor, der sich in dieser Studie herauskristallisiert, verschreibt sich der kommunikativen Kompetenz der Vertrauensobjekte. Dieser unterstreicht die Bedeutung sozial-psychologischer Aspekte im öffentlichen Vertrauen in politische Akteure, lässt allerdings auch Überlegungen zur zunehmenden Entertainisierung der politischen Bühne ins Feld führen. An ihre Grenzen stößt die Generalisierbarkeit des Resultats aufgrund der kleinen, homogenen Stichprobe. Die praktische Relevanz der Skala besteht in der Möglichkeit, Vertrauen zu festigen und Vertrauenskrisen rechtzeitig vorzubeugen.

Schlagwörter: Öffentliches Vertrauen, Corporate Trust Index, Zweifel, Täuschung, Vertrauensfaktoren, empirische Skalenentwicklung

Abstract

The thesis seeks to present first findings regarding public trust concerning political actors to induce the development of a measurement scale. Building on theoretical approaches to trust as a social phenomenon and on the Corporate Trust Index (CTI), the author tries to unveil the dimensionality of the phenomenon and to define trust factors taking into account the specifics of the political system. The method used is the exploratory factor analysis. The factor solution confirms the impact of doubts and deception on public trust. Also a sceptic trust, a fundamental distrust in trust indicators, gains in importance in this context. Considering the limitations of a study based on a small and homogenous sample, the purpose of the intended scale is to allow for better monitoring and forecasting of trust states and potential trust crises.

Key words: Public Trust, Corporate Trust Index, Doubts, Deception, trust factors, empirical scale development

Danksagungen

Ich danke meiner Familie und meinen Freunden für jede Art von Unterstützung. Besonderer Dank gebührt meinem Betreuer, Prof. Roland Burkart, auch für die Offenheit für meine Herangehensweise. Außerdem danke ich allen TeilnehmerInnen an der Umfrage, ohne die diese Arbeit nicht möglich gewesen wäre.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	9
2	Hauptteil: Vertrauen - Erörterung eines sozialen Phänomens	10
2.1	Vertrauen in der wissenschaftlichen Forschung - Taxonomie der verschiedenen Ansätze	10
2.2	Das soziologische Konzept von Vertrauen	11
2.3	Die Voraussetzungen von Vertrauen	12
2.4	Die Glaubwürdigkeit	23
2.5	Die Funktion von Vertrauen	24
2.6	Die Gründe für Vertrauen	26
2.7	Vertrauen und Zeit	27
2.8	Der Sprung ins Vertrauen	30
2.9	Vertrauen und Demokratie	34
2.10	Das Misstrauen	34
2.11	Einbettung des Begriffs Vertrauen in die Theorie der PR	40
2.12	Der »Corporate Trust Index«	44
3	Hauptteil: Die Forschungsfrage	45
4	Hauptteil: Die Operationalisierung	46
5	Die Methode: Faktoranalytisches Modell	51
5.1	Grundsätzliche Überlegungen zur Eignung der Methode	51
5.2	Das mathematische Modell der Faktorenanalyse	52
5.3	Die Faktorenanalyse in der Geometrie	53
5.4	Arten der Faktorenanalyse	53
5.5	Die Stichprobe	55
5.6	Der Weg zur fertigen Skala	56
5.7	Vorarbeiten zur Durchführung	58
5.8	Die Korrelationsmatrix und ihre Eignung zur Faktorenanalyse	58
5.9	Extraktionsmethoden und Schätzverfahren	65
5.10	Die Bestimmung der Anzahl der Faktoren (Factor Retention)	70
5.11	Annäherungsweise Einfachstruktur	72
5.12	Kriterien für das Eliminieren und Behalten von Items	72
5.13	Die Rotationsmethode	74
5.14	Die Anzahl der Items pro Faktor	75
5.15	Die Reliabilitätsprüfung	75
5.16	Interpretierbarkeit der Faktoren	78
5.17	Schwierigkeiten bei der Anwendung der Faktorenanalyse	79
5.18	Historische Betrachtung faktoranalytischen Vorgehens in der Vertrauens- und Glaubwürdigkeitsforschung	80

6	Die Auswertung	82
6.1	Reproducible Research und faktoranalytische Bestreben	82
6.2	Beschreibung der Stichprobe	83
6.3	Parallelkoordinaten-Plot	84
6.4	Gruppierung von Variablen mittels Clusteranalyse	84
6.5	Data Screening	88
6.6	Vergleich der Rotationsmethoden und unterschiedlicher Faktorzahlen	97
6.7	Prüfung der Adäquatheit des Modells bzw. der Faktorenlösung	106
6.8	Interpretation der Faktorenlösung	110
7	Ergebnisse	112
7.1	Die Konstruktion der Skala für öffentliches Vertrauen in politische Akteure	112
8	Diskussion	118
9	Literaturverzeichnis	122
10	Appendix	128
10.1	Appendix: Code	128
10.2	Appendix: Korrelationsmatrix R^*	131
10.3	Appendix: Matrix der Faktorladungen Λ	133
10.4	Appendix: Fragebogen	134

Tabellenverzeichnis

1	Resultat der Clusteranalyse mit ICLUST	88
a	Ladungsmatrix der Cluster	88
b	<i>min, max</i> und <i>sum</i> der Cluster	88
2	Mardias Skewness-Kurtosis Test auf Multinormalität	89
3	Kongruenz der Faktorladungen der polychorischen und der robusten FA	96
4	Implikationen der unterschiedlichen Schätz- bzw. Rotationsmethoden	101
5	Die Indizes RMSEA, RMSR und TLI für die polychorische FA	106
6	Cronbachs α	109
a	Cronbachs α_{total}	109
b	$\alpha_{dropped}$	109
7	Interne Konsistenz der Faktorenlösung anhand von ω_h und ω_t	110
8	Zusammenfassung der 3-Faktorenlösung	113
9	Wegen niedrigen MSA-Werts eliminierte Variablen	114
10	Korrelationsmatrix $\mathbf{R}^*$	132
11	Ladungsmatrix Λ	133

Abbildungsverzeichnis

1	Temporale Perspektive auf Luhmanns Vertrauensmodell	29
2	Misstrauensspirale	39
3	Modell Faktorenanalyse	52
4	Parallelkoordinaten-Plot	85
5	Varclus mit Pearsons r^2 bzw. Spearmans ρ^2	87
6	Mahalanobis-Distanzen der unterschiedlichen Kovarianz- bzw. Korrelationsmatrizen	91
7	Cooks Distanzen nach Eliminieren der »Ausreißer«	92
8	Network Map der polychorischen Korrelationen	94
9	Korrelogramm der polychorischen $\mathbf{R}^*$	95
10	robuste vs. polychorische Eigenvalues	97
11	Diagramm der Faktorenlösung der polychorischen $\mathbf{R}^*$	98
12	Ursprüngliche vs. rotierte Eigenvalues	103
13	Screeplot der Parallelanalyse	104
14	Residuen der polychorischen FA mit QQ-Plot	108
15	Biplots der Faktorladungen	111
16	Die finale 3-Faktorenlösung	119

1 Einleitung

Die Ungereimtheiten, Verdachtsmomente und konkreten Indizien in Bezug auf mögliche Täuschungsmanöver prägen zunehmend die österreichische Berichterstattung über die Aktivitäten gewählter Volksvertreter. Zweifel werden nicht nur von medialer Seite an der Wahrhaftigkeit der Aussagen österreichischer Politiker erhoben. Das Misstrauen, das den politischen Akteuren zunehmend entgegenschlägt, äußert sich in mannigfaltiger Weise: Während die politische Konkurrenz ihrerseits darauf abzielt, die Glaubwürdigkeit der anderen in Frage zu stellen, ist das journalistische System für Glaubwürdigkeitsdefizite sensibilisiert. Wahlkämpfe werden tendenziell personalisiert geführt bzw. inszeniert. Misstrauensanträge der Opposition häufen sich und der Begriff des Vertrauens erfreut sich einer Konjunktur im politischen Diskurs. Da die Berichterstattung über Diskrepanzen zwischen Gesagtem und anderen Wahrnehmungen mittlerweile politisch bedeutsamere Botschaften medial in den Schatten zu stellen droht, stellt sich die Frage, ob politische Akteure nicht zunehmend in ein Dilemma geraten. Dieses kulminiert in einer Einschränkung zielgerichteter Öffentlichkeitsarbeit durch eine der medialen Eigendynamik geschuldeten, teilweise aber sicherlich auch selbst verschuldeten Pauschalverurteilung der Unglaubwürdigkeit.

Sowohl die seit den 1990ern im Aufwind befindliche Medienglaubwürdigkeitsforschung hinsichtlich des Images öffentlicher Personen, Institutionen und Medien, als auch Fallstudien, die, basierend auf der Theorie öffentlichen Vertrauens, Vertrauen mithilfe von Inhaltsanalysen medialer Berichterstattung untersuchen, zeigen die kommunikationswissenschaftliche Relevanz des Problematisierens von öffentlichem Vertrauen. Die inhaltsanalytischen Forschungsansätze erfassen das soziale Phänomen Vertrauen allerdings auf indirektem Wege, nämlich über die medialen Inhalte. Diese Arbeit setzt sich zum Ziel, den Anstoß zur Entwicklung einer Skala zu geben, die öffentliches Vertrauen direkt am Rezipienten der politischen Botschaften messen kann.

Ähnlich wie bei Mende et al. (2011: 350) lässt sich auch hier die praktische Relevanz dieses Vorhabens aufzeigen: ein Monitoring der Kommunikationen über längere Zeiträume auf Basis empirisch bestätigter Vertrauensfaktoren ist eine erfolgversprechende Strategie, um einerseits Vertrauen zu festigen, andererseits potentiellen Vertrauenskrisen angemessen vorzubeugen.

Die Arbeit setzt sich aus drei großen Teilen zusammen: Zuerst wird das soziale Phänomen Vertrauen von verwandten Konstrukten abgegrenzt. Dazu werden auch die das Vertrauen bestimmenden Mechanismen aufgedeckt. Der zweite Teil widmet sich eingehend der Methode, mit deren Hilfe wir die Dimensionalität des Vertrauens bestimmen wollen. Den Abschluss bilden die empirische Umsetzung der theoretischen und methodischen Erörterungen, die Konstruktion der Skala und die Diskussion des Ergebnisses.

2 Hauptteil: Vertrauen - Erörterung eines sozialen Phänomens

2.1 Vertrauen in der wissenschaftlichen Forschung - Taxonomie der verschiedenen Ansätze

Das Vertrauen als persönliche Einstellung wird in der Forschung auf zwei Weisen behandelt: einerseits als *Handlung*, nämlich als »rational choice« zwischen Vertrauen und Misstrauen, andererseits als *Voraussetzung*, die sich durch von Emotionen entfachten Erwartungen ergibt. Beiden Forschungsrichtungen ist eines gemeinsam: »both deal with trust as something that is anticipatory, i.e. lacking complete knowledge but assuming a certain amount of prior knowledge« (Larsson 2007: 224).

Grundsätzlich ist ein Überlappen der Vertrauenskonzepte in vielen Disziplinen festzustellen. So finden sich psychologische Ansätze, die interpersonales Vertrauen in den Vordergrund rücken, auch in vielen holistischen Perspektiven anderer Disziplinen wieder, die eine breitere Konzeption von Vertrauen auf dem Konzept interpersonalen Vertrauens aufbauen.

Interpersonales Vertrauen basiert auf *Erwartungen*, die Individuen auf Grund von persönlichen *Erfahrungen* mit dem Vertrauensobjekt oder *Informationen* über das Vertrauensobjekt hegen. Rotter (1980) unterscheidet dabei zwischen spezifischen Erwartungen, die sich auf bestimmte Situationen beziehen, und generalisierbaren Erwartungen, verstanden als relativ stabile Einstellungen anderen gegenüber. Diese Unterscheidung lässt er in die »Interpersonal Trust Scale« einfließen, welche versucht, die Perzeption von Vertrauenswürdigkeit eines Objekts festzuhalten (vgl. Bentele und Seidenglanz 2008: 51f.). Darüber hinaus befasst sich auch die *Attributionsforschung* mit der Frage, wie die Zuschreibung von Glaubwürdigkeit erklärt werden kann.

Da die in Renaissance befindliche neoklassische Theorie in den *Wirtschaftswissenschaften* von einem rationalen Akteur ausgeht, dem alle zur Entscheidung notwendigen Informationen zur Verfügung stehen, fristete Vertrauen aufgrund fehlender Unsicherheiten lange Zeit ein Schattendasein. Erst das Aufzeigen von *Informationsasymmetrien*, welches seinen Ausdruck in der grundsätzlichen Kritik der *Neuen Institutionenökonomie* an der Neoklassik findet, macht Vertrauen als Mechanismus zum Thema. Informationsasymmetrien in der Ökonomie begründen den Umstand, dass z. B. dem Käufer weniger Informationen als dem Verkäufer zur Verfügung stehen. Die dadurch entstehende *Unsicherheit* verlangt nach einer Lösung, die in wechselseitigem Vertrauen bestehen könnte. In der *Marketingforschung* erlangt Vertrauen v. a. in Zusammenhang mit dem Konzept der Reputation Beachtung (vgl. *ibid.*: 52f.).

Wenn auch nicht als zentraler Begriff, so hat Vertrauen in der *Politikwissenschaft* durchaus Berücksichtigung erfahren, welche auf eine lange Tradition zurückblicken kann. Vertrauen wird in dieser Tradition v. a. als Vertrauen in Mandatare verstanden, was sich z. B. in den parlamentarischen Prozeduren »Vertrauensvotum« und »Misstrauensantrag« niedergeschlagen hat (vgl. *ibid.*: 53).

In der *Meinungsforschung* befassen sich Institute in den USA bereits seit den 50ern, in Deutschland seit den 60ern des letzten Jahrhunderts mit dem Vertrauen, das in politische Akteure gesetzt wird. Im deutschsprachigen Raum liegt der Fokus auf *Institutionenvertrauen*, währenddessen in den USA Vertrauen in Einzelpersonen untersucht wird (vgl. *ibid.*: 53f.).

In der *Demokratieforschung*¹ wird vor allem in Bezug auf moderne Gesellschaften die Bedeutung des Misstrauens für das Funktionieren der Demokratie zunehmend evident. Das von einer kritischen

¹Vgl. dazu Kapitel 2.9 auf Seite 34

Öffentlichkeit entwickelte Misstrauen stellt dabei einen unverzichtbaren Kontrollmechanismus dar (vgl. *ibid.*: 54).

Dieser kurze Überblick lässt bereits erahnen, dass es der Anzahl der Disziplinen, die sich mit dem Vertrauensbegriff auseinandersetzen, entsprechend, eine *Vielzahl von Definitionen und Perspektiven* zu Vertrauen gibt. Die Herangehensweisen in den Feldern der Politikwissenschaft, der Kommunikationswissenschaft, der Ökonomie, der Psychologie und den Erziehungswissenschaften lassen sich nach Bentele und Seidenglanz (*ibid.*: 50) zwei Ansätzen zuordnen: Den *Top-down*- und den *Bottom-up*-Ansätzen. In *Top-down*-Ansätzen wird Vertrauen oft als *Mechanismus* verstanden, der in holistischer Perspektive für das Funktionieren eines Systems bzw. der gesamten Gesellschaft verantwortlich zeichnet. Den *Bottom-up*-Ansätzen werden überwiegend (sozial-)psychologische Ansätze zugeordnet, welche vom kleinsten (sozialen) Element ausgehend versuchen, Vertrauen zu erklären.

Trotz der steigenden Popularität des Begriffs Vertrauen in der Forschung machen Mayer et al. (1995: 709) Defizite in dessen *Definition*, der Berücksichtigung der *Beziehung zum Begriff des Risikos*, der *Trennung von Voraussetzungen und Folgen des Vertrauens*, der *Spezifikation der Vertrauenserweise* und der *Einbeziehung von Vertrauenssubjekt und -objekt* gleichermaßen aus. Außerdem kennzeichnet die diesbezügliche Forschung ein bemerkenswerter Mangel an empirischen Studien (vgl. Bentele und Seidenglanz 2008: 58).

2.2 Das soziologische Konzept von Vertrauen

»Trust is seen to include both emotional and cognitive dimensions and to function as a deep assumption underwriting social order« (Lewis und Weigert 1985: 967). Diese Konzeption von Vertrauen geht über das herkömmliche Verständnis aus der Psychologie und Politikwissenschaft hinaus, indem es Vertrauen als individueller Einstellung auch den Aspekt intersubjektiver bzw. systemischer Abhängigkeit zuschreibt. Zu verdanken ist diese Konzeption den Arbeiten Luhmanns und Barbers um 1980 (vgl. Hoffjann 2013: 38), welche die *Multidimensionalität* des Konstrukts Vertrauen unterstrichen. Aus soziologischer Sicht besteht Vertrauen in einer Beziehung von Individuen zueinander, und nicht bloß als Einstellung der jeweiligen Individuen. Innerhalb eines *sozialen Systems* besteht Vertrauen also »insofar as the members of that system act according to and are secure in the expected futures constituted by the presence of each other or their symbolic representations« (Lewis und Weigert 1985: 968). Lewis und Weigert erkennen im Vertrauen daher eine *funktionale Voraussetzung* für das Bestehen einer Gesellschaft². »Vertrauen ist nicht das einzige Fundament der Welt; aber eine sehr komplexe und doch strukturierte Weltvorstellung ist ohne eine ziemlich komplexe Gesellschaft und diese ohne Vertrauen nicht zu konstituieren« (Luhmann 1989: 106).

Zentral ist der Begriff Vertrauen daher im *Strukturfunktionalismus* Luhmanns³. Vertrauen wird darin als Mechanismus verstanden, der ein enges Verhältnis zu *Zeit* pflegt. Vertrauen ist in diesem Verständnis kontinuierlich zu bestätigen. Misstrauen wird nicht als Gegenteil, sondern als *funktionales Äquivalent* von Vertrauen aufgefasst (vgl. Bentele und Seidenglanz 2008: 51). Giddens (1999: 107ff.) *Strukturierungstheorie* ersetzt im *Makromodell moderner Gesellschaften* das Konzept Gewissheit durch ein Konzept von Vertrauen. Vertrauen in *abstrakte Systeme*, das politische System etwa, wird

²Vgl. dazu auch Kohring und Matthes (2007: 232), die die Bedeutung des Vertrauens für die soziale Ordnung und Kohäsion unterstreichen

³Luhmanns autopoietische Systemtheorie ist den *großen, nicht-normativen Theorien* zuzuordnen. Die Funktionsweise der autopoietischen Systeme fußt auf *spezifischen kommunikativen Filtern*, die dazu dienen, die ansonsten überwältigende Komplexität der Umwelt zu reduzieren (vgl. Bentele und Wehmeier 2007: 295)

als Mechanismus unverzichtbar.

Die aktuelle Vertrauensforschung stellt also den *funktionalen Aspekt* des Konstrukts in den Vordergrund, indem sie die bevorzugte *Erwartung* der Handlungen und Intentionen anderer im Vertrauen verstärkt berücksichtigt. Daher kann die Funktion von Vertrauen etwa bei Luhmann als *Reduktion sozialer Komplexität* oder bei Gambetta als *Kooperation* begriffen werden.

Andererseits finden sich im Status quo der Vertrauensforschung mehrere Ansätze, die sich den *Voraussetzungen* für Vertrauen widmen. »Many influential typologies of trust make explicit reference to the idea that trust can be produced in various analytically distinct but practically complementary ways« (Möllering 2001: 404).

2.3 Die Voraussetzungen von Vertrauen

Bevor wir uns der Bedeutung des Konstrukts Vertrauen als Funktion im systemischen Kontext zuwenden, befassen wir uns mit den *Voraussetzungen* dafür einerseits deshalb, weil sich im Zuge dessen bereits klare Grenzen zu verwandten Phänomenen ziehen lassen, andererseits weil sich hier konkrete Anhaltspunkte für die empirische Umsetzung der Erfassung von Vertrauen ergeben. Das Unterfangen beginnen wir im Kleinen:

2.3.1 Das Vertrauen in der Biosoziologie

Unter dem Begriff der *zweiten, sozio-kulturellen Geburt* thematisiert Claessens (1972: 79f.) die *Sozialisierung*⁴, welche den Säugling in seinem ersten Lebensjahr dazu befähigen soll, in weiterer Folge an der Sozialisierung überhaupt erst teilzuhaben. Folglich hat in dieser Phase eine *emotionale Fundierung* der Persönlichkeit zu erfolgen, um im weiteren Lebensverlauf Einstellungen wie Vertrauen erlernen zu können.

Die emotionale Fundierung vollzieht sich im Rahmen der Kernfamilie durch die Kontinuität und Regelmäßigkeit von Zuwendungen, wodurch sich im Kleinkind eine *positive Erwartungshaltung* etablieren kann, welche Claessens als die Grundvoraussetzung für die Entwicklung von Vertrauen erkennt. Erlernt wird dadurch ein »Vertrauen in die Regelmäßigkeit des Verhaltens des anderen« (ibid.: 107), welches bereits bei Erik H. Erikson als »basic trust« (in der deutschen Fassung als »Urvertrauen« (vgl. Erikson 1968: 242)) behandelt wird (vgl. Claessens 1972: 106f.).

Das Vertrauen und damit auch die Voraussetzung für Vertrauen, nämlich das Vertrauen in die Erwartungserfüllung des anderen, sind auch bei Claessens für das soziale Leben unverzichtbar: »Soziales Leben ginge ohne Vertrauen keine Zeitspanne weiter. Es würde des substantiellen Untergrundes sozialer Selbstverständlichkeit beraubt sein, der existentiell notwendigen Ungezwungenheit im sozialen Zwang« (ibid.: 108). Das Setzen von Erwartungen in andere kommt der *Delegation von Handlungsverantwortung* an ein Vertrauensobjekt gleich. Und das trotz des damit einhergehenden Risikos, welches nicht durch andere Mechanismen (neben Vertrauen) gemindert wird (vgl. Röttger et al. 2011: 151).

Erlernt wird Vertrauen im Rahmen der Kernfamilie im ersten Lebensjahr durch das frühe *Erfahren von sozialer Distanz*, zuerst also bei erstmaliger Trennung von der Mutter. »Erfahren von sozialer Distanz kann psychologisch in seiner frustrierenden Wirkung nur aufgefangen werden durch Vertrauen. Ertragen von sozialer Distanz und Vertrauen scheinen daher ineinandergekoppelt« (Claessens 1972: 109). Das Lernen, mit sozialer Distanz umzugehen, ist nach Giddens nichts anderes als

⁴Zur Sozialisierung bzw. Soziabilität vgl. u. a. Burkart (1998: 140)

die psychologische Voraussetzung, auch raumzeitliche Abstandsvergrößerung bewältigen zu können. »Das Vertrauen bewirkt also eine raumzeitliche Verklammerung und blockiert somit Existenzängste, die, wenn man ihre Konkretisierung zuließe, im emotionalen wie im Verhaltensbereich zur Quelle einer das ganze Leben lang anhaltenden Qual werden könnten« (Giddens 1999: 123f.).

Das Vertrauen als »Gegengewicht« zu sozialer Distanz äußert sich in der Praxis als *Solidarität*, welche vom Kind der Mutter gegenüber geleistet wird. Eine Leistung stellt diese Solidarität insofern dar, als äußere soziale Distanz Hand in Hand geht mit einer inneren psychischen Spannung, die das Kind zu bewältigen hat. »Das Erlebnis der Notwendigkeit von Vertrauen und Solidarität im Rahmen von Kooperation ist daher als inneres Erlebnis des Individuums wiederzufinden: als Aufforderung zu Vertrauen und Solidarität gegenüber den Kompetenzen der eigenen, gerade jetzt sich differenzierenden Persönlichkeitsstruktur« (Claessens 1972: 111). Die Entwicklung des »I« und »Me« nach G. H. Mead hat in diesem Prozess der emotionalen Fundierung im Säugling seinen Ursprung. Der Umgang mit zunehmender sozialer Distanz in der Mutter-Kind-Beziehung begünstigt die Entstehung des »maternalen Über-Ichs« (ibid.: 112), womit die Voraussetzung des Erlernens eines »Me« als den verallgemeinerten Anderen geschaffen scheint.

Schon die biosoziologische Suche nach den Wurzeln des Vertrauens deckt jene Begriffe auf, die in Zusammenhang mit Vertrauen auch in der funktionalen Analyse regelmäßige Berücksichtigung erfahren: So kristallisiert sich hier bereits der (erlernte) Umgang mit *Erwartungen* als Voraussetzung sozialer Selbstverständlichkeit heraus, welche nur auf dem Wege der *Kooperation* zu erzielen ist. Die beiden für die Soziabilität wesentlichen Begriffe transzendieren auf mehreren Betrachtungsebenen der Vertrauensforschung, wobei Erwartungen insbesondere bei Luhmann und Kooperation bei Gambetta (vgl. Kapitel 2.2 auf Seite 11) in den systemischen Kontext eingebunden werden.

Ist die Vertrauensfähigkeit als Teil der Soziabilität erst einmal im Menschen gereift, bedarf es dennoch auch eines fruchtbaren Bodens, auf den zu fallen es sich zum Zwecke des Gedeihens von Vertrauen auch lohnt.

2.3.2 Die Vertrautheit

Vertrauen gedeiht nur, wenn sich vertrauensfähige Menschen in einem vertrauten Umfeld wiederfinden. Denn gerade Vertrauensfähigkeit impliziert auch ein gewisses Bewusstsein für das mit der Vertrauenshandlung verbundene Risiko:

Weder Vertrauen noch Misstrauen sind als universelle Einstellungen durchführbar. Das wäre zu riskant bzw. zu belastend. Beide Haltungen setzen voraus, dass das mögliche Verhalten anderer als spezifisches Problem bewusst wird. Man vertraut, wenn man davon ausgeht, dass dieses Verhalten sich in den eigenen Lebensführungsplan sinnvoll einfügen wird; man misstraut, wenn man damit rechnet, dass dies nicht der Fall sein wird (Luhmann 1989: 80).

Einen Kompromiss und Voraussetzung für Vertrauen bzw. Misstrauen zugleich stellt daher *Vertrautheit* dar, auf Grundlage derer Erwartungen überhaupt erst formuliert werden können. Ebenso wie Vertrauen ist auch Vertrautheit eine generalisierte Einstellung, die den Menschen dazu befähigt, auch ohne aktives Vertrauen innerhalb gewisser Strukturen und Konventionen zu handeln. Von der Vertrautheit ausgehend ist dann ein Wechsel zu Vertrauen oder Misstrauen möglich. Dieser Übergang vollzieht sich nach Luhmann an *Schwellenwerten*, die das Vertrauenssubjekt dazu befähigen, alles Vorangegangene in eine »unterschwellige Latenz« (ibid.: 81) hinabgleiten zu lassen.

Auch diese Schwellenwerte erfüllen damit ihren funktionalen Zweck, nämlich Komplexität zu reduzieren.

»Familiarity is an unavoidable fact of life; trust is a solution for specific problems of risk« (Luhmann 2000: 95). Auch wenn, wie ich später (in Kapitel 2.3.6 auf Seite 20) erläutern werde, das Risiko dem Vertrauen immanent ist, so bietet sich doch erst in einer vertrauten Situation die Gelegenheit, Erwartungen überhaupt zu formulieren. Daher ist, aus funktionaler Sicht, die *Vertrautheit* eine Voraussetzung für Vertrauen. Während die vertraute Umgebung durch Erwartungen Vertrauen initiiert, wird Vertrautheit als »die unhinterfragte Geltung von Tradition« (Kohring 2008: 618) durch das Bewusstwerden des Risikos im Vertrauen vernichtet. Vertrautheit erklärt sich also durch den Mangel eines solchen Risikobewusstseins⁵.

Wenn wir nun Vertrautheit als eine Voraussetzung von Vertrauen begreifen, interessieren wir uns auch für die Voraussetzungen der Vertrautheit. Vertrautheit entsteht, sobald das Individuum bei *Unterscheidungen* jeder Art eine Tendenz erkennen lässt, indem es immer wieder auf *Indikatoren* zurückgreift, die die Unterscheidung überhaupt erst ermöglichen. Die *Verdichtung von Indikatoren* lässt eine vertraute Umgebung entstehen, abgegrenzt durch »boundaries which mark off the unfamiliar« (Luhmann 2000: 95). Kohring (2008: 619) setzt diese Indikatoren, begriffen als Basis jeder Vertrauensbildung, mit *Gründen* für Vertrauen gleich⁶. Nach Hoffjann (2013: 107) verleihen Gründe dem Vertrauen eine *Legitimation*.

Das Konzept der Vertrautheit ist eng geknüpft an das Konzept der Lebenswelt(en), das es dem Individuum ermöglicht, Neues bzw. Unbekanntes in die vertraute Lebenswelt zu integrieren. Luhmann (2000: 95) bezeichnet diese vertraute Welt gewissermaßen als *lebensweltlichen Horizont* eines jeden Einzelnen. Innerhalb dieser Welt bewegen wir uns, bzw. bleibt uns der Horizont erhalten, sollten wir uns von der Stelle bewegen.

Die Unterscheidungen zwischen Vertrautem und Fremdem *formen* unsere Welt und werden in ihr durch *Symbole* repräsentiert. Symbole wiederum sind »forms of self-reference using the self-reference of form« (ibid.: 96). Die Funktion, Fremdes mithilfe von Symbolen in unsere Lebenswelt(en) zu integrieren, erfüllte in traditionellen Gesellschaften die *Religion*. In modernen Gesellschaften vollzog sich eine Wende hin zu einem Bewusstsein darüber, dass mit jeder menschlichen Entscheidung ein gewisses *Risiko* eingegangen wird. Das alleinige Vertrauen auf *Fortuna* bzw. die Religion ist damit erodiert. Vertrauen bzw. Misstrauen, welche nunmehr als Funktionen fungieren, um mit den risikoreichen Situationen zurecht zu kommen, sind aufgrund ihrer symbolischen Repräsentanz *sensibel*: »Trust and confidence are placed in a familiar world by symbolic representation, and therefore remain sensitive to symbolic events which may suddenly destroy the basis for their existence« (ibid.: 96f.).

Die Selbstreferenz der Form bringt beiläufig einen neuen Begriff mit Vertrautheit in Verbindung: Die *Ähnlichkeit*. Im interpersonalen Kontext stellen u. a. Bekmeier-Feuerhahn und Eichenlaub (2010: 340) fest, dass eine enge Verbindung zwischen Vertrautheit und *Ähnlichkeit* besteht, womit sie erklären, warum auf ähnliche Situationen mit entsprechenden Erwartungen reagiert wird. Entsprechend hohe Bedeutung kann damit dem wohl wichtigsten Symbolsystem sozialer Systeme, der Sprache, beigemessen werden⁷.

⁵Vgl. dazu auch Hoffjann (2011: 78)

⁶Zur Unbegründbarkeit von Vertrauen vgl. Kapitel 2.6 auf Seite 26

⁷»When two people interact and have a similar communication style and when both perceive this similarity, then this has a demonstrable influence on the perception of trustworthiness in the counterpart and also on the willingness of each person to trust the other« (Bekmeier-Feuerhahn und Eichenlaub 2010: 348). Diese Erkenntnis hat insbesondere auf

Es ist allerdings der Buchdruck und die damit verbundene Möglichkeit, Wissen auf lange Zeit zu speichern, dafür verantwortlich, dass der Vertrautheit in modernen Gesellschaften nicht mehr die Bedeutung zukommt, die sie in traditionellen Gesellschaften hatte. Verändert haben sich nämlich die Implikationen des Unvertrauten, weil dem Menschen der Zugang zu Unvertrautem über Wissensquellen ermöglicht wird. Die Überführung des Unvertrauten in die vertraute Lebenswelt mithilfe von Symbolen verliert an Bedeutung zugunsten der Frage nach dem Einsatz des Wissens und der damit verbundenen Macht (vgl. Luhmann 2000: 101f.). Dieser Bedeutungsverlust hat im Zeitalter der Digitalisierung zudem an Fahrt aufgenommen, sodass man, auf lange Sicht jedenfalls, die Relevanz von Vertrautheit bei allgegenwärtiger Verfügbarkeit umfassender Wissensquellen überhaupt in Frage stellen muss. Umso mehr geht diese Entwicklung Hand in Hand mit einem Bedeutungsgewinn des Vertrauens (auch in ebendiese Wissensquellen) und zugleich auch mit einem Gewährwerden des ständig immanenten Risikos.

2.3.3 Wahrheit und Vertrauen

Meine Beichte

Nur war es für mich Unglücklichen klar, dass die Wahrheit mit den dünnsten Fäden an die Lüge gebunden ist und dass ich sie in dieser Form nicht annehmen konnte.

-- Tolstoj und Markow (2010: 97)

Ebenso aus funktionaler Sicht, nämlich auf Systemebene, kann eine weitere Voraussetzung für Vertrauen (also Systemvertrauen) ausfindig gemacht werden:

Wahrheit ist das tragende Medium intersubjektiver Komplexitätsreduktion. Vertrauen ist überhaupt nur möglich, wo Wahrheit möglich ist, wo Menschen sich mit Verbindlichkeit für Dritte über ein Selbes verständigen können. Wahrheit erleichtert diese Verständigung und damit die Reduktion der Komplexität, durch die Unterstellung, dass auch Dritte diese Auffassung für richtig halten würden (Luhmann 1989: 56).

Dass Luhmann mit der Wahrheit ein *symbolisch generalisiertes Kommunikationsmedium*⁸ als Bedingung für Vertrauen heranzieht, verdeutlicht den Umstand, dass das Erlernen von Systemvertrauen wesentlich einfacher ist. Auf ein solches auszuweichen wird insofern erforderlich, als ausschließliches

die Steuerung von Systemvertrauen im Rahmen der Online-Kommunikation Auswirkungen. Zu beachten gilt weiterhin, dass sich die Implikationen auf die erste Phase der Vertrauensbeziehung beschränken. Es ist anzunehmen, dass der Kommunikationsstil im weiteren Verlauf der Vertrauensbeziehung zugunsten anderer Aspekte an Bedeutung verliert (vgl. *ibid.*: 349f.). Bekmeier-Feuerhahn und Eichenlaub räumen ein, dass die ausschließliche Beachtung eines *einzelnen Faktors* dem Konstrukt Vertrauen nicht gerecht werden kann. Daher ist das Resultat der Studie nur mit Vorbehalt zur Kenntnis zu nehmen

⁸Symbolisch generalisierte Kommunikationsmedien dienen v. a. dem Zweck, die Unwahrscheinlichkeit von Kommunikation aufzuheben (vgl. Luhmann 1975: 170ff.). Das realisieren sie durch ihre Semantik bzw. ihren Kommunikationscode, deren/dessen Verständnis auch bei anderen vorausgesetzt werden kann. Eben deshalb erfolgt im Rahmen der Wahrheit Kommunikation mit Verbindlichkeit für Dritte. Da Kommunikationen jedem sozialen System zugrundeliegen, sind entsprechende Kommunikationsmedien für die Entstehung eines jeden sozialen Systems unabdingbar. Symbolisch generalisierte Kommunikationsmedien haben zudem ein *besonderes Verhältnis zu Zeit*. Gerade weil diese Mechanismen eine gewisse Sicherheit gewähren, können Entscheidungen »vertagt« (Luhmann 1989: 62) werden. Auf dieses Zurverfügungstellen einer Struktur beruft sich auch die Wahrheit. »In dem Maße, als bewährte Wahrheiten festliegen, braucht das System nicht damit zu rechnen, dass sich alles auf einmal ändert« (*ibid.*: 63)

Personvertrauen in einer komplexen Umwelt zuviel Zeit in Anspruch nehmen würde. Systemvertrauen kann im Gegensatz zum Personvertrauen *institutionalisiert* werden und somit ein *Gewissheitsäquivalent* für Personvertrauen bereitstellen (vgl. Luhmann 1989: 54). Die Wahrheit als Basis jedes Verbindlichkeitsanspruchs kann daher im Personvertrauen von all jenen eingefordert werden, die demselben sozialen System zugerechnet werden.

Auf Makroebene besteht also ein zunehmender Einfluss von Vertrauen, das, verstanden als *reflexiver Lenkungsmechanismus*, insbesondere in Bezug auf abstrakte Systeme dem Begriff der *Wahrheit* den der *gesellschaftlichen Akzeptanz* zur Seite stellt (vgl. Giddens 1999). Das Systemvertrauen Luhmanns kann also interpretiert werden nicht als Vertrauen darauf, dass etwas (objektiv) wahr ist, sondern vielmehr dass es auch von anderen als wahr akzeptiert wird. In modernen Gesellschaften kann also, im Gegensatz zu traditionellen Gesellschaften, *Gewissheit* nicht mehr gewährleistet werden. Für das Funktionieren des Systems ist also dieses Vertrauen als Ersatz- oder *Komplementärmechanismus* unverzichtbar (vgl. Bentele und Nothhaft 2011: 51).

Indem Wahrheit hier bloß als semantische Einrichtung relevant wird, ergibt sich aus funktionaler Perspektive kein erkenntnistheoretisches Problem, das jedem Vergleich einer Erkenntnis mit einer ontologischen Wahrheit immanent sein muss. Der Begriff der Akzeptanz, der hier eng an die Wahrheit geknüpft wird, wirft die Frage auf, was die Annahme einer Gegebenheit als wahr nun begünstigt. Ein interessantes Licht auf diese Überlegungen wirft der *Non-Dualismus* in der PR-Forschung:

Wahrheit bzw. Wirklichkeit bildet eine zentrale Kategorie in der PR-Forschung. Während konstruktivistische und realistische Ansätze (v. a. im deutschen Sprachraum) auf eine gewisse Tradition zurückblicken können, gesellt sich bei Hoffjann (2013: 72ff.) nunmehr eine non-dualistische Perspektive hinzu. Erscheint in der realistischen Perspektive, insbesondere in der rekonstruktiven Form nach Bentele, die PR als ohnmächtig, versteht der konstruktivistische Ansatz als gegensätzlicher Pol des Interpretationsspektrums die PR als geradezu allmächtig. Erstere begründet die Ohnmacht mit der Möglichkeit der Überprüfung von PR-Beschreibungen an der Realität. Im Gegensatz dazu erkennen Vertreter des Konstruktivismus in der PR ein Primat der Fiktion bzw. Täuschung. Der Non-Dualismus positioniert sich in besagtem Spektrum zwischen den beiden Polen, indem er den Wahrheitsgehalt einer PR-Beschreibung nicht an der Realität, sondern ausschließlich an *anderen Beschreibungen* misst. »In einer non-dualistischen Perspektive problematisiert PR statt einer ontologischen Wahrheit nur die - vermutete bzw. unterstellte - Vertrauenswürdigkeit von Beschreibungen« (ibid.: 203). Daher überwindet der Non-Dualismus den Vergangenheitsbezug realistischer wie konstruktivistischer Überprüfung auf den Wahrheitsgehalt, denn als wahr gilt eine solche Beschreibung nur, wenn eine folgende Beschreibung auf der vorangegangenen aufbaut. Der Non-Dualismus unterscheidet sich also erkenntnistheoretisch vom Konstruktivismus und Realismus durch den Verzicht auf *diskursjenseitige* Objekte. Die Diskursjenseitigkeit bezieht sich auf die gängige Praxis dualistischer Ansätze, sich einem Objekt über zunehmende Beschreibungen sukzessive zu nähern. Diskursdiesseitig sind die Beschreibungen, im Diskursjenseits jedoch verbleibt das Objekt. Non-dualistische Beschreibungen orientieren sich im Gegensatz dazu an *bestehenden Beschreibungen* und nicht am Objekt. Dualistischen Ansätzen attestiert Hoffjann daher die Unfähigkeit, mit Phänomenen der Theatralisierung und Fiktionalisierung in Medien umzugehen (vgl. ibid.: 45f.).

Gerade weil der Wahrheitsgehalt von PR-Beschreibungen aber so unmittelbar von anderen Beschreibungen abhängt, wird der Aspekt der *Vertrauenswürdigkeit* in erkenntnistheoretischem Sinne zentral. »Welcher Medienbericht als ›wahr‹, ›richtig‹, dem Basiskonsens entsprechend oder ›ver-

trauenswürdig« ausgezeichnet wird, entscheidet sich erst in einer neuen Beschreibung« (ibid.: 55)⁹. Ebenso ergibt sich daraus, dass die Vertrauenswürdigkeit von PR-Beschreibungen von ihrer inhaltlichen Deckungsgleichheit mit journalistischen Beschreibungen abhängt. Daher wird wiederum das Kriterium *Ähnlichkeit* relevant, das bereits im Kapitel 2.3.2 auf Seite 13 zu Vertrautheit in Beziehung gestellt wurde.

Wahrheit wird für Vertrauen also insofern zur Voraussetzung, als sie als symbolisch generalisiertes Kommunikationsmedium den Code zur Verfügung stellt, auf den zu berufen auch von anderen innerhalb eines sozialen Systems eingefordert werden kann. Die auf Systemebene institutionalisierte Wahrheit ist das Gewissheitsäquivalent dafür, dass Verbindlichkeitsansprüche im interpersonalen Vertrauen von beiden Seiten akzeptiert werden. Die Akzeptanz ist zugleich aber auch immer geknüpft an die Vertrauenswürdigkeit desjenigen, der einen Wahrheitsanspruch stellt.

Folgerichtig ergibt sich aus dieser Konzeption von Wahrheit, dass Wahrheit einem *Diskurs* zugänglich ist. Was akzeptiert werden will, kann auch diskutiert werden¹⁰. Für einen Diskurs nicht offen ist allerdings die Vertrauenswürdigkeit, die die Akzeptanz eines Wahrheitsanspruchs begünstigt (vgl. Burkart 2008: 14).

2.3.4 Das Vertrauen als Glaubensartikel

Das Vertrauen siedelt sich bei Giddens *zwischen* Glauben und Zutrauen an, das aus dem Glauben hervorgeht (vgl. Kapitel 2.3.5 auf der nächsten Seite) und als *Bindeglied* zum Zutrauen fungiert. Das Unterscheidungskriterium zwischen Vertrauen und Zutrauen ist nach Giddens die Verfügbarkeit von Erfahrung, die eine gewisse »Herrschaft über die Umstände« (Giddens 1999: 49) ermöglicht. Vertrauen, welches im Gegensatz zu Zutrauen über diese Möglichkeit nicht verfügt, kann daher nur *blindes* Vertrauen sein (vgl. ibid.: 48f.). Das Fungieren als Bindeglied zwischen Glauben und Zutrauen offenbart sich in Giddens Definition von Vertrauen als ein

Zutrauen zur Zuverlässigkeit einer Person oder eines Systems im Hinblick auf eine gegebene Menge von Ergebnissen oder Ereignissen, wobei dieses Zutrauen einen Glauben an die Redlichkeit oder Zuneigung einer anderen Person bzw. an die Richtigkeit abstrakter Prinzipien (technischen Wissens) zum Ausdruck bringt (ibid.: 49).

Dem blinden Vertrauen wird allerdings insofern Einhalt geboten, als man zugleich auch immer gewisse Risiken in Kauf nimmt: Vertrauen trägt grundsätzlich auch immer ein bewusstes Risiko der Enttäuschung mit. Man riskiert mit dem Vertrauensgeschenk allerdings nicht nur die Enttäuschung, sondern auch die *Blamage* vor anderen. Dann nämlich, wenn andere der Meinung sind, das Vertrauen sei ungerechtfertigterweise geschenkt worden. Luhmann erkennt in der *ethischen Dimension* des Vertrauens die implizite Vorschrift, Vertrauen nicht blindlings zu schenken (vgl. Luhmann 1989: 86). Andernfalls kann dem Vertrauenssubjekt nachgesagt werden, dass es »zu dumm war, um die Situation zu durchschauen, dass [es] sich ausnutzen ließ - ein Opfer jener zweideutigen Ethik, die besagt, dass man vertrauen solle, aber nicht blindlings« (ibid.: 91).

⁹Das non-dualistische Konzept der PR weist Ähnlichkeit mit der *Diskurs- bzw. Konsenstheorie* von Habermas auf. Bei Habermas sind die einzelnen Sprechakte die Träger der Wahrheit

¹⁰Der Diskurs ist bei Habermas der Lösungsmechanismus, um den Geltungsansprüchen einer idealen Sprechsituation gerecht werden zu können. Ansonsten wäre Verständigung nur in einer Idealsituation möglich. Der Diskurs versetzt die Beteiligten in die Lage, an den Voraussetzungen von Verständigung, also auch der Wahrheit, jederzeit zu *zweifeln*. »Only if plausible answers are given, the flow of communication will continue« (Russmann und Burkart 2010: 14)

Giddens Konzeption eines Vertrauens, das mangels Erfahrungen ausschließlich blindlings geschenkt wird, wollen wir hier insofern widersprechen, als zumindest die Indikatoren (vgl. Kapitel 2.6 auf Seite 26), die den Ausschlag für eine Vertrauensentscheidung geben, auf Vorerfahrungen zurückgreifen, auch wenn diese Erfahrungen nicht mit dem jeweiligen Vertrauensobjekt selbst gemacht wurden. Daher mag ein Glaube in die Redlichkeit des Gegenübers durchaus existieren, von der Vertrauenshandlung ist dieser jedoch analytisch zu trennen.

2.3.5 Vertrauen und Zuversicht

Wie eng die Konzepte Vertrauen und Zutrauen bzw. Zuversicht miteinander verwoben sind, zeigt u.a. der Eintrag im Webster's New Collegiate Dictionary, demzufolge jemand, dem vertraut wird, »one in which confidence is placed« (Woolf 1973) darstellt. Einer sinnvollen empirischen Umsetzung schulden wir jedoch die analytische Isolierung des Vertrauens von verwandten Konstrukten.

Im Gegensatz zu Giddens (vgl. Kapitel 2.3.4 auf der vorherigen Seite) wird *Zutrauen* bzw. *Zuversicht* bei Luhmann daher streng von Vertrauen getrennt. Während Zutrauen ebenso wie Vertrauen zur Komplexitätsreduktion unverzichtbar ist, unterscheiden sich die beiden Mechanismen dennoch grundlegend.

Die westliche Politikwissenschaft versteht Vertrauen traditionell als »agency-centered« im Sinne dessen, dass »to trust is to authorize action, and to do so conditionally« (Maloy 2009: 495). So gesehen ist Vertrauen eng mit dem Begriff Gewalt verbunden. Diesen Ansatz findet man zB. sowohl bei Hobbes als auch bei Locke wieder. Zentral ist dabei der Gedanke, dass mit dem Autorisieren von Handlungen auch eine bestimmte *Erwartungshaltung* eingenommen wird. Eine Parallele zu diesem »agency-centered« oder »authorial approach« findet sich in der Konzeption von Vertrauen bei Luhmann: auch Luhmann unterscheidet deutlich zwischen *kalkuliertem Vertrauen* und *unreflektierter Zuversicht*. Kalkuliert wird dabei immer unter Rücksichtnahme auf einen erwarteten Zustand und die Wahrscheinlichkeit, dass ebendieser nicht hergestellt werde.

»You cannot live without forming expectations with respect to contingent events and you have to neglect, more or less, the possibility of disappointment« (Luhmann 2000: 97). *Erwartungen* spielen sowohl für das Vertrauen als auch für die Zuversicht eine wesentliche Rolle. *Zuversichtlich* ist man hinsichtlich der Erfüllung seiner Erwartungen insofern, als die Alternative eine immerwährende Unsicherheit zur Folge hätte. Die Möglichkeit der *Enttäuschung* wird daher nicht weiter in Erwägung gezogen. Der Unterschied zwischen Vertrauen und Zuversicht besteht also nicht in einer eingenommenen Erwartungshaltung, sondern im *Ausblenden der möglichen Enttäuschung* in zuversichtlicher Haltung. Daher könnte man der Zuversicht eine *sorglose* Aussicht zuschreiben.

Als *Grenzen* des Vertrauens legen Hupcey et al. (2001: 290) daher Kriterien fest, deren Auftreten Vertrauen hinfällig macht und auf verwandte Konzepte wie eben Zuversicht verweist. Es handelt sich dabei um den Umstand, dass der Vertrauenshandlung keine Einschätzung des Risikos vorausginge, um die Situation, die dem Vertrauenssubjekt keine Wahl offen ließe und um die bewusste Einschätzung, dass mögliche Vorteile das Risiko nicht rechtfertigen würden.

Das Bewusstsein einer möglichen Enttäuschung ist im *Vertrauen* fest verankert. Das erklärt Luhmann damit, dass die Vertrauenshandlung bereits ein Engagement voraussetzt: nämlich das bewusste Herstellen einer für sich *riskanten* Situation. Während nun die Notwendigkeit einer gewissen Zuversicht in modernen Gesellschaften unabdingbar erscheint, ist es durchaus möglich, das Vertrauen in jemanden oder etwas zu entschlagen. Eine riskante Situation kann unter der Vorausset-

zung des Verzichts auf mögliche Vorteile gemieden werden. Eine *Unterscheidung von Vertrauen und Zuversicht* hat damit auf Basis von *Bewusstsein* und *Zuschreibung* zu erfolgen. Mayer et al. (1995: 713) bauen auf diese Konzeption von Vertrauen insofern auf, als auch für sie Vertrauen, im Gegensatz zur Zuversicht, dieses *Engagement* von einer der beiden Seiten der Vertrauensbeziehung erfordert. Der Vertrauende hat also, im Bewusstsein eines Risikos, Vertrauen trotz alternativer Handlungsoptionen zu setzen. Konkret erfolgt hier die Unterscheidung also aufgrund der Wahrnehmung und Zuschreibung des *Vertrauenssubjekts*.

Das Bewusstsein um die Alternative prägt also das Vertrauen. Eine *Enttäuschung* geht Hand in Hand mit *internaler Attribution*, also in gewissem Sinne mit einem Bereuen des eingegangenen Risikos. Dazu im Gegensatz steht die Enttäuschung im Falle der Zuversicht: da eine Alternative zur in Zuversicht getätigten Handlung ohnehin nicht in Erwägung gezogen wurde, wird der nicht den Erwartungen entsprechende Verlauf der Dinge *external attribuiert*, ein Eigenverschulden also nicht eingestanden (vgl. Luhmann 2000: 97f.).

Luhmann geht sogar einen Schritt weiter, und stellt die *mögliche Reue* als Bedingung für das Bestehen von Vertrauen. Daher muss der *mögliche Nachteil den erstrebten Vorteil in den Schatten stellen*, damit die Vertrauenshandlung überhaupt bereut werden kann. Im umgekehrten Fall gälte es nämlich, rational zu kalkulieren, wodurch selbst bei Eintreten des Unerwarteten keine Reue aufzukommen vermag. »The distinction between confidence and trust depends on our ability to distinguish between dangers and risks, whether remote or a matter of immediate concern« (vgl. *ibid.*: 98).

In dieselbe Kerbe schlägt Deutsch (1958), gesetzt den Fall, dass das Vertrauensobjekt dem geschenkten Vertrauen nicht gerecht werden kann. Die mögliche Enttäuschung impliziert, dass gerechtfertigtes Vertrauen das Vertrauenssubjekt in eine *vorteilhafte* Position versetzt, zugleich aber in der Vertrauenshandlung ein *Risiko* eingegangen wird, das in einem Nachteil resultieren kann, der sich durch die unweigerlichen Konsequenzen enttäuschten Vertrauens ergibt. Die Enttäuschung gereicht zu einem Nachteil, der den möglichen Vorteil gerechtfertigten Vertrauens in seiner *motivationalen* Wirkung immer übersteigen muss, weil die Diskrepanz zwischen erwartetem und tatsächlichem Resultat ungleich größer erscheint. Deutsch definiert daher auf Basis dieses alltagsprachlichen Verständnisses Vertrauen als eine Einstellung, aufgrund welcher ein Vertrauenssubjekt in das Auftreten eines Ereignisses vertraut »if he expects its occurrence and his expectations leads to behavior which he perceives to have greater negative motivational consequences if the expectation is not confirmed than positive motivational consequences if it is confirmed« (*ibid.*: 266).

Die Differenzierung zwischen Gefahr und Risiko bei Luhmann findet bei Deutsch ihr Pendant in der Unterscheidung von *Risiko* und *Wagnis* (gamble). Das Wagnis bzw. Glücksspiel nimmt bewusst niedrige Erfolgsaussichten in Kauf, rechnet im Gegenzug allerdings mit einem relativ hohen Gewinn, sollte sich Fortuna diesmal wider Erwarten geneigt zeigen. »Risk-taking and trusting behavior are thus really different sides of the same coin« (*ibid.*).

Bei aller Unterscheidung von Vertrauen und Zuversicht, beide sozialen Phänomene sind gerade für moderne Gesellschaften unverzichtbar. Die steigende soziale Komplexität macht einerseits Zuversicht als *Voraussetzung für Partizipation*, andererseits Vertrauen für das *bestmögliche Nutzen der Chancen und Vorteile* notwendig.

Eine Unterscheidung ist dennoch von Nutzen, um das Fehlen einer der beiden Funktionen in modernen Gesellschaften auch ausmachen zu können. Mangelt es einer Gesellschaft an Zuversicht, dann äußert sich das in einem *Rückzug in kleinere und lokalere Lebenswelten*. Zuversicht ist also eine Voraussetzung fortschreitender Globalisierung, weshalb ihr Fehlen dem aktuellen Trend entgegen-

wirken müsste.

Ein Mangel an Vertrauen hingegen schränkt Individuen in ihrer Handlungsfreiheit insofern ein, als Risiken nicht eingegangen werden und sich die *Bandbreite möglicher Handlungen* damit zwangsläufig schmälert. Es verringert sich allerdings nicht nur die Bandbreite der Möglichkeiten, sondern damit auch die Größe des Systems: »It may even shrink below a critical threshold necessary for its own reproduction at a certain level of development« (Luhmann 2000: 104).

A system - economic, legal, or political - requires trust as an input condition. Without trust it cannot stimulate supportive activities in situations of uncertainty or risk. At the same time, the structural and operational properties of such a system may erode confidence and thereby undermine one of the essential conditions of trust (ibid.).

Für ein System wirkt sich also der Verlust der einen zwangsläufig negativ auf die jeweils andere Funktion aus. Daher macht sich die Unterscheidung von Vertrauen und Zuversicht schon bezahlt, um den Eintrittspunkt in einen möglichen *Cirulus Vitiosus* feststellen zu können.

2.3.6 Risiko und Vertrauen

Eine der Schwierigkeiten der Vertrauensforschung besteht darin, dass zwar einerseits eine *riskante Situation* für die Vertrauenshandlung unabdingbar ist, andererseits das Verhältnis von Risiko und Vertrauen zueinander stets vage blieb. So besteht kein Konsens darüber, ob Risiko nun als Voraussetzung, als Vertrauen selbst oder als Folge von Vertrauen zu begreifen ist. Für die Erhebung des Vertrauens muss dessen Verhältnis zu Risiko restlos geklärt werden (vgl. Mayer et al. 1995: 711).

In der Folge befassen wir uns mit dem Verhältnis von Risiko und Vertrauen v. a. aus funktionaler Perspektive, es soll aber auch darauf verwiesen werden, dass das dem Vertrauen immanente Risiko im zwischenmenschlichen Bereich auch deshalb eingegangen wird, weil es dem Menschen ein *Bedürfnis* ist, Vertrauen zu schenken. Dieses kann jedoch nur mit Hilfe anderer gestillt werden (vgl. Hupcey et al. 2001: 286).

Vertrauen schließt nicht nur Aussagen von Personen, sondern auch Institutionen und selbst Systeme (Vertrauen in das soziale System zum Beispiel) ein. Auf all diesen Ebenen ist Vertrauen nach Luhmann als erstes als *riskante Vorleistung* zu begreifen (vgl. Luhmann 1989: 23).

Vertrauen [erschließt] durch Reduktion von Komplexität Handlungsmöglichkeiten, die ohne Vertrauen unwahrscheinlich und unattraktiv geblieben, also nicht zum Zuge gekommen wären. Dabei liegen der Gewinn und die Rationalität des vertrauensvollen Handelns [...] nicht so sehr in der sicheren Beherrschung langer Handlungsketten oder weitläufiger Kausalzusammenhänge, obwohl auch dies durch Vertrauen zustandekommen kann, sondern zunächst und vor allem in einem Aufschwung zur Indifferenz: Man schließt durch Vertrauen gewisse Entwicklungsmöglichkeiten von der Berücksichtigung aus. Man neutralisiert gewisse Gefahren, die nicht ausgeräumt werden können, die aber das Handeln nicht irritieren sollen (ibid.: 25f.).

Zugleich bezieht man die Kontingenz der Zukunft dennoch in den reflektiven Prozess mit ein (und bildet auf dieser Basis eine Erwartung), statt diese zu ignorieren. In diesem Aspekt unterscheidet sich das Vertrauen von der *Hoffnung*.

Vertrauen erfordert auch einen anderen Typus von *Selbstreferenz* als Zuversicht oder Vertrautheit. Im Vertrauen besteht nicht das Bewusstsein einer Gefahr, sondern eines kalkulierten *Risikos*¹¹. Vertrauen impliziert nach Luhmann die Wahrnehmung von Alternativen, enttäushtes Vertrauen ist also zu einem gewissen Grad *eigenverschuldet* (vgl. dazu auch Kapitel 2.3.5 auf Seite 18). Hier wird die Koppelung des Vertrauens an das *Risiko* deutlich. Vertrauen nach Luhmann setzt also voraus, das Vertrauenssubjekt könne im Zuge der Vertrauenshandlung je nach Situation Risiko von *Gefahr* unterscheiden. Zutrauen hingegen setzt weder die Unterscheidung von Risiko und Gefahr, noch die Wahrnehmung eingegangenen Risikos voraus. Giddens (1999: 45ff.) *Kritik* richtet sich an die *Situationsgebundenheit* dieses Erwägens alternativer Möglichkeiten. Dieses könne nämlich nur anhand konkreter Umstände vom Vertrauenssubjekt vorgenommen werden, wohingegen Vertrauen vielmehr als *kontinuierlicher Zustand* zu begreifen wäre. In Bezug auf abstrakte Systeme in der Moderne äußert Giddens die Annahme, Vertrauen sei

normalerweise routinemäßig in den kontinuierlichen Ablauf der Alltagstätigkeiten eingebaut und durch die inneren Gegebenheiten des täglichen Lebens in hohem Maße erzwungen. Vertrauen ist daher im Grunde kein "Sprung ins Engagement", sondern eher ein stillschweigendes Sichabfinden mit Umständen, unter denen andere Alternativen weitgehend ausgeschlossen sind (ibid.: 115).

»Risks, however, emerge only as a component of decision and action. They do not exist by themselves. If you refrain from action you run no risk« (Luhmann 2000: 100). Diese Konzeption von Risiko bei Luhmann erfährt bei Giddens (1999) insofern Kritik, als dieser auch von der Möglichkeit risikoreicher Situationen ausgeht, denen man sich nicht durch Untätigkeit entziehen kann. Für Luhmann hingegen wird Risiko erst über eine rein *interne Kalkulation über externe Umstände* hergestellt. Daher stellen *Risiko* und *Handlung komplementäre Voraussetzungen* für Vertrauen dar. Die Komplementarität erklärt Luhmann damit, dass die Handlung immer in Relation zu einem eingegangenen Risiko steht, nämlich die Zielerreichung eben nicht bewerkstelligen zu können. Zugleich ist Risiko aber auch jeder Handlung inhärent und existiert nur, wenn der Handelnde das Risiko der Enttäuschung auch einzugehen gewillt ist. Risiko stellt also, ähnlich den Symbolen in Bezug auf Vertrautes, eine Möglichkeit dar, die Unterscheidung zwischen Kontrollierbarem und Unkontrollierbarem wieder unter Kontrolle zu bringen (vgl. Luhmann 2000: 100). Daher ist anzunehmen, dass Risiko erst dann besteht, wenn eine Handlung erwogen wird. Erst dann räumt man die Möglichkeit der Enttäuschung ein. Das Unkontrollierbare hingegen, wozu man die »risikoreichen« Situationen Giddens zählen mag, welches nicht durch Handlung, und ergo bewusste Inkaufnahme eines Risikos, zu lösen ist, wird nicht als Risiko wahrgenommen. Etwas, was gewiss nicht abzuwenden ist, entbehrt auch der Möglichkeit der Enttäuschung. Wahrgenommen werden diese Situationen, sofern sie einen Nachteil mit sich bringen, daher als Gefahr.

Da Vertrauen nun ein Engagement und damit eine Handlung von einer Seite voraussetzt, die Handlung auch die bewusste Inkaufnahme der Möglichkeit der Enttäuschung impliziert, kann Risiko als Voraussetzung von Vertrauen begriffen werden. Mayer et al. (1995: 725) behelfen sich zur analytischen Trennung des Risikos als Voraussetzung und des Risikos als Folge von Vertrauen damit, dass sie Vertrauen und *vertrauensvolles Handeln* unterscheiden. Erst im Handeln ist hier das Risiko bewusst eingegangen. Vertrauen äußert demnach erst die Bereitschaft, ein Risiko einzugehen.

¹¹ An dieser Stelle erkennt Möllering (2001) bei Giddens den Schwellenwert, an dem Vertrauen geschenkt, der »Sprung ins Vertrauen« also vollzogen wird

Wieviel Risiko eine Seite bereit ist einzugehen, hängt vom Ausmaß des vorhandenen Vertrauens ab. Als *Folge des Vertrauens* bezeichnen Mayer et al. daher das *eingegangene Risiko in einer Beziehung*.

Während nun Risikobereitschaft eine Voraussetzung für Vertrauen ist, besteht dieser Zusammenhang nicht in die entgegengesetzte Richtung. Risiko kann auch eingegangen werden, ohne einem Gegenüber Vertrauen entgegenzubringen. Als Beispiel führen Mayer et al. (1995: 725) Naturgewalten an, aufgrund derer man zwar ein Risiko eingehen kann, dabei jedoch keine Beziehung zu einer anderen Seite besteht, der gegenüber man sich verwundbar machen würde. In Luhmanns Konzeption handelt es sich bei diesem Beispiel deshalb um Gefahr statt Risiko, weil negative Folgen unkontrollierbaren Umständen zugeschrieben, folglich external attribuiert werden können. Zu einem Risiko wird dieses Beispiel erst dann, wenn man sich bewusst der Naturgewalt aussetzt, im Vertrauen auf die eigenen Fähigkeiten nämlich, unbeschadet die Situation zu bestehen. Eine Überschätzung des eigenen Vermögens kann natürlich enttäuschen (sofern sich noch die Gelegenheit dazu findet)¹².

»Assessing the risk in a situation involves consideration of the context, such as weighing the likelihood of both positive and negative outcomes that might occur« (ibid.). Risikobereitschaft ist also an die *Risikowahrnehmung* gekoppelt. Um den Zusammenhang von Vertrauen und vertrauensvollem Handeln zu verstehen, muss Vertrauen von der Risikowahrnehmung analytisch getrennt werden. Mayer et al. zufolge wird vertrauensvolles Handeln ermöglicht, solange die Risikowahrnehmung das Ausmaß des Vertrauens nicht übersteigt. Vertrauen steigert also die *Wahrscheinlichkeit des Eingehens einer riskanten Beziehung*. Die beiden Variablen, die diese Wahrscheinlichkeit beeinflussen, sind demnach Vertrauen und die Risikowahrnehmung (vgl. ibid.: 726).

Wenn man wie Luhmann für das Vertrauen eine Handlung voraussetzt, wird die Bezeichnung »vertrauensvollen Handelns« insofern entbehrlich, als es dem Vertrauen ohnehin bereits immanent ist.

2.3.7 Vertrauen und Erfahrung bzw. Wissen

Die Risikokalkulierung, durch die sich Vertrauen von Hoffnung unterscheidet und die interne Attribution bedingt (vgl. Kapitel 2.3.6 auf Seite 20), erfolgt aufgrund bestimmter Informationen, die dem Vertrauenssubjekt zum jeweiligen Zeitpunkt zur Verfügung stehen. Da Vertrauen auf Informationen über künftiges Verhalten anderer basiert, ist das Vertrauensproblem als *Informationsproblem* in einen bestimmten Kontext zu stellen, weil es ansonsten als überkomplex erscheinen muss. Steht das Vertrauensproblem jedoch vor dem Hintergrund eines Systems (das soziale System zum Beispiel), so ist es das System, das Anhaltspunkte bietet, um Komplexität auf ein praktikables Maß einzuschränken. »Wie in so vielen funktionalen Zusammenhängen erspart auch hier Struktur Information« (Luhmann 1989: 40). Die der Vertrauenshandlung vorangestellte Risikokalkulierung berücksichtigt also nicht nur persönliche Erfahrungen mit dem Vertrauensobjekt, sondern auch hier spielen mehrere Aspekte eine Rolle, die die Entscheidung zum Vertrauen so schwer vollständig nachvollziehbar machen. U. a. verweist Luhmann (ibid.: 43f.) in Bezug auf den Kontext der Vertrauensentscheidung auf die *Rolle* eines Vertrauensobjekts im jeweiligen System. Folglich kommt auch der Symbolik wieder eine gewisse Bedeutung zu. Aufgrund der vielschichtigen Informationen, die in der Kalkulierung einzugehenden Risikos jeweils (vom Kontext abhängig) mehr oder weniger Berücksichtigung erfahren, ist auch diese Entscheidung als genuin subjektiv zu begreifen.

¹²Vgl. zur Relevanz der Differenzierung von Risiko und Gefahr auch die Ausführungen in Kapitel 2.3.5 auf Seite 18

In Bezug auf die Bedeutung des Informationsproblems in der Vertrauensentscheidung lassen sich unterschiedliche Konzeptionen ausmachen: Bei Giddens erfährt *Erfahrung* eine deutlichere Trennung von Vertrauen, als es in Luhmanns Konzeption von Vertrauen der Fall ist. In Anlehnung an Simmel relativiert Giddens nämlich seine Gleichsetzung von Vertrauen mit einem »Glaubensartikel« insofern, als ergänzend zum Glauben bis zu einem gewissen Grad ein *Wissen*, das auf der Erfahrung beruht, die Vertrauenshandlung erleichtert. Nichts desto trotz kommt im Sinne Giddens der Erfahrung nicht jene große Bedeutung zu, wie sie Luhmanns Konzeption der *Ereignisse* und *Bestände* (vgl. Kapitel 2.7.1 auf Seite 28) impliziert (vgl. Giddens 1999: 42f.). Und doch gilt auch bei Giddens, dass Vertrauen ohne jede Information nicht möglich ist.

Die Informationen, die vor einer Vertrauensentscheidung abgerufen werden, müssen dem Vertrauenssubjekt zu diesem Zeitpunkt natürlich bereits zur Verfügung stehen, ergo »Bestand« haben. Damit ins Spiel kommt eine weitere Komponente, die dem Konstrukt Vertrauen immanent ist: Die Zeit. Wir wollen auf das besondere Verhältnis des Vertrauens zu Zeit in Kapitel 2.7 auf Seite 27 eingehen. Soviel sei allerdings schon an dieser Stelle erwähnt: Informationen, die dem Bestand, also der Erfahrung, entlehnt werden, werden in der Vertrauenshandlung *überzogen* in dem Sinne, dass die Erwartungshaltung aufgrund dieser Informationen nun auch für *zukünftige* Ereignisse angenommen wird.

2.4 Die Glaubwürdigkeit

Von Vertrauen zu unterscheiden ist *Glaubwürdigkeit*, welche als Teilphänomen von Vertrauen eine *Zuschreibung* von einem Individuum an Personen, Institutionen oder deren kommunikative Produkte in einem bestimmten Kontext darstellt. Hoffjann (2013: 203) präzisiert und ordnet Glaubwürdigkeit der Vertrauenswürdigkeit unter. Die Glaubwürdigkeit bezieht sich auf die Einschätzung des Vertrauenssubjekts, ob etwas für wahr zu befinden sei oder nicht. Entsprechend steht dieser Aspekt in enger Relation zur *Richtigkeit*. Die Unterordnung der Glaubwürdigkeit unter die Vertrauenswürdigkeit erklärt sich dadurch, dass man eine Beschreibung zwar als (faktisch) richtig erachten, ihr aber dennoch das Vertrauen entziehen kann, weil die Vollständigkeit der Information vermisst wird (vgl. *ibid.*: 42). Als Zuschreibung begriffen, ist Glaubwürdigkeit also keine Charaktereigenschaft eines Objekts. Von der Glaubwürdigkeit unterscheidet sich Vertrauen v. a. deshalb, weil es sich nicht auf die *kommunikative Dimension* beschränkt. Vertrauen setzt man darüber hinaus auch in technische Dimensionen bis hin zu Systemmechanismen (vgl. Bentele und Seidenglanz 2008: 49).

Bentele und Seidenglanz gehen auch auf die *ethymologische Nähe* der Begriffe »Vertrauen« und »Glaubwürdigkeit« ein. Noch im Mittelhochdeutschen lässt sich die unmittelbare Verwandtschaft der Begriffe feststellen (vgl. *ibid.*: 49f.).

Die Kommunikationswissenschaft blickt auf eine lange Tradition in der *Medienglaubwürdigkeitsforschung* zurück (vgl. Kapitel 5.18 auf Seite 80). Glaubwürdigkeit ist dabei einerseits als komplexes Phänomen erkannt worden. Andererseits wurde der Einfluss vieler weiterer Faktoren auf die Zuschreibung von Glaubwürdigkeit festgestellt. Beides kulminiert in einer *schwierigen empirischen Umsetzung* der Glaubwürdigkeitsforschung (vgl. *ibid.*: 54f.). In Bezug auf ihren Nutzen scheint man sich jedoch in vielen Bereichen einig zu sein: So wie im Journalismus, in der PR und in der Unternehmenskommunikation wird Glaubwürdigkeit auch in der *politischen Kommunikation* als eine Voraussetzung für *erweiterten Handlungsspielraum* eingestuft (vgl. Hoffjann 2013: 29).

Die Medienglaubwürdigkeit entwickeln Kohring und Matthes (2007: 240) in ihrer Betrachtung

weiter zu einem Vertrauen *in* Medien, wobei sie Vertrauen unmittelbar mit *Selektivität* verknüpfen. Vertrauen in den Journalismus ist in ihrer Konzeption ein Vertrauen in die journalistische Selektivität, das sich wiederum in Vertrauen in Themen- und Faktenselektivität, in die Zuverlässigkeit der Darstellung und die journalistische Bewertung gliedern lässt (vgl. Bentele und Seidenglanz 2008: 55).

Der Medienglaubwürdigkeit wurde seit den 1990er Jahren hinsichtlich des Images öffentlicher Personen und Institutionen, aber auch Medien verstärkt Aufmerksamkeit gewidmet. In Bezug auf Medien lässt sich Glaubwürdigkeit auf mehreren Ebenen, die zudem in ihrer Wirkung auch ineinander greifen, beobachten. So sind verschiedene Glaubwürdigkeitszuschreibungen etwa je nach Mediengattung bzw. Einzelmedien feststellbar.

Dass man bei der Vertrauensentscheidung bezüglich öffentlicher Personen und Institutionen zudem auch noch auf Informationen von Instanzen angewiesen ist, die ihrerseits wiederum auf Glaubwürdigkeit bzw. Vertrauenswürdigkeit zu prüfen sind, bereichert den Prozess noch um eine weitere Facette. Der objektive Wahrheitsgehalt der Informationen, auf die zu berufen man sich letztlich wagen muss, ist nur selten überprüfbar. Daher gewinnen andere Indikatoren an Bedeutung.

Eng verwandt ist die Glaubwürdigkeit mit der Wahrhaftigkeit, welche insbesondere dann an Bedeutung gewinnt, wenn der Wahrheitsgehalt nicht ohne weiteres überprüft werden kann. Geht man in der Annahme, in der Kommunikation herrsche ein Primat der Lüge vor (vgl. Kapitel 2.10.2 auf Seite 35), sodass also »niemand imstande ist, schlicht ›die Wahrheit‹ zu sagen« (Liessmann 2010: 123), dann rückt die *Wahrhaftigkeit* statt der Wahrheit in den Vordergrund. Unter der *Glaubwürdigkeit* eines Politikers ist also nicht zu verstehen, ob das Gesagte »auch von mir geglaubt werden könnte, sondern ob er überhaupt erst einmal selbst daran glaubt. [...] Nicht die Unwahrheit ist das entscheidende Kriterium der Lüge, sondern das Verhältnis des Subjekts zu dem, was es sagt« (ibid.: 123f.).

2.5 Die Funktion von Vertrauen

Funktionale Analysen in der Vertrauensforschung machen Komplexität zum Thema, *Komplexität* bleibt jedoch zugleich das »letzterreichbare sachliche Bezugsproblem der funktionalen Forschung. Denn die Welt als Ganzes, der Universalhorizont allen menschlichen Erlebens, ist nur unter dem Gesichtspunkt ihrer äußersten Komplexität ein mögliches Problem« (Luhmann 1973: 3).

Der Begriff *Komplexität* wird bei Luhmann sehr abstrakt verwendet, um sich dem Problem »Vertrauen« zu nähern. Vertrauen selbst ist nämlich insofern abstrakt, als es sich durch ein System allein, das psychologische System zum Beispiel, nicht erklären ließe. Komplexität bezeichnet bei Luhmann daher die »Zahl der Möglichkeiten, die durch Systembildung ermöglicht werden« (ibid.: 4). Die *Zahl der Möglichkeiten* wird also durch den Einbezug von Komplexität in unsere Betrachtung zur manipulierbaren Variable.

Dass die Zahl der Möglichkeiten auch manipuliert, hier eingeschränkt, werden muss, zeigt Luhmann anhand der *sozialen Erweiterung*, die Komplexität in den Systemen der Menschen erfährt (vgl. ibid.: 7). Wesentlich dafür verantwortlich zeichnet das Bewusstsein, dass andere Menschen einen anderen Zugang zur Welt haben (und entsprechend neue Möglichkeiten eröffnen) könnten (vgl. ibid.: 5). Wenn nämlich der

alter ego ins Bewusstsein tritt, als Freiheit, die Dinge anders zu sehen und sich anders zu verhalten, wird die traditionelle Selbstverständlichkeit der Welt erschüttert, wird

ihre Komplexität in einer ganz neuen Dimension sichtbar, für die vorerst keine angemessenen Formen der Erfassung und Absorption zur Verfügung stehen (ibid.: 19).

Eine derartige Unüberschaubarkeit von Möglichkeiten durch *soziale Kontingenz* (vgl. ibid.: 20) macht *Mechanismen zur Reduktion von Komplexität* erforderlich. Im systemischen Kontext kommt dem Vertrauen als einem dieser Mechanismen wesentliche Bedeutung zu.

2.5.1 Das Systemvertrauen

Systemvertrauen als ein Typ von Vertrauen, der sich in modernen Gesellschaften ausgebildet hat, besteht v. a. im Vertrauen auf ein grundsätzliches *Funktionieren* eines Systems. Vom interpersonalen Vertrauen unterscheidet sich das Systemvertrauen darin, dass es sich dem Glauben an die *Richtigkeit von Prinzipien* verschreibt, statt auf die guten Absichten anderer Personen zu vertrauen (vgl. Giddens 1999: 49). Außerdem bietet das Vertrauen in abstrakte Systeme weder die Gegenseitigkeit, noch die Intimität interpersonaler Vertrauensbeziehungen (vgl. ibid.: 143). Unterschieden wird vom Systemvertrauen zudem ein Vertrauen in die *Systemprogrammierung* (das *Wie* der Systemoperationen). Ob nun das Vertrauen in die Systemprogrammierung gerechtfertigt wird, hängt von der jeweiligen Perspektive bzw. von konkreten Erwartungen ab. Nach Hoffjann hängt Vertrauen demnach jedoch nicht nur vom Vertrauenssubjekt, sondern auch vom *Funktionskontext* ab. Daher kann Vertrauen in verschiedenen Systemen etwas grundlegend anderes bedeuten (etwa im politischen System, weil es sich auf ein anderes generalisiertes Kommunikationsmedium beruft - vgl. dazu Kapitel 2.9 auf Seite 34). Diese Schlussfolgerung hat erhebliche Konsequenzen für die Operationalisierung (vgl. Hoffjann 2013: 40).

Interpersonales Vertrauen und Systemvertrauen beziehen sich also auf unterschiedliche Voraussetzungen. Während interpersonales Vertrauen durch ein *emotionales Band* zwischen Vertrauenssubjekt und -objekt zusammengehalten wird, erfüllt dieselbe Funktion im Systemvertrauen eine »'presentational« base. That is, system trust is activated by the appearance that »everything seems in proper order'« (Lewis und Weigert 1985: 974). Damit vertreten Lewis und Weigert eine Auffassung, die sich auch bei Giddens (1999) finden lässt. Bei Giddens erfolgt die »Präsentation« der »Alles-läuft-normal-Haltung« über *Zugangspunkte*, welche durch interpersonale Kontakte hergestellt werden. Die Präsentation dient vor allem der *Aufhebung* von Nicht-Wissen (vgl. Kapitel 2.8 auf Seite 30).

Das Vertrauen in das Funktionieren der symbolischen Medien wie Geld und politische Macht ist für das soziale System unverzichtbar.

One sure sign that a social system is under severe strain and possibly on the verge of fundamental structural change is generalized loss of trust in the monetary system, in the legitimacy of political leadership and authority, in educational and religious institutions and (ultimately and consequently) in interpersonal trust in everyday life (Lewis und Weigert 1985: 974).

Systemvertrauen und interpersonales Vertrauen sind also in beide Richtungen *eng miteinander verbunden*, nämlich einerseits über Zugangspunkte zur Festigung des Systemvertrauens, andererseits als Basis allen interpersonalen Vertrauens innerhalb eines sozialen Systems. »We would expect to lose trust in other persons as trust in our common institutions erodes« (ibid.).

Im Systemvertrauen wird Vertrauen »diffus und dadurch widerstandsfähig, ja fast immun gegen einzelne Enttäuschungen, die stets speziell erklärt oder abreagiert werden können, während

das persönliche Vertrauen durch verräterische Kleinigkeiten zum Platzen gebracht werden kann. Das Systemvertrauen braucht nicht immer wieder neu gelernt zu werden« (Luhmann 1989: 63f.). Zugleich nimmt sich Systemvertrauen deshalb auch weitgehend *aus dem öffentlichen Diskurs*. Das dient einerseits seiner Stabilität, wirft andererseits jedoch die Frage auf, *welch hohe Wellen gebrochenes Systemvertrauen zu schlagen vermag*. Ist *Systemmisstrauen* (in das politische System zum Beispiel) im Umkehrschluss dann als ebenso widerstandsfähig einzuschätzen? Dafür spricht, dass im Systemvertrauen implizit schon immer auch das Bewusstsein mitschwingt, dass alles auch anders sein könnte (vgl. *ibid.*: 66), sind doch Systeme ihrerseits dem Bedürfnis nach Komplexitätsreduktion entsprungen.

Das Systemvertrauen ist in seiner Funktion der Komplexitätsreduktion nicht nur ausgesprochen effizient, sondern stellt auch vergleichsweise niedrige Ansprüche an das Vertrauenssubjekt insofern, als Risiko selten zum Thema wird. Damit erklärt sich wiederum seine Stabilität. Für Luhmann (*ibid.*: 73ff.) ist es darin ähnlich »einfach« wie das *spontane* Vertrauen, weil beide das Reflektieren über das Vertrauen selbst hintanstellen. Reflexion über Vertrauen wird allerdings durch fortschreitende soziale Differenzierung begünstigt, was Vertrauen selbst zum Gegenstand der Betrachtung macht. Dieses Reflektieren in Zusammenhang mit persönlichem Vertrauen führt dazu, dass Indizien für das Vertrauen erheblich an Bedeutung gewinnen. Das Stützen auf Indizien macht persönliches Vertrauen nunmehr *durchschaubar*. Was eine Vereinfachung zu sein scheint, macht das Vertrauen in der Tat schwieriger. Denn das absichtvolle Einbeziehen von Indizien im *durchschauenden* Vertrauen macht zugleich das eingegangene Risiko bewusst und das Vertrauen »schwieriger«. Zwar besitzt auch das Systemvertrauen ein reflexives Moment, weil es in dem Bewusstsein erlernt wird, dass auch andere in das System vertrauen. In dem Sinne ist es ein Vertrauen nicht nur in das eigene Vertrauen, sondern auch in das Vertrauen anderer. *Gelernt* wird Systemvertrauen als *Verhalten*, weshalb dieses Bewusstsein in den Schatten der *Latenz* zurücktritt (vgl. *ibid.*: 77).

Während nun Systemvertrauen sein Bestehen durch Effizienz, geringe Anforderungen und Stabilität zu rechtfertigen vermag, spielt andererseits natürlich auch der Bedeutungsverlust interpersonalen Vertrauens (im systemischen Kontext) eine Rolle. Bekmeier-Feuerhahn und Eichenlaub rekurrieren auf Giddens (1999), wenn sie einerseits die Bedeutung des *Systemvertrauens* in modernen Gesellschaften hervorheben, andererseits aber auf den Umstand verweisen, dass Systemvertrauen wiederum ein »Re-embedding« in zwischenmenschliche Beziehungen erfährt. Während nun Systemvertrauen wichtiger wird, weil direkter Kontakt in der Praxis immer seltener hergestellt werden kann, hat Systemvertrauen dennoch seinen Ausgangs- und Endpunkt in der interpersonalen Kommunikation (vgl. Bekmeier-Feuerhahn und Eichenlaub 2010: 340).

2.6 Die Gründe für Vertrauen

Das Einbeziehen der Kontingenz (vgl. Kapitel 2.3.6 auf Seite 20 und Kapitel 2.5 auf Seite 24) im Vertrauen erklärt, dass die Reduktion der Komplexität bewusst nicht auf Basis zukünftiger Ereignisse erfolgt. Vielmehr wird, der Induktion gleich, Vertrauen *in die Zukunft* gesetzt. Aus diesem Umstand ergibt sich, dass Vertrauen per se *unbegründbar* ist. Unsere Gründe für Vertrauen beziehen wir aus Vergangenenem, nicht aus Zukünftigem (vgl. Kapitel 2.7 auf der nächsten Seite). Die Kontingenz bleibt also aufrecht, zukunftsgerichtetes Vertrauen vermag keinen Grund, der sich ebenso etwas Zukünftigem verdankt, anzugeben. »Ich habe das erwartet, weil es immer so war« gilt daher vielmehr als *Rechtfertigung* (vgl. Luhmann 1989: 26f.). Für Vertrauen gibt es keine Begründung, sondern stattdes-

sen nur ein Stützen auf *Ersatzindikatoren*, repräsentiert durch Erfahrungen oder Rückschlüsse aus einem Kontext (vgl. Kohring 2008: 620). Daher wird Vertrauenswürdigkeit *zugeschrieben*, denn bestätigen lässt sie sich nur im Nachhinein (vgl. Hoffmann 2013: 107). In Kapitel 2.3.2 auf Seite 13 wurde auf Indikatoren und ihre Verdichtung zugunsten einer *vertrauten* Atmosphäre (als Nährboden des Vertrauens) bereits verwiesen.

Die Indikatoren werden insofern durch Kontingenz geprägt, als sie ihr Entstehen und ihre Evolution einem *reflexiven Prozess* von Vertrauenssubjekt und -objekt verdanken. Der doppelten Kontingenz verdankt der gesamte Vertrauensprozess auch seinen *zirkulären* Charakter (vgl. *ibid.*: 108). Die Kontingenz der Vertrauenswürdigkeitszuschreibung, die sich aus dem reflexiven Charakter der Indikatoren ergibt, führt dazu, dass diese Indikatoren leicht zu *instrumentalisieren* sind. Dieser Tatsache können sich Vertrauenssubjekte jedoch auch bewusst werden (vgl. *ibid.*: 191). Hoffmann erweitert deshalb Luhmanns Unterscheidung von spontanem und durchschauendem Vertrauen um einen weiteren Typus, nämlich ein *skeptisches* Vertrauen. Skeptisches Vertrauen misstraut grundsätzlich allen Indikatoren und unterstellt deren Instrumentalisierung. »Das skeptische Vertrauen ist schließlich ein Beispiel dafür, wie sehr der alte philosophische Zweifel an den Möglichkeiten des Erkennens mittlerweile auch im Alltag angekommen ist« (*ibid.*: 193). Indikatoren fungieren im skeptischen Vertrauen in erster Linie als *Ausschlusskriterien*. Hier muss das Vertrauensobjekt den Indikatoren also in zumindest einem *gewissen Rahmen* gerecht werden, um nicht auch noch das skeptische Vertrauen zu verlieren (vgl. *ibid.*: 198) ¹³.

Da die Interpretation der Indikatoren und die Erfahrungen, die gesetztes Vertrauen vor sich selbst rechtfertigen, genuin subjektiv sind und nur vor dem jeweiligen lebensweltlichen Horizont nachvollzogen werden können, folgern wir, dass Vertrauen selbst einem Lernprozess unterworfen sein muss. Während wir in Kapitel 2.3.1 auf Seite 12 bereits auf das Erlernen der Vertrauensfähigkeit als Voraussetzung des Vertrauens eingegangen sind, beziehen wir uns hier vielmehr auf das Erlernen des Vertrauens selbst, das nun in jeder einzelnen Vertrauenshandlung aufs Neue erfolgen muss. Während Vertrautheit durchaus über Ähnlichkeit bzw. Symbole *übertragen* werden kann (vgl. Kapitel 2.3.2 auf Seite 13), gilt dies nicht für Vertrauen: »Vertrauen ist [...] eine weder objektiv noch subjektiv, weder auf andere Gegenstände noch auf andere Vertrauende übertragbare Einstellung« (Luhmann 1989: 29).

2.7 Vertrauen und Zeit

Lewis und Weigert (1985) erklären die Notwendigkeit des Mechanismus Vertrauen zur *Reduktion von Komplexität* durch die den modernen Gesellschaften immanenten *zeitlichen Strukturen*. Diese stellen Individuen vor die wachsende Herausforderung, einerseits einen persönlichen Zeitplan auf Basis dieser zeitlichen Strukturen aufzustellen, andererseits die Zeitpläne anderer zu berücksichtigen. Der persönliche Zeitplan wird also beeinflusst durch die sozial determinierte Dauer, die einer Handlung jeweils zugeschrieben wird.

Weit vorgehende Planung statt Vertrauen erhöht Komplexität allerdings dadurch, dass es ein Bewusstsein für die Unsicherheit schafft. Deshalb sollte man es auch dem Lauf der Zeit überlassen, Komplexität wiederum zu reduzieren. Planung macht also nur bis zu einem gewissen Grad Sinn (vgl. Luhmann 1973: 16f.).

¹³Skeptische Bezugsgruppen würden, Hoffmann folgend, aufgrund des Bedeutungsverlusts der Indikatoren zudem vermehrt auf andere Aspekte wie den der *Expressivität* zurückgreifen. Überspitzt formuliert bedeutet dies für Vertrauensobjekte und insbesondere für die PR: »Lüge vertrauenswürdig, vor allem aber unterhaltsam!« (Hoffmann 2013: 199)

Mit diesen integrierten zeitlichen Strukturen moderner Gesellschaften lässt sich erklären, warum es innerhalb eines sozialen Systems eines Mechanismus bedarf, die Unvorhersehbarkeit von möglichen zukünftigen Ereignissen aufzulösen. Der *rationale Ausschluss* möglicher Ereignisse ist der sicherste Weg, sich über die Zukunft Gewissheit zu verschaffen. Im Kontext moderner Gesellschaften erweist sich dieser Weg aber nicht mehr als praktikabel, daher wird auf Vertrauen als funktionales Äquivalent zu rationaler Voraussage zurückgegriffen. »Trust begins where prediction ends« (Lewis und Weigert 1985: 976). Da der Mechanismus Vertrauen die Möglichkeit des Eintretens alternativer Ereignisse auf nahezu Null senkt, erfolgt die Komplexitätsreduktion schneller und ökonomischer als es das rationale Ausschlussverfahren bewerkstelligen könnte. »To trust is to live as if certain rationally possible futures will not occur« (ibid.: 969). Daher übernimmt das Vertrauen die Aufgabe rationaler Planung der Zukunft ab dem Zeitpunkt, von dem an die Vorhersagbarkeit vernünftigerweise versagt, wir aber durch das Berufen auf unsere Erwartungen bzw. Erfahrungen ein Gewissheitsäquivalent hinzuziehen, das insoweit funktional wertvoll ist, als dass es viele Alternativen in die latente Unbedeutsamkeit drängt und uns frohgemut in die Zukunft blicken lässt¹⁴.

2.7.1 Bestände und Ereignisse

Der Zauberberg

Leere und Monotonie mögen zwar den Augenblick und die Stunde dehnen und ›langweilig‹ machen, aber die großen und größten Zeitmassen verkürzen und verflüchtigen sie sogar bis zur Nichtigkeit. Umgekehrt ist ein reicher und interessanter Gehalt wohl imstande, die Stunde und selbst noch den Tag zu verkürzen und zu beschwingen, ins Große gerechnet jedoch verleiht er dem Zeitgange Breite, Gewicht und Solidität, so dass *ereignisreiche* Jahre viel langsamer vergehen als jene armen, leeren, leichten, die der Wind vor sich her bläst, und die verfliegen.

-- Mann (1967: 124f.)

Vertrauen lässt sich *nur* in einem zeitlichen Kontext verstehen. Es gilt hierzu zwischen *Ereignissen* und *Beständen* zu unterscheiden. Ereignisse sind an einem Zeitpunkt festgesetzt und gleiten nach und nach von der Zukunft entlang des Zeitstrahls in die Vergangenheit. Auf dem Weg kreuzen sie die Gegenwart und werden zu tatsächlichen Ereignissen. Aus der Unumgänglichkeit des Ablaufs resultiert auch das Gefühl einer gewissen Machtlosigkeit diesen Umständen gegenüber.

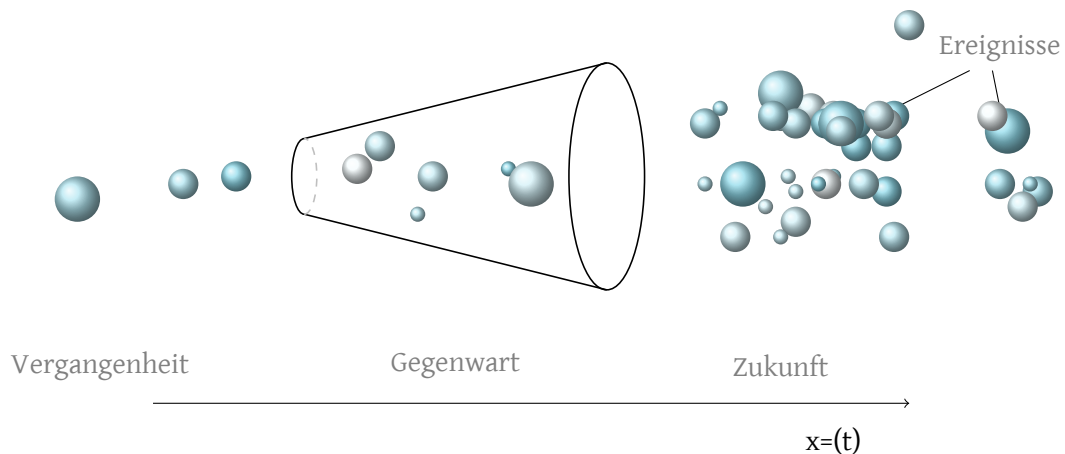
Die Orientierungslosigkeit, die sich in dem Gefühl äußert, systematisches Wissen über die Organisation der Gesellschaft sei nicht zu haben, geht [...] in erster Linie aus der vielfach empfundenen Ahnung hervor, wir seien Gefangene einer Welt von Ereignissen, die sie nicht zur Gänze verstehen und die sich weitgehend unserer Kontrolle entzieht (Giddens 1999: 10f.).

Bestände hingegen sind insofern genuin gegenwärtig, als sie dem Wechsel der Zeitpunkte trotzen. Wir kennen Bestände vor allem in Form von *Erwartungen* und *Erinnerungen*. Genau hier leuchtet der Gegenwartsbezug, den Luhmann dem Vertrauen unterstellt, nunmehr ein. Ereignisse und Bestände

¹⁴Vgl. dazu auch Hupcey et al. (2001: 290)

bezeichnen jeweils eine Perspektive, die der anderen entgegensteht. Aus einer Perspektive erkennen wir alle möglichen Ereignisse, die vorerst in der Zukunft liegen. Nicht alle dieser Möglichkeiten können Gegenwart und daraufhin Vergangenheit werden. Daher durchlaufen Ereignisse einen Filter, der ihnen in ihrer zeitlichen Natur innewohnt (vgl. Abbildung 1). In der anderen Perspektive macht es nun dieser Umstand notwendig, eine gewisse Sicherheit darüber herzustellen, welche Ereignisse den Filter passieren und damit Wirklichkeit werden können. Wir wechseln also die Perspektive und drehen den Filter um. In Form eines Lichtkegels wagen wir einen Blick in die Zukunft, um der Überkomplexität Herr zu werden. Den Blickwinkel bestimmen gegenwärtige Bestände (vgl. Luhmann 1973: 8ff.). Und hier kommt Vertrauen ins Spiel.

Abbildung 1: Temporale Perspektive auf Luhmanns Vertrauensmodell



Die Bestände, die also den Blickwinkel und damit den Lichtkegel in die Zukunft determinieren, werfen zugleich auch lange Schatten, nämlich in die Vergangenheit: »Man kann nicht ohne jeden Anhaltspunkt und ohne alle Vorerfahrungen Vertrauen schenken« (Luhmann 1989: 20). Als Voraussetzung dient vielmehr etwas dem Bestand Entlehntes. Das impliziert, dass Vertrauen, wenn auch zukunftsgerichtet, ohne *Vergangenheitsbezug* nicht auskommt. Informationen aus der Vergangenheit werden daher, wie es Luhmann formuliert, *überzogen*, um eine Bestimmung der Zukunft anzustellen (vgl. *ibid.*).

Bestände verweisen daher immer auf Erfahrungen, die als Informationen überzogen und als *bewusst relatives Wissen* angenommen werden. Während nun Erfahrung aus Luhmanns Vertrauensmodell nicht wegzudenken ist, weil erst auf ihrer Grundlage alternative Möglichkeiten bewusst ausgeschlossen werden, erfährt Wissen im Verständnis Giddens nur insoweit Berücksichtigung, als dass es *auch* für die Vertrauensentscheidung relevant ist (vgl. dazu Kapitel 2.3.7 auf Seite 22).

2.7.2 Evolution des Vertrauens

Auch Mayer et al. (1995: 728) berücksichtigen die *zeitliche Perspektive* auf Vertrauen und erweitern das Konstrukt um die Fähigkeit, sich im Laufe der Zeit zu verändern. Die *Evolution des Vertrauens* wurde vor allem in der *Spieltheorie* (etwa dem Prisoner's Dilemma) untersucht, wobei Kooperation tendenziell mit vertrauenswürdigem Verhalten belohnt wurde. Während auf die Notwendigkeit des Erlernens von Vertrauen bereits in Kapitel 2.6 auf Seite 26 eingegangen wurde, ist der Vertrauensprozess damit i. d. R. nicht abgeschlossen. Mayer et al. integrieren die Möglichkeit der Veränderung des Vertrauens in ihr Modell über eine *Feedback-Schleife*, die sich von den Folgen der riskanten Hand-

lung in einer Beziehung auf die Vertrauensvoraussetzungen Fähigkeit, Wohlwollen und Integrität zieht. Der dadurch entstandene Kreislauf schließt sich also mit jeder darauffolgenden Interaktion von Vertrauenssubjekt und -objekt¹⁵.

Die Feedback-Schleife bei Mayer et al. (1995) erweitert zwar den Vertrauensbegriff um die Möglichkeit, sich im Laufe der Zeit zu verändern, dennoch kehrt die Schleife immer zu einem konkreten Punkt zurück, an dem situativ eine Entscheidung für oder wider Vertrauen zu treffen ist. Entsprechend steht auch diese Konzeption einer temporalen Perspektive auf Vertrauen derjenigen Giddens (1999) entgegen, die Vertrauen als kontinuierlichen Zustand, von der jeweiligen Situation gelöst, begreift (vgl. Kapitel 2.3.6 auf Seite 20). Wir wollen Vertrauen hier insofern als situationsgebunden annehmen, als die jeweilige Erwartung immer erst dann formuliert wird, wenn sie für uns relevant wird. Diese Annahme beruht auf der Verknüpfung von Vertrauen mit Risiko und Handlung im Sinne Luhmanns (vgl. Kapitel 2.3.6 auf Seite 20). Da Risiko erst kalkuliert wird, wenn wir eine Handlung in Erwägung ziehen, führen wir auch erst dann unsere Erwartungen aufgrund der Bestände bzw. Erfahrungen (vgl. Kapitel 2.7.1 auf Seite 28) ins Feld. Deutsch (1958: 265) nimmt daher als zweites Grundelement seiner Konzeption von Vertrauen neben der Erwartung eine gewisse *motivationale Relevanz* eines Ereignisses an, die uns erst an den Punkt führt, Handlung und damit Risikokalkulation überhaupt in Erwägung zu ziehen. Möge in Bezug auf etwas Vertrauen nun auch in vielen aufeinanderfolgenden Situationen aufgrund positiver Erfahrungen gefasst werden, uns Vertrauen also als kontinuierlicher Zustand bzw. Routine (vgl. Giddens 1999: 115) erscheinen, so hebt diese Wahrnehmung die Situationsgebundenheit nicht auf. Als Routine begreifen wir daher vielmehr die verwandten Konstrukte Vertrautheit und Zuversicht, denen keine situationsgebundene Risikokalkulation eigen ist. Vertrauen hingegen ist schon insofern situativ, als *ein* (negatives) Ereignis bereits den »Vertrauensbruch« herbeizuführen vermag; Vertrauensobjekte umschreibt Luhmann (1989: 30) als *Symbolkomplexe* (vgl. Kapitel 2.3.2 auf Seite 13), welche jedem Aspekt, der die Vertrauensfrage beeinflussen kann, zu einer »symptomatischen Relevanz« verhelfen. Gerade scheinbar harmlose Lügen stehen dann symbolisch für den »wahren Charakter«, woraufhin in besonders vertrauensabhängigen Situationen Vertrauen in seinen Grundfesten erschüttert werden kann.

2.8 Der Sprung ins Vertrauen

Die Vertrauensforschung hat einen immensen Einfluss durch *Simmel* erfahren, obwohl sich dieser nur am Rande mit der Thematik befasst hat. Wie Möllering (2001: 404) feststellt, ergeben die vereinzelten Textstellen in Summe kaum zehn Seiten. Und dennoch lässt sich sein Einfluss bei Luhmann (1973) und Giddens (1999) zum Beispiel explizit nachlesen¹⁶. Simmels Verständnis von Vertrauen zeichnet sich durch einen vergleichsweise *schwachen Zusammenhang von Vertrauensvoraussetzungen und tatsächlichen Erwartungen* in einer Vertrauensbeziehung aus. Statt einer von gewissen Voraussetzungen ausgehend rational nachvollziehbaren Erwartungsbildung vermutet Simmel den Einfluss einer *Art von Glauben*, die Vertrauen letztlich konstituiert.

Vertrauen erfüllt seine Funktion bei Simmel sowohl in synthetischer Manier als *Kleister der Ge-*

¹⁵Der *zirkuläre, sich selbst bestätigende* Charakter des Vertrauens lässt sich auch psychologisch erklären: Eine Vielzahl psychologischer Prozesse lässt einen *Negativitäts-Bias* vermuten, der auch in Bezug auf die *Risikowahrnehmung* häufig angenommen wurde. Zu einer abweichenden Ansicht gelangen jedoch White et al. (2003: 717ff.) aufgrund ihrer Studien, die vielmehr die *Berücksichtigung von Kontext und Hintergrund* nahelegen, um Risikowahrnehmung nachvollziehen zu können. Ihre »Confirmatory Bias Hypothesis« geht davon aus, dass vor allem diejenigen Botschaften in Bezug auf ein bestimmtes Risiko auf Vertrauen stoßen, die bereits bestehende Einstellungen des Betroffenen bestätigen

¹⁶Vgl. dazu auch die Funktion des Vertrauens als Komplementärmechanismus bei Bentele und Nothhaft (2011: 51)

sellschaft als auch für Individuen als *Basis für praktische Entscheidungen*. Vertrauen *transzendiert* also auf mehreren Betrachtungsebenen (vgl. Merten 2009). Folglich inkludiert Simmel bereits ein interpersonales Vertrauen, ein Institutionenvertrauen und auch ein Systemvertrauen in seine Konzeption. Auf allen Ebenen verbindet sich nach Simmel im Vertrauen eine *schwache Form induktiven Wissens* mit einem sozio-psychologischen Element, das auf einer Art von Glauben basiert. Dieses Element zu beschreiben fällt ihm allerdings schwer, es scheint jedoch durch seine unterschiedlichen Ausprägungen für *unterschiedliche Nuancen von Vertrauen* verantwortlich zu zeichnen. An anderer Stelle seiner Ausführungen zu Vertrauen verortet Simmel *Zutrauen* zwischen Wissen und Nichtwissen, womit zugleich klar wird, dass sowohl Wissen als auch Nichtwissen Vertrauen entbehrlich machen. Die schwache Form induktiven Wissens, die sich hier als Vertrauensvoraussetzung verdeutlicht, hebt wiederum die Bedeutung jenes vage formulierten Elements eines irgendwie gearteten Glaubens hervor (vgl. Möllering 2001: 405ff.).

»Das Vertrauen ist eine Form von »Glauben«, bei dem das zu wahrscheinlichen Ergebnissen gefasste Zutrauen nicht bloß eine kognitive Einsicht zum Ausdruck bringt, sondern eine Verpflichtung auf etwas« (Giddens 1999: 40). In Anlehnung an Simmel versteht Giddens darin eine gewisse *Widerstandslosigkeit*¹⁷, mit der in der Vertrauenshandlung eben diese Verpflichtung zu jemandem oder etwas eingegangen wird. An Giddens Entbettungsmechanismus Expertensysteme lässt sich erklären, warum ein solches Vertrauen ohne größeren Widerstand gesetzt werden kann. Unter Expertensystemen versteht Giddens »Systeme technischer Leistungsfähigkeit oder professioneller Sachkenntnis, die weite Bereiche der materiellen und gesellschaftlichen Umfeld, in denen wir heute leben, prägen« (ibid.: 40f.). Aufgrund des institutionalisierten Expertenwissens in Expertensystemen ist es uns möglich, auf das vorhandene Wissen und dessen Anwendung zu vertrauen, ohne es vollständig überprüfen zu können. Diese mangelhafte Einsicht in das Funktionieren und Wissen des Expertensystems macht Vertrauen damit zum Teil zu einem »Glaubensartikel« (ibid.: 42). Analog zu symbolischen Zeichen (vgl. dazu Luhmanns Interpretation der Symbole als Repräsentanten der Unterscheidung von Vertrautem und Fremdem in Kapitel 2.3.2 auf Seite 13) stellen auch Expertensysteme sicher, dass *Erwartungen*, ungeachtet räumlicher und zeitlicher Differenz, erfüllt werden (können).

Wiederum an anderer Stelle konzipiert Simmel, seinen bisher angeführten Ausführungen entgegengesetzt, Vertrauen als *reziprok*, also *relational*, wobei Vertrauen explizit als *Geschenk* zu begreifen ist. Zugleich schwingt im entgegengebrachten Vertrauen ein gewisser *Appell* an das Vertrauensobjekt mit, der dieses moralisch zu verpflichten scheint. Simmel vermeidet es also auch hier, das Phänomen Vertrauen einer klaren Vorhersage zugänglich zu machen (vgl. Möllering 2001: 407). Diese *Nichtnormierbarkeit* des Vertrauens findet sich auch bei Luhmann wieder: Das Vertrauen, das einer Person, einer Institution oder einem System entgegengebracht wird, bezeichnet Luhmann als *supererogatorische Leistung*, also »eine Leistung, die, ohne einer Pflicht zu entsprechen, als Verdienst gewürdigt wird und Achtung einträgt« (Luhmann 1989: 47). Denn erst das Entgegenbringen von Vertrauen befähigt das Vertrauenssubjekt, einen *Anspruch* auf etwas zu erheben. Konkret besteht der Anspruch darin, dass das Vertrauensobjekt das in es gesetzte Vertrauen auch bestätige. Zugleich bezeugt dieser Umstand, dass Vertrauen einer *Nichtnormierbarkeit* unterliegt. Parallel zum Fehlen relevanter Information mangelt es auch an einer Norm für geschenktes Vertrauen (weshalb es letztlich zum Geschenk wird). Ebenso wie Information wird auch Normierung *überzogen*, indem mit dem

¹⁷Eine übersichtliche Darstellung der Autoren, die auf Simmel rekurren, findet sich bei Möllering (2001: 408)

Vertrauensgeschenk zugleich *Erhaltungsbedingungen* formuliert werden (vgl. Luhmann 1989: 46f.).

Mit Luhmann (1973), Giddens (1999) und Lewis und Weigert (1985) beziehen sich drei der wichtigsten Beiträge zur Vertrauensforschung direkt auf Simmel und transportieren damit einen Grundgedanken: {The Simmelian idea that comes through strongest is that trust performs a crucial function in modern societies whilst the bases for trust are actually weak. The ›leap‹ is far from rational. [...] In a simple formula, for Simmel trust combines good reasons with faith} (ibid.: 411). Im Bestreben, den funktionalen Aspekt des Vertrauens sowohl im interpersonalen als auch systemischen Kontext weitgehend erklären zu können, wurde jenes »weitere Element« Simmels vernachlässigt.

Möllering nimmt nun eben dieses Element, das den *Sprung ins Vertrauen* erst ermöglicht, genauer unter die Lupe. »Trust can be imagined as the mental process of leaping - enabled by suspension - across the gorge of the unknowable from the land of interpretation into the land of expectation« (Möllering 2001: 412). Die Interpretation der Informationen, über die wir in unserer Lebenswelt verfügen, führen zu den »good reasons« für Vertrauen, um in der Diktion Simmels zu verweilen. Dass diese in der aktuellen Vertrauensforschung eine starke Berücksichtigung erfahren, äußert sich in den Versuchen, möglichst akkurate und generalisierbare Skalen für Vertrauenswürdigkeit aufzustellen. Da der Ausgangspunkt dieser Gründe für Vertrauen aber im »land of interpretation« angesiedelt ist, erscheint Möllering das Bestreben, Vertrauen rational erklären zu können, nicht zielführend. »The hermeneutic quality of human experience makes definitive models ultimately impossible« (ibid.).

Nach Möllering wird die Vertrauenshandlung erst eingeleitet, wenn ein gewisser Punkt erreicht wird, an dem *Interpretationen akzeptiert* und das Wissen um das Nichtwissen *aufgehoben* wird. »One can catch glimpses of suspension empirically when people say things such as: ›everything will be fine‹, ›no need to worry‹, or ›just go ahead‹« (ibid.: 414). Ähnliches findet sich zum Beispiel bei Lewis und Weigert, die als Pendant zum emotionalen Band zwischen Vertrauenssubjekt und -objekt im interpersonalen Vertrauen im Systemvertrauen eine »presentational base« erahnen, welche den Anschein des »everything seems in proper order« (Lewis und Weigert 1985: 974) erwecken will, womit Systemvertrauen überhaupt erst ermöglicht wird. Der Gedanke, dass ein gewisser Punkt erreicht werden muss, um Vertrauen einzuleiten, ist allerdings auch nicht neu. Luhmann bezieht sich auf diesen Gedanken, wenn er von *Schwellenwerten* spricht, welche erreicht werden müssen, um von Vertrautheit zu Vertrauen oder Misstrauen zu gelangen. An diesen Schwellenwerten ist es dem Vertrauenssubjekt möglich, alles Vorangegangene in eine »unterschwellige Latenz« (Luhmann 1989: 81) hinabgleiten zu lassen.

Die *Aufhebung*, unter welcher nun Möllering jenes vage Element Simmels versteht, bezieht sich auf das bei Lewis und Weigert (1985) erörterte Handeln *als ob* zukünftige Ereignisse sicher wären. Bei Luhmann macht Möllering die Aufhebung im *Überziehen von Information* (vgl. Kapitel 2.7.1 auf Seite 28) aus. Die Aufhebung ist untrennbar mit der Interpretation verbunden. »In other words, the leap of trust cannot be made from nowhere nor from anywhere« (Möllering 2001: 414). Auch dieser Gedanke ist nicht neu: so erkennen Lewis und Weigert in der kognitiven Basis, auf welcher Interpretationen erfolgen, erst die Möglichkeit, eine Tür zu Vertrauen zu öffnen (vgl. Lewis und Weigert 1985: 970). Das *Übertreten der Schwelle* zu Vertrauen scheint also bei Lewis und Weigert sowohl ein emotionales als auch ein kognitives Fundament vorauszusetzen.

Womit Simmel die Vertrauensforschung grundlegend beeinflusst hat, ist seine Konzeption einer reflexiven Dualität von *Wissen und Nichtwissen* bzw. *Interpretation und Aufhebung* im Vertrauensprozess. Die Aufhebung stellt eine bevorzugte Erwartung her, welche bestimmte »good reasons«

als Vertrauensbasis heranzieht, wobei aber zugleich alternative »good reasons« ausgeblendet werden. Die alternativen Gründe sind nicht zum Zug gekommen und spielen, nachdem der Sprung ins Vertrauen vollzogen wurde, auch keine weitere Rolle mehr. Auf diese Weise werden sowohl Widerspruch als auch Nichtwissen neutralisiert. Hand in Hand geht dieses Verständnis des Vertrauensprozesses mit einer hohen *Konditionalität von Erwartung*.

Deterministic models such as rational choice theory or transaction cost economics cannot deal with the fact that, at least in trust, interpretations do not translate directly into expectations. This is due to the fundamental quality of human experience that reality remains mostly "covered" for us - even when trust feels easy and suspension seems unproblematic (Möllering 2001: 415).

Konsequenterweise plädiert Möllering daher für ein *hermeneutisches* Vorgehen in der Vertrauensforschung. Denn Ausgangspunkt jedes Vertrauensprozesses ist die Interpretation, weshalb ein Verständnis für die jeweilige Lebenswelt der Probanden unabdingbar ist. »The Simmelian notion of trust requires empathy on the part of the researcher: the starting point is the subjective »reality« (context) as interpreted by the trustor« (ibid.: 416). Die Schwäche der quantitativen Methodik liegt also darin, dem Probanden ein vorbestimmtes Korsett an Interpretationen aufzwingen zu wollen.

Neben der Vernachlässigung der Interpretationen des Vertrauenssubjekts in der aktuellen Forschung bemängelt Möllering auch die empirische Erfassung des Phänomens, das er als Aufhebung beschrieben hat. Auch wenn sich Hinweise darauf bei Luhmann, Giddens, aber auch Lewis und Weigert finden, die empirische Berücksichtigung dieses *Sprungs ins Vertrauen* steht nach wie vor aus.

Um einen solchen Sprung ins Vertrauen empirisch greifbar zu machen, muss der Punkt, an dem man dazu ansetzt, ausgemacht werden. Begreift man Vertrauen nun als jeweils situative Kalkulation und Entscheidung, kann eine Veränderung hin entweder zu Vertrauen oder zu Misstrauen nur durch *regelmäßige Messung* erfasst werden. Bei einem »Vertrauensbruch« etwa kommt immer dem zuletzt aufgetretenen relevanten Ereignis hohe Bedeutung zu, weil ab dieser Erfahrung das Wissen um das Nichtwissen nicht mehr in Kauf genommen, das einzugehende Risiko als nicht mehr gerechtfertigt angenommen wird. Dass die Empirie an diesen Schwellenwerten an ihre Grenzen stößt, soll hier nicht bestritten werden. Das rührt schon daher, dass jede Erwartung nicht nur situativ, sondern immer auch subjektiv (nämlich auf Basis jeweils subjektiver Erfahrungen und Interpretationen) formuliert wird. Während die quantitative Methodik dem Probanden ein Korsett von Interpretationen aufzwingt, ließe sich der nachteilige Effekt insofern mindern, als ein *konkretes Bezugsproblem*, auf das hin Vertrauen abgefragt wird, die Möglichkeiten der Interpretation so weit einschränken würde, dass besagtes Korsett relativ treffsicher wäre. Schildert der Fragebogen also eine konkrete Vertrauenssituation, ließe sich die Anzahl der wahrscheinlichen Interpretationen auf ein überschaubares Maß reduzieren. Durch eine konkrete Vertrauenssituation, sei sie auch hypothetisch, ließe sich auch das *situative* Element einer jeden Vertrauensentscheidung miteinbeziehen.

Die regelmäßige Messung macht es dann möglich, die spezifische Dynamik des Vertrauensprozesses (zur Relevanz der Zeit in diesem Zusammenhang vgl. Kapitel 2.7 auf Seite 27) zu berücksichtigen. Bentele und Seidenglanz (2008: 55) nehmen diese Dynamik, die als besondere Eigenheit den (scheinbar) augenblicklichen Verlust des Vertrauens aufweist, zum Ausgangspunkt ihrer *Discrepanzthese*, mit der sie eben dieses Überschreitens von Schwellenwerten habhaft werden wollen.

Vertrauenseinbußen vollziehen sich nach Bentele und Seidenglanz immer in unmittelbarem Zusammenhang mit *Vorfällen bzw. deren medialer Aufbereitung*. Der damit entstandene Nährboden für

potentielle Skandale zeichnet letztlich für mögliche handfeste Krisen verantwortlich. Das Mediensystem steigt in den Prozess v. a. aufgrund *wahrgenommener Diskrepanzen* ein und kann ihn in der Folge entscheidend prägen. Für (potentiell) betroffene Organisationen oder Personen besteht jedoch zugleich auch berechtigte Hoffnung, *Vertrauen durch Kommunikation* nicht nur zu stabilisieren, sondern auch zurückzugewinnen (vgl. Bentele und Seidenglanz 2008: 55). Ein Zusammenhang zwischen Vertrauenseinbußen politischer Akteure bzw. Institutionen und einem Vertrauensverlust in Bezug auf das gesamte politische System lässt sich nicht bestätigen. Daher wird von mancher Seite auch der Anspruch erhoben, zwischen Vertrauen in die Regierung und Systemvertrauen strikt zu differenzieren (vgl. *ibid.*: 56).

2.9 Vertrauen und Demokratie

Der Vertrauensbegriff erfreut sich u.a. in Bezug auf *demokratiethoretische* Erörterungen seit Jahrzehnten einer gewissen Konjunktur, kann jedoch auch auf eine Tradition verweisen, die sich bis Machiavelli, Weber und Locke zurückverfolgen lässt. Wesentliche Bedeutung wird der Variable Vertrauen auch in der Wahlforschung zuteil, als dass Wählervertrauen wichtiger als Identifikation mit Parteien für die Wahlentscheidung zu sein scheint.

In theoretischen Abhandlungen des Verhältnisses Vertrauen zu Demokratie werden einerseits eine breite Vertrauensbasis als Fundament einer funktionierenden Demokratie, andererseits Misstrauen als ständige Kontrollinstanz, deretwegen sich die Politik zu beständiger Legitimation gezwungen sieht, hervorgehoben (vgl. Seidenglanz und Bentele 2008: 351f.).

Die Entwicklung von Misstrauen bzw. Vertrauenseinbußen beziehen sich nach derzeitigem Forschungsstand jedoch in erster Linie auf politische Institutionen bzw. Vertreter, das demokratische System scheint dadurch keine Vertrauenskrise zu erleiden. Daher ist zwischen Vertrauen in politische Institutionen und Systemvertrauen zu unterscheiden (vgl. *ibid.*: 354).

Das politische System, auf das wir uns hier beziehen, unterscheidet sich bezüglich der Vertrauenswürdigkeit von vielen anderen sozialen Systemen: Im politischen System hat Wahrheit nicht den Stellenwert inne, wie er in Kapitel 2.3.3 auf Seite 15 für andere Systeme festgestellt wird. Das symbolisch generalisierte Kommunikationsmedium der politischen Macht wird nicht durch die Wahrheit, sondern durch die *Macht* gestellt. Ausschlaggebend dafür ist, dass politische Macht auch per Zwang durchgesetzt werden kann. Aus diesem Grund ist die Relevanz politischen Vertrauens ungewiss (vgl. Luhmann 1989: 59). Luhmann geht gar einen Schritt weiter, denn gewählte Volksvertreter »beanspruchen souveräne Entscheidungsgewalt, und einem Souverän kann man [daher] nicht vertrauen. Letzte Entscheidungsgewalt erzeugt ihre Normen selbst. Ein Vertrauen kann sich hier allenfalls darauf beziehen, dass Grenzen der Souveränität beachtet werden« (*ibid.*: 60). Relativiert wird diese Einsicht jedoch dadurch, dass auch Vertrauen in Systeme nur über *kleine Schritte* erlernt wird, weshalb im Laufe dieses Prozesses durchaus Vertrauen aufgebaut werden kann.

2.10 Das Misstrauen

Misstrauen ist eine positive Erwartung nachteiligen Handelns. »Misstrauen wird [...] fast notwendig positiv bestimmt. Negativerwartungen sind für Misstrauen zu komplex, weil sie weniger ausschließen« (*ibid.*: 79). Während die Erwartung selbst positiv bestimmt ist, wird der Gegenstand der Erwartung, Hoffmann (2013: 103) folgend, ins Negative zugespitzt. »Soziologisch betrachtet ist Misstrauen

aber die destruktivste Art und Weise, mit Zukunft umzugehen: Wer einem Akteur misstraut, lässt sich auf gar keine Beziehung zu diesem ein und handelt nur für sich« (Kohring 2008: 616).

2.10.1 Latenz des Vertrauens

»Es ist für die Struktur der Vertrauensbeziehung entscheidend, dass sie latent bleibt und lediglich als Sicherheitsüberlegung im Verborgenen ihre generalisierende Wirkung entfaltet. Im offenen Verhalten muss der Vertrauende sich »ganz vertrauensvoll« darstellen; sonst sät er selbst den ersten Samen, aus dem später wechselseitiges Misstrauen keimt, und führt das herbei, was er vermeiden möchte« (Luhmann 1989: 38). Die Latenz wird dabei mit jeder Wiederholung der Feedback-Schleife (vgl. Kapitel 2.8 auf Seite 30), mit jedem »symbolträchtigen«, für das Vertrauen relevanten Ereignis auf die Probe gestellt bzw. gar kurzzeitig aufgehoben. Auch wenn das Vertrauen nämlich latent und gar ein Glaubensartikel (vgl. Kapitel 2.3.4 auf Seite 17) sein mag, einer gewissen Rationalität in der Kalkulation des einzugehenden Risikos verschließt es sich nicht. Folglich kann die *Risikokalkulation* anhand eines konkreten Ereignisses beispielsweise als ausschlaggebend dafür angenommen werden, dass Vertrauen nunmehr in Misstrauen umschlägt.

In Luhmanns Konzeption von Misstrauen nicht als Gegenteil sondern als funktionales Äquivalent von Vertrauen¹⁸ muss Misstrauen wiederum (nach erfolgter Kalkulation einzugehenden Risikos) in die *unterschwellige Latenz* hinableiten, um die Funktion der Komplexitätsreduktion wieder ausüben zu können. Auch das Misstrauen resultiert damit aus dem Überschreiten eines *Schwellenwerts*, der die Aufhebung des Wissens um das Nichtwissen begünstigt (vgl. Kapitel 2.8 auf Seite 30). Auf Systemebene hieße es folglich »nothing seems in proper order« (vgl. Kapitel 2.5.1 auf Seite 25), was einerseits die *Unwahrscheinlichkeit* des Misstrauens auf Systemebene verdeutlicht, andererseits aber auch die fatalen Implikationen dieser Annahme erahnen lässt.

2.10.2 Die Unwahrscheinlichkeit des Misstrauens

Der Idiot

Jewgenij Pawlowitsch zu Fürst Myshkin: »Ihr habt mit einer Lüge angefangen; was aber mit einer Lüge anfängt, muss auch mit einer Lüge enden; das ist ein Naturgesetz.«

-- Dostojewski (1958: 565)

Die Unwahrscheinlichkeit des Misstrauens ergibt sich v. a. aus der rigiden Reduktion der Komplexität, die Hand in Hand gehen muss mit einem erhöhten Maß an *Unsicherheit*. »Auch Misstrauen leistet [...] Vereinfachung, oft drastische Vereinfachung. Wer misstraut, braucht mehr Informationen und verengt zugleich die Informationen, auf die zu stützen er sich getraut. Er wird von weniger Informationen stärker abhängig« (Luhmann 1989: 79). Es sind allerdings gerade *unsichere Erwartungen*, wie sie sich im Misstrauen ergeben müssen, die eine besondere Stabilität aufweisen. Denn während sichere Erwartungen beim ersten Gegenwind an der Enttäuschung zerbrechen, berücksichtigen unsichere Erwartungen von vornherein auch die Möglichkeit eines anderen Ausgangs, wodurch Erwar-

¹⁸Die Möglichkeit, zwischen Vertrauen und Misstrauen zu wählen, ergibt sich erst aus dem Umstand, dass sich die beiden Begriffe nicht nur als Gegenteile, sondern auch als *funktionale Äquivalente* verstehen

tungen trotz gelegentlicher Nichtentsprechungen fortbestehen können (vgl. Luhmann 1989: 87). Daher muss dem Überwinden des Misstrauens ein langwieriger Prozess vorangehen. Darin äußert sich auch die Schwäche des Vertrauens im Vergleich zu anderen Mechanismen zur Reduktion von Komplexität: »Die relative Unterlegenheit, der relativ geringe ›Technisierungsgrad‹ des Vertrauensmechanismus im Vergleich zum Wahrheitscode oder zum Rechtscode zeigt sich unter anderem an den größeren Schwierigkeiten der Rücknegierbarkeit: Vertrauen ist viel leichter in Misstrauen zu verwandeln als umgekehrt Misstrauen in Vertrauen« (ibid.: 99).

Aber nicht nur das in Kauf zu nehmende Sich-Stützen auf spärliche Informationen im Misstrauen macht das Vertrauen attraktiver: Wie bereits in Kapitel 2.6 auf Seite 26 erörtert, ist dem spontanen und dem durchschauenden Vertrauen ein *skeptisches* Vertrauen hinzuzufügen. Dieses tritt dann in Kraft, wenn Vertrauenssubjekte den Indikatoren für Vertrauenswürdigkeit, i. d. F. zu »Gründen« bzw. Rechtfertigungen des Vertrauens weiterentwickelt, nicht mehr trauen. Unterstellt wird im skeptischen Vertrauen die bewusste *Instrumentalisierung* der Indikatoren, die aber bis zu einem gewissen Grad gerne in Kauf genommen wird. Skeptisches Vertrauen schließt aber die Wahrheitsliebe nicht aus. Ihr ist es nämlich zu verdanken, dass, statt der Kontingenz widerstandslos zu erliegen, der *Lüge* bis zu einem gewissen Grad Glauben geschenkt wird. Nach Hoffjann (2013: 197) nämlich so lange, so lange man den Glauben an die Lüge vor sich selbst zu rechtfertigen vermag. Warum aber diese Mühe? Wahrheit erfüllt für den Menschen eine soziale Funktion. So ist die Einigung auf einen Konsens von *Wahrheit* für das friedliche Zusammenleben der Menschen unabdingbar. Insofern relativieren Vertrauenssubjekte gar die Art und Weise ihres Vertrauens, nur zu dem Zweck, das Vertrauen so lange wie möglich aufrechtzuerhalten. Es scheint nun der Vertrauensprozess beide Pole, nämlich entweder Vertrauen oder Misstrauen, hat er sich einmal auf eine Richtung festgelegt, den physikalischen Trägheitsgesetzen entsprechend zu verfolgen. Unzweifelhaft fällt es ihm jedoch viel schwerer, vom Pol des Misstrauens abzulassen bzw. die Rücknegierung des Misstrauens herbeizuführen. Und doch bedarf es ebenso eines erheblichen Aufwands, bestehendes Vertrauen zum Erliegen zu bringen. Es stellt sich die Frage, was den Menschen dazu bewegt, selbst die Lüge noch bis zu einem gewissen Grad anzunehmen, statt umgehend die Konsequenzen zu ziehen und dem Misstrauen den Vorzug zu geben. Nun mag, wiederum auf die Trägheitsgesetze berufend, ein Pendant zum *Äquivalenzprinzip* dafür ausschlaggebend sein, dass die vereinzelte Lüge ein über weite Strecken gerechtfertigtes Vertrauen nicht zu brechen vermag.

2.10.3 Die Lüge und der Vertrauensbruch

Die Wildente

Relling: Ehe ich es vergesse, Herr Werle junior. Warum gebrauchen Sie das Fremdwort »Ideale«? Wir haben doch das gute deutsche Wort: Lügen.

Gregers: Glauben Sie, die beiden Worte haben etwas miteinander gemein?

Relling: Allerdings. Wie Typhus und Faulfieber.

-- Ibsen und Schulte-Frohlinde (1962: 101)

Andererseits wird mit dem Vorwurf der *Lüge* durchaus gegeizt. Das mag einerseits deshalb der Fall sein, weil gerade scheinbar harmlose Lügen dann symbolisch für den »wahren Charakter« stehen und *symptomatische Relevanz* erlangen (vgl. Kapitel 2.7.2 auf Seite 29), andererseits scheint auch das Eingeständnis, getäuscht worden zu sein, eine gewisse Hemmschwelle überwinden zu müssen. Wie sonst ließen sich Kommunikationsformen wie *Höflichkeit* erklären, »deren Sinn geradezu darin besteht, soziale Beziehungen durch Täuschungsmanöver zu ermöglichen« (Liessmann 2010: 120). Die Höflichkeit stellt nicht nur bewusste Täuschung dar, sondern wird auch vom Gegenüber als solche erkannt und akzeptiert. Eventuell kommen wir dem Grund dafür auf die Spur, indem wir die Lüge selbst zum Thema machen:

In einem überlieferten Zwiegespräch zwischen Sokrates, dem Philosophen der Wahrheit, und dem Sophisten Hippias kommt, auf den listenreichen und »lügenhaften« Odysseus Bezug nehmend, die Qualifikation des Lügners zur Sprache: Statt das Lügen als einen moralischen Defekt zu erörtern, einigen sich die beiden darauf, dass die Täuschung v. a. ein hohes Maß an *kommunikativer Kompetenz* voraussetzt. »Das Lügen, so suggeriert im weiteren Gesprächsverlauf Sokrates, ist eine Fähigkeit, die selbst wiederum intellektuelle Qualitäten wie Verschlagenheit, Klugheit und ein bestimmtes Wissen zur Voraussetzung hat, was dem Lügner gegenüber dem Wahrhaftigen einen Vorsprung verschafft« (ibid.: 122).

Mit der dem Lügen unterstellten Kompetenz einhergehend entsteht, Liessmann (ibid.) folgend, auch eine gewisse *Lust* zur Täuschung. Die Lust nämlich, die zu erfolgreicher Täuschung nötigen Qualifikationen zu erproben. Den Gedanken weiterführend könnte man zum Schluss kommen, dass jede Kommunikation sich zuerst die Täuschung zum Ziel setzt, womit sich nach Liessmann auch die *Entwicklung immer komplexerer Kommunikationsmedien* erklären ließe. Die kreative Energie dazu entstammt der Lust. »Man kann nur kunstvoll und geschickt lügen; die Wahrheit kann man immer nur einfach sagen« (ibid.: 121). Die Lüge erscheint schon deshalb kompetenter als die Wahrheit, weil der Lügner zugleich auch über die Wahrheit Bescheid wissen muss. Folglich könnte man die Wahrhaftigkeit, zumindest kommunikativ betrachtet, als einen *Mangel* interpretieren. Es ist erst das Wissen um die Wahrheit, das die Täuschung so attraktiv und reizvoll erscheinen lässt. Nicht nur werden entsprechende *Energien* eben dort freigesetzt, wo die Wahrheit am ehesten zu drohen scheint, auch sind es ebendiese Situationen, in welchen die Lüge die *Kommunikation am stärksten beeinflusst*. »Es gibt keinen Akt der Kommunikation, der von dieser Erfahrung frei wäre« (ibid.: 130).

Es ist durchaus nachvollziehbar, dass man sich nur ungern eingesteht, Opfer einer Täuschung geworden zu sein. Immerhin erhebt man damit Zweifel an der eigenen Kompetenz, die Indikatoren

der Vertrauenswürdigkeit richtig lesen zu können. Weit mehr sträubt man sich aber, einem überführten Lügner, dem man, wenn auch niemals explizit, ein hohes Maß an Kompetenz zuschreibt, wieder die Chance zu einer vertrauensvollen Beziehung einzuräumen. Hier spielt v. a. die *ethische Dimension* (vgl. Kapitel 2.3.4 auf Seite 17) eine erhebliche Rolle, die dafür Sorge trägt, dass zum (abermöglichen) Schaden der Spott nicht fehlt. Die Schwellenwerte, an denen Vertrauen zu einem Lügner gefasst werden kann, haben sich deutlich verschoben, das Risiko scheint in den seltensten Fällen die Sache wert zu sein. Hier lässt sich nachvollziehen, warum grundsätzlich eine weite Strecke zum Misstrauen zu bewältigen ist, die Rücknegierbarkeit bestehenden Misstrauens aber umso unwahrscheinlicher erscheint.

Dennoch muss Misstrauen auf Systemebene zugunsten der Vertrauensfähigkeit gar institutionalisiert werden: Denn je komplexer Systeme sind, desto eher sind diese auch darauf angewiesen, dass sich zum Mechanismus des Vertrauens auch weitere Mechanismen gesellen. Misstrauen, zum Beispiel in Form von *Kontrollen*, ist deshalb zu institutionalisieren, um eine gewisse *Systemrationalität* herzustellen. Für eine solche Rationalität ist das Vertrauen alleine wohl als unzureichend im Sinne dessen zu erachten, als dass es »erst recht auf Systemebene darauf angewiesen [ist], dass die Risikoneigung unter Kontrolle gehalten wird und die Enttäuschungsquote nicht zu groß wird« (Luhmann 1989: 99).

2.10.4 Das Misstrauen als Gegenteil und funktionales Äquivalent

Während Misstrauen nun als funktionales Äquivalent und nicht als Gegenteil verstanden wird, bedient sich der Strukturfunktionalismus doch der Negation (»everything« vs. »nothing«). Aus funktionaler Sicht gilt es jedoch, »die Gegensätze richtig zu erkennen, erstens nämlich als Gegensätze, dann aber als die Pole einer Einheit« (Hesse 1971: 82). Ein Prinzip, das auch in Hesses Glasperlenspiel hochgehalten wird. Die Pole rücken einander näher, weil sie »mittels binärer Schematisierung so behandelt [werden], als ob sie durch bloße Negation ineinander überführt werden könnten« (Luhmann 1989: 99). Die Einheit der beiden Pole bildet ihre Funktion, die Reduktion von Komplexität. Mit dem Vertrauen teilt das Misstrauen auch die Ausgangsbasis, nämlich die *vertraute Atmosphäre*, von der aus an Schwellenwerten der Übergang zum Misstrauen erfolgen kann.

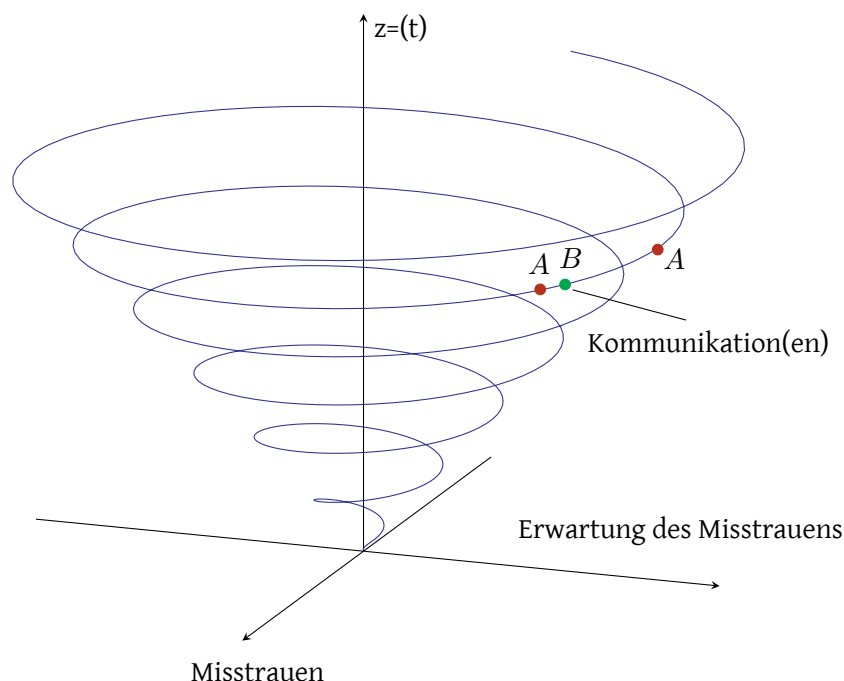
2.10.5 Die Misstrauensspirale

Während einerseits die *Unsicherheit* von Erwartungen im Misstrauen dessen Stabilität herbeiführt (vgl. Kapitel 2.10.1 auf Seite 35), wird diese zudem durch einen weiteren Umstand begünstigt: Luhmann erkennt im Misstrauen eine selbstverstärkende Tendenz insofern, als einem entgegengebrachten Misstrauen immer mit *Unverständnis* begegnet wird. »Das Misstrauen bleibt [...] objektiv unerklärlich« (ibid.: 82). Ein solches schlägt daher seinerseits wiederum in Misstrauen um, wodurch das vorangegangene seine nachgereichte Rechtfertigung erfährt. Erklärbar ist dieser Effekt allerdings nicht. Denn jedes Umschlagen in Misstrauen oder Vertrauen geschieht innerhalb eines *subjektiven Prozesses*, der sich wiederum die Reduktion von Komplexität zum Ziel setzt. Einem solchen Prozess wohnt immer ein »sprunghaftes, unberechenbares Moment« (ibid.: 83) inne. Nachdem wir hier von Vertrauen bzw. Misstrauen als generalisierter Haltung sprechen, müssen wir davon ausgehen, dass sich in diesem Prozess der Vertrauens- bzw. Misstrauensbildung gewisse Umstände zu *Symptomen* für viele weitere Umstände aufschwingen. Ganze »Felder« von Handlungen und Umständen unterliegen nunmehr einem *Generalverdacht*.

Besteht nun der Generalverdacht und wird darauf mit Unverständnis, folglich wiederum Misstrauen, reagiert, stehen wir am Eintrittspunkt in eine *Misstrauensspirale*. Eine Misstrauensspirale findet sich in der wissenschaftlichen Literatur nur im marktwirtschaftlichen Kontext, wobei diese bloß vage als ein sich gegenseitig verstärkendes Wechselspiel von Vertrauen und vertrauensvollem Klima erörtert wird¹⁹.

Auch das Misstrauen schaukelt sich an Indikatoren, die als Gründe herangezogen werden, wechselseitig hoch. Das wird v. a. aufgrund des *reflexiven Charakters* von Beziehungen zwischen Vertrauenssubjekt und -objekt möglich. Reflexiv erfolgt nämlich auch das Bilden neuer Indikatoren für bestehende Indikatoren, wobei diese wiederum ständigen Veränderungen unterworfen sind. Aus diesen Umständen ergibt sich eine *Dynamik*, die dem Vertrauen grundsätzlich, und deshalb auch dem Misstrauen immanent zu sein scheint (vgl. Hoffmann 2013: 181). Fatal für diese Dynamik scheint, dass man entgegenschlagendes Misstrauen umgehend mit Misstrauen erwidert, in der Annahme (bzw. Überzeugung) nämlich, das Misstrauen werde ohnehin nachgereichte Rechtfertigung erfahren. Da Indikatoren durch die Bestätigung entgegengebrachten Ver- bzw. Misstrauens an Relevanz gewinnen, determinieren ebendiese *Unterstellungunterstellungen* (vgl. *ibid.*: 184) durch Vorwegnahme der Bestätigung die *Richtung* des Misstrauensprozesses (vgl. Abbildung 2). Diese Unterstellungen zweiter Ordnung sind für das tatsächliche Handeln insofern relevant, als aufgrund von Erwartungen gehandelt wird ohne Gewissheit über die Unterstellung des anderen zu haben. So »gewinnen Unterstellungen durch ihr bloßes Unterstellen Realitätsgewissheit« (*ibid.*: 186).

Abbildung 2: Misstrauensspirale



2.10.6 Der Ausbruch aus der Misstrauensspirale

Nach Luhmann lässt sich eine »weitreichende systemtheoretische Hypothese formulieren: Ein soziales System, das misstrauisches Verhalten seiner Teilnehmer für bestimmte Funktionen benötigt

¹⁹Vgl. dazu http://www.hwwi.org/fileadmin/hwwi/Publikationen/Externe_PDFs/479-496-Zeitgesprach_1_.pdf

oder nicht vermeiden kann, braucht zugleich Mechanismen, die verhindern, dass das Misstrauen überhand nimmt [...] und sich durch Prozesse wechselseitiger Steigerung ins Zerstörerische wendet« (Luhmann 1989: 84). Als einen solchen Mechanismus bezeichnet Luhmann die *Bestrafung* bzw. *Buße*, deren grundlegende Funktion in Bezug auf das Durchbrechen einer verhängnisvollen Misstrauensspirale darin liegt, konkrete »Endpunkte« (vgl. *ibid.*: 85) für das Misstrauen zu setzen.

2.11 Einbettung des Begriffs Vertrauen in die Theorie der PR

Public Relations ist als alltagspublizistisches Persuasionssystem auf Überreden und Überzeugen weltgesellschaftlicher Öffentlichkeiten ausgerichtet. Mithilfe heterarchisch vernetzter Haushalte, Organisationen und Märkte bearbeitet das PR-Gesamtsystem, anhand vorprogrammierter Entscheidungsprogramme, eine zirkuläre Re-Produktion und Re-Rezeption öffentlicher Kommunikation, mit der spezifischen Absicht, öffentliche Interessen (public interests) und öffentliches Vertrauen (public trust) auf dem Niveau des Bescheidwissens zu verstärken und zu pflegen (Rühl 2009: 76).

Die erste theoretisch fundierte PR-Forschung zu Vertrauen findet sich bei Bentele, beginnend mit seiner Habilitationsschrift im Jahr 1988. Seine Arbeiten gelten bis in die Gegenwart als Basis der Vertrauensforschung in der PR (vgl. Hoffjann 2013: 27). Das ist insofern nicht weiter verwunderlich, als Hoffjann auch 2013 zu dem Schluss kommt, dass Vertrauen in der PR nur selten theoretisch fundierte Berücksichtigung erfährt (vgl. *ibid.*: 201). Auch Röttger et al. (2011: 150) erkennen keinen einheitlichen Strang der kommunikationswissenschaftlichen PR-Forschung, der sich dem Phänomen Vertrauen verschrieben hätte. Vielmehr nehmen die einzelnen Arbeiten aufeinander kaum Bezug. Das Gros der Studien in diesem Kontext befasst sich nach wie vor überwiegend mit Fragen zur Glaubwürdigkeit.

Vertrauen zählt allerdings bereits seit den 50er und 60er Jahren des letzten Jahrhunderts zu den zentralen Kategorien der PR. Außerdem wird sie mittlerweile als *Ziel der PR* erkannt (vgl. Hoffjann 2013: 26). Trotz Erkennens der Relevanz des Begriffs Vertrauen für die PR lassen die bisherigen Forschungsbemühungen zu wünschen über.

Was die PR im Vergleich zu anderen organisierten Kommunikationen in Bezug auf den Vertrauensprozess unterscheidet, ist die Möglichkeit, Vertrauen in *dialogischer, symmetrischer Kommunikation* zu etablieren. »[I]t is not so much the traditional elements of one-way communication, which support and sustain trust building, but primarily dialogue, transparent communicational behaviour, the capacity to reflect oneself critically and to revise one's behaviour (acknowledged as wrong)« (Bentele und Seidenglanz 2008: 58). Das Potential, seine Kommunikationen der jeweiligen Situation anpassen zu können, kulminiert in einer *Konsens-orientierten PR*, welche, als praxisbezogene Konzeption, v. a. durch Burkart (2008) Beachtung gefunden hat. Um das Potential in der Praxis auch ausschöpfen zu können, sind die Fähigkeiten aller am Prozess Beteiligten entsprechend auszubauen. Bentele und Seidenglanz (2008: 58) betonen hierbei eine qualitative Ausbildung und einen hohen Grad persönlicher Verantwortlichkeit der Akteure.

Wenn nun Vertrauen, erkannt als das Ziel jeder PR, über Kommunikation hergestellt werden kann, gilt es hier, den Kommunikationsprozess zum Zwecke des Vertrauensserwerbs auch auf systemischer Ebene zu erfassen. Auf einer *Mikroebene* rekurriert Merten (2009: 52ff.) auf Luhmann und nimmt als kleinste Einheit(en) aller Sozialsysteme *Kommunikationen* an. In Bezug auf PR lassen sich

damit *verbale bzw. nonverbale Kommunikationsprozesse* als die Basiseinheiten und PR als ein *Sonderfall der Kommunikation* begreifen. Die Makroperspektive offenbart, dass eine Vielzahl der Definitionen von PR existiert, folglich ein Konsens über das Verständnis von PR fehlt. Eine systemtheoretische Betrachtung des Systems PR macht dennoch Sinn, nämlich in der Konzeption Luhmanns »Einfache Sozialsysteme«, welche die Mikroanalysen Goffmans und die Makroperspektive Parsons gleichermaßen integriert in eine Darstellung der *Kommunikation als das kleinste Element* des sozialen Systems. »Vergleich und Vergleichbarmachung von Erscheinungen auf völlig distinkten Ebenen« (ibid.: 59) erfolgt dabei insofern, als Luhmann das populäre *AGIL-Schema* Parsons, eine Darstellung der existenziellen Grundfunktionen jedes Sozialsystems, mit dem Kommunikationssystem verknüpft. Der Adaption entspricht die *Themenwahl*, dem Goal Attainment die *zielgerichtete Kommunikation*, der Integration die *Integration aller Kommunikationen* und dem Latent Pattern Maintenance die *Vermeidung von Unterbrechung*. Die Stärke der Systemtheorie in Bezug auf Sozialsysteme zeigt sich hier in der *Transzendenz*, mit welcher sich mittels Selbstreferenz aus kleinsten Systemen größere bilden können. Aufgrund der Annahme der Kommunikation als den kleinsten Baustein können die Mikro-, Meso- und Makro-Ebene zueinander in Beziehung gesetzt werden, womit einige Probleme anderer Perspektiven überwunden werden (vgl. ibid.: 68). In Bezug auf PR lässt sich *Öffentlichkeit* als die nächsthöhere Ebene begreifen. Nach Merten (ibid.: 60f.) konstituiert sich Öffentlichkeit als Wissen über das Wissen anderer. Im System der PR bzw. des Journalismus stellt also jede *Aktualisierung von Information* eine Gefährdung des bestehenden Wissens dar, welche über Kommunikationsprozesse zu bekämpfen ist. Das Ziel der PR bei jeder Aktualisierung von Information ist also die umgehende *Wiederherstellung von Konsens*.

Wiederum zeigt sich, warum sich die *non-dualistische Grundannahme* (vgl. Kapitel 2.3.3 auf Seite 15), dass Beschreibungen auf bestehende Beschreibungen aufbauen, so sehr für die PR eignet. In Bezug auf Vertrauen gilt es, einen Konsens darüber herzustellen, welche Beschreibungen als wahr aufgefasst werden können (also glaubwürdig sind). Auf einer Skala mit den beiden Polen »wahr« und »unwahr« verortet Merten das System der PR in der Mitte, also zwischen dem System Journalismus, das sich der Wahrheit verschreibt, und dem System Werbung, das mehr oder weniger keinerlei Anspruch auf Wahrheit erhebt. Nach Merten zeichnet sich das System PR dadurch aus, dass es seine Kommunikationen auf der Skala den Gegebenheiten entsprechend zu positionieren versteht: Krisen-PR beispielsweise kann erhöhten Wahrheitsanspruch erheben, währenddessen PR bei Skandalen etwa bei Bedarf das genaue Gegenteil der Wahrheit zu liefern gewillt ist. »Denn die Leistung von Public Relations besteht genau darin, Wirklichkeiten (Sachverhalte) fallbezogen so oder auch anders, also: kontingent darzustellen. Ihre Aufgabe liegt nicht in der strikt wahrheitsbezogenen Darstellung von Sachverhalten, sondern in deren situational bedingter Anpassung« (ibid.: 63). Die Herausforderung besteht dabei darin, die Anpassung auszureizen, das dehnbare Band der Glaubwürdigkeit aber nicht zu überlasten. Eine Überschätzung der Dehnbarkeit hat üble Folgen: Ist die Glaubwürdigkeit erst verloren, etabliert sich ein *generalisierendes Misstrauen* gegenüber der PR, welches sich im traditionell schlechten Image der PR äußert. Verantwortlich dafür zeichnet eventuell der Umstand, dass PR eben nicht, wie die Werbung beispielsweise, gar keinen Anspruch auf Wahrheitsgehalt stellt, sondern sich ganz der Situation anpasst und damit bewusst *bei Bedarf Unwahrheit verbreitet*. Merten spricht diesbezüglich von einem *Prinzip der Differenzbildung*, das sich einerseits auf den Vergleich von Schein und Sein, andererseits auf die »Kriterien für den dafür zu definierenden frei schwebenden Ermessensspielraum« (ibid.: 64) der PR bezieht. Welche Auswirkungen die Anwendung dieses Prinzips letztlich für den Rezipienten hat, lässt sich anhand der modellari-

schen Darstellung Mertens erahnen, welche veranschaulicht, dass der Perzeption seiner jeweiligen Lebenswelt in modernen Gesellschaften mit der mittels Differenzen agierenden PR und der redaktionellen Tätigkeit des Journalismus mehrere Instanzen zwischengeschaltet sind. Die unmittelbare Erfahrung bezieht sich nur noch auf einen Bruchteil der Ereignisse, vieles wird schon zwangsläufig den jeweiligen Mechanismen entsprechend abgeändert, bevor es in die Erfahrung der Rezipienten eintreten kann.

Das Angewiesensein auf entsprechende Mechanismen, die dem Rezipienten einen möglichst glaubwürdigen Erfahrungshorizont vermitteln sollen, rücken ebendiese Mechanismen ins Zentrum des Interesses. Der wesentliche Aspekt, der über die Vertrauenswürdigkeit des Journalismus bzw. der PR befindet, ist die *Selektivität* statt der Wahrheit. Denn das Risiko, das dem Konsum entsprechender journalistischer bzw. PR-Botschaften immanent ist, gilt der *Relevanz* der ausgewählten Themen. Deshalb ist für Kohring und Matthes (2007: 240) die Selektivität auch statt der Objektivität Ausgangspunkt einer jeden Betrachtung von Vertrauen in Medien.

Das Vertrauen in die Selektivität der Medien lässt sich in vier Dimensionen gliedern, nämlich in Themenselektivität, Faktenselektivität, Zuverlässigkeit bzw. Richtigkeit der Darstellung und in journalistische Bewertung (vgl. *ibid.*). Dieselben Dimensionen macht Hoffjann (2013: 99) auch für das Vertrauen in PR aus, wobei er die Richtigkeit der Darstellung als die »Ausflagung« einer Botschaft als wahr versteht.

In Bezug auf PR lässt sich zudem feststellen, dass sie das Verständnis von *Lüge* erweitert. Da PR bis zu einem gewissen Grad unter dem Verdacht steht, Selbstbeschreibungen zu ihren eigenen Gunsten zu leisten, besteht auch ein erhöhter Anspruch an die Selektivität der Informationen. Nach Hoffjann (*ibid.*: 100) ist dem Lügen daher die bewusste *Auslassung* von für Bezugsgruppen relevanter Themen, Fakten und Beschreibungen hinzuzufügen. Gleichzeitig erweitert sich allerdings auch der Toleranzrahmen in Bezug auf jede Täuschung: Die alleinige *Grenze der Täuschung* ist dann auszumachen, wenn bestehende *Vertrauensbeziehungen* zwischen dem Täuschenden und dem Getäuschten geschädigt werden. Wie sich derartige Täuschungsprozesse auf beidseitiges und stillschweigendes Einverständnis stützen können, signalisiert bereits die positive *Semantik* der Bezeichnungen »Höflichkeit« und »Freundlichkeit« (vgl. dazu auch Kapitel 2.10.3 auf Seite 37). Diese Täuschungsprozesse werden damit »gar nicht als Täuschung bezeichnet [...], sondern selbst weggetäuscht« (Merten 2009: 56). Merten folgert daher sogar einen *kontinuierlichen gesellschaftlichen Bedarf an Täuschung*.

Es sei am Rande erwähnt, dass sich in der Literatur zur PR auch Beiträge finden, die Vertrauen als zentralen Aspekt durchaus ablehnen. Sowohl Faulstich als auch Merten sehen eine *Instrumentalisierung* des Begriffs Vertrauen, um PR für PR zu machen oder diese zumindest ideologisch aufzuwerten (vgl. Hoffjann 2013: 33).

2.11.1 Die Diskrepanzthese

In der PR basiert Täuschung nun auf *Kommunikationen*, welche auf eine gewisse *Fiktionalität* setzen. Die Akzeptanz der fiktionalen Konstrukte richtet sich nach der *Differenz von Realem und Fiktionalem*, in der Diktion von Goffman also nach der Differenz von Hinterbühne und Vorderbühne. Aufgrund der Bedeutung, die der Täuschung innerhalb der PR zugeschrieben werden kann, sieht Merten die Notwendigkeit, Täuschung auch in die Definition der PR einzubeziehen (vgl. Merten 2009: 56f.). Wenn es nun sogar einen gesellschaftlichen Bedarf an Täuschung gibt, so ist die Verbreitung fiktionaler Konstrukte auch als ein Teil der Funktionserfüllung der PR zu werten. Der Spielraum, der der

PR eingeräumt wird, ist allerdings begrenzt.

Da die Aufgabe bzw. Leistung der *Vertrauensbeziehungen zwischen PR und ihren Teilöffentlichkeiten* nicht eindeutig ist, nähert sich Bentele der Vertrauensentwicklung über die *Diskrepanzthese*, also auf erkenntnistheoretischem Wege durch den Vergleich von Wirklichkeit und Medienwirklichkeit (Realitätsvergleich) oder von verschiedenen Medienwirklichkeiten (Medienvergleich). Hier entscheidet sich, ob die wahrgenommene Differenz von Realem und Fiktionalem noch geduldet oder als absichtliche Täuschung verurteilt wird. Dieser Ansatz erfolgt daher in einem *rekonstruktiven* Verständnis, als dass sowohl Rezipienten als auch PR Wirklichkeitsrekonstruktion betreiben. Da hier ein Bezug zu Wirklichkeit bzw. Wahrheit impliziert wird, ist Benteles Ansatz *erkenntnistheoretisch problematisch* im Sinne dessen, dass eine wie auch immer geartete *Objektivität* in die Beurteilung einfließen muss. Hoffjann (2013: 31) kritisiert den Rekonstruktivismus angesichts zahlreicher *Inszenierungen* im medialen Umfeld als nicht tauglich. Dennoch beziehen wir die Diskrepanzthese in unsere Betrachtung ein, weil sie v. a. empirisch Möglichkeiten eröffnet.

Vertrauen pflegt ein besonderes Verhältnis zu Zeit: während einerseits Geduld gefragt ist, um Vertrauen aufzubauen, kann es andererseits rasch in Misstrauen umschlagen (vgl. Kapitel 2.7 auf Seite 27). Bentele begründet daher die Diskrepanzthese, um diesen Umstand erklären und in der Folge auch messbar machen zu können. Nach Bentele und Nothhaft (2011: 56) *multiplizieren* sich gemeinsam auftretende Diskrepanzen. Besagte These macht daher wahrgenommene Diskrepanzen als *Hauptursache* von Vertrauensverlusten aus. Medial aufgegriffen, werden Diskrepanzen als *wahrgenommene Widersprüche* mit dem Rezipienten geteilt. Oftmals betrifft der Widerspruch, um Goffmans Terminologie zu verwenden, Vorderbühne und Hinterbühne, wobei dem Rezipienten nunmehr durch die mediale Berichterstattung ein Blick auf die Hinterbühne gewährt wird.

Für die öffentliche Kommunikation sind nach Bentele Diskrepanzen zwischen Informationen und zugrundeliegenden Sachverhalten, zwischen verbalen Aussagen und tatsächlichem Handeln, zwischen Aussagen unterschiedlicher Akteure derselben Organisation, zwischen verschiedenen Aussagen derselben Akteure zu unterschiedlichen Zeitpunkten, zwischen verschiedenen Handlungen derselben Organisationen und zwischen rechtlichen oder moralischen Normen und tatsächlichem Handeln von Bedeutung. Als *Diskrepanzsucher* agieren Journalisten unter Berücksichtigung auch der Nachrichtenfaktoren. Dem gegenüber stehen beispielsweise PR-Manager und Pressesprecher als *Diskrepanzvermeider*. Dem Journalisten stehen bei der Aufbereitung der Diskrepanzen weitgehende Möglichkeiten offen, die letztlich bis hin zur *medialen Konstruktion* reichen und damit die Wahrnehmung der Diskrepanz deutlich vom Realitätsgehalt entfremden können (vgl. *ibid.*: 57).

2.11.2 Vertrauenswürdigkeit der PR

Wenn es nun die Aufgabe der PR ist, Diskrepanz zu vermeiden, zugleich aber den Rahmen, in dem (bewusste) Täuschung noch toleriert wird, möglichst auszureizen, stellt sich zwangsläufig die Frage, wie es denn um die Vertrauenswürdigkeit der Kommunikatoren, die sich zu Täuschung berufen fühlen, bestellt ist.

Jede öffentliche Selbstbeschreibung durch die PR birgt das Risiko, *Vertrauenswürdigkeit* ganz gegen die Intention in Frage zu stellen. Das erklärt sich durch den immanenten Inszenierungscharakter, der Hoffjann zu der Feststellung verleitet: »Beim bewussten öffentlichen Auftritt kann man nicht nicht inszenieren« (Hoffjann 2013: 14). Insbesondere für die *politische Kommunikation* scheint die Inszenierungstendenz nicht nur zu gelten, sondern zunehmend als Normalitätszustand von Re-

zipienten akzeptiert zu werden.

Die zunehmende Abhängigkeit des Journalismus von der PR als Zulieferer führt laut Hoffjann dazu, dass Journalismus den PR-Inszenierungen umso kritischer begegnet und damit, auch öffentlich, an der Vertrauenswürdigkeit der PR nagt. Zudem wächst auch das *Misstrauen* der Rezipienten, die mehr denn je über ein Bewusstsein für den Inszenierungscharakter medialer Information verfügen (vgl. Hoffjann 2013: 18).

In der Summe ist festzustellen, dass sowohl erkenntnistheoretische Probleme als auch die Inszenierungstendenz der PR dazu führen, dass Vertrauen in die PR unwahrscheinlich wird. Ein Übriges tun dann das Misstrauen des Journalismus in die PR, öffentlich ausgetragene Konflikte und nicht zuletzt das Vertrauenswürdigkeitsproblem jeder strategischen Selbstbeschreibung (vgl. *ibid.*: 21).

2.12 Der »Corporate Trust Index«

Da die PR v. a. in ihrer Konsens-orientierten Konzeption einige Möglichkeiten eröffnet, Vertrauen via symmetrischer, dialogischer Kommunikation zu begünstigen, soll ihr eine *verstärkende* Wirkung auf die Mechanismen des Vertrauensprozesses unterstellt werden. Informationen werden heute, insbesondere zu Bereichen wie der Politik, in erster Linie medial bezogen. Daher sind es auch Medien im Zusammenspiel mit der PR, die relevante Vertrauensdimensionen wesentlich mitbestimmen. Dieser Einfluss findet auch Berücksichtigung in der Definition öffentlichen Vertrauens: Nach Bentele gilt es, »to define public trust as a process and result of publicly generated trust in publicly visible actors (individual actors, organizations) and systems (social subsystems such as the pension system, the party system, the political or economic system, or the whole of society as a system)« (Bentele und Seidenglanz 2008: 49).

Auf der Theorie öffentlichen Vertrauens aufbauend hat Bentele im Zuge der Entwicklung seines CTI (Corporate Trust Index) den Fokus auf die vermittelten Botschaften gerichtet, die über Monate hinweg einer qualitativen Inhaltsanalyse unterzogen wurden, um für DAX-30 Unternehmen einen Index, entsprechende Indexentwicklungen nach PR-Maßnahmen oder anderen Kommunikationen und auch Bench-Marks aufzuzeigen, die in der jeweiligen Branche zur Orientierung dienen sollten (vgl. Mende 2011: 354). »The study analyses the presence of trust factors [...] in the published public opinion, which, summed up, result in the Corporate Trust Index (CTI)« (Mende et al. 2011: 354). Die hier erstmals erwähnten Vertrauensfaktoren stellen »crystallizing cores for public trust« (*ibid.*: 352) dar, die Bentele in den Faktoren Sachkompetenz, Problemlösungskompetenz, Kommunikationsadäquatheit, kommunikative Konsistenz, kommunikative Offenheit, gesellschaftliche Verantwortung und Verantwortungsethik verortet.

Trust factors, defined as characteristics, attributed to trust objects from trust subjects, can explain high or low trust rates and can be seen as indicators for the actual state of public trust concerning certain trust objects. The factors are clustered into three dimensions: the social-psychological (including social behavior, communicative behavior and character) trust dimension, the societal-normative (ethical behavior, awareness of responsibility) trust dimension and the professional and fact specific dimension (expertise and problem solving competence) (*ibid.*).

Angesichts dieser Definition der Vertrauensfaktoren als Zuschreibungen der Vertrauenssubjekte an jeweilige Vertrauensobjekte, ist die Erhebung des CTI bloß als eine indirekte Untersuchung der

Zuschreibungen zu verstehen. Entsprechend relativieren auch Seiffert/Bentele/Mende, dass »due to the method, analysing the output of printed mass media, the measurement of public trust is indirectly, surveying published public trust« (ibid.: 354).

Mit dem CTI wurde von der Universität Leipzig in Kooperation mit PMG (vgl. Bentele und Notthafft 2011: 55f.) die wohl vielversprechendste Operationalisierung von Vertrauensfaktoren vorgenommen, die sich entsprechender Resonanz der DAX-30 Unternehmen erfreut. Diese sieben V-Faktoren erscheinen jedenfalls geeignet, auch als Anhaltspunkte für die Operationalisierung des Vertrauens in politische Akteure, die ihrerseits stark auf adäquate PR-Maßnahmen und mediale Vermittlung ihrer Botschaften angewiesen sind, zu dienen.

3 Hauptteil: Die Forschungsfrage

Die gewählte Methode wird nicht ohne Grund »explorative« Faktorenanalyse bezeichnet. Wie sehr dabei empirische und inhaltliche Aspekte im Wechselspiel zu einer Lösung führen, die letztlich immer auch anders sein könnte, zeigt der Auswertungsteil dieser Arbeit meines Erachtens gut. Da das Forschungsfeld zum öffentlichen Vertrauen v. a. quantitativ nach wie vor in den Kinderschuhen steckt, können Erwartungen an das Ergebnis nur vage formuliert werden. Die Dimensionen des CTI beispielsweise verdanken sich außerdem inhaltsanalytischen Verfahren, weshalb deren Bestätigung durch eine Befragung auch nicht a priori angenommen werden kann. Insbesondere aufgrund der hier angewandten Methode, die sich durch einen erheblichen Ermessensspielraum von inferenzstatistischen Verfahren unterscheidet, können Hypothesen nicht geprüft werden. Das ist auch nicht das Ziel einer explorativen Faktorenanalyse. Die ex ante Formulierung von Hypothesen hat eine quantitative Auswertung zum Ziel, während die explorative Faktorenanalyse sowohl quantitative als auch qualitative Elemente aufweist. Vielmehr dient sie daher dazu, die Dimensionalität eines Konstrukts aufzudecken und Hypothesen zu generieren, weshalb sie dazu geeignet ist, eine Skala zu entwickeln (vgl. Kapitel 5.1 auf Seite 51). Das *Erkenntnisinteresse* dieser Arbeit richtet sich also auf die Dimensionalität des Konstrukts »öffentliches Vertrauen in politische Akteure«. Dabei stellt sich einerseits die Frage, ob bereits ausgemachte Dimensionen des öffentlichen Vertrauens wiederzufinden sind, andererseits ob sich die Spezifika, die dem politischen System in Bezug auf Vertrauen zugeschrieben wurden, ihren Einfluss auf die Dimensionalität üben. Das Ziel der Arbeit ist es, auf empirischem Wege einen Ansatz für die Entwicklung einer Skala zur Erfassung öffentlichen Vertrauens in politische Akteure zu bieten.

4 Hauptteil: Die Operationalisierung

Letztlich gilt es, die theoretischen Erörterungen in empirisch sinnvolle Fragebogenitems münden zu lassen. Wir tasten uns dabei Kapitel für Kapitel an eine Operationalisierung heran, in der die Items insbesondere in Bezug auf Eindeutigkeit, Präzision und Adäquatheit zu prüfen sind. Die Items beziehen sich auf eine *hypothetische* Situation, die einerseits im Prolog der Online-Umfrage die Risikowahrnehmung ermöglicht (entsprechend impliziert sie auch die Möglichkeit der Reue), andererseits mit der Zustimmung zu den Items auch zur Vertrauenshandlung und daher zu einer Entscheidung anregt. Die Situation wurde so gewählt, dass sie möglichst keine Ähnlichkeit zu bekannten politischen Entscheidungen bzw. Akteuren erkennen lässt. Außerdem soll die Situation möglichst »lebensnah« wirken, sodass sich alle Probanden in diese problemlos versetzen können. Als Thema der Befragung wählen wir »Direkte Demokratie« und meiden jede Erwähnung des Vertrauens. Das begründet sich mit dem hervorgerufenen Risikobewusstsein, das einerseits Reflexion anregen könnte, andererseits die Verwechslung des Risikobewusstseins mit Misstrauen begünstigen würde (vgl. Kapitel 5.17.1 auf Seite 79).

Das übergeordnete soziale Phänomen, das wir zu messen trachten, wurde bereits in Kapitel 2.12 auf Seite 44 definiert. Wir verstehen unter dem *öffentlichen Vertrauen in politische Akteure* also den Prozess und das Ergebnis eines öffentlich generierten Vertrauens in politische Akteure. Wir gehen weiters davon aus, dass es sich dabei um ein *multidimensionales Konstrukt* handelt, das sich aus der Einstellung zu verschiedenen Vertrauensdimensionen ergibt.

Die Bewertung der Items erfolgt auf einer fünf-stufigen Skala (vgl. Kapitel 10.4 auf Seite 134) und beinhaltet daher eine bewertungsfreie Mitte. Um die Länge des Fragebogens in einem vernünftigen Rahmen zu halten, beinhaltet der demographische Block nur die Fragen nach dem Geschlecht und nach dem Alter der Probanden. Um *Halo-Effekte* zu vermeiden, wurde die Reihenfolge der Fragen randomisiert.

Als Ausgangspunkt wählen wir die Dimensionen und Faktoren, die der »Corporate Trust Index« (vgl. Kapitel 2.12 auf Seite 44) heranzieht, um dem Phänomen Vertrauen in politische Akteure habhaft zu werden. Demnach werden erstens Indikatoren für eine *fachspezifische Vertrauensdimension*, basierend auf den Subdimensionen *Fachkompetenz* und *Problemlösungskompetenz* zu bilden sein.

Unter Fachkompetenz versteht der CTI die Unterstellung einer *fach- bzw. branchenspezifischen Kompetenz*²⁰. Fachkompetenz soll hier dem politischen Akteur nachgesagt werden, wenn er auf seinem Gebiet als Experte, im Sinne eines Anspruchs, über ein Spezialwissen zu verfügen, angesehen wird. Dementsprechend wird auch ein gewisser Überblick über ein Fachgebiet nachgesagt. Da Politiker häufig auf ihre Berater angewiesen sind, sind kompetente Mitarbeiter der Zuschreibung der Fachkompetenz ebenso zuträglich.

Die *operationale Definition* erfährt die Subdimension Fachkompetenz mit den nachstehenden Variablen. Auf einer Skala von »ganz und gar nicht überzeugt« bis »ganz und gar überzeugt« drücken Probanden ein höheres Vertrauen aus, je positiver sie die Items bewerten.

- fachspezifische Vertrauensdimension
 - Fachkompetenz

²⁰Vgl. <http://www.manager-magazin.de/unternehmen/it/a-518979-3.html>

1. Fachkompetenz . 1 - »Politiker A gilt als Experte auf dem Gebiet und hat schon etliche Male bei ähnlichen Einschätzungen Recht behalten.«
2. Fachkompetenz . 2 - »Den Nachrichten der letzten Tage war zu entnehmen, dass Politiker B in regem Austausch mit vielen in Frage kommenden Bauunternehmern stand und die Zahlen durch ein kompetentes Team mehrmals prüfen ließ.«
3. Fachkompetenz . 3 - »Politiker C hat sich auf anderen Gebieten mehrfach bewiesen, hier wird ihm aber fehlender Durchblick nachgesagt.«

Die Problemlösungskompetenz bezeichnet im CTI die Fähigkeit eines Unternehmens, Probleme im eigenen Unternehmen bzw. Umfeld zu lösen. Problemlösungskompetenz und Macht wollen wir deshalb als *eine* Subdimension begreifen, weil politischen Vertretern durch souveräne Entscheidungsgewalt Problemlösung überhaupt erst ermöglicht wird. Inwiefern dieser Aspekt für Vertrauen in politische Akteure relevant ist, wird sich zeigen. Ihn jedoch zu berücksichtigen, halte ich angesichts der Ausführungen in Kapitel 2.9 auf Seite 34 für angebracht. Demnach wird angenommen, dass Vertrauen in politische Macht das Vertrauen in die Akteure begünstigt.

Auch für die folgenden Variablen gilt, dass das Vertrauen in den jeweiligen Politiker umso größer ist, je positiver das Item bewertet wird.

- fachspezifische Vertrauensdimension

- Problemlösungskompetenz/Macht

1. Macht . 1 - »Politiker A sagt man nach, er habe in der Partei die Zügel in der Hand. Auch bei diesem Projekt war A federführend.«
2. Macht . 2 - »Politiker B ist der vielversprechende Jungpolitiker, der aber seine Sporen erst verdienen muss. In das Projekt wurde er einbezogen, um erste Erfahrungen sammeln zu können.«
3. Macht . 3 - »Politiker C gilt als Sturschädel. Deshalb wird er, sollte sich kein Konsens finden, bei manchen Entscheidungen einfach übergangen.«

Die zweite Dimension bildet im CTI die *gesellschaftlich-normative Vertrauensdimension*. Diese berücksichtigt einerseits *Verantwortungsbewusstsein* und andererseits *normatives Verhalten* als Subdimensionen. Der CTI definiert diese beiden Faktoren als hauptsächlich negativ thematisierte, bei Korruptionsfällen bzw. verantwortungslosem Handeln gegenüber Mitarbeitern, Kunden oder der Umwelt an Relevanz gewinnende Subdimensionen öffentlichen Vertrauens.

Die Subdimension Verantwortungsbewusstsein wollen wir in diesem Kontext als ein Wahrnehmen gesellschaftlicher Verantwortung begreifen. Verantwortung in der Gesellschaft hat die Politik u. a. zu übernehmen für die Schaffung von Arbeitsplätzen, für den Schutz der Umwelt und für die Ermöglichung von Bildung und Ausbildung. Die operationale Definition schlägt sich in den folgenden Items nieder:

- gesellschaftlich-normative Vertrauensdimension

- Verantwortungsbewusstsein

1. Verantwortungsbewusstsein . 1 - »Politiker A wird nicht müde zu betonen, dass der Bau etliche Arbeitsplätze schaffen werde, die gerade in der Region dringend benötigt werden.«

2. Verantwortungsbewusstsein.2 - »Dass der Bau eines normalen Schulbetriebes in der Schule nebenan nicht verunmöglicht, ist nur Politiker B ein Anliegen.«
3. Verantwortungsbewusstsein.3 - »Politiker C ist es ein Anliegen, die Umweltbeeinträchtigungen für das Erholungsgebiet nebenan möglichst gering zu halten.«

Normatives Verhalten scheint mir im politischen System einen höheren Stellenwert als Verantwortungsbewusstsein einzunehmen. Ein System, das teilweise so undurchschaubar ist wie das politische, ist auf eine Art von Systemvertrauen im Sinne des Vertrauens in das grundsätzliche Funktionieren bzw. in die Richtigkeit von Prinzipien (vgl. Kapitel 2.5.1 auf Seite 25) angewiesen. Verhaltensnormen begründen daher Erwartungshaltungen an politische Akteure. Politiker werden daran gemessen, wie sehr sie sich an die Regeln und Auflagen zu halten wissen. Wer dabei nachlässig agiert bzw. die Regeln zu seinen Gunsten auslegt, läuft Gefahr, von den »Diskrepanzsuchern« (vgl. Kapitel 2.11.1 auf Seite 42) an den Pranger gestellt zu werden. Die nachstehenden Items sind wiederum die operationale Konkretisierung dieser Definition normativen Verhaltens:

- gesellschaftlich-normative Vertrauensdimension
 - normatives Verhalten
 1. normatives Verhalten.1 - »Politiker A gilt vor allem als ausgesprochen korrekt. Er stehe dafür, dass alle Auflagen auch eingehalten werden.«
 2. normatives Verhalten.2 - »Erst vor einem Monat brachte eine Schlagzeile Politiker B viel Häme ein. Eine Wochenzeitung titelte: »Die Regeln wurden befolgt. Sogar von B.«
 3. normatives Verhalten.3 - »Über Politiker C hält sich ein hartnäckiges Gerücht, er habe bei einem anderen Projekt, wo Sicherheitsbestimmungen nach Belieben verletzt wurden, jedenfalls die Finger im Spiel gehabt.«

Die dritte Dimension bezieht sich auf das *sozialpsychologische Vertrauen*. Wir fassen hier Indikatoren zu *Charakter bzw. Beständigkeit von Erfahrungen* und *kommunikative Stärke* zusammen. Für die kommunikative Kompetenz als Faktor sprechen mehrere der Erörterungen im Theorieteil dieser Arbeit: So ist sie einerseits Grundvoraussetzung dafür, Konsens über dialogische, symmetrische Kommunikation herzustellen. In diesem Sinne ist sie unabdingbar für das Reüssieren im System PR, dem Kommunikationen als kleinste Bausteine zugrunde liegen (vgl. Kapitel 2.11 auf Seite 40). Andererseits sei dem politischen System eine gewisse Unterhaltungsfunktion zugestanden: Die Diskrepanzthese, die insbesondere Journalisten die Rolle der Diskrepanzsucher zuschreibt, gibt schon Hinweise darauf, dass aufgedeckte Diskrepanzen einen gewissen Nachrichtenwert aufweisen (vgl. Kapitel 2.11.1 auf Seite 42). Außerdem scheinen Beobachter des politischen Diskurses das skeptische Vertrauen (vgl. Kapitel 2.6 auf Seite 26) schon soweit internalisiert zu haben, dass ein gewisses Zweifeln an Botschaften politischer Akteure schon zum guten Ton gehört. Was aber beeinflusst dann die Wahl des einen statt des anderen Politikers? Wenn beiden bis zu einem gewissen Grad, den man vor sich selbst noch zu rechtfertigen vermag, das Lügen zugetraut wird, dann bekommt eventuell derjenige den Vorzug, der sich dabei besser anstellt. »Lüge vertrauenswürdig, vor allem aber unterhaltsam!« (Hoffmann 2013: 199). Der enge Zusammenhang von Lüge und kommunikativer Kompetenz wurde in Kapitel 2.10.3 auf Seite 37 herausgearbeitet. Kommunikative Stärke äußert sich in diesem Kontext

schon darin, dass der jeweilige Akteur das Gespräch sucht und aktiv Informationen der Öffentlichkeit zur Verfügung stellt. Das ist über viele Wege möglich, etwa über Gastkommentare oder Blogs. Diese Akteure zeichnen i. d. R. eine grundsätzliche Gesprächsbereitschaft und eine auffällige Medienpräsenz aus.

- sozialpsychologische Vertrauensdimension

- kommunikative Stärke

1. kommunikative Stärke.1 - »Politiker A zeigt sich zu dem Thema ausgesprochen gesprächsbereit. Um die Meinung aller Parteien zu hören, hat er bereits mehrere Versammlungen vor Ort angesetzt.«
2. kommunikative Stärke.2 - »Politiker B gilt nicht unbedingt als Medienprofi. Entsprechend kommuniziert er fast ausschließlich über seine Pressesprecher.«
3. kommunikative Stärke.3 - »Politiker C ist bemüht, seine Sicht der Dinge über verhältnismäßig häufige Gastkommentare und Blogbeiträge der Öffentlichkeit zu vermitteln.«

Der Charakter eines politischen Akteurs soll hier als unmittelbar mit Zuverlässigkeit in Zusammenhang stehend begriffen werden. Insofern spielen Erfahrungen und Erinnerungen, also die »Bestände« in Luhmanns Konzeption von Vertrauen (vgl. Kapitel 2.7.1 auf Seite 28), mit dem jeweiligen Akteur eine große Rolle. Als vertrauenswürdig ist dieser, wenn er sich als zuverlässig erwiesen hat. Zeichnet er sich durch eine gewisse Beständigkeit von Erfahrungen aus, kann dieses »bewusst relative Wissen« über den Akteur bedenkenlos in die Zukunft überzogen werden. Das Vertrauensproblem als »Informationsproblem« (vgl. Kapitel 2.3.7 auf Seite 22) wird z. B. gelöst, wenn ein Akteur eine bestimmte Rolle im System einnimmt. Eine solche nimmt in unserem Kontext der Regionalpolitiker ein, der uns bekannte Normen nun auch auf höheren politischen Ebenen anwendet. Das »Informationsproblem« löst sich auch, wenn einem Akteur eine Ähnlichkeit zu sich selbst zugeschrieben wird (vgl. Kapitel 2.3.2 auf Seite 13). Damit ist jedenfalls mit Vertrautheit eine der Voraussetzungen für Vertrauen erfüllt. Politische Akteure vermitteln dann Vertrautheit, wenn sie sich durch Volksnähe auszeichnen. Nicht in Einklang zu bringen mit der Zuverlässigkeit ist Wankelmut. Ein politischer Akteur, dem also Wankelmut nachgesagt wird, wird daher als wenig vertrauenserweckend angenommen.

- sozialpsychologische Vertrauensdimension

- Charakter bzw. Beständigkeit der Erfahrungen

1. Charakter.1 - »Du bist in derselben Region aufgewachsen wie Politiker A. Du kennst daher seinen Werdegang und fragst dich manchmal, ob sein Weg nicht auch der Deinige gewesen hätte sein können.«
2. Charakter.2 - »Selten zeugte ein Politiker so von Bodenständigkeit und Volksnähe wie Politiker B, dem deshalb sogar die politische Konkurrenz Respekt zollt.«
3. Charakter.3 - »Der Titel eines vielzitierten Kommentars einer auflagenstarken Tageszeitung von letzter Woche lautete: »Wankelmut ist Politiker C's zweiter Vorname.«

Zuletzt fügen wir noch eine vierte Dimension hinzu, die sich der *Diskrepanz*, der *Täuschung* und dem *Zweifel* widmen soll. Wir bezeichnen sie als *präventiv-vermeidende Vertrauensdimension*, weil sie verstärkt wahrgenommenes Risiko und die mögliche Enttäuschung berücksichtigt. Die Indikatoren dazu überschneiden sich mit denen zur kommunikativen Stärke insofern nicht, als hier tatsächlich die »aufgeflogenen« Täuschungsmanöver und erhobene Zweifel Gegenstand der Items sind. Zweifel werden eingeräumt, wenn *Widersprüche* wahrgenommen bzw. angenommen werden. Diese Widersprüche äußern sich in der Differenz von Realem und Fiktionalem, die Bentele als Diskrepanzen erörtert (vgl. Kapitel 2.11.1 auf Seite 42). Diese Diskrepanzen, die Zweifel an getätigten Aussagen begründen, beziehen sich auf Botschaften und vorangegangenes Handeln, auf Botschaften verschiedener Akteure und Botschaften desselben Politikers zu unterschiedlichen Zeitpunkten.

- präventiv-vermeidende Vertrauensdimension
 - Zweifel bzw. Diskrepanz
 1. Zweifel.1 - »Politiker A betont, dass er das Projekt unterstütze und zu seinem Wort stehen werde. Die hiesige Medienlandschaft äußert jedoch Zweifel an der Standhaftigkeit von A, zumal er diese schon des Öfteren vermissen ließ.«
 2. Zweifel.2 - »Politiker B versichert, konträr zur Aussage seiner Pressesprecher, er habe die Zusage der Sponsoren bereits in der Tasche.«
 3. Zweifel.3 - »Politiker C äußert sich zu den Kosten des Baus ausgesprochen positiv. Noch vor drei Tagen räumte er ein, dass die Ausgaben das Stadtbudget unvorhersehbar belasten könnten.«

Die präventiv-vermeidende Vertrauensdimension berücksichtigt darüber hinaus auch den Vorsatz der Täuschung, also die wahrgenommene Lüge eines politischen Akteurs. V. a. die ethische Dimension (vgl. Kapitel 2.10.3 auf Seite 37) trägt dafür Sorge, dass Vertrauen in einen Politiker, dem vorsätzliche Täuschung bzw. Lüge nachgesagt wird, besonders unwahrscheinlich ist.

- präventiv-vermeidende Vertrauensdimension
 - ethische Dimension bzw. Täuschung
 1. Täuschung.1 - »Politiker A hat sich zu Beginn der Planung nachweislich vollkommen falscher Baumaterialkosten bedient, um das Projekt günstig erscheinen zu lassen. Morgen will er die wahren Zahlen verkünden.«
 2. Täuschung.2 - »Politiker B war ehemals Regierungsmitglied und ist Dir vor allem wegen gebrochener Wahlversprechen in Erinnerung geblieben. Nun wirbt er für das Projekt und beteuert die Sinnhaftigkeit des Baus.«
 3. Täuschung.3 - »Politiker C wurde vor einem Jahr wegen einer Falschaussage vor Gericht rechtskräftig verurteilt. Heute macht er sich für das Projekt stark und versichert, dass dasselbe allen Anrainern zugute kommen werde.«

Was im Rahmen dieser empirischen Untersuchung nicht möglich ist, ist das Erfassen des Sprungs ins Vertrauen (vgl. Kapitel 2.8 auf Seite 30). Um diesen ausmachen zu können, wären jedenfalls mehrere Untersuchungszeitpunkte vonnöten.

5 Die Methode: Faktoranalytisches Modell

5.1 Grundsätzliche Überlegungen zur Eignung der Methode

Wie eingangs in Kapitel 2 auf Seite 10 ausführlich dargelegt, gilt es hier, Vertrauen als ein Konglomerat vieler verschiedener Hintergrundvariablen (Konstrukte) zu begreifen. Empirisch lassen sich diese Facetten des Phänomens als Faktoren begreifen. Die analytische Zergliederung in dahinterstehende Faktoren soll Vertrauen einerseits messbar, andererseits aber auch in seiner jeweiligen Verfassung und Veränderung begreifbar machen. Empirisch nähern wir uns diesem Ziel über die Faktorenanalyse.

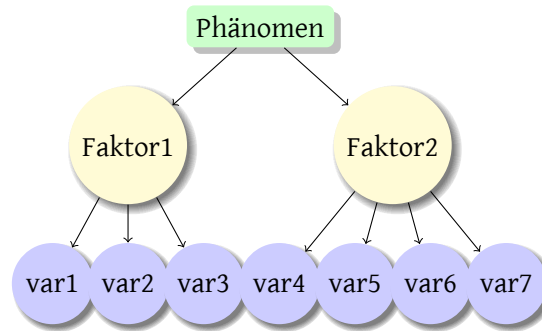
Die explorative Faktorenanalyse (EFA) ist integraler Part der empirischen Forschung vieler wissenschaftlicher Disziplinen geworden. Die Gefahr ihrer relativ einfachen Anwendung (mittels entsprechender Statistik-Tools) besteht nach Gaskin und Happell (2013: 2) v. a. darin, dass Forscher eine EFA aus der Literatur nachspielen, ohne sich der einzelnen Entscheidungsschritte, die dabei abverlangt werden, bewusst zu sein. Der Forscher hat im Zuge einer EFA über die Stichprobengröße zu entscheiden, die Wahl zwischen Hauptachsen- und Hauptkomponentenanalyse zu treffen, die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren festzulegen und die Extraktions- sowie die Rotationsmethode zu bestimmen. Aufgrund dieser teils subjektiven Entscheidungen müssen Forscher die Folgen ihrer Entscheidungen kennen, um gravierende Fehler zu vermeiden (vgl. Fabrigar et al. 1999: 273).

Während mit der EFA also ein soziales Phänomen wie Vertrauen empirisch auf eine bestimmte Anzahl von Faktoren heruntergebrochen werden kann, wird zugleich eine Zusammenfassung beobachteter Variablen zu übergeordneten Dimensionen vorgenommen: »Factor analysis is a technique used to identify or confirm a smaller number of factors or latent constructs from a large number of observed variables (or items)« (Worthington und Whittaker 2006: 807). In erster Linie kommt die *Faktoren- bzw. Dimensionsanalyse* daher dann zum Einsatz, wenn eine neue Skala darauf geprüft werden soll, ob sie die Konstrukte misst, die sie vorgibt zu messen. Sie versucht, ein inhaltlich gleichförmiges Antwortmuster auf sogenannte »Item-Batterien«, die sich auf Aspekte der interessierenden Einstellung beziehen, als Muster in der Item-Item-Korrelationsmatrix wiedererkennbar zu machen. Dispositionen bestimmen also das Antwortverhalten zu bestimmten Items (vgl. Fromm et al. 2011: 315).

Die Faktorenanalyse berücksichtigt daher im Versuch, ein Phänomen empirisch zu erfassen, drei Ebenen der Betrachtung (vgl. Abbildung 3 auf der nächsten Seite): Zuoberst steht das interessierende (soziale) Phänomen, dem man sich über zu entdeckende Hintergrundvariablen bzw. Faktoren auf zweiter Ebene der Analyse nähert. Deduziert werden diese Faktoren aus den »Item-Batterien«, die sich aus messbaren Variablen zusammensetzen. Tucker und MacCallum bezeichnen diese als »surface attributes« (Tucker und MacCallum 1997: 2). In der Regel weisen diese Attribute, eine hinreichende Anzahl vorausgesetzt, höhere oder niedrigere Korrelationen untereinander auf, wodurch sich sowohl empirisch als auch inhaltlich gehaltvolle Hintergrundvariablen bilden lassen. Ihnen kann eine fundamentalere Bedeutung als den Variablen, aus denen sie hergeleitet wurden, zugeschrieben werden.

Die Faktorenanalyse findet aber auch ihre Verwendung, wenn festzustellen ist, ob überhaupt eine dimensionale Struktur auffindbar ist. Es ist also ein mehrdimensionales Verfahren, das sich von der eindimensionalen *Reliabilitätsprüfung* unterscheidet. Das Prüfen auf Reliabilität erfolgt, um die Qualität bzw. Konsistenz einer Skala zu messen. Sie wird also angewendet, wenn eine Dimension

Abbildung 3: Modell Faktorenanalyse



bzw. ein Faktor ausfindig gemacht wurde, um deren/dessen Eindimensionalität (um weitere dahinterliegende Faktoren auszuschließen) und Sinnhaftigkeit zu überprüfen (vgl. Fromm et al. 2011: 315f.). Daraus folgt natürlich auch, dass bei begründeter Annahme, das Antwortverhalten ließe sich durch nur zwei Faktoren erklären, eine Faktorenanalyse übergangen werden kann. In diesem Fall geht man zugleich zur Reliabilitätsprüfung über.

5.2 Das mathematische Modell der Faktorenanalyse

Die Faktorenanalyse geht davon aus, dass sich die Korrelationen zwischen *manifesten* (beobachtbaren) Variablen durch ihrer Beziehung zu *latenten* Variablen ergeben. Für eine Anzahl p beobachtbarer Variablen kann angenommen werden, dass X_i , für $1 \leq i \leq p$, durch eine *Linearkombination* m latenter Variablen $\mathbf{Y}' = [Y_1, \dots, Y_m]$ und einer Störvariable ε_i erklärbar ist. Darin besteht auch das *Fundamentaltheorem* der Faktorenanalyse (vgl. Moosbrugger und Schermelleh-Engel 2012: 328). Gewichtet werden die Faktorwerte Y_i mit den Faktorladungen λ . Die Ladungen λ_{ij} geben einen Hinweis darauf, wie sehr die jeweilige manifeste Variable vom j^{ten} Faktor abhängig ist. Die Antwort auf ein bestimmtes Item erklärt sich in der Folge durch die Summe der mit λ gewichteten Faktorwerte (vgl. Gorsuch 1997: 533):

$$X_i = \lambda_{i1}Y_1 + \dots + \lambda_{im}Y_m + \varepsilon_i, \text{ für } 1 \leq i \leq p. \quad (1)$$

Üblicherweise wird das faktoranalytische Modell (auch) in Matrix-Schreibweise ausgegeben, wobei y als Vektor alle beobachtbaren Variablen beinhaltet, Λ für eine $p \times m$ Matrix mit p beobachteten Variablen steht, η als Vektor die m latenten Faktoren repräsentiert und ε der Vektor der p Residuen (bzw. »Uniquenesses«) ist:

$$y = \Lambda\eta + \varepsilon. \quad (2)$$

In der Gleichung (2) wird verständlich, dass latente Faktoren mehr als eine Variable beeinflussen, während die Residuen sich immer bloß auf eine Variable beziehen. Residuen sind darüber hinaus unabhängig von Variablen und unkorreliert mit den latenten Faktoren. Außerdem besteht die Annahme, dass Residuen auch untereinander keine Korrelationen aufweisen, was i. d. R. jedoch zu

überprüfen ist (vgl. Flora et al. 2012: 2).

Aus der vorangegangenen Gleichung (2) auf der vorherigen Seite ergibt sich, dass die Kovarianzen der *beobachteten* Variablen als Funktion der Modell-Parameter Faktorladungen, Varianzen und Kovarianzen der latenten Variablen und Fehlervarianzen dargestellt werden können. Für Σ in der Gleichung (3) als eine $p \times p$ Kovarianzmatrix der Population, Ψ als die $m \times m$ Matrix der Interfaktorkovarianzen und Θ als $p \times p$ Matrix der Fehlerkovarianzen gilt

$$\Sigma = \Lambda\Psi\Lambda' + \Theta. \quad (3)$$

Während nun die beobachteten Werte als Funktion der Parameter der Faktorenanalyse fungieren, gilt dies nicht für *angenommene* Werte für Ladungen etc. auf die latenten Faktoren. Diese werden im Modell vielmehr geschätzt:

$$P = \Lambda^*\Psi^*\Lambda^{*'} + \Theta^*. \quad (4)$$

P steht in der Gleichung (4) für die Korrelationsmatrix der Population, ergo eine Schätzung derselben auf Basis von Σ . Parallel dazu sind auch die weiteren Parameter Umformungen der Elemente aus der Gleichung (3).

5.3 Die Faktorenanalyse in der Geometrie

Die in die Faktorenanalyse einbezogenen Items sind räumlich als Vektoren zu verstehen. Deren Länge bestimmt die *Kommunalität* (vgl. Brosius 1998: 650), der Winkel zwischen den Vektoren bezeichnet die jeweilige Korrelation zwischen den Items. Das Ziel ist es, durch Rotation des Koordinatensystems die Vektoren in ähnliche Bereiche zu drehen.

5.4 Arten der Faktorenanalyse

Es gilt zwischen der *explorativen* und der *konfirmatorischen* Faktorenanalyse zu unterscheiden. Erstere prüft die *Validität eines Konstrukts* beim Erstellen einer Skala. Ein theoretisch deduziertes Itemset kann so auf seine Dimensionalität geprüft werden. Als *deskriptives Verfahren* deckt die EFA v. a. die Zusammenhänge der Items auf. »The primary reason for using EFA is that it allows items to be related to any of the factors underlying examinee responses« (Worthington und Whittaker 2006: 807). Diesem Umstand ist es zu verdanken, dass Items, die nicht den vorgesehenen Faktor messen, eliminiert werden können. Bei der Erstellung von Skalen erweist sich die explorative Faktorenanalyse sowohl als quantitative als auch qualitative Methode, fallen doch viele Entscheidungen in das Ermessen des Forschers. Darin liegt nach Worthington und Whittaker auch die Schwierigkeit der EFA. Das Erstellen der Skala ist zudem als »dynamic process of examination and revision, followed by more examination and revision, ultimately leading to a tentative rather than a definitive outcome« (ibid.: 808) zu begreifen.

Auch in der konfirmatorischen Faktorenanalyse werden parallel zur exploratorischen Faktorenanalyse Dimensionen, die latent und damit nicht direkt messbar sind, auf Grund manifester Variablen gebildet. Ein Vorteil, den beide *hierarchischen* Ansätze mit sich bringen, besteht darin,

dass die Messbarkeit sehr abstrakter Konstrukte wie Vertrauen deutlich erleichtert wird. Außerdem kann exakt bestimmt werden, wieviel Varianz des interessierenden Phänomens auf einen bestimmten Faktor erster Ordnung zurückzuführen ist (vgl. Kohring und Matthes 2007: 241).

Der konfirmatorische Prozess der Evaluation einer Skala erfolgt i. d. R. durch *Structural Equation Modeling* (SEM), dem die *konfirmatorische Faktorenanalyse* untergeordnet werden kann. Der Einsatz der konfirmatorischen Faktorenanalyse, nach der Durchführung der explorativen FA etwa, erbringt mehrere wünschenswerte Leistungen. So bestätigt sie, wie ihre Bezeichnung nahelegt, die erstellte Skala auf zuverlässige Weise. Darüber hinaus erfolgt auch eine Prüfung des Modells auf Eignung. »[...] rather than simply confirming a model through one test, CFA can test a variety of conceptualizations of the data and allow the scale developer to compare differing models and ultimately retain the model of best fit« (Noar 2003: 633). Außerdem gibt sie Aufschluss über die Dimensionalität unserer Skala, wodurch sie entweder bestätigt oder bemängelt werden kann. Um die Zuversicht in eine eben aufgestellte Skala zu steigern, ist die konfirmatorische Faktorenanalyse daher eine ausgezeichnete Wahl (vgl. Kohring und Matthes 2007: 243).

Voraussetzung dafür ist also die abgeschlossene Wahl der Anzahl der Faktoren, der auf die jeweiligen Faktoren bezogenen Items und die Bestimmung möglicher Faktorkorrelationen. Erweist sich das durch die explorative Faktorenanalyse erzielte Modell als geeigneter als alternative Modelle, so kann dies als Hinweis auf hohe *Validität* der Skala gewertet werden (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 824f.).

Wie Worthington und Whittaker auf Basis einer Inhaltsanalyse feststellen, wird in der Praxis die konfirmatorische (CFA) der explorativen Faktorenanalyse (EFA) zumeist nachgereiht. In seltenen Fällen wurde eine konfirmatorische Faktorenanalyse auf Grundlage einer theoretisch deduzierten Skala durchgeführt, welche für sich allein jedoch kaum Aussagekraft besitzt. Eine CFA ohne vorangegangener EFA macht statistisch nur Sinn, wenn sie unmittelbar durch eine weitere CFA mit anderer Stichprobe ergänzt wird. Außerdem scheint die EFA in den meisten Fällen die Faktorstruktur angemessen aufdecken zu können. »Thus, when developing new scales, researchers should conduct an EFA first, followed by CFA« (ibid.: 815).

Ist man sich der Dimensionszahl nicht sicher, hat man jedoch eine gewisse Vorstellung davon, welche Konstrukte hinter dem Datensatz stehen könnten, ist die explorative Faktorenanalyse (EFA) vorzuziehen (vgl. Brosius 1998: 650). Um Hypothesen zu prüfen, wird sie jedoch nicht in Betracht gezogen.

5.4.1 Die R-Faktorenanalyse bzw. die Q-Faktorenanalyse

Vorab wird auch zwischen der *R-Faktorenanalyse* und der *Q-Faktorenanalyse* zu wählen sein. Die R-Faktorenanalyse findet in der wissenschaftlichen Praxis wesentlich mehr Zuspruch als die Q-Faktorenanalyse. Erstere beruht dabei auf einer Durchschnittsbildung der Werte der Probanden, was dann zum Problem reichen kann, wenn die Streuung der Ausprägungen zwischen den Personen groß ist. Der *Verlust der Information über die Streuung* der Ausprägungen wird dabei in Kauf genommen. Gegenteiliges geschieht bei der Q-Faktorenanalyse: hier berücksichtigt man die Befragten als Fälle der interessierenden Matrix. Es wird ein der Clusteranalyse ähnliches Ergebnis geliefert, mit dem Unterschied, dass als Ähnlichkeitsbestimmung Korrelationen statt Distanzen herangezogen werden. Hier interessieren allerdings im Gegensatz zur R-Faktorenanalyse Korrelationen zwischen Probanden, nicht zwischen Variablen. Den Vorzug erhält die Q-Faktorenanalyse daher dann, wenn man

einzelne Probanden einem Prototyp zuordnen möchte. Daher interessieren hier nicht Dimensionen (eines Phänomens) sondern (Proto-)Typen (vgl. Backhaus 2011: 331). Aufgrund mehrerer Alternativen in der Clusteranalyse hat diese Form der Faktorenanalyse doch deutlich an Bedeutung eingebüßt.

5.5 Die Stichprobe

Die Stichprobe, auf Grundlage derer eine Faktorenanalyse durchgeführt werden kann, hat *Repräsentativität* insoweit zu gewährleisten, als dass die Gruppen, welche besonders hohe bzw. niedrige Werte auf der Skala erzielen würden, in angemessener Zahl vertreten sind. Folglich wird Repräsentativität im Prozess der Skalenentwicklung nicht so streng ausgelegt, wie das in anderen statistischen Verfahren der Fall ist: »The sample need not closely represent any clearly identified population so long as those who would score high and those from that population who would score low are well represented« (Gorsuch 1997: 541). Naheliegender, die Stichprobe sollte aus der Grundgesamtheit gezogen werden, auf die auch die fertige Skala angewandt werden soll. Handelt es sich dabei um eine spezifische Gruppe, ist dennoch die Wahrscheinlichkeit einer *systematischen Varianz* im Auge zu behalten. Diese lässt sich auch durch eine größere Stichprobe nicht korrigieren (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 814). Das lässt sich damit erklären, dass *homogenere* Gruppen andere Korrelationen zwischen den Variablen mit sich bringen, was zwangsläufig zu einer verzerrten Faktorenlösung führen muss (vgl. Fabrigar et al. 1999: 274).

5.5.1 Die Stichprobengröße

Die Ansichten zur optimalen Stichprobengröße gehen weit auseinander, was sich bereits daran erkennen lässt, dass einerseits mit absoluten Größen, andererseits mit Verhältnissen von Befragten zu Items operiert wird. Die Gefahr, die durch eine zu kleine Stichprobe beschworen wird, besteht in einer *Instabilität der Kovarianzen* und einer der Grundgesamtheit *nicht entsprechenden Erfassung des Konstrukts* (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 817).

Einer Inhaltsanalyse von Gaskin und Happell (2013: 3) beispielsweise zufolge haben über die Hälfte der in Betracht gezogenen EFAs in der Pflegewissenschaft keine Methode zur Wahl der Stichprobengröße angegeben. Den Minimalanforderungen an eine Stichprobe sollte jedoch entsprochen werden.

Worthington und Whittaker stellen uns daher einige Anhaltspunkte zur Bestimmung der Stichprobengröße zur Verfügung: die Anzahl von 300 *Probanden* ist in den meisten Fällen ausreichend. Liegen die *Kommunalitäten* eines Datensatzes über .50 bzw. beträgt das *Verhältnis von Items zu Faktoren* mindestens zehn zu eins mit *Faktorladungen* um 1.41, so ist auch eine Stichprobengröße von 150 bis 200 Befragten als ausreichend zu erachten. Bei kleineren Stichproben sollten die Kommunalitäten bereits einen Wert von .60 übersteigen und zudem zumindest ein Verhältnis von vier zu eins Items zu Faktoren aufweisen können, wobei die Faktorladungen den Wert von 1.61 übertreffen sollten. Eine Stichprobengröße von unter 100 ist allerdings in den meisten Fällen ungenügend (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 817). Im ungünstigsten Fall können allerdings selbst 800 Probanden ein unzuverlässiges Ergebnis erzielen (vgl. Fabrigar et al. 1999: 274).

5.6 Der Weg zur fertigen Skala

Nach Rom führen bekanntlich viele Wege. Die Entwicklung einer Skala kann ebenso auf mehrere Weisen angegangen werden, wobei Worthington und Whittaker feststellen, dass sowohl *logische* als auch *rationale* Herangehensweisen bei der Wahl der Items deutlich an Popularität zugunsten der *empirischen* Methode eingebüßt haben (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 809). Das Festlegen von Items auf Basis statistischer Methoden hat sich eingebürgert, um einerseits *Vorhersagen* für bestimmte Gruppen treffen zu können, die gewisse Kriterien auf sich vereinen, andererseits um *Items homogen gruppieren* zu können (vgl. *ibid.*: 811).

In Anlehnung an DeVellis (2003) ist der Weg zur fertigen Skala nach Worthington und Whittaker in acht Schritten zu bewältigen: zu Beginn ist jedenfalls klar festzuhalten, *was überhaupt gemessen werden soll*. Nachdem auf dieser Basis *Items generiert* wurden, ist ein *Format der Messung* festzulegen. Die Item-Wahl hat eine *Gegenprüfung von Experten* zu bestehen, woraufhin der Skala bestimmte Items zur *Überprüfung der Validität* angefügt werden sollten. Ist dieser Prozess soweit abgeschlossen, wird der Item-Pool einem »Development Sample« (Worthington und Whittaker 2006: 813) zur Verfügung gestellt und daraufhin *ausgewertet*. Der letzte Schritt besteht darin, die *Länge der Skala* zu optimieren.

Kohring und Matthes (2007: 242) ergänzen, dass die Konstruktion einer Skala ein Prozess ist, dem ein häufiges Wiederholen immanent sein sollte. Insbesondere die mehrfache Validation wird nach Kohring und Matthes insofern für die Entwicklung der Skala als bedeutsam erachtet, als der »specification search process«, der der Modifikation der Items vorangeht, die Generalisierbarkeit der gewonnen Daten anderer Stichproben überprüft (vgl. *ibid.*: 243).

5.6.1 Definition des Konstrukts

»In scale development, the first step is to define your construct clearly and concretely, using both existing theory and research to provide a sound conceptual foundation« (Worthington und Whittaker 2006: 813). Die Schwierigkeit besteht dabei darin, *soziale Phänomene trennscharf in ihre (messbaren) Bestandteile zu zerlegen*. Dieser Schritt ist dennoch gewissenhaft zu bewältigen, denn »nothing is more difficult to measure than an ill-defined construct because it leads to the inclusion of items that may be only peripherally related to the construct of interest or to the exclusion of items that are important components of the content domain« (*ibid.*).

5.6.2 Item-Generierung

Um das interessierende Konstrukt auf wenige voneinander unabhängige Hintergrundvariablen mit entsprechender Erklärungskraft zu reduzieren, ist zunächst ein *Item-Pool* zusammenzustellen, der dem Konstrukt klar zugrunde liegt. Zu beachten gilt, dass die Items einerseits einen *klaren Bezug zum Konstrukt* aufweisen, andererseits *eindeutig artikuliert* sind, um der Fehlinterpretation vorzubeugen. Von der Feinabstimmung der Items ist die Qualität der statistischen Methode abhängig, denn »items that are poorly worded or not central to a clearly articulated construct will introduce potential sources of error variance, reducing the strength of correlations among items, and will diminish the overall objectives of scale development« (*ibid.*).

Kohring und Matthes (2007: 242) etwa stellten der Bestimmung von vier Dimensionen des Vertrauens in Medien zahlreiche Voruntersuchungen, u. a. auch qualitative Befragungen, voran, um eine bessere Operationalisierung der Dimensionen gewährleisten zu können. Insbesondere wurde

an der Feinabstimmung der Formulierung der Items gearbeitet. Vor allem auf die Genauigkeit der Semantik in den Items wurde Wert gelegt.

Auf die Entwicklung und Auswahl der Items viel Zeit verwendet und den Prozess auch eingehend beschrieben haben auch Moore und Benbasat (1991) bei der Entwicklung einer Skala, die die subjektive Entscheidung, sich mit einer Innovation einzulassen, empirisch erfassbar machen sollte. Das Zusammenstellen eines Sets von Items erfolgt, Moore und Benbasats Herangehensweise zum Vorbilde, mit Blick auf die *inhaltliche Validität* des Messinstruments²¹. Während man versucht, mit dem initialen Item-Pool das Konstrukt inhaltlich vollständig zu erfassen, werden bei darauffolgender Durchsicht Items, die einen Aspekt zu *eng fassen* oder nur in *bestimmten Situationen* das Erwünschte messen, eliminiert. Daraufhin werden wiederum Items dort hinzugefügt, wo eine Dimension weniger Items als vorgesehen auf sich vereint bzw. wo Dimensionen als zu wenig berücksichtigt erachtet werden. Ein weiterer Schritt der Item-Evaluation versucht Items auszumachen, die entweder *mehrfach vorhanden* oder *zweideutig* sind und damit möglicherweise auf mehr als einen Faktor laden (vgl. *ibid.*: 198f.). Nach Abschluss dieses Verfahren sollte die Anzahl der gewählten Items jedenfalls mindestens das 3 bis 5-Fache der Anzahl der zu erwartenden latenten Variablen betragen (vgl. Fabrigar et al. 1999: 273).

5.6.3 Überprüfung der Items durch Experten

Die Qualität des Resultats faktoranalytischer Bestreben steht auch in unmittelbarem Zusammenhang mit der *Gegenprüfung der Items durch Experten*. Nach Worthington und Whittaker ist der Item-Pool *zumindest auf Inhaltsvalidität*, eine Grundvoraussetzung der Konstruktvalidität, zu prüfen. Damit sichergestellt wird das *vollständige Erfassen* des Konstrukts auf seiner inhaltlichen Ebene (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 814). Die Prüfung auf Inhaltsvalidität ist zugunsten objektiver statistischer Verfahren in den Hintergrund getreten, was sich insbesondere in der vorschnellen Aufgabe von Items bemerkbar macht, sollte eines von ihnen anderen Validitäts- und Reliabilitätsprüfungen nicht standhalten können. Die Inhaltsvalidität ist jedoch vielmehr *im gesamten Verlauf der Untersuchung* im Auge zu behalten, denn eine rein statistische Reduktion auf bewährte Hintergrundvariablen stellt nicht zugleich sicher, dass auch inhaltlich alle relevanten Aspekte eines Konstrukts durch die Variablen abgedeckt sind.

Darüber hinaus kann der Item-Pool u.a. auf Redundanz, Klarheit und Lesbarkeit geprüft werden. Die Gelegenheit, den Item-Pool von Experten gegenprüfen zu lassen, sollte auch genutzt werden, um Vorschläge für zusätzliche Items einzuholen (vgl. *ibid.*).

Neben der Inhaltsvalidität gibt es noch weitere Aspekte, die in Konsonanz die Konstruktvalidität gewährleisten sollen: mit der *Konvergenzvalidität* wird sichergestellt, dass mit unterschiedlichen Methoden dasselbe Resultat erzielt werden kann, während von *Diskriminanzvalidität* dann auszugehen ist, wenn unterschiedliche Konstrukte ein jeweils anderes Resultat erzielen. Worthington und Whittaker raten jedoch davon ab, darauf zuviel Energie zu verwenden. Denn einerseits beträgt der anfängliche Item-Pool oft ein Vielfaches dessen, was nach der Expertenprüfung beibehalten wird. Der Zusatz eines weiteren Messinstruments könnte also den vernünftigen Rahmen einer Umfrage, die auch in angemessener Zeit zu bewältigen ist, sprengen. Außerdem besteht erhöhte Gefahr, dass zusätzliche Items anderer Skalen interessierende Items insofern störend beeinflussen, als *Fragekontexteffekte* (order effects) mit erhöhter Wahrscheinlichkeit auftreten. Konvergenz- und Dis-

²¹Zur Bedeutung der *inhaltlichen (qualitativen) Validität* vgl. etwa West (1994: 162)

kriminanzvalidität sind nach Worthington und Whittaker daher zu einem späteren Zeitpunkt der Skalenentwicklung besser aufgehoben (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 814).

Einen anderen Ansatz wählen Moore und Benbasat (1991), wobei hier der Fokus von der inhaltlichen zur *Konstrukt-Validität* wandert. In der Skalenentwicklung von Moore und Benbasat wurde der Item-Pool mehreren Experten mit der Anweisung vorgelegt, Items bestimmten *Konstrukt-Kategorien* zuzuweisen. Diese Kategorien können entweder durch den Forscher vorgegeben oder von den Experten selbst erstellt werden. Moore und Benbasat raten dazu, Experten die Kategorien selbst bestimmen zu lassen, um Missinterpretationen leichter ausmachen zu können.

Die Konstrukt-Validität wird in diesem Prozess auch dadurch geprüft, dass die Zuweisung einzelner Items zu bestimmten Kategorien ausgewertet wird: »If an item was consistently placed within a particular category, then it was considered to demonstrate convergent validity with the related construct, and discriminant validity with the others« (ibid.: 200).

Der Vorgang des *Zuweisens der Items* zu einzelnen Kategorien erfolgt bei Moore und Benbasat mit dem Einsatz von *Karteikarten*. Bei der Wahl der Experten berücksichtigen Moore und Benbasat (ibid.) den Hintergrund der mit dem Sortieren Beauftragten, um unterschiedliche Perspektiven miteinzubeziehen. Um die Bedeutung der Kategorienbildung und Sorgfalt bei der Zuweisung zu unterstreichen, empfehlen Moore und Benbasat einen Testlauf mit besonders mehrdeutigen Items mit anschließendem Hinweis auf die unterschiedlichen Möglichkeiten²². Der gesamte Prozess des Zuweisens kann nun mit verschiedenen Expertengruppen solange wiederholt werden, bis man sich iterativ dem erwünschten Niveau der Konstruktvalidität und auch der vorgesehenen *Anzahl der Items pro Kategorie* angenähert hat.

5.7 Vorarbeiten zur Durchführung

Die Skalenentwicklung ist mit dem bisher beschriebenen Prozess nicht abgeschlossen. Oftmals ist das überhaupt erst nach einer (oder mehreren) EFA(s) und einer KFA in einem solchen Maße möglich, dass man gewissen Ansprüchen an Reliabilität und Validität gerecht werden kann. Die daher ohne Anspruch auf Vollständigkeit erarbeitete Skala in einer initialen Befragung eingesetzt, bedient man sich in einem ersten Schritt der *Deskriptivstatistik*, um über die Eignung der Werte zur Unterordnung unter ein Konstrukt zu erhalten. Nachdem ein linearer Zusammenhang zwischen den zu faktorisierenden Variablen bestehen muss, lässt sich die Eignung oft schon optisch erahnen. Gleichzeitig werden hierbei die Werte auf Plausibilität und mögliche Eingabefehler überprüft (nicht plausible Ausreißer etwa). In einem weiteren Schritt überprüft man das Bestehen des erforderlichen linearen Zusammenhangs in der Korrelationsmatrix.

5.8 Die Korrelationsmatrix und ihre Eignung zur Faktorenanalyse

Ein Variablenset, das sich für die Faktorenanalyse anbietet, kennzeichnet ein Überlappen mehrerer Variablen, die hoch miteinander *korrelieren* und daher zu Variablengruppen (Faktoren) zusammen-

²²Der Bedeutung der Experten bei der Entwicklung der Konstruktvalidität ist die *Interrater-Reliabilität* geschuldet, die Moore und Benbasat (1991: 201) einerseits mithilfe des *Cohen's Kappa*, andererseits auf Basis der »Treffsicherheit« der Itemzuweisung zu den Kategorien, welchen das Item der inhaltlichen Validität entsprechend zugeordnet werden sollte, sichern. Daher ist das *konsistente Zuweisungsverhalten* der Experten auch ein Indiz für die Interrater-Reliabilität. Konkrete Schwellenwerte geben Moore und Benbasat zwar nicht an, eine entsprechende Matrix kann jedoch dazu genutzt werden, Problemzonen des Item-Pools aufzudecken

gefasst werden können. Daher übt die Faktorenanalyse eine *Strukturierungsfunktion* aus (vgl. Backhaus 2011: 330).

Die *Korrelationsmatrix*, die die Grundlage einer Faktorenanalyse darstellt, ist die Berechnung der Korrelationen zwischen allen Items, die in das Verfahren einbezogen werden sollen. Der besseren Vergleichbarkeit wegen kann bereits die Ausgangsdatenmatrix standardisiert werden, indem die Differenz zwischen Mittelwert und jeweiligem Beobachtungswert der Variable durch die Standardabweichung dividiert wird. Der neue Mittelwert der Daten beträgt nun 0, die Standardabweichung 1 (vgl. *ibid.*: 338). Auf Basis dieser standardisierten Ausgangsdatenmatrix errechnet sich die Korrelationsmatrix, die aufzeigt, welche Daten zueinander in Beziehung stehen. Um die Struktur, die wir herauszuarbeiten versuchen, offenzulegen, dient die Korrelationmatrix allerdings nicht. An ihr lässt sich nur überprüfen, ob die Korrelationen überwiegend gegen 0 tendieren, was ein deutliches Zeichen dafür wäre, dass besagte Struktur nur schwer auszumachen sein wird (vgl. Fromm et al. 2011: 324f.)²³. Optisch auszumachen sind latente Hintergrundvariablen in der Korrelationsmatrix oft aufgrund von »Blöcken« von ähnlich hoch korrelierenden Variablen. Die Bedeutung des dahinterstehenden Faktors eines solchen »Blocks« für die Unterschiede im Antwortverhalten bezeichnet die Gewichtszahl *Eigenwert*²⁴ (vgl. Backhaus 2011: 339).

Tests, die die Eignung der Korrelationsmatrix für eine Faktorenanalyse festzustellen trachten, sind die *Signifikanzprüfung der Korrelationen*, die *Inverse der Korrelationsmatrix*, der *Bartlett-Test* auf Sphärizität²⁵, die *Anti-Image-Kovarianz-Matrix*²⁶ und der *Kaiser-Meyer-Olkin-Test*²⁷ (vgl. *ibid.*: 340ff.)²⁸. Eine Prüfung anhand mehrerer der angeführten Kriterien ist empfehlenswert, da die Kriterien verschiedene Vor- und Nachteile mit sich bringen.

Neben der Korrelationsmatrix besteht allerdings auch die Möglichkeit, der Faktorenanalyse die Kovarianzmatrix zugrunde zu legen. Dass die EFA häufig die Korrelationsmatrix als Ausgangsbasis heranzieht, die CFA hingegen die Kovarianzmatrix, lässt sich nur historisch erklären. Die Prinzipien der Faktorenanalyse lassen sich auf beide Matrizen anwenden, weshalb es unwesentlich ist, ob zur EFA nun die Korrelations- oder die Kovarianzmatrix herangezogen wird (vgl. Flora et al. 2012: 2).

5.8.1 Singularität und Kollinearität

Die Korrelationen der Matrix stehen auch in Zusammenhang mit der *Faktorisierbarkeit* der gewählten Items. Um diese festzustellen, bieten sich wiederum mehrere Methoden an. Bereits vor der Prüfung der Korrelationsmatrix sollten die Ausgangsdaten auf Normalverteilung geprüft werden. Dann können einerseits die *Signifikanzwerte* der Korrelationen darauf geprüft werden, ob ein Item größtenteils ein Signifikanzniveau jenseits der .05 aufweist, andererseits die Korrelationen selbst betrachtet werden, ob Korrelationen über .9 bestehen. In beiden Fällen ist jedenfalls Vorsicht walten zu lassen, weil sich möglicherweise *Eindimensionalität* (Singularität) des Datensatzes unterstellen lässt (Field 2005).

Singularität in der linearen Algebra tritt auf in Kombination mit der *Kollinearität* der Variablen. Weisen zwei oder mehrere Variablen, im faktoranalytischen Modell also abhängigen Variablen, sehr hohe Korrelationen auf, dann bezeichnet man sie als kollinear. »When collinear variables are inclu-

²³Vgl. dazu auch Brosius (1998: 644)

²⁴Vgl. Kapitel 5.10.1 auf Seite 70

²⁵Vgl. Kapitel 5.8.7 auf Seite 64

²⁶Vgl. Kapitel 5.8.9 auf Seite 65

²⁷Vgl. Kapitel 5.8.8 auf Seite 65

²⁸Vgl. dazu auch Brosius (*ibid.*: 644f.)

ded, the product-moment correlation matrix R will be singular, or non-positive definite. ML estimation cannot be used with a singular R , and although ULS is possible, collinearity is still indicative of conceptual issues with variable selection« (Flora et al. 2012: 9). Auszumachen sind kollineare Variablen anhand der *Eigenwerte der Produkt-Moment-Korrelationsmatrix*: Nehmen mehrere Eigenwerte der Matrix den Wert 0 oder negative Werte an, so muss Kollinearität angenommen werden. Kontrolliert kann das werden mit einem Blick auf den Plot der initialen Eigenvalues.

5.8.2 Die Faktorenanalyse als lineare Regression

Die Gleichung (1) auf Seite 52 hat bereits verdeutlicht, dass die Faktorenanalyse als lineare Regression fungiert. Da die FA also grundsätzlich als Analyse von Korrelationen zu verstehen ist, gelten für die FA dieselben Voraussetzungen wie für alle weiteren Methoden, die Korrelationen als Bezugspunkt der Analyse wählen. Pearsons Produkt-Moment-Korrelation etwa setzt *lineare Beziehungen* voraus. Da zwei Variablen zueinander auch in Beziehung stehen können ohne einen Linearzusammenhang aufzuweisen, droht bei mangelnder Vorsicht jedenfalls ein Informationsverlust (insbesondere bei *curvilinearen* Beziehungen), der sich in der Faktorlösung niederschlagen wird (vgl. *ibid.*: 4). Was für die bivariate lineare Regression gilt, gilt auch für die multiple Regression: Voraussetzung ist, dass alle Merkmale *metrisches* Skalenniveau besitzen (vgl. Gehring und Weins 2009: 177). Die lineare Regression anhand kategorischer Daten, wie sie aus Likert-Skalen resultieren, ist jedenfalls keine Option (wenn auch genau dieser Fehler in der Literatur faktoranalytischer Verfahren allzu häufig wiederzufinden ist). Insbesondere wenn die Zahl der Ausprägungen, die durch die Skala erfasst werden, so niedrig ist, dass die Gefahr bestehen könnte, dass »an observed variable may be discarded from a pool of variables though in fact it is an important indicator« (Babakus et al. 1987: 227), dann haben Alternativen wie die *polychorische Korrelation* (vgl. Kapitel 5.8.4 auf der nächsten Seite) bei kategorischen Variablen den Vorteil, Schätzungen für die Korrelationen abzugeben, als hätten wir kontinuierliche Variablen zur Hand. Das ist insofern von Bedeutung, als einige weiterführende Methoden kontinuierliche Variablen zur Voraussetzung haben (etwa die Maximum Likelihood Schätzung).

5.8.3 Items auf Ordinalskalenniveau

»Because the most common kinds of test items, such as Likert-type items, produce categorical (dichotomous or ordinal) rather than continuous distributions, a linear factor analysis model using product-moment R is suboptimal« (Flora et al. 2012: 11). Warum Werte, die durch *Likert-Skalen* erhoben wurden, dennoch häufig auf Basis der Pearsons Produkt-Moment-Korrelationsmatrix behandelt werden, lässt sich eventuell darauf zurückführen, dass der Einfluss *kategorischer* Items auf die Faktorlösung unterschätzt wird. Die Faktorlösung wird häufig insofern geschwächt, als Faktorladungen auf die bestimmten Faktoren reduziert werden (vgl. das Musterbeispiel dazu bei Flora et al. (*ibid.*: 14)). Der Grad der Veränderung der Ladungen kann zwar einigermaßen durch höhere Anzahl der Antwortkategorien eingedämmt werden, als kontinuierliche Variablen sind die resultierenden Werte dennoch nicht anzunehmen. Eine sehr hohe Anzahl von Antwortkategorien könnte etwa durch einen Schieberegler in einer Onlineumfrage realisiert werden, was jedoch die Gefahr nach sich zieht, sehr viele Werte für die beiden Extremwerte der Skala zu erhalten (nämlich immer dann, wenn der Respondent klar in eine Richtung tendiert). Ob das nun dem Ziel zuträglich ist, annähernd kontinuierliche Daten zu erhalten, sei dahingestellt.

5.8.4 Die polychorische Korrelation

Setzt man stattdessen auf die *polychorische* Korrelationsmatrix, um sich einer angemessenen Faktorenlösung zu nähern, so wendet man eine »limited-information« Methode an (vgl. *ibid.*: 15). Diese Transformation zieht die summarische Statistik der beobachteten Häufigkeitstabellen hinzu. Die Grundannahme der polychorischen Transformation besteht darin, dass jeder beobachteten ordinalskalierten Variable y mit einer bestimmten Anzahl an Antwortkategorien eine latente Variable y^* zugrundeliegt, die als kontinuierlich und normalverteilt gilt. Für y^* gilt dann wiederum

$$y^* = \Lambda\eta + \varepsilon.$$

Es ergibt sich folgerichtig, dass die Korrelation zweier polychorischer Variablen die *Schätzung einer Korrelation* zweier kontinuierlicher y^* ist. Das faktoranalytische Modell resultiert dann in

$$P^* = \Lambda\Psi\Lambda' + \Theta.$$

Als Extraktionsmethode bei einer polychorischen R eignet sich die »Unweighted Least-Squares« (ULS, vgl. Kapitel 5.9.3 auf Seite 69), »where the purpose is to minimize squared residual polychoric correlations« (*ibid.*: 17). Die ULS ist nahezu identisch mit der »MinRes« Extraktionsmethode. Alternativ ist auch die »Weighted Least-Squares« (WLS bzw. auch als »Diagonally Weighted Least-Squares« DWLS bekannt) angeraten. Die Gefahr für die Faktorenanalyse anhand einer polychorischen Korrelationsmatrix droht v. a. von Seiten starker Schiefe (*Skewness*) der Daten, weil in diesem Fall die Häufigkeitstabellen, die die polychorische Transformation heranzieht, sehr niedrige Werte beinhaltet. Die Faktorenlösung wird dadurch entsprechend ungünstig verzerrt. Dem kann teilweise durch eine größere Stichprobe vorgebeugt werden. Für ordinalskalierte Variablen resultiert die polychorische Faktorenanalyse dennoch in einem wesentlich verlässlicheren Resultat, als es das Pendant anhand der Pearsons R zu erbringen vermag (vgl. *ibid.*: 19).

5.8.5 Der Einfluss von Ausreißern und die robuste Faktorenanalyse

»Especially data generated using Likert-type items [...] often do not meet the requirements of the applied method, such as normal distribution of the individual variables or multivariate normal distribution« (Treiblmaier und Filzmoser 2010: 197). Zur Problematik kategorischer Variablen durch Likert-Skalen gesellt sich also auch der Umstand hinzu, dass diese Skalen *multinormalen* Ansprüchen i. d. R. nicht gerecht werden. Multinormalität, festzustellen etwa mit *Mardias* Goodness-of-Fit Test, ist insbesondere bei psychologischen Datensätzen relativ unwahrscheinlich. Auch wenn sich die ML mit einer »schwachen« Normalverteilung, verstanden als eine *elliptische* Verteilung, begnügen würde, ist sie bei nicht bestehender Multinormalität als weiterführende Methode streng genommen nicht in Betracht zu ziehen.

Treiblmaier und Filzmoser (*ibid.*: 198) kritisieren die mangelnde Berücksichtigung von grundlegenden Annahmen der EFA, welche in der Literatur nachweislich zu fragwürdigen Resultaten geführt hat. Statt der in den meisten Datensätzen unrealistischen Annahmen der klassischen Methoden wie bivariate und auch multivariate Normalverteilung der Daten legen sie mit der »robusten

Faktorenanalyse« einen alternativen Ansatz nahe, der sich vor allem der Reduktion des Einflusses von *Ausreißern* annimmt.

Über die Definition von Ausreißern ließ sich bisher kein Konsens finden. Rekuriert wird häufig auf Hawkins (1980), der diese Erscheinung folgendermaßen beschreibt: »An outlier is an observation which deviates so much from the other observations as to arouse suspicions that it was generated by a different mechanism«. Ausreißer sind bei Filzmoser et al. (2005: 579f.) zu verstehen als das Resultat eines *sekundären Prozesses*, der auf die Beobachtungswerte wirkt. Für Flora et al. (2012: 5) sind sie Werte abhängiger Variablen, die von ihrem erwarteten Wert (bzw. in der Faktorenanalyse durch latente Variablen modellierten Wert) erheblich abweichen. Folglich sind Ausreißer mit hohen Residuen behaftet. Eine Umformung der Gleichung (2) auf Seite 52 definiert Ausreißer daher als

$$\varepsilon = y - \Lambda\eta.$$

Da die Ladungen auf η , also die m latenten Variablen, ebenso nur auf Schätzungen basieren können, erhalten wir Ausreißer auch nur auf Basis eines geschätzten $\hat{\varepsilon}$ (vgl. *ibid.*: 6).

Wenn Multinormalität also nicht angenommen wird, ist insbesondere der Grad der *Kontamination* und folglich der Einfluss von Ausreißern auf die Faktorenlösung zu berücksichtigen. Dazu ist es vordergründig notwendig, Ausreißer als solche zu erkennen: Sobald Daten in mehr als zwei Dimensionen vorliegen, wird das Veranschaulichen von Ausreißern schwierig. *Multivariate Ausreißer* lassen sich visuell nicht so einfach aufdecken. »A traditional methodology consists of computing a distance from each observation to a center of the data while taking into account the shape of the data. An outlier is then a point with a distance larger than the other distances or larger than some predetermined cutoff« (Fauconnier und Haesbroeck 2009: 364). Bewerkstelligt wird diese Berechnung auf Basis der *Mahalanobis Distanz*, einer Ähnlichkeitsbestimmung auf Grundlage der empirischen Mittelwerte von Variablen und der (für diese Variablen identischen) Kovarianzmatrix. Vorausgesetzt wird dazu *Normalverteilung* des Datensatzes, weshalb diese Methode wiederum für psychologische Daten relativ ungeeignet erscheint. Mit der Mahalanobis-Distanz lässt sich eine für die erklärende Variable (latenten Faktor) ungewöhnliche Kombination an Werten ausweisen (auch als hohe »Leverage« bezeichnet)²⁹. Für y_i als die beobachteten Werte der Variable i , $\bar{y}$ als Mittelwert des Vektors y_i und S als die Kovarianzmatrix der Stichprobe gilt

$$MD_i = (y_i - \bar{y})'S^{-1}(y_i - \bar{y}).$$

MD_i ist, wie sich aus der Gleichung folgerichtig ergibt, die quadrierte Distanz zwischen dem Wert des Falles i und der Mitte der beobachteten Werte unter Berücksichtigung der beobachteten Varianzen und Kovarianzen der Variablen. Die Distanz wird daher auch oft als Quadratwurzel von MD_i angegeben.

Weder ist hohe Leverage zwangsläufig schlecht, noch sind hohe Residuen ein Grund dafür, einen Wert aus dem Datensatz zu verbannen. »A key heuristic in regression diagnostics is that case

²⁹Ein Sonderfall der hohen »Leverage«-Werte bezieht sich auf die Werte, die zugleich niedrige Residuen aufweisen (auch unter »good leverage« bekannt) (vgl. Flora et al. 2012: 5)

influence is a product of both leverage and the discrepancy of predicted values from observed values as measured by residuals« (Flora et al. 2012: 7). Den Einfluss, den eine Beobachtung auf die Faktorenlösung bzw. auch das Resultat einer linearen Regression hat, ergibt sich durch den Grad der Veränderung, den das Eliminieren dieses Werts mit sich ziehen würde. Ein Maß dafür ist die *generalisierte Cooks Distanz* (gCD). Ebenso wie die MD_i bildet die Cooks Distanz einen quadrierten Wert, der für den Einfluss der jeweiligen Beobachtung steht. Entsprechend nehmen Werte, deren Cooks Distanz gegen 0 tendieren, relativ wenig Einfluss auf eine Faktorenlösung im Modell der EFA etwa. Was nach Cooks Distanz als Ausreißer zu werten ist, darüber gehen die Meinungen auseinander. Eine der Möglichkeiten legt jedenfalls nahe, alles über einem Wert von $\frac{4}{n}$ als solche einzustufen.

Welche Implikationen ein von den anderen Werten stark abweichender Ausreißer mit sich ziehen kann, beweisen Flora et al. (ibid.: 8f.) anhand eines manipulierten Datensatzes. U. a. erhöht sich durch diese Werte auch die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Heywood Falles und kann den Forscher dazu verleiten, eine Variable aufgrund bloß eines Wertes zu überdenken.

Ist ein Ausreißer empirisch ausgemacht, sind in erster Linie die Ursachen für diesen Wert festzustellen. Häufig lassen sich diese Werte mit Fehlern seitens der Forscher oder Fehlinterpretation der Probanden erklären (vgl. ibid.: 9). Kann die Inspektion der konkreten Werte keinen Verdacht wecken, die Angaben ließen sich mit dem Modell nicht vereinbaren, ergo handelt es sich dabei nur um extreme aber plausible Ausprägungen, dann sollten Ausreißer jedenfalls nicht eliminiert werden. Stattdessen sind *robuste* Verfahren angeraten, die danach trachten, den Einfluss extremer Fälle zu minimieren.

Eine Weiterentwicklung hat die Schätzung der Mahalanobis Distanz daher durch Rousseeuws *Minimum Covariance Determinant* Schätzung erfahren, die statt der Mahalanobis Distanzen auf *robuste Distanzen* setzt, deren Interpretation parallel zur Mahalanobis Methode verläuft. Konkret wird dabei der *Einfluss der Ausreißer* auf die Mahalanobis Distanz reduziert (vgl. Fauconnier und Haesbroeck 2009: 365f.). Der Gedanke, der dem Einsatz robuster Distanzen zugrundeliegt, lässt sich im zweidimensionalen Raum verdeutlichen: Die Mahalanobis-Distanz bezieht zwar die Form der Verteilung in ihre Berechnung mit ein, allerdings klassifiziert sie alles außerhalb des $\mu \pm 2 \cdot \sigma$ Bereichs als Ausreißer. Die Form der Verteilung entspricht einem Kreis von Ausprägungen, dem Umstand zum Trotz, dass die meisten multivariaten Verteilungen die Form einer Ellipse aufweisen. Die Mahalanobis-Distanz, obwohl als Methode zur Berücksichtigung von Ausreißern konzipiert, ist ihrerseits anfällig für Ausreißer. »The reason is the sensitivity of arithmetic mean and sample covariance matrix to outliers« (Filzmoser et al. 2005: 581).

5.8.6 Der Minimum Covariance Determinant (MCD)

»Using robust estimates that remove (trim) or downweight extreme values in a population is an effective, if conservative, solution. It is conservative to the extent that if there are in fact no outliers the only consequence is that the true variability (variance-covariance) of the data will be underestimated« (ibid.: 580). Robust ist diese Methode in dem Sinne, dass sie sich resistent gegenüber dem Einfluss abweichender Beobachtungen zeigt. Ein v. a. wegen seiner schnellen Berechnung beliebter robuster Algorithmus ist der bereits erwähnte *Minimum Covariance Determinant* (MCD), der für ein Subset von h Beobachtungswerten die Determinante der Kovarianzmatrix minimiert. Als Kompromiss zwischen Robustheit und Effizienz setzen Filzmoser et al. (ibid.: 581) auf $h \approx 0.75 \cdot n$, wobei n für die Stichprobengröße steht. Dieser Wert entspricht etwa einem *Breakdown Point* (BDP) von 25

Prozent. »The breakdown value is the fraction of outliers that when exceeded will lead to completely biased estimates« (Filzmoser et al. 2005: 581). Die auf Basis der MCD Schätzung gebildeten *robusten Distanzen* nehmen im bivariaten Raum nun die Form einer Ellipse, auch *Toleranzellipse* genannt, an.

Während nun der Algorithmus, der in *Fast MCD* in der *R*-Funktion `covMcd` im `rrcov` Paket zum Einsatz kommt, einen rigorosen *Breakdown Point* von 0.5 setzt, ist die ausgewiesene Kontamination der vorliegenden Daten oft ausgesprochen hoch. Hinzu zu dieser Problematik kommt die Tatsache, dass der MCD, seiner Natur als *Schätzalgorithmus* immanent, nicht einmal bei wiederholter Ausführung auf dasselbe Resultat kommen muss. Die Standardfunktion von `covMcd` liefert aus diesen Gründen nicht nur eine schwer interpretierbare Anzahl an Ausreißern, sondern gilt zudem als nicht besonders stabil (vgl. Fauconnier und Haesbroeck 2009: 367).

Der BDP in `covMcd` kann manipuliert werden, indem die Option `alpha` geändert wird. Für h , der Anzahl der gewählten Punkte in einem optimalen Subset von n , für das die generalisierte (also gemeinsame) Varianz im Zuge der MCD minimiert wird, gilt

$$h \approx \alpha \cdot n. \quad (5)$$

Der vorhin erwähnte BDP ergibt sich aus $\frac{n-h}{n}$ und daher annähernd aus $1 - \alpha$ (vgl. *ibid.*). Eine weitere Option, aus `covMcd` sinnvolle Resultate zu erhalten, bietet die binäre Option `use.correction`. »This binary input does not correspond directly to a parameter of the MCD methodology but when set to true, it consists of multiplying the MCD estimate of covariance by a finite sample correction factor (to make it unbiased at small samples)« (*ibid.*: 368).

Die EFA basiert also auf der Korrelationsmatrix, mit der sie Faktorladungen und Fehlervarianzen feststellen kann, um daraufhin Faktorwerte zu berechnen. Hält die klassische Annahme der multivariaten Normalverteilung dieser Ausgangsbasis der EFA der Realität nicht stand, so können abweichende Werte zu unrealistischen Schätzungen führen (vgl. Pison et al. 2003: 147). Die *Minimum Covariance Determinant* (MCD) Schätzung bietet nun eine Möglichkeit, sich dieser Gefahr zu entziehen. Die MCD Schätzung sichert durch Subsetting die multivariate Normalverteilung und ist im Vergleich sehr robust Ausreißern gegenüber (vgl. Treiblmaier und Filzmoser 2010: 198). Wie der Name bereits vermuten lässt, bedienen wir uns mit der MCD einer Kovarianzmatrix, was auch weiter kein Problem für die EFA darstellt (vgl. Kapitel 5.8 auf Seite 58).

5.8.7 Der Bartlett's Test auf Sphärizität

Der *Bartlett's Test auf Sphärizität* prüft, ob die Null-Hypothese, also ein Nichtbestehen eines Zusammenhangs in der untersuchten Datenmatrix (Voraussetzungen der Ausgangsmatrix: normalverteilt und annähernd χ^2 -verteilt), bestätigt werden kann. Erreicht der p -value (Irrtumswahrscheinlichkeit) ein Signifikanzniveau von $\leq .05$, dann gilt die Null-Hypothese als widerlegt (vgl. Brosius 1998: 645).

Worthington und Whittaker (2006: 818) raten vom *Bartlett's Test auf Sphärizität* weitgehend ab. Von einer Ausnahme abgesehen, wenn das Verhältnis der Items zu Faktoren nämlich kleiner als fünf zu eins ist, weist diese Methode mehrere Unzulänglichkeiten auf. Einerseits wird sie stark von der Stichprobengröße beeinflusst, andererseits tendiert sie dazu, bei großen Stichproben mit niedrigen Korrelationen ein signifikantes Resultat zu liefern.

5.8.8 Das Kaiser-Meyer-Olkin Kriterium (KMO)

Daher ist, zumindest jedenfalls ergänzend, das *Kaiser-Meyer-Olkin Kriterium* zu berücksichtigen, um die *Eignung der Stichprobe* für eine Faktorenanalyse festzustellen. Ob sich in der vorliegenden Korrelationsmatrix begründeterweise Faktoren oder bloß zufällige Korrelationen vermuten lassen, prüft das KMO, indem es *partielle Korrelationen* zu der *Quadratsumme der Korrelationen* in Beziehung setzt. Als Indikator für die Eignung der Matrix ergibt sich hierauf ein Wert zwischen Null und Eins, wobei Werte ab .60 als hinlänglich angenommen werden können (vgl. *ibid.*).

In der Praxis hat sich, wie Worthington und Whittaker auf Basis einer Inhaltsanalyse von Skalentwicklungen zwischen 1995 und 2004 feststellen, gezeigt, dass der Bartletts Test auf Sphärizität (vgl. Kapitel 5.8.7 auf der vorherigen Seite) häufig bei Probanden zu Items Verhältnissen eingesetzt wurde, die zu keinem sinnvollen Ergebnis führen konnten. Das Kaiser-Meyer-Olkin Kriterium hingegen fand nur bei einem Bruchteil der Studien überhaupt Anwendung (vgl. *ibid.*).

5.8.9 Die Anti-Image-Kovarianz-Matrix

Nach Guttman's Image-Analyse stellt das *Anti-Image* den Anteil der Varianz einer Variable dar, der durch die anderen Variablen (mittels multipler Regressionsanalyse) nicht erklärt werden kann (vgl. Backhaus 2011: 341). In einer für die Faktorenanalyse geeigneten Matrix sollte das Anti-Image der Variablen so gering wie möglich sein, die Anti-Image-Kovarianz-Matrix also möglichst einer Diagonalmatrix entsprechen. Den Wert von $> .09$ sollten nicht mehr als 25 Prozent der Nicht-diagonal-Elemente überschreiten (vgl. *ibid.*). Zillmer und Vuz (1995) setzen die Obergrenze für den Anteil, der noch als akzeptabel angenommen werden kann, bei 30 Prozent. »If the variables share common factors, the anti-image correlation (i.e., the negative of the partial correlation coefficient) between pairs of variables should be small or close to zero, because the linear effects of the other variables have been eliminated« (*ibid.*: 276).

Während die Anti-Image-Kovarianz-Matrix einen relativ komplizierten Prüfvorgang voraussetzt, basiert der Kaiser-Meyer-Olkin-Test (vgl. Kapitel 5.8.8) zwar auf dieser Matrix, die Beurteilung fällt aber vergleichsweise einfach aus.

5.8.10 Die Determinante der Korrelationsmatrix

Zur Prüfung der Eignung des Datensatzes für eine Faktorenanalyse gibt es neben dem Bartletts Test, dem Kaiser-Meyer-Olkin Kriterium und der Inspektion der Anti-Image-Kovarianz-Matrix noch eine weitere Möglichkeit: »You can also ask for the Determinant of this matrix and this option is vital for testing for multicollinearity or singularity. The determinant of the R-matrix should be greater than .00001; if it is less than this value then look through the correlation matrix for variables that correlate very highly ($R > .8$) and consider eliminating one of the variables (or more depending on the extent of the problem) before proceeding« (Field 2005: 2).

5.9 Extraktionsmethoden und Schätzverfahren

Geht man mit der Faktorenanalyse nach erfolgter Strukturierung der Variablen einen Schritt weiter und ersetzt die strukturierten Variablengruppen durch Faktoren aufgrund ermittelter Faktorwerte (Korrelation zwischen Faktor und Merkmalsträger), so wird neben der Strukturierung auch

eine *Reduktion* der Daten vorgenommen (vgl. Backhaus 2011: 330). Und hier scheiden sich die Geister: Der Faktorextraktion immanent ist nämlich immer die Wahl eines *Schätzverfahrens*. Und wie wir sehen werden, ist die Reduktion bei den zur Auswahl stehenden Methoden von unterschiedlich großer Bedeutung. Da eine Korrelationsmatrix einer *Stichprobe* den Grundstein der Extraktion legt, nehmen die hier behandelten Methoden Schätzungen der Parameter einer Population vor. Die Informationen, die die Modelle verlangen, um die Schätzungen vorzunehmen, betreffen die Anzahl der latenten Variablen m , um die Interfaktorkovarianzmatrix Ψ (bzw. i. d. F. deren Schätzung Ψ^*) der Gleichung (3) auf Seite 53 aufstellen zu können. Auf Basis der Gleichung (4) auf Seite 53 erhalten wir dann $\hat{P}$ als die Schätzung für die Population. Das Ziel der FA gilt nun einer *optimalen Parameterschätzung* auf Basis der Gleichung (4) auf Seite 53. Schätzmethoden stehen allerdings mehrere zur Auswahl, deren Implikationen wiederum zu berücksichtigen sind.

Die Methoden der Faktorextraktion, die am häufigsten eingesetzt werden, sind die *Maximum Likelihood Faktorenanalyse (MLFA)*, die *Hauptkomponentenanalyse (PCA)* und die *Hauptachsenanalyse (FA)*, auch unter »Principal Axis Factoring« (PAF), »Principal Factor Analysis« (PFA) und »principal factors method with prior communality estimates« bekannt (für weitere Methoden vgl. Brosius 1998: 654). Da hier das Kürzel FA bereits des Öfteren für Faktorenanalyse eingesetzt wurde, soll im weiteren Verlauf ausschließlich PAF für die Hauptachsenanalyse verwendet werden, um Verwirrung zu vermeiden. Die hier angeführten Methoden gehören einem größeren Repertoire an *Schätzverfahren* an, die die Faktorladungen der interessierenden Matrix schätzen.

5.9.1 Die Hauptkomponentenanalyse

Die PCA wird hier grundsätzlich von der EFA (und ihren verschiedenen Schätzmethoden) zu differenzieren sein: Der Unterschied zwischen PCA und EFA besteht darin, dass die PCA die Zahl der Items so reduziert, dass im Vergleich zur Ausgangslage die *Varianz weitgehend beibehalten* wird, während im Gegensatz dazu der Hauptzweck der FA darin besteht, die *latenten Konstrukte*, die für die gemeinsame Varianz von Items verantwortlich zeichnen, *aufzudecken*. Während die EFA also die Fehlervarianz Θ (vgl. Gleichung (3) auf Seite 53) durch Berücksichtigung des *unique Faktors* miteinbezieht, verschreibt sich die CFA ausschließlich der Gesamtvarianz. Die Hauptkomponentenanalyse (PCA) setzt in der Korrelationsmatrix, auf die sie sich bezieht, in der Diagonale den Wert 1.0, mit der Annahme einhergehend, dass die *gesamte Varianz* (inklusive Fehlervarianz) einer Variable erklärt werden kann (vgl. Steger 2006: 265). Die EFA schätzt stattdessen *Kommunalitäten* als Ausgangswerte der Eigenwerte auf der Diagonale. Die Unterschiede der beiden Methoden der Faktorextraktion werfen auch ein Licht auf das *Kommunalitätenproblem*. Kommunalitäten müssen bereits vorab geschätzt werden, um überhaupt eine Extraktion der Faktoren durchführen zu können. Die EFA lässt also per definitionem die Fehlervarianz außer Acht und macht ihr Resultat unmittelbar abhängig von der Anzahl gewählter Faktoren. Während die PCA darauf abzielt, ein kompaktes Set an Items mittels Reduktion zu erlangen, deckt die EFA die latente Struktur der Faktoren auf, indem sie die gemeinsame Varianz besser zu erklären vermag (vgl. Park 2012: 49). »If the goal is to arrive at a parsimonious representation of the associations among measured variables, EFA can be an appropriate form of analysis. If the goal is data reduction, principal components analysis (PCA) is more appropriate« (Fabrigar et al. 1999: 275). Im Sinn hat die PCA also eine *Datenreduktion* und die EFA die *Erklärung der Korrelationsmatrix* (vgl. Winter und Dodou 2012: 707f.) bzw. der Variablen »in terms of a smaller number of underlying dimensions« (Gaskin und Happell 2013: 3). Die EFA untersucht

Faktoren also immer unter dem Gesichtspunkt seines inhaltlichen Aspekts. Diese Interpretation hat daher auf der vorhandenen theoretischen Grundlage zu erfolgen. Auch wenn PCA und EFA häufig zu sehr ähnlichen Ergebnissen gelangen, so bietet sich im Prozess der Entwicklung einer neuen Skala die EFA an. Diese Empfehlung sehen Worthington und Whittaker auch in dem Trend bestätigt, den sie ihrer Inhaltsanalyse entnehmen konnten (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 818f.).

Der Umstand, dass die PCA die *Fehlervarianz* miteinbezieht, die Kommunalität der Komponenten also bei Eins liegt, lässt sie für psychologische Datensätze relativ ungeeignet erscheinen (nämlich immer dann, wenn eine kausale Interpretation der extrahierten Faktoren vorgenommen werden soll). Die Residualvariable spielt bei der Interpretation nämlich eine nicht unerhebliche Rolle. Die Inklusion der Messfehler in die Hauptkomponenten stellt ihre Auffassung als latente Variablen zumindest in Frage (vgl. Moosbrugger und Schermelleh-Engel 2012: 327f.). Abhängig ist der Grad der Eignung von der Stichprobengröße, der Anzahl der Ladungen je Faktor und dem Anteil der spezifischen Varianz der Items an der Gesamtvarianz. Die Instabilität, die die extrahierten Faktoren der Hauptkomponentenanalyse im ungünstigen Fall aufweisen können, äußert sich dadurch, dass andere Stichproben zu einem anderen Ergebnis führen können³⁰.

Dennoch ist es wichtig, die PCA von anderen Parameterschätzungen strikt zu unterscheiden: Im Grunde kann die PCA nicht den faktoranalytischen Verfahren subsumiert werden, auch wenn sie ähnliche Ziele wie die EFA, und das auch in explorativer Manier, verfolgt. Daher werden die divergierenden Grundannahmen häufig nur unzureichend beachtet. »Many researchers mistakenly believe that PCA is a type of EFA when in fact these procedures are different statistical methods designed to achieve different objectives« (Fabrigar et al. 1999: 275)³¹. Die EFA basiert auf dem »Common Factor Model« nach Thurstone, das auf der Annahme beruht, dass jede gemessene Variable eine *lineare Funktion* einer oder mehrerer latenter Variablen und eines *unique Factors* ist. Die »unique factors« sind voneinander und auch von den latenten Faktoren unabhängig. Die latenten Variablen zeichnen für die Korrelationen bzw. Kovarianzen unter den Variablen verantwortlich. In der EFA werden Variablen also als gewichtete Kompositionen von (einem) latenten Faktor(en) dargestellt, während im Gegensatz dazu die PCA Komponenten als gewichtete Kompositionen beobachteter Variablen betrachtet. »Mathematically, these principal components can be defined as linear composites of the original measured variables and thus contain both common and unique variance. Therefore, principal components are not latent variables, and because of this it is not conceptually correct to equate them with common factors (although in practice researchers often do so)« (ibid.). Die PCA stellt also eine Linearkombination der erhobenen Variablen an, im Zuge derer möglichst viel Information der Ausgangsvariablen behalten wird. Strenggenommen ist die PCA also *keine* Faktorenanalyse. EFA und PCA liefern häufig ähnliche Resultate, wobei Fabrigar et al. (ibid.: 276) auf die spezifischen Situationen verweisen, in denen klare Differenzen zwischen den Methoden auftreten.

5.9.2 Die Maximum Likelihood Schätzung und die Hauptachsenanalyse im Vergleich

Nach Fabrigar et al. (ibid.) ist die populärste Methode zur Faktorextraktion die *Maximum Likelihood* Methode. Ihr Vorteil besteht v. a. in den Möglichkeiten der Berechnung von Goodness-of-Fit Indikatoren für das Modell und Signifikanztests in Bezug auf Faktorladungen und Korrelationen zwischen den Faktoren. Die ML Schätzung der Faktorladungen basiert auf der Eigenstrukturmatrix, die aus

³⁰Eine detailliertere Erörterung der Vor- und Nachteile von PCA und FA findet sich bei Gorsuch (1997: 542ff.).

³¹Vgl. dazu auch Gaskin und Happell (2013: 3)

$\mathbf{R} - \hat{\Theta}$ in Gleichung (3) auf Seite 53 resultiert. Der Nachteil der MLE besteht in der Voraussetzung einer *multinormalen* Verteilung der Ausgangsdaten. »On the other hand, principal factors methods (both iterated and noniterated) have the advantage of entailing no distributional assumptions. [...] The major drawback of the principal factor methods is that they provide a much more limited range of goodness-of-fit indexes and generally do not allow for computation of confidence intervals and significance tests. Regardless of these differences, when the common factor model holds reasonably well in the population and severe violations of distributional assumptions are not present, solutions provided by these methods are usually very similar« (Fabrigar et al. 1999: 277).

Die Maximum Likelihood Schätzung (MLE) geht davon aus, dass schwache Korrelationen stärker vom Stichprobenfehler betroffen sind. Dieser Umstand ist ausschlaggebend dafür, dass die MLFA in der Handhabung schwacher Faktoren schlechter abschneidet als die PAF. Der Vorteil, den die MLFA der PAF gegenüber behauptet, besteht in der *asymptotischen Effizienz* des Schätzverfahrens. Daraus ergibt sich, dass der MLFA bei ähnlich starken Faktoren und unterschiedlichen Ladungen auf den jeweiligen Faktor der Vorzug zu geben ist (vgl. Winter und Dodou 2012: 696). Hergestellt wird diese Situation v. a. dann, wenn man sich auf möglichst *wenige Faktoren* beschränkt. Hand in Hand geht dieses Bestreben allerdings mit der erhöhten Wahrscheinlichkeit einer Unterextraktion von Faktoren, die nach Möglichkeit vermieden werden sollte (vgl. Wood et al. 1996).

In einer Gegenüberstellung der beiden Schätzmethoden folgern Winter und Dodou (2012: 700), dass die MLFA eher dazu imstande war, *Heywood-Fälle* (vgl. Kapitel 5.9.4 auf der nächsten Seite) aufzudecken. Die PAF hingegen liefert bei orthogonalen Faktoren mit ähnlich hohen Ladungen auf allen Faktoren und einer herausragenden Ladung pro Faktor genauere Resultate. Ebenso reüssiert die PAF eher bei schwachen Faktoren, was sich, wie bereits erwähnt, aus der ML per definitionem ergibt (wobei dem durch eine größere Stichprobe entgegengewirkt werden kann). Die PAF zeichnete sich zudem auch eher dabei aus, Faktoren mit wenigen Ladungen auszuweisen. Folgerichtig ergibt sich aus dem Vorangegangenen, dass die PAF eine *Überextraktion* von Faktoren (Overextraction) besser handzuhaben weiß. Die PAF ist damit besonders bei einem zu erwartenden einfachen Muster, das sich durch geringe Kreuzladungen, ähnlich hohe Ladungen auf die jeweiligen Faktoren und keine Faktorkorrelationen auszeichnet, vorzuziehen. Das ergibt sich aus dem Umstand, dass die PAF im Gegensatz zur MLFA Residuen auf die gleiche Weise gewichtet, wodurch sich die Stabilität der Ladungen erhöht (vgl. *ibid.*: 706).

Das Nachsehen hat die PAF insbesondere bei ungleichen Ladungen (speziell innerhalb korrelierender Faktoren) und bei *Extraktion einer kleineren als der optimalen Anzahl von Faktoren* (Underextraction). In diesem Fall übersteigt die Performanz der MLFA die der PAF sogar deutlich (vgl. *ibid.*: 703). Ansonsten lassen sich kaum Unterschiede in Bezug auf korrelierende Faktoren bzw. Kreuzladungen ausmachen.

Die Vergrößerung der Stichprobe stellt in Bezug auf die beiden Schätzmethoden kein Allheilmittel dar: »In contrast to what might be expected, PAF and MLFA solutions did not always converge with increasing sample size. The difference between the two methods grew to the advantage of PAF in the case of poorly defined factors [...], and to the advantage of MLFA for misspecified models obtained by severe underfactoring« (*ibid.*: 708).

In conclusion, the present results show that PAF generally outperforms, except for complex cases of model misspecification and unequal loadings within factors, particularly when these factors are correlated. In other words, for a relatively simple factor pattern,

or when weak factors are present, PAF is the method of preference. MLFA, in contrast, is the most flexible method and best able to cope with severe model misspecifications (ibid.).

5.9.3 Die Unweighted Least-Squares Schätzung

Die Popularität der Hauptachsenanalyse lässt sich bloß historisch erklären und ist jedenfalls zu überdenken. »Given modern computing capabilities, [...] this method should be considered obsolete, and instead factor analysis models should be estimated using an iterative algorithm to minimize a model fitting function, such as the unweighted least-squares (ULS) or maximum likelihood (ML) functions.« (Flora et al. 2012: 3).

Zwischen der ML und der ULS besteht wiederum ein Unterschied, der im weiteren Verlauf unserer Überlegungen eine Rolle spielen wird: Der Maximum-Likelihood-Schätzung liegt die Annahme zugrunde, die Verteilung sei *multinormal* oder von einer *elliptischen Verteilung*. »The parameter estimates as well as the estimates of their standard error critically depend on the validity of the distributional assumptions« (Krijnen 1996: 134). Dass ebendiese Verteilung gerade bei psychologischen Datensätzen denkbar selten auftritt, darauf wird später noch eingegangen. »An estimation method that does not depend on distributional assumptions is unweighted least squares [...] or Minimum Residual (MinRes) factor analysis« (ibid.). Die ULS trachtet danach, die (quadrierte) Differenz zweier Matrizen zu minimieren:

In short, ULS is preferable to principal axis because it will better account for the observed correlations in R (specifically, it will produce a smaller squared difference between a given observed correlation and the corresponding model-implied correlation), whereas ML obtains parameter estimates that give the most likely account of the observed data (Flora et al. 2012: 3).

5.9.4 Heywood Fälle

Ein Nachteil der PCA, der Berücksichtigung verdient, ergibt sich aus dem Umstand, dass durch das Miteinbeziehen der Fehlervarianz unpassende Kommunalitäten nicht ersichtlich sind. Vorausgesetzt wird, dass die Fehlervarianz immer positiv, die Kommunalitäten also im Bereich zwischen 0 und 1 liegen. Das ist allerdings nicht immer der Fall³². Erreicht die Kommunalität einer Variable den Wert 1, kann man von einem sogenannten *Heywood Fall* ausgehen. »Because it is impossible to account for more than 100 % of the variance in a variable, such an estimate is potentially problematic« (Fabrigar et al. 1999: 275). Übersteigt die Kommunalität gar den Wert 1, so spricht man von einem *Über-Heywood Fall*. Beide Fälle sind ein Indikator dafür, dass eine Variable eine negative Varianz aufweist und damit zwangsläufig zu einer unpassenden Lösung führen muss. »One common explanation of why Heywood cases occur is that the common factor model does not fit the empirical

³²Mögliche Gründe für das Auftreten der Heywood Fälle im Kontext der explorativen Faktorenanalyse sind »(a) sampling fluctuations, in combination with a population value close to the boundary of an interpretable region (e.g., a negative error variance estimate when the true value approaches zero because of fluctuations in sampling); (b) the inappropriate fitting of the common factor model to empirical data (e.g., the patterns of signs and the magnitudes of the elements of the correlation matrix are not consistent with a single factor model); and (c) the indefiniteness (underidentification) of the model (e.g., a factor containing a number of small loadings indicates there are alternative nonunique solutions, some of which may be difficult to interpret)« (Dillon et al. 1987: 127).

data« (Dillon et al. 1987: 127). Die Parameterschätzungen der EFA wahren die Möglichkeit, auf diese gravierenden Fehler aufmerksam zu werden.

»The occurrence of Heywood cases need not to be seen as a sign of poor factor recovery performance per se. Heywood cases may indicate that the data violate assumptions of the factor model, and therefore have a diagnostic value indicating that a factor analysis should not have been conducted in the first place« (vgl. Winter und Dodou 2012: 708).

5.10 Die Bestimmung der Anzahl der Faktoren (Factor Retention)

Hat man mit der Wahl der R-Faktorenanalyse bereits einen Informationsverlust über die Streuung der Ausprägungen zwischen den Befragten in Kauf genommen, so folgt mit der Bündelung von Variablen zu Gruppen ein weiterer Informationsverlust: Faktoren können in der Regel weniger Varianz erklären als die gesamte Bandbreite an Variablen. Die Höhe der Varianzerklärung eines Faktors an der Gesamtvarianz weist die Kommunalität aus. Die Bestimmung der Kommunalitäten wird auch durch das jeweils gewählte Faktorenanalyseverfahren beeinflusst (vgl. Backhaus 2011: 333).

5.10.1 Eigenwerte und Kaiser-Kriterium

Bei der Festlegung der Faktorenzahl wird dem Forscher weitgehend freie Hand gelassen. Weitverbreitet ist die Bestimmung aufgrund der *Eigenwerte* (quadrierte Faktorladungen eines Faktors über alle Variablen), die ein Indikator dafür sind, welchen Anteil der Gesamtvarianz ein einzelner Faktor auf sich vereinen kann. Dieser Indikator bedeutet auch dessen Relevanz für die endgültige Skala. Daher stellt er also ein Qualitätsmerkmal des Faktors dar, welches letztlich auch bei der inhaltlichen Interpretation Berücksichtigung finden sollte (vgl. Brosius 1998: 650).

Findet diese Bestimmung nun wiederholt statt, wird von einem *iterativen Prozess* gesprochen, wobei die jeweils verbleibende Varianz, für die also noch kein erklärender Faktor gefunden wurde, zur Bestimmung des jeweils nächsten Faktors herangezogen wird. Folglich nimmt die Qualität jedes weiteren Faktors sukzessive ab. Diesem Umstand Rechnung tragend legt Kaiser (1958) nahe, Eigenwerte unter dem Wert von 1.0 nicht mehr zu berücksichtigen. Seine Empfehlung hat als *Kaiser-Kriterium* (auch Kaiser-Guttman-Kriterium – nicht zu verwechseln mit dem Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium in Kapitel 5.8.8 auf Seite 65) Eingang in die Statistikbücher gefunden. Grafisch veranschaulicht wird das Resultat dieses Prozesses mithilfe eines *Scree-Plots* (vgl. Kapitel 5.10.2 auf der nächsten Seite), wobei die Qualität der Faktoren mit ihrer Nähe zur x-Achse sinkt (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 820f.).

»There often seems to be little consideration for the fact that different extractions may be more or less appropriate, and there seems to be an overreliance on the eigenvalues > 1.0 criterion as the indicator of the number of factors despite the fact that this approach has been almost unanimously criticized« (Steger 2006: 264). Auch wenn Steger hier von Extraktion spricht, bezieht er sich v. a. auf Methoden der *Factor Retention*. Eine Möglichkeit, den genannten Unzulänglichkeiten vorzubeugen, stellt die Anwendung verschiedener Methoden dar: »When different means of extraction lead to similar solutions, one can be confident that the factors are well identified and robust« (ibid.).

5.10.2 Der Screeplot

Der Screeplot, seine Bezeichnung der Ähnlichkeit mit einem abschüssigen Hang verdankend, ist eine *grafische Hilfestellung* zur Bestimmung der optimalen Faktorenzahl in der Faktorenanalyse. In der Regel werden hier die quadrierten Ladungen der Faktoren (Eigenwerte) auf der y-Achse aufgetragen, die jeweiligen Komponenten auf der x-Achse. Die Anzahl der Komponenten bestimmt die Iteration. Da mit jeder Iteration der Anteil an der Gesamtvarianz, der durch den betreffenden Faktor erklärt werden kann, abnimmt, der Eigenwert also kleiner ist als der vorangegangene, flacht die Kurve deutlich ab.

Zieht man die *Parallelanalyse* (vgl. Kapitel 5.10.3) zu Rate, versucht man, eine zweite asymptotische Kurve auf Basis eines »Paralleldatensatzes« an diejenige des Originaldatensatzes anzulegen, wobei die Anzahl der Eigenwerte, die sich deutlich von der zweiten Kurve abheben, die optimale Faktorenzahl darstellt. Die grafische Veranschaulichung lässt jedoch Raum zur Interpretation offen, weshalb sie meistens nur in Kombination mit weiteren Methoden angewandt wird. Die endgültige Bestimmung erfordert auch ein Prüfen auf inhaltliche Sinnhaftigkeit der sich ergebenden Faktoren.

5.10.3 Die Parallelanalyse

Die *Parallelanalyse* hat Horn (1965) als Alternative (oder Ergänzung) zum Scree-Plot eingeführt, um zusätzlich zur FA am Originaldatensatz eine FA auf einen *Zufallsdatensatz*, der sowohl Variablenzahl als auch Stichprobenumfang mit dem Originaldatensatz teilt, anzuwenden. »One then can be relatively confident that the number of eigenvalues from real data exceeding those from random data represents the number of legitimate latent factors« (Steger 2006: 265). Worthington und Whittaker gehen daher davon aus, dass der Einfachheit halber die Item-Scores des Originaldatensatzes herangezogen und zufällig angeordnet werden, um eine Permutation des Originaldatensatzes zu erstellen. Das Ergebnis der FA der Permutationen lässt sich im Scree-Plot anhand einer (zumeist flacheren) Kurve veranschaulichen. Somit werden die Resultate beider FAs miteinander verglichen und jene Faktoren des Originaldatensatzes beibehalten, deren *Eigenwert* (vgl. Kapitel 5.10.1 auf der vorherigen Seite) denjenigen *übersteigt*, der sich aus den unkorrelierten Variablen des Zufallsdatensatzes ergibt. Verglichen werden dabei jeweils der größte Faktor des Originaldatensatzes mit dem größten Faktor des Zufallsdatensatzes, der zweitgrößte Faktor des Originaldatensatzes mit seinem Pendant usw. Das Leistungsvermögen dieser Methode übersteigt, vom empirischen Standpunkt gesehen, dasjenige aller weiteren zur Auswahl stehenden Methoden zur Bestimmung der Faktorenzahl. Ihre mangelnde Berücksichtigung erklärt sich dadurch, dass sie bis zum gegenwärtigen Zeitpunkt in aktueller Statistiksoftware kaum verfügbar ist (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 821). In SPSS kann dieser Mangel jedoch durch ein Makro ausgemerzt werden³³, in R ist der Screeplot mit Parallelanalyse im *psych* Paket enthalten.

5.10.4 Die Faktorladungsmatrix

Wurde durch Screeplot (vgl. Kapitel 5.10.2), Kaiser-Kriterium (vgl. Kapitel 5.10.1 auf der vorherigen Seite) und Parallelanalyse (vgl. Kapitel 5.10.3) die Anzahl der Faktoren bestimmt, so gilt es, Faktorladungen (Korrelationen zwischen Faktoren und den Variablen, die zu diesen zusammengefasst

³³<https://people.ok.ubc.ca/briocnn/nfactors/parallel.sps>

werden) zu errechnen und in einer Faktorladungsmatrix auszuweisen. Diese *Faktorladungsmatrix* bezeichnet auch das Endresultat des Strukturierungsprinzips der Faktorenanalyse (vgl. Backhaus 2011: 334).

5.10.5 Die Faktorwertematrix

Eine *Faktorwertematrix* wird erstellt, wenn darüber hinaus auch eine Datenreduktion angestrebt wird. Der Faktorwert stellt dabei die Korrelation zwischen Faktor und Merkmalsträger dar, die individuelle »Ausprägung« eines Faktors (statt der Variable) beim Merkmalsträger also. Die Faktorwertematrix ist standardisiert, hat einen Mittelwert von 0 und eine Varianz und Standardabweichung von 1. Daher sind die Faktoren miteinander vergleichbar. Besonders einfach lassen sich zwei oder drei Faktoren vergleichen, hier eignet sich die Faktorwertematrix nämlich zur Visualisierung anhand eines »Mappings« (vgl. *ibid.*: 334f.).

5.11 Annäherungsweise Einfachstruktur

Grundsätzlich strebt die Faktorenanalyse zugunsten der Interpretierbarkeit eine *Einfachstruktur* an. Diese wird erreicht, wenn Items nur auf einen Faktor hoch laden und zugleich auf alle übrigen Faktoren niedrig (bzw. keine Korrelation zu diesen besteht). Davon zu unterscheiden ist McDonalds *Annäherungsweise Einfachstruktur*:

It follows from the definition of simple structure that if we have a population whose correlation matrix can be explained by a factor pattern with a definite simple structure, it is quite impossible (i.e., there is a zero probability) that a sample drawn from that population could be made to yield simple structure by transforming a given set of estimates in which no factor loadings have been set equal to zero. At best we could hope to invent devices that yield an approximation to simple structure that is "good" in some sense. We might also hope to find a way to decide when the approximation is "good" enough to enable us to believe that the variables possibly have simple structure in the population. Unfortunately, in the literature, no distinction is made between "simple structure" and "approximate simple structure" or between simple structure in the population and simple structure in the sample (McDonald 1985: 83).

In der explorativen Faktorenanalyse nähern wir uns der erstrebten Einfachstruktur durch die *Rotation* der Faktoren an. Treten danach dennoch Schwierigkeiten bei der Interpretation der Faktoren auf, weil bestimmte Items nicht nur auf einen Faktor laden, so können die entsprechenden Items, deren *Kreuzladungen* (Cross-Loadings) einen vorher festgelegten Wert übersteigen, eliminiert werden. Die Einfachstruktur wird also erzielt einerseits durch Rotation der Faktoren, andererseits durch Ausschluss unpassender Items (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 821).

5.12 Kriterien für das Eliminieren und Behalten von Items

Das Eliminieren von Items ist der EFA mehr oder weniger immanent. Auch wenn in seltenen Fällen alle Items beibehalten werden, so sprechen meistens *Kreuzladungen* (auch als *Querladungen* bzw. Cross-loadings bezeichnet) bzw. die Höhe der *Faktorladung* gegen ein solches Vorgehen. Welche und vor allem wieviele Items beibehalten werden, hängt, wie sich aus den vorangegangenen Ausführungen folgerichtig ergibt, eng zusammen mit der Anzahl der Faktoren, die die endgültige Skala

berücksichtigen soll. Die *Wahl der Faktoren geht also mit der Wahl der Items Hand in Hand*, wobei Worthington und Whittaker empfehlen, »to retain potentially meaningful items early in the process and to optimize scale length only after the factor solution is clear« (ibid.: 823). Daher gilt es, den Fokus zunächst auf den empirischen Part zu setzen und dann die Itemwahl auf Basis der Faktorlösung zu treffen.

Für die Praxis bedeutet dies, dass sowohl für die Faktorladung als auch für Kreuzladungen Grenzen zu ziehen sind, die im Ermessen der Forscher liegen. Folglich handelt es sich wieder um eine subjektive Entscheidung, wobei die Grenze für Faktorladungen möglichst hoch, das Limit für Kreuzladungen möglichst niedrig angesetzt werden sollte. Möglichst niedrige Kreuzladungen bedeuten zugleich eine Unkorreliertheit der Faktoren, was wiederum die orthogonale Rotation begünstigt. Außerdem nähert man sich der Interpretierbarkeit zuträglichen Einfachstruktur. Worthington und Whittaker führen als möglichen Grenzwert .32 für *Faktorladungen* an. Darüber hinaus legen sie nahe, Items, deren *Kreuzladung* auf einen weiteren Faktor weniger als .15 an Differenz zu seiner höchsten Faktorladung beträgt, zu eliminieren. Lädt ein Item auf zwei Faktoren mit einem Wert jenseits der .32, so ist ebenfalls Vorsicht walten zu lassen. Trotz dieser angenommenen Grenzwerte ist im Einzelfall dennoch von einem vorzeitigen Ausschluss des Items abzusehen, denn das Problem der Kreuzladung wird auch dann gelöst, wenn einer der Faktoren eliminiert bzw. mit einem weiteren zusammengeführt wird (vgl. ibid.).

Die *Kommunalität als Summe der quadrierten Faktorladungen einer Variable* ist ebenso ein Kriterium, aufgrund dessen Items eliminiert oder beibehalten werden können. Während hohe Kommunalitäten einerseits die angemessene Faktorisierbarkeit eines Datensatzes bedeuten, zeigen sie andererseits auch die Relevanz des jeweiligen Items für das angedachte Modell auf. Nach Worthington und Whittaker lässt also eine Kommunalität von weniger als .40³⁴ darauf schließen, dass das jeweilige Item eventuell aufgrund mangelnder Korrelation mit einem oder mehreren Faktoren zu überdenken ist (vgl. ibid.).

Wesentlich ist es jedenfalls, die Kriterien für das Eliminieren bzw. Behalten von Items explizit auszuweisen. Die Inhaltsanalyse von Worthington und Whittaker zeigt, dass das nicht selbstverständlich zu sein scheint. Außerdem fand die Kommunalität bei der Itemwahl kaum Berücksichtigung (vgl. ibid.: 824).

5.12.1 Die Länge der Skala

Das Eliminieren von Items steht in engem Zusammenhang mit der Länge der Skala. Die Länge der Skala ist der Dauer entsprechend festzulegen, die benötigt wird, um die Umfrage zu beenden. Während Richtwerte in Bezug auf die Dauer stark variieren, gehen Worthington und Whittaker davon aus, dass mehr als 30 Minuten jedenfalls problematisch erscheinen (vgl. ibid.). Die Dauer ist auch von der Art der Umfrage abhängig, nämlich insofern, als eine Online-Umfrage schon deshalb wesentlich kürzer zu halten ist, weil der Abbruch deutlich leichter fällt. Der Abbruch einer Befragung in einer Laborsituation wird nämlich insofern erschwert, als der Proband sich veranlasst fühlen könnte, einen Grund für das vorzeitige Verlassen angeben zu müssen (vgl. Birnbaum 2004: 817). Eine Umfrage von Bosnjak und Batinic lässt zumindest darauf schließen, dass das Argument »je kürzer desto besser« keine Geltung hat. So lässt das Ergebnis vermuten, dass Probanden dazu bereit sind, *mindestens*

³⁴ Auch Tabachnick und Fidell (2006) plädieren dafür, Kommunalitäten unter .40 als Hinweis für eine dürftige Korrelation der Items mit dem/den Faktor(en) zu werten

zehn Minuten mit einer Online-Umfrage (ohne Incentives) vorlieb zu nehmen. Zugleich nimmt die Bereitschaft dazu jedoch ab Minute 30 deutlich ab (vgl. Bosnjak und Batinic 2002: 111). Ein Aspekt, der in Bezug auf die Abbruchquote ebenso zu berücksichtigen ist, betrifft das Interesse der Probanden am jeweiligen Thema der Umfrage (vgl. *ibid.*: 114). Da Vertrauen bzw. Misstrauen nur indirekt zu erheben sind, ist darauf also bei der Wahl des vorgegebenen Themas des Fragebogens zu achten.

Laden letztlich mehr Items auf einen Faktor als erwünscht, so sind diese je nach Faktorladung, Kreuzladungen, interner und inhaltlicher Konsistenz des Items in der Skala zu reduzieren. Diese Reduktion sollte allerdings nicht auf Kosten der Qualität der Skala erfolgen. Um diese Qualität im Anschluss an die Reduktion zu bestätigen, ist eine abschließende EFA angeraten (vgl. Worthington und Whittaker 2006: 824).

5.13 Die Rotationsmethode

Nachdem die Anzahl der zu extrahierenden Faktoren festgelegt, die Extraktion daraufhin durchgeführt wurde, liegt eine Faktorenmatrix vor, die inhaltlich schwer zu erklären ist. Das ist der Fall, weil hier der erste Faktor möglichst viel Varianz der Variablen erklärt, der zweite möglichst viel der übrigen Varianz der Variablen usw. Um eine inhaltliche Interpretation zu gewährleisten, werden die Faktoren daher rotiert. Das erstrebte Ziel ist eine Einfachstruktur der Aufladungen, die eine Zuordnung zu den extrahierten Faktoren erleichtert. Verändert werden dabei nur die Faktorladungen.

Die Möglichkeiten, die sich in Bezug auf die Wahl der Rotationsmethode ergeben, beschränken sich auf die *orthogonale* (rechtwinklige) und die *oblique* (schiefwinklige) Rotation. Die oblique Rotation kommt nur zum Einsatz, wenn eine Korrelation zwischen den Faktoren vermutet wird. Daher wird in der Praxis die Art der Rotation erst nach der initialen Hauptachsenanalyse auf theoretischer Basis oder aufgrund der erhaltenen Daten bestimmt. »However, if they [die Forscher, Anm. d. V.] discover that the factors appear to be correlated in the data when theory has suggested them to be uncorrelated, it is still most appropriate to rely on the data-based approach and to use an oblique rotation« (*ibid.*: 820). Die Gefahr einer orthogonalen Rotation mit korrelierenden Faktoren besteht nämlich darin, Faktorladungen tendenziell überzubewerten und, dadurch fehlgeleitet, mit betroffenen Items unangemessen zu verfahren. Die Inhaltsanalyse von Worthington und Whittaker fördert eklatante Mängel v. a. bei der Begründung der Wahl der Rotationsmethode zu Tage (vgl. *ibid.*).

Am leichtesten ist die Rotation der Faktorladungen dann nachzuvollziehen, wenn man sich den Vorgang anhand des Vektoren-Diagramms vorstellt. Die Faktoren, im Vektoren-Diagramm durch die Koordinatenachsen dargestellt, können nun in ihrem Ursprung rotiert werden, sodass die Vektoren letztlich um die Achsen angesiedelt sind. Die *Kommunalitäten* bleiben bei der Rotation unverändert, womit die Aussagekraft der Interpretation erhalten bleibt. Die Rotation dient ausschließlich dazu, die Zuordnung zu bestimmten Faktoren zu erleichtern. Die orthogonale Rotation geht davon aus, dass die Faktorstruktur unkorreliert ist. Wird oblique rotiert, geht man von einer Korrelation der Faktoren aus. Diese Annahme, und damit die Wahl der Rotationsmethode, ergibt sich entweder aus der Theorie oder den vorliegenden Daten (vgl. Park 2012: 50).

Die orthogonale Rotation, die in den meisten Fällen und auch bei uns zum Einsatz kommt, ist die *Varimax-Rotation*. Hier werden die Aufladungen pro Faktor entweder möglichst hoch oder gegen Null rotiert (im Gegensatz zur Quartimax-Rotation). »Die Varianzmaximierung führt idealerweise zu Ladungsmustern mit einigen hohen Primärladungen und sonst sehr niedrigen Sekundärladun-

gen innerhalb der einzelnen Faktoren« (Moosbrugger und Schermelleh-Engel 2012: 332). Möglichst hoch bedeutet bei der orthogonalen Rotation also annähernd 1. Bei nicht-orthogonalen Faktoren können die Faktorladungen auch Werte > 1 annehmen. Voraussetzung für ein unverzerrtes Ergebnis der orthogonalen Rotation ist, dass die Faktoren unkorreliert sind (vgl. Brosius 1998: 656).

Die Inhaltsanalyse aktueller Studien von Worthington und Whittaker (2006: 830) hat gezeigt, dass Forscher dazu tendieren, ihre Gründe für die Entscheidung zur jeweiligen Rotationsmethode nur unzureichend offenzulegen.

5.14 Die Anzahl der Items pro Faktor

Mit der Anzahl der Items pro Faktor steigt auch die *Reliabilität* der Skala. Auch wenn ein Faktor nicht weniger als drei Items auf sich vereinen sollte, so kann doch eine Ausnahme gemacht werden, wenn nämlich zwei Items eine Korrelation jenseits der .70 aufweisen können. Statt den Faktor mit diesen dürftigen Informationen anzunehmen, sollten ihm jedoch weitere Items angefügt werden, wodurch eine weitere EFA notwendig wird (vgl. *ibid.*: 821f.).

5.15 Die Reliabilitätsprüfung

Die *Reliabilitätsanalyse* wird verwendet, um zu überprüfen, wie gut eine Skala geeignet ist, eine Disposition zu messen. Mit ihrer Hilfe wird eine Aussage über die *Konsistenz der Skala* gemacht (vgl. Fromm et al. 2011: 315). Reliabilität und interne Konsistenz sind jedoch nicht zwangsläufig dasselbe. Die Voraussetzung dafür, dass beides zugleich unterstellt werden kann, ist erst gegeben, wenn der Test *homogen* ist. Das impliziert, dass die Messungen »true-score« äquivalent (τ äquivalent)³⁵ sind, also als von Messfehlern unbeschadet erachtet werden können. Da »true scores« in den Sozialwissenschaften i. d. R. nicht zur Verfügung stehen, sind sie unbekannt und müssen auf Basis der Beobachtungswerte geschätzt werden (vgl. Lucke 2005: 65).

The psychometric literature variously presents internal consistency as identical to reliability, as another kind of reliability (internal consistency reliability), as a lower bound to reliability, as an approximator to reliability, or as an estimator of reliability. This explication begins at first principles and makes no assumptions regarding the relationship between internal consistency and reliability (*ibid.*: 66).

»Reliability is the correlation between two parallel tests where tests are said to be parallel if for every subject, the true scores on each test are the expected scores across an infinite number of tests, and thus the same, and the error variances across subjects for each test are the same« (Revelle und Richard E. Zinbarg 2009: 145). I. d. R. steht allerdings nur ein Test zur Verfügung um die Reliabilität festzustellen. Lösungsansätze, von der Teilung der vorliegenden Testergebnisse in zwei Hälften bei Spearman-Brown ausgehend, gipfelten bald in Cronbachs α , einem einfach zu berechnenden Koeffizienten, der sich allerdings zunehmend aufgrund seiner Resultate mit Kritik konfrontiert sieht. »With the advent of open source programming environments for statistics such as R, that are easy

³⁵ »If the tests are tau equivalent (individuals differ from each other in their true scores but each person has the same true score on each test) or essentially tau equivalent (tests differ in their true score means but not true score variance) then each test has the same covariance with true score), reliability for each of the three tests may be found« (Revelle 2014: 211).

to access and straightforward to use, it is possible that the other estimates of reliability will become more commonly used« (Revelle und Richard E. Zinbarg 2009: 146).

5.15.1 Cronbachs Alpha

Für eine Anzahl von K Items der Skala, σ_i^2 als Varianz des Items i der betreffenden Stichprobe und σ_s^2 als Varianz aller beobachteten Items ergibt sich folgende Definition von Cronbach's α (vgl. Peterson 1994: 382):

$$\alpha = \left(\frac{K}{K-1} \right) \left(1 - \sum_{i=1}^K \frac{\sigma_i^2}{\sigma_s^2} \right)$$

Lässt sich mithilfe dieser *Dimensionsanalyse* die Homogenität der untersuchten Skala nachweisen, dann ist davon auszugehen, dass sich die Items auf ein Konstrukt (latente Variable) zurückführen lassen. Daher stellt α ein Maß für die Qualität des Zusammenhangs *kongenerischer* Items dar. Der Wert α steigt jedoch nicht nur mit zunehmender Korrelation zwischen den Items, sondern auch mit der Anzahl der Items (vgl. Fromm et al. 2011: 319). Der Beschreibung der `alpha` Funktion des R-Pakets `psych` entnehmen wir zudem: »Although very popular, Cronbach's alpha (1951) underestimates the reliability of a test and over estimates the first factor saturation. [...] Perhaps because it is so easy to calculate and is available in most commercial programs, alpha is without doubt the most frequently reported measure of internal consistency reliability«.

5.15.2 McDonalds Omega

»When a test is consisted of multiple unidimensional scales, such as subscales, the composite of the entire test items is not likely meet the essentially tau-equivalent condition« (Kamata et al. 2003: 2). Da es sich bei den meisten sozialen Phänomenen um multidimensionale Konstrukte handelt, *unterschätzt* der Koeffizient α die tatsächliche Reliabilität oft deutlich. »It is a well-known fact that the essentially tau-equivalent condition is required for Coefficient-alpha to be an unbiased estimator of the reliability« (ibid.: 3). τ -Äquivalenz liegt vor, wenn sich die Probanden in Bezug auf die »wahren Werte« (true scores) zwar unterscheiden, jede Person aber dieselben »wahren Werte« bei den unterschiedlichen Tests erzielt. *Annähernd* τ -äquivalent ist die Verteilung dann, wenn sich die true score Mittelwerte zwar unterscheiden, deren *Varianz* jedoch übereinstimmt (die Differenz zweier Komponenten immer auf eine Konstante zurückzuführen ist). Zumindest die annähernde τ -Äquivalenz gilt als Voraussetzung für die Schätzung interner Reliabilität. »If the essentially tau-equivalent condition is not satisfied, Coefficient-alpha is a lower bound of reliability« (ibid.).

Als Alternative zu α definiert McDonald ω als das Verhältnis der Schätzvarianz zur Gesamtvarianz nach dem einfaktoriellen Modell

$$x = \mathbf{G}_g + \mathbf{A}\mathbf{F} + \mathbf{D}\mathbf{S} + \mathbf{E}. \quad (6)$$

Der Vektor $\mathbf{G}_g$ in Gleichung (6) beinhaltet alle nicht standardisierten Faktorladungen, $\mathbf{F}$ steht für alle Gruppenfaktoren (Faktoren, die einen Teil der Indikatoren auf sich beziehen und deren

Varianz aufklären können), $\mathbf{A}$ ist eine Matrix aller nicht standardisierten Ladungen der Gruppenfaktoren, $\mathbf{S}$ steht für alle spezifischen Faktoren, die sich auf ein jeweiliges Item beziehen, $\mathbf{D}$ die Matrix, die alle nicht standardisierten Faktorladungen auf diese spezifischen Faktoren beinhaltet, und $\mathbf{E}$ repräsentiert die Zufallsfehler. Dem Modell liegt die Annahme zugrunde, dass alle Faktoren *unkorreliert* sind. Ebenso besteht auch keine Korrelation zwischen den Werten von $\mathbf{E}$. Jeder der Gruppenfaktoren hat als Voraussetzung, dass mindestens *drei Indikatoren auf ihn laden* (R. E. Zinbarg 2006: 122). »Even though ω does not assume the essentially tau-equivalent condition, it still assumes a congeneric assumption, in which components are measuring one latent trait. Therefore, ω itself is not suitable for estimating reliability when the test is multidimensional« (Kamata et al. 2003: 7).

Der Reliabilitätskoeffizient $\omega_{hierarchisch}$ errechnet sich, werden diese Bedingungen erfüllt, folgendermaßen:

$$\omega_h = \frac{1' \mathbf{G} \mathbf{G}' 1}{1' \mathbf{S} 1} \quad (7)$$

$\mathbf{S}$ in Gleichung (7) ist die Varianz/Kovarianzmatrix der beobachteten Werte. Die Formel gilt auch, wenn keine Gruppenfaktoren ausgemacht werden können (vgl. R. E. Zinbarg 2006: 122). Ein hoher Wert von $\omega_{hierarchisch}$ bedeutet einen hohen Einfluss einer latenten Variable auf alle Indikatoren. Daher gilt auch die erste der beiden erwähnten Annahmen, nämlich dass überhaupt eine latente Variable alle Indikatoren auf sich zu beziehen vermag. Die dazu notwendige *annähernde Eindimensionalität* der Skala ist deshalb zuvor festzustellen (mit einer vorgelagerten CFA etwa).

» ω_h is particularly important when evaluating the importance and reliability of the general factor of a test, while ω_t is an estimate of the total reliable variance in a test« (Revelle 2014: 225).

ω_{total} (Gleichung (6) auf der vorherigen Seite) und $\omega_{hierarchisch}$ (Gleichung (7)) basieren daher auf unterschiedlichen Herangehensweisen. »While the former is based upon the sum of squared loadings on all the factors, the latter is based upon the sum of the squared loadings on the general factor« (ibid.). Daher ist ω_h das Verhältnis der Summe der Korrelationen, die sich einem generellen Faktor verdanken, zur Summe *aller* Korrelationen. Je höher der Anteil, desto eher kann also ein genereller Faktor angenommen werden. Als relativ stark gilt der generelle Faktor bereits um einen Wert von .5, was einem Anteil von 50 Prozent aller Korrelationen entspräche.

»As is true for the other estimates of reliability, because the variance associated with the uniquenesses of each item becomes a smaller and smaller fraction of the test as the test becomes longer, ω_t will increase as a function of the number of variables and tend asymptotically towards 1.0« (ibid.). Dass dies auch bei α zu beobachten ist, wurde bereits in Kapitel 5.15.1 auf der vorherigen Seite erwähnt.

Nicht immer ist ein *genereller Faktor* und damit die Eindimensionalität der Skala auszumachen. Außerdem kann auch die Vermutung bestehen, dass die Gruppenfaktoren sehr wohl Korrelationen untereinander aufweisen. Auch wenn gewisse Voraussetzungen von $\omega_{hierarchisch}$ damit verletzt sind, kann der Koeffizient dennoch Sinn machen. »Despite the inability to conduct a formal test of this assumption in such cases, estimating ω_h can still provide useful information regarding the justifiability of aggregating across each member of a set of indicators to derive a scale score« (R. E. Zinbarg 2006: 123). Bestimmte Informationen über die Beschaffenheit der Dimensionalität der Skala liefert die CFA nämlich nicht. So kann eine multidimensionale Skala sehr wohl einen Faktor besitzen, auf den alle Indikatoren laden. In diesem Fall würde ein niedriges ω_h jedenfalls auf den

fehlenden Einfluss der Indikatoren auf einen Faktor und damit auf die Multidimensionalität hinweisen, auch wenn die CFA anderes nahelegen würde (vgl. R. E. Zinbarg 2006: 124).

Im Vergleich mit anderen Methoden zur Bestimmung interner Reliabilität zeichnet sich ω v. a. durch sehr niedrige Standardfehler aus. Zur Bestimmung der wahren Reliabilität ist es α im Falle einer multidimensionalen Skala jedenfalls vorzuziehen (vgl. Kamata et al. 2003: 13).

5.15.3 α vs. ω

α und ω_h liefern dasselbe Resultat, wenn die Indikatoren eindimensional und annähernd τ -äquivalent und die Messfehler unkorreliert sind. Dann ist α ein Sonderfall von ω_h . Sind diese Bedingungen nicht erfüllt, unterliegt die Schätzung von α einem Fehler: »On one hand, alpha will tend to underestimate ω_h for a unidimensional set of indicators that are not essentially tau-equivalent [...]. On the other hand, several authors have noted that alpha tends to overestimate the proportion of variance due to a general factor when the indicators are multidimensional« (R. E. Zinbarg 2006: 125).

Alpha was much more positively biased when a general factor was absent and somewhat less positively biased in the weak, mixed, and strong higher order loadings conditions. Finally, the bias associated with alpha did increase with scale length, whereas the bias associated with the first PF and first PC methods did not (ibid.: 132).

Zinbarg et al. weiteten die Analyse aus auf eine PF (Principal Factor Analysis) und eine PC (Principal Component Analysis) höherer Ordnung, wobei die Tendenz gleich bleibt: die Genauigkeit von ω_h bei der Bestimmung der Reliabilität nimmt im Vergleich zu α signifikant zu (vgl. ibid.: 136).

The conclusion that alpha provides a highly positively biased estimate of ω_h for multidimensional data might appear to conflict with the large literature demonstrating that alpha tends to underestimate reliability. The key to understanding this seeming contradiction lies in the distinction between a general factor and group factors made within the hierarchical factor model (ibid.: 137).

ω_h berücksichtigt also nicht nur den generellen Faktor, sondern auch die Gruppenfaktoren. α hingegen tendiert dazu, den generellen Faktor überzubewerten, während die Gruppenfaktoren zu geringe Berücksichtigung erfahren.

5.16 Interpretierbarkeit der Faktoren

Letztlich macht die Annahme eines Faktors nur Sinn, wenn er auch interpretiert werden kann. »FA is ultimately a combination of empirical and subjective approaches to data analysis because the job is not complete until the solution makes sense« (Worthington und Whittaker 2006: 822). Ein Faktor gilt dann als interpretierbar, wenn die *Items*, die sich auf ihn beziehen, *als Gruppe Sinn machen*. In der Praxis ergeben sich an dieser Stelle des Prozesses, wie Worthington und Whittaker im Zuge ihrer Inhaltsanalyse feststellen, häufig Probleme. Wird eine bestimmte Faktorstruktur angestrebt, so ist diese nicht, den empirischen Resultaten zum Trotz, anzunehmen, sondern stattdessen mit einer weiteren EFA mit neuen Items vorlieb zu nehmen (vgl. ibid.).

5.17 Schwierigkeiten bei der Anwendung der Faktorenanalyse

Gerade die Festlegung auf eine bestimmte Anzahl zu extrahierender Faktoren, also das Vermuten einer bestimmten Anzahl von Konstrukten, birgt die große Gefahr der Willkür. Trotz mehrerer Methoden zur Extraktion latenter Hintergrundvariablen sollte das Verfahren von einem begründeten Verdacht, bestenfalls einer auf theoretischer Deduktion beruhenden Idee, geleitet sein (vgl. Fromm et al. 2011: 321). Ein Beispiel für zahlreiche unterschiedliche Ergebnisse, die verschiedene Studien auf der Suche nach grundlegenden Konstrukten geliefert haben, stellen die Versuche, »Lebensmotive« auf möglichst wenige Faktoren zu reduzieren, dar (vgl. Schönbach 2009: 36ff.). »Die eigentliche Aufgabe der Faktorenanalyse ist es [nämlich], dasjenige Ordnungssystem herauszufinden, das mit den theoretischen Kontexten der untersuchten Variablen am besten zu vereinbaren ist« (Bortz 1989: 618).

5.17.1 Der Kardinalfehler der empirischen Vertrauensforschung

Auf den Forschungsstand der empirischen Vertrauensforschung eingehend, müssen Löhn und Röttger ernüchternd feststellen, dass mehrere Studien den *Kardinalfehler* empirischer Forschung beginnen, indem sie direkt nach Vertrauen bzw. Vertrauensfaktoren fragten³⁶.

Diese Vorgehensweise verbietet sich aus mehreren Gründen: Wird dem Interviewpartner z.B. die Frage gestellt "Vertrauen Sie Ihrer PR-Agentur?", so könnte diese Frage bei ihm Reflexion und möglicherweise auch ein Risikobewusstsein hervorrufen, das zuvor gar nicht vorhanden war [...]. Auf diese Weise könnten Vertrautheitssituationen, die sich gerade durch die Abwesenheit von Risikowahrnehmung auszeichnen, irritiert werden. Des Weiteren könnte der Befragte sein Risikobewusstsein mit Misstrauen verwechseln, was ebenfalls die Forschungsergebnisse verfälschen würde (Löhn und Röttger 2009: 114).

Die direkte Frage nach dem Vertrauen ist auch deshalb problematisch, weil schon im akademischen Umfeld vielerlei Konzeptionen dieses komplexen Konstrukts zu finden sind. Zugleich ist Vertrauen ein häufig verwendeter Begriff der Alltagssprache, weshalb auch ein stark divergierendes Verständnis von Vertrauen unter den Befragten anzunehmen ist. Darüber hinaus verweisen Löhn und Röttger auch auf den Umstand, dass Vertrauen im sozialen Kontext zumeist als *wünschenswerter Zustand* erachtet wird und daher Befragte beeinflusst (vgl. *ibid.*). Eben aus dieser Unmöglichkeit der direkten Beobachtung ergibt sich die Notwendigkeit der Operationalisierung des Konstrukts Vertrauen.

Löhn und Röttger sehen neben dem Kardinalfehler der empirischen Vertrauensforschung weitere Versäumnisse, etwa der Berücksichtigung des Begriffs *Risiko* in sämtlichen Studien zu dieser Thematik oder einer Untersuchung der Vertrauensfaktoren, ohne diese mittels vorgegebener Antwortkategorien auf ein bestimmtes Spektrum an Faktoren a priori einzuschränken. Ebenso fehlt eine Differenzierung von interpersonalem Vertrauen und Systemvertrauen weitestgehend (vgl. *ibid.*: 112ff.).

³⁶Vgl. dazu auch Hoffjann (2013: 40), der ebenso das Wesen des Vertrauens als *latentes Konstrukt* betont

5.17.2 Der Abschluss einer Skalenentwicklung

West stellte 1994 fest, dass sämtliche Skalenentwicklungen in Bezug auf das Konstrukt Glaubwürdigkeit das Resultat, nämlich die Skala, als vollständig einsatzbereit präsentierten. Die Skalenentwicklung ist jedoch mit einer EFA nicht abgeschlossen, vielmehr behauptet West gar: »No single study [...] can both create and validate a measurement scale. If measurement scales are to be generalizable, they must be cross-validated, their empirical validity and reliability assessed on samples other than those used to develop and select the items« (West 1994: 162). *Kreuzvalidierungen*, auch unter *Boot-Strapping* bekannt, basieren auf der Teilung der Datenmenge in eine Trainingsmenge und eine Testmenge. Das Modell, das in der Trainingsmenge gefunden wird, versucht man in der Testmenge zu bestätigen. Dabei können nicht nur einzelne Datensets auf Reliabilität und empirische Validität geprüft, sondern auch verschiedene Sets miteinander auf ihre Eignung hin verglichen werden (vgl. *ibid.*: 161).

5.18 Historische Betrachtung faktoranalytischen Vorgehens in der Vertrauens- und Glaubwürdigkeitsforschung

Es lässt sich eine weitgehende *Deckungsgleichheit* der Konzepte Vertrauen und Glaubwürdigkeit in Medien in der Kommunikationsforschung unterstellen. Der Grund für den hier gewählten Vorzug des Begriffs Vertrauen ist die Verknüpfung mit soziologischen Perspektiven auf dieselbe Thematik (vgl. Kohring und Matthes 2007: 233). Außerdem sind die beiden Begriffe im Sinne präziser Definition sehr wohl voneinander zu unterscheiden.

Der Medienglaubwürdigkeit wurde seit den 1990er Jahren hinsichtlich des Images öffentlicher Personen und Institutionen, aber auch Medien verstärkt Aufmerksamkeit gewidmet. In Bezug auf Medien lässt sich Glaubwürdigkeit auf mehreren Ebenen, die zudem in ihrer Wirkung auch ineinander greifen, beobachten. So sind verschiedene Glaubwürdigkeitszuschreibungen etwa je nach Mediengattung bzw. Einzelmedien feststellbar (vgl. Seidenglanz und Bentele 2008: 353). »Die Forschung hat viele Faktoren bzw. Dimensionen identifizieren können, die Glaubwürdigkeitszuschreibungen beeinflussen bzw. sogar konstituieren, was die empirische Forschung jedoch nicht einfacher macht« (*ibid.*).

In der Kommunikationsforschung lässt die Glaubwürdigkeitsforschung drei Stränge erkennen: das Befassen mit der Glaubwürdigkeit der *Quelle*, die Glaubwürdigkeit von *Medienarten* im Vergleich und das Ausfindigmachen von *Dimensionen der Glaubwürdigkeit* auf faktoranalytischer Grundlage (vgl. Kohring und Matthes 2007: 233).

Hovlands »The Yale Communication Research Program« hatte in experimenteller Manier v. a. Einstellungsänderungen im Fokus der Betrachtung. Glaubwürdigkeit erachtete man als *generelles Charakteristikum einer Kommunikationsquelle*. Die *Yale Studies* werden daher dem psychologischen Forschungsbereich der *quellen- und kontextorientierten Glaubwürdigkeitsbeurteilung* bzw. der Einstellungs- und Persuasionsforschung zugeordnet. Die zwei Aspekte, die Hovland et al. herausarbeiten konnten, beeinflussten die Glaubwürdigkeitsforschung bis in die Gegenwart: nämlich *Sachkompetenz* (expertness) und *Vertrauenswürdigkeit* (trustworthiness). Unklar ist, ob es sich bei den zwei aufgezeigten Aspekten um Dimensionen oder Gründe von Glaubwürdigkeit handelt³⁷. Das Verdienst der Yale Group ist es jedenfalls, erstmals auf die Multidimensionalität von Glaubwürdigkeit hingewiesen zu

³⁷ Auf diese häufig auftretende Indifferenz weist Kohring (2008) des Öfteren hin

haben. Eine empirische Bestätigung von *expertness* und *trustworthiness* bleiben Hovland et al. allerdings schuldig (vgl. *ibid.*: 234). Teils heftige Kritik erfuhren sie auch aufgrund ihrer *Theorielosigkeit* (vgl. Hoffjann 2013: 26).

Den Beginn *vergleichender Medienglaubwürdigkeitsforschung* bildet die *Roper-Frage* nach der glaubwürdigsten Mediengattung. Genau hier setzt auch die Kritik an: die Bewertung erfolgt anhand eines *technologischen Medienkriteriums*. Außerdem wird versucht, Glaubwürdigkeit eindimensional zu erfassen, weshalb sich zwangsläufig Probleme für Validität und Reliabilität ergeben müssen (vgl. Matthes und Kohring 2003: 6).

Auf Basis der Arbeiten der Pioniere der Glaubwürdigkeitsforschung, Mitchell V. Charnley und die Yale Group um Carl I. Hovland, initiierte die *American Society of Newspaper Editors* (ASNE, 1985) eine Glaubwürdigkeitsstudie mit einem Schwerpunkt in Bezug auf Zeitungen. Auf dieser aufbauend erweiterte *MORI Research Inc.* den Definitionsrahmen von Glaubwürdigkeit und das Forschungsfeld um Kontexte, in denen Glaubwürdigkeit der Zeitungen bzw. des Fernsehens zum Tragen kommt. Während in den 1960ern Hovland et al. Glaubwürdigkeit erstmals als ein *mehrdimensionales Konstrukt* (mit zwei Faktoren) ausmachten, wurde nun hier die Glaubwürdigkeit von Zeitungen und TV als abhängig von fairer, vorurteilsloser, vollständiger, die Privatsphäre respektierende, die Leserinteressen berücksichtigende, das Wohlbefinden der Menschen in Betracht ziehender, Tatsache und Meinung unterscheidender, vertrauenserweckender, öffentliche Interessen berücksichtigender und faktengetreuer Berichterstattung von gut ausgebildeten Journalisten befunden (vgl. Gaziano und McGrath 1986: 454). Auf Basis dieser *zwölf Faktoren* wurden die Glaubwürdigkeitswerte mit weiteren Frageblöcken verglichen. Der erweiterte Definitionsrahmen, auf den sich diese Glaubwürdigkeitsstudie stützt, lässt nämlich auch die *Roper-Frage*, die Frage nach dem bevorzugten Medium, um sich über komplexe Sachverhalte ein Bild zu machen, die Frage nach der Medienpräferenz in Bezug auf möglichst zuverlässige Berichterstattung und die Frage nach der generell bevorzugten Nachrichtenquelle zu (vgl. *ibid.*: 456). Die *Roper-Frage* erzielt dabei ganz ähnliche Werte wie die *Roper-Studie*, die etwa doppelt so *hohe Glaubwürdigkeitswerte für das TV* im Vergleich zur Zeitung feststellt.

Der dritte Strang der Glaubwürdigkeitsforschung ist also *faktoranalytischer* Natur, weist aber nach Matthes und Kohring (2003: 7) starke methodologische Mängel auf. So treten generelle Probleme der explorativen Faktorenanalyse wie mangelnde Wiederholung und Einbettung in eine Theorie, mangelhafte Reflexion der Auswahl der Items und nicht explizite Bestimmung der Anzahl der Faktoren sowie Art der Rotation vermehrt auf. Den Ausgangspunkt dieser Probleme bildet das *Schuldigbleiben einer Definition von Glaubwürdigkeit*, diese ergibt sich erst in Anschluss an die Faktorenanalyse. Einen eigenen theoretischen Rahmen bleibt die bisherige Glaubwürdigkeitsforschung daher weitestgehend schuldig. Häufig unklar bleibt zudem, ob es sich nun um Dimensionen oder aber um Gründe von Glaubwürdigkeit handelt. Aufgrund dieser Unzulänglichkeiten begreifen Kohring und Matthes die Verbindung der Glaubwürdigkeitsforschung mit Theorien des Vertrauens und des Journalismus als Chance (vgl. Kohring und Matthes 2007: 248).

Empirische Studien zum Thema Glaubwürdigkeit der Medien konnten bisher *keine einheitliche Skala* hervorbringen, die sich zudem auf medien- oder kommunikationstheoretische Ansätze stützt. Die methodologische Herangehensweise bisheriger Studien kritisiert West, indem er auf das Wesen der explorativen Faktorenanalyse verweist: »exploratory factor analytic techniques, while useful during the initial hypothesis-building stage of scale construction, are unable to confirm the validity and reliability of scales« (West 1994: 161). Um aber die Möglichkeit des Überprüfens von Validität

und Reliabilität der erstellten Skala zu gewährleisten, sind gewisse Voraussetzungen zu erfüllen: Wird etwa die Herangehensweise bei der Bestimmung der Anzahl der Faktoren unterschlagen, leidet darunter zwangsläufig die *Wiederholbarkeit der Studie*. Entsprechend ist auch eine Erwähnung der jeweils angewandten Rotationsmethode einzufordern. Denn die Reproduzierbarkeit bzw. Nachvollziehbarkeit ist eng geknüpft an die Präzision, weshalb eine detailgetreue Beschreibung des Vorgehens unabdingbar ist. Die Wiederholung ist schon deshalb notwendig, weil *endgültige Faktoren* erst angenommen werden können, wenn sie an verschiedenen Stichproben bestätigt und in einen theoretischen Ansatz integriert werden (vgl. Kohring und Matthes 2007: 237).

6 Die Auswertung

6.1 Reproducible Research und faktoranalytische Bestreben

Die abschließenden Überlegungen zum vorangegangenen Kapitel 5.18 auf Seite 80 streichen die Bedeutung der *Wiederholbarkeit* faktoranalytischen Vorgehens heraus. Damit gefestigt wird nicht nur die Validität der Skala, sondern auch die Reliabilität der vorgenommenen Messung ist erst dann gegeben, wenn sich das Resultat an anderen Stichproben zu behaupten vermag. Eine Skala ist mit ihrer Erstellung nicht vollends abgeschlossen, und ihr (weiteres) Erproben kann nur mit umfassender Dokumentation der Rahmenbedingungen und Zwischenschritte gesichert werden. Die Wiederholbarkeit empirischer Forschung wird aber nicht nur wegen der Wahl meiner Methode zum Thema:

Dem Konzept des »Reproducible Research« liegt die Erkenntnis zugrunde, dass wissenschaftliche Publikationen keinen Zugang zur tatsächlich betriebenen Forschung gewährleisten, sondern sich auf die Präsentation von Ergebnissen beschränken. Erkenntnistheoretisch wird auf diese Weise mit der *Replizierbarkeit* eine wesentliche Anforderung an die empirische Forschung vernachlässigt. Im Sinne des *ceteris paribus* sind daher sämtliche Voraussetzungen einer Messung offenzulegen. »Effective communication of research depends crucially on documentation and distribution of related software and data« (Koenker und Zeileis 2009: 834).

Die Wiederholbarkeit der Forschung hat in verschiedenen Kontexten an Bedeutung gewonnen: Während in der Software-Entwicklung die Extensibilität von Tools unter mangelnder Dokumentation des Quelltextes zwangsläufig leidet, machen sich negative Auswirkungen in Form schlechter Replizierbarkeit wegen fehlender Codes in der empirischen Forschung bemerkbar. »Scientific research increasingly involves the use of computational tools. Successful communication and verification of research results requires that this code is distributed together with results and explanatory prose« (Schulte et al. 2012: 1). Dem Problem fehlender Nachvollziehbarkeit wurde in der Software-Entwicklung mit *Literate Programming* und in der Forschung mit dem Konzept des *Reproducible Research* begegnet.

Reproducible research [...] approaches mixed natural and computational language documents from a different direction than literate programming. Rather than adding prose to computational projects, reproducible research seeks to augment publications of scientific research with the computer code used to carry out the research. [...] In this way the data, analysis, and figures supporting a publication can be generated from the publication itself (ibid.: 5).

Um die Idee des *Reproducible Research* auch umsetzen zu können, müssen die *Code Chunks* samt Resultaten in die jeweilige Publikation auch integriert werden können. Ein wesentlicher Mosaikstein auf dem Weg zur Umsetzung war die Integration von Code in die Dokumentation im Zuge des *Literate Programmings*. Ein solches ermöglicht es nun mittels *Tangle* und *Weave* Code von der Dokumentation zu trennen bzw. mit ihr zu verbinden. Eine für akademische Publikationen nicht unwesentliche Realisation dieser Idee ist die Ausgabe von Code Chunks in $\text{\LaTeX}$. Um auch die Resultate der Code Chunks, insbesondere Figuren, unmittelbar und dynamisch (nämlich jeweils im Kompilierungsprozess) in das Dokument einzubinden, greifen (vgl. Koenker und Zeileis 2009: 839) auf *Sweave* zurück, das den R-Code auf dem Umweg über eine *.Rnw* Datei³⁸ entsprechend verarbeitet³⁹.

Während auch kommerzielle Statistik-Tools wie MATLAB oder Stata zwecks Erweiterung ihrer Funktionalität eingeschränkten Zugriff auf die ihnen zugrundeliegende Sprache gewähren, so bleibt es dennoch Open Source Sprachen vorbehalten, dem Nutzer nicht nur alle Freiheiten einzuräumen, sondern den empirischen Prozess v. a. vollkommen transparent zu gestalten. R, die derzeit meistverwendete statistische Programmiersprache⁴⁰, erfreut sich daher entsprechender Beliebtheit. Transparenz endet bei kommerziellen Lösungen dort, wo der Quellcode eben aus ökonomischen Interessen im Verborgenen bleibt. »At this point the computations become a black box visible only to the select few, and scientific trust becomes a leap of faith. Source code is itself the ultimate form of documentation for computational science. When it is well written it can serve as an inspiration for subsequent work« (ibid.: 837).

6.2 Beschreibung der Stichprobe

Wie in Kapitel 5.5.1 auf Seite 55 ausgeführt, befindet sich unsere Stichprobengröße von 127 Fällen für eine Faktorenanalyse am unteren Limit, um noch ein zuverlässiges Ergebnis zu erzielen. Da sich die Stichprobe nach listenweisem Fallausschluss auf 103 Fälle reduziert, sollte die Stichprobe gewisse Mindestvoraussetzungen erfüllen: Die Summe der Faktorladungen auf die angenommenen Faktoren übersteigt jeweils den Wert von 1.61. Das Verhältnis von vier zu eins Items zu Faktoren wird jeweils erreicht. Die Kommunalitäten erreichen allerdings nur zum Teil die von Worthington und Whittaker (2006: 817) geforderten .6. Grundsätzlich sind die Resultate der vorliegenden Auswertung wegen der Stichprobengröße mit Vorsicht zu genießen.

```
df <- read.table("survey_65752_data_file(10).csv", sep = ",")
df1 <- df[, c(5:30)]

## replace character responses with numerical values
f <- NULL
for (i in c(1:26)) {
  f <- cbind(f, as.numeric(gsub("A", "", df1[, i])))
}
```

³⁸In diesem Prozess wird, wie der Name »Sweave« schon vermuten lässt, Dokumentation mit S-Code (R basiert auf der Sprache S) mittels *Weave* »verwoben«

³⁹Neben dem relativ bekannten *Sweave* haben sich bereits weitere Möglichkeiten zur Realisation dieses Konzepts etabliert: *Org-mode* stellt eine Erweiterung eines Texteditors dar, womit grundsätzlich die Weichen für die Integration von Programmiersprachen in Prosa gestellt sind. Zuerst ist *Org-mode* eine Markup Sprache, die als Modul auf dem Texteditor Emacs basiert. Während es nun bereits mehrere Software-Lösungen zur Verknüpfung von Prosa und Code gibt, hat *Org-mode* beispielsweise *Sweave* gegenüber den Vorteil, die einzelnen Code-Blöcke beliebig anordnen zu können (also in anderer Reihenfolge z. B., als diese Blöcke letztlich ausgeführt werden). Außerdem versteht *Org-mode* eine breite Palette von Programmiersprachen, während u. a. wiederum *Sweave* sich auf eine Sprache beschränkt (vgl. Schulte et al. 2012: 6).

⁴⁰<http://r4stats.com/articles/popularity/>

```

}
df <- as.data.frame(f)
count(df[, 26])           #gender
summary(df[, 25])         #age

```

Das Durchschnittsalter der 127 Befragten beträgt 25.3 Jahre. Von den Respondenten waren 79 weiblich, 26 männlich und 22 ohne Angabe. Vollständig ausgefüllt wurde der Onlinefragebogen, von den demographischen Angaben abgesehen, von 103 Personen. Die Stichprobe bezieht sich auf eine relativ homogene Gruppe, nämlich überwiegend österreichische Studenten. Der Fragebogen wurde per Mail an insgesamt 1246 Studenten der Publizistik- und Kommunikationswissenschaft Wien versandt. Darüber hinaus wurde der Link dazu in vier Online-Foren, die sich studentischen Themen widmen, verbreitet⁴¹. Die Implikationen einer homogenen Stichprobe auf die Faktorenlösung (vgl. Kapitel 5.5 auf Seite 55) sind daher ebenfalls zu berücksichtigen.

6.3 Parallelkoordinaten-Plot

Bei mehr als drei Dimensionen stößt die Visualisierung an ihre Grenzen. Eine Möglichkeit, sich dennoch vor der Durchführung von Cluster- und Faktorenanalysen der Dimensionalität der Daten zu versichern, bietet der *Parallelkoordinaten-Plot*. Variablen, die wahrscheinlich einer Dimension zugeordnet werden können, zeichnet ein paralleler Verlauf der Linien aus. Das *GGally* Paket in R bietet mit der *ggparcoord* Funktion eine Umsetzung für kategorische Variablen an, wobei durch *alphaLines* die Dicke der Linien der Anzahl der Befragten auf der jeweiligen Ausprägung entsprechend so verändert wird, dass die Dimensionalität jedenfalls ins Auge fallen muss. Der einfacheren Darstellung wegen prüfen wir die Dimensionalität der Variablen exklusive Alter und Geschlecht. *ggparcoord* normalisiert die Daten mit ihrer Standardabweichung. Ansonsten wären die Parallelkoordinaten kategorischer Variablen schwer zu interpretieren. Die Abbildung 4 auf der nächsten Seite lässt jedenfalls einen relativ ähnlichen Verlauf beispielsweise für die Variablen V22 bis V24 bzw. V9 und V10 erahnen.

```

library(GGally)

tikz( 'x.tikz' )
ggparcoord(df, columns = c(1:24), alphaLines = .02) +
  theme_classic() + ylab('Ausprägung') + xlab('Variable')
dev.off()

```

6.4 Gruppierung von Variablen mittels Clusteranalyse

Ob sich diese Ahnung auch bestätigen lässt, prüfen wir, indem wir eine sinnvolle Zuordnung der Variablen zu *Clustern* testen. »Clustering of variables around latent components is investigated as a means to organize multivariate data into meaningful structures« (Vigneau und Qannari 2003: 1131). Im Vergleich zur Hauptkomponentenanalyse (PCA) erweist sich die Clusteranalyse von Variablen u.

⁴¹<http://www.psychologieforum.at/suche-versuchspersonen-f19.html>, <http://forum.student.de/viewforum.php?f=15>, <http://geschichteforum.at/viewforum.php?f=17&sid=c762733d9e14e10cdd360022f3e2712b>, <http://www.univie.ac.at/studieren/forum/viewforum.php?f=21>

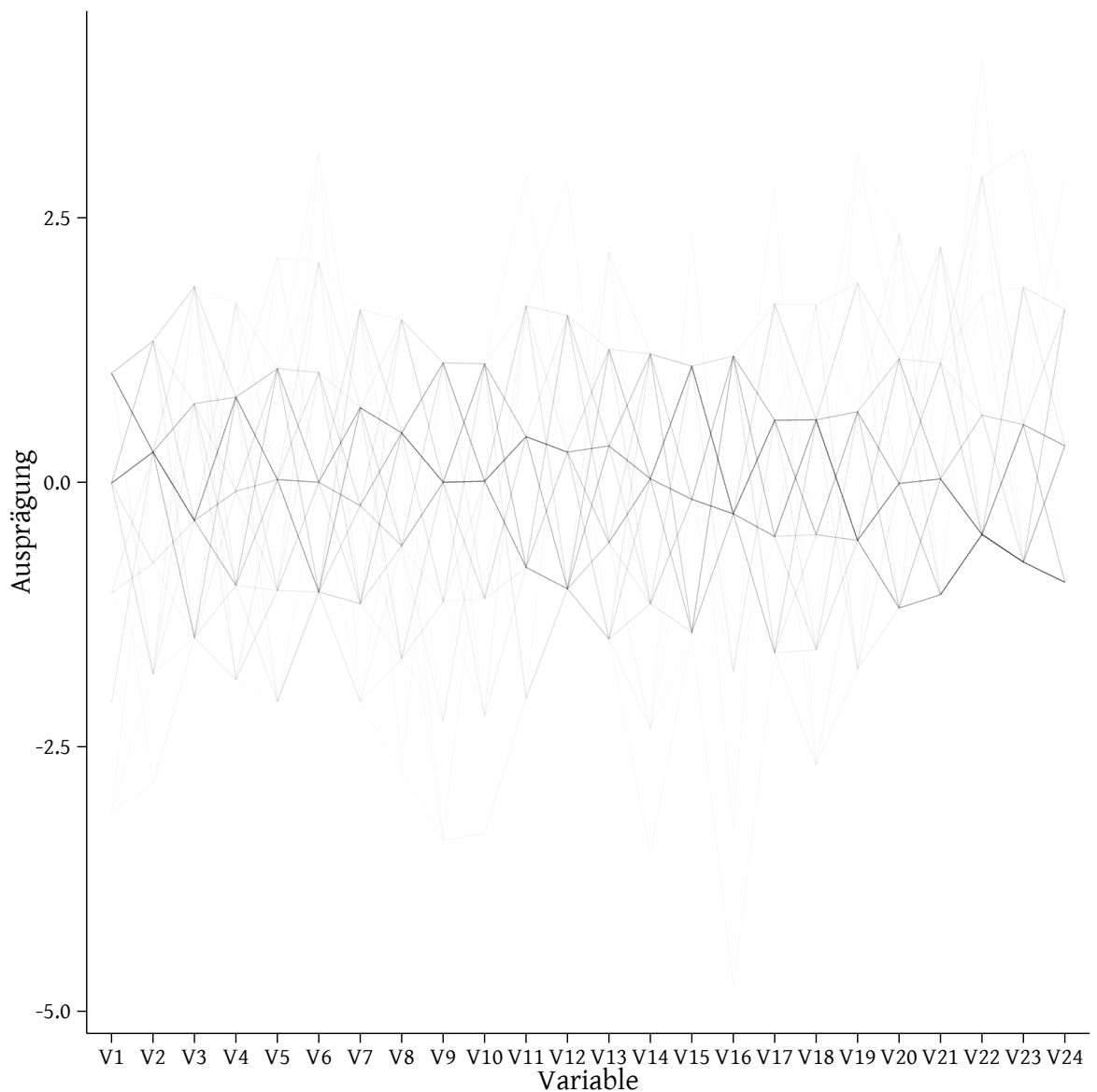


Abbildung 4: Parallelkoordinaten-Plot

a. als relativ simpel. Nach Revelle (2014: 186) könnte man sie gar als die »poor man's factor analysis« bezeichnen. »Unlike factor analysis which weights items by their factor loadings, cluster analysis solves the practical problem of assigning items to tests on a all or none basis« (ibid.: 188). Damit bezeichnet Revelle den Umstand, dass in einer Matrix $\mathbf{K}$ (wie »keys«) jedes Item K_{ij} nur die Werte 1, 0 oder -1 annehmen kann. Damit wird jedes Item eindeutig einem Cluster zugeordnet und alle Items in einem Cluster besitzen denselben Wert in der entsprechenden Spalte der $\mathbf{K}$ Matrix. Der gewählte Algorithmus bestimmt nun die Anzahl der Cluster. Hier unterscheidet man zwischen non-hierarchischen und hierarchischen Verfahren, wobei *iclust* und *varclus* den *agglomerativen*, hierarchischen Algorithmen zuzurechnen sind.

Im Vergleich zur FA ergeben sich auch weitere Möglichkeiten der Interpretation, weil statt der auf Reduktion basierenden Faktorenlösung einer Faktorenanalyse das gesamte Variablenspektrum mithilfe einer Ähnlichkeitsbestimmung gruppiert wird. »The main difference between this approach and other simplification schemes of principal components [...] is that individual variables can not appear in more than one latent component« (Vigneau und Qannari 2003: 1148). So kann

u. a. ein *Subset* der Variablen aufgrund bestimmter Selektionskriterien gebildet werden, das aus jedem verfügbaren Cluster eine Variable wählt. Im Subsetting besteht wohl der größte Vorteil des Variablenclusterns gegenüber anderen Methoden der Gruppierung (vgl. Vigneau und Qannari 2003: 1132).

Die *hierarchische Clusteranalyse* von Variablen hat v. a. einen Zweck: Korrelierte Variablen um latente Komponenten zu gruppieren. Auf diese Weise wird auch die mögliche *Redundanz* von Variablen aufgedeckt. Erzielt wird dieses Ergebnis durch einen *iterativen Prozess*, wobei in jeder Iteration jeweils die zwei ähnlichsten Cluster verbunden werden, bis alle Variablen berücksichtigt wurden (also ein großer Cluster alle verfügbaren Variablen beinhaltet)⁴². Jede Iteration berechnet dabei die Lance-Williams Unähnlichkeitsbestimmung. In SAS gibt es, um dies zu bewerkstelligen, die Prozedur `Varclus` (vgl. *ibid.*: 1133), die im Paket `Hmisc` als `varclus` (nutzt als Clusterfunktion `hclust`) nach R portiert wurde.

```
tikz( 'l.tikz' )
f <- data.matrix(df)                #convert data.frame to a numeric matrix
layout(matrix(c(1, 2, 1, 2), nrow = 2, ncol = 2))
plot(varclus(f, similarity = "pearson"), ylab = "Pearsons  $r^2$ ")
plot(varclus(f, similarity = "spearman"), ylab = "Spearman's  $\rho^2$ ")
dev.off()
```

Die vereinzelt Unterschiede in der Baumstruktur der Clusterdiagramme in Abbildung 5 auf der nächsten Seite sind zurückzuführen auf den Umstand, dass Spearman's Rang-Korrelationskoeffizient ρ nicht so sensibel auf Ausreißer reagiert wie Pearson's r . Der Vorteil, sich beide Korrelationskoeffizienten ausweisen zu lassen, besteht darin, dass mit r die *linearen* Beziehungen und mit ρ die *monotonen* Beziehungen berücksichtigt werden. `varclus`, das also mit Hilfe von `hclust` auf Basis von Ähnlichkeitsbestimmungen clustert, setzt den Vorgang rigoros fort bis ein einziger Cluster alle Variablen vereint. Abbildung 5 auf der nächsten Seite lässt auf den ersten Blick erkennen, dass sich die Variablen sowohl nach r als auch nach ρ grob auf vier Cluster verteilen. Bereits hier lässt sich die *präventiv-vermeidende Vertrauensdimension* klar von den anderen Variablen absondern.

Die Funktion `iclust` »was specifically developed for the problem of forming homogeneous clusters of items« (Revelle 2014: 188), wobei sich `iclust` im Vergleich zu alternativen Clustermethoden (`agnes`, `hclust`) insbesondere zur Skalenentwicklung eignet (vgl. *ibid.*: 191).

```
require(pastecs)

c <- cor(f, use = "pairwise") #include pairwise complete observations
c <- ICLUST(c, title = "", plot = F)
c <- data.matrix(round(c$loadings, 2))
print(xtable(unclass(c)), file = "f.table", scalebox = 0.7, floating = FALSE)

d <- stat.desc(unclass(c), desc = FALSE) #summarize loadings
d <- d[c(4, 5, 7), ]                  #min, max, sum
print(xtable(d), file = "g.table", scalebox = 0.7, floating = FALSE)
```

`iclust` clustert wie auch `varclus` auf Basis der Korrelationsmatrix ähnliche Items in einem *iterativen* Prozess solange, bis alle Items berücksichtigt wurden. Das Ergebnis ist aber nicht unbedingt

⁴²Vgl. dazu auch Revelle (2014: 191)

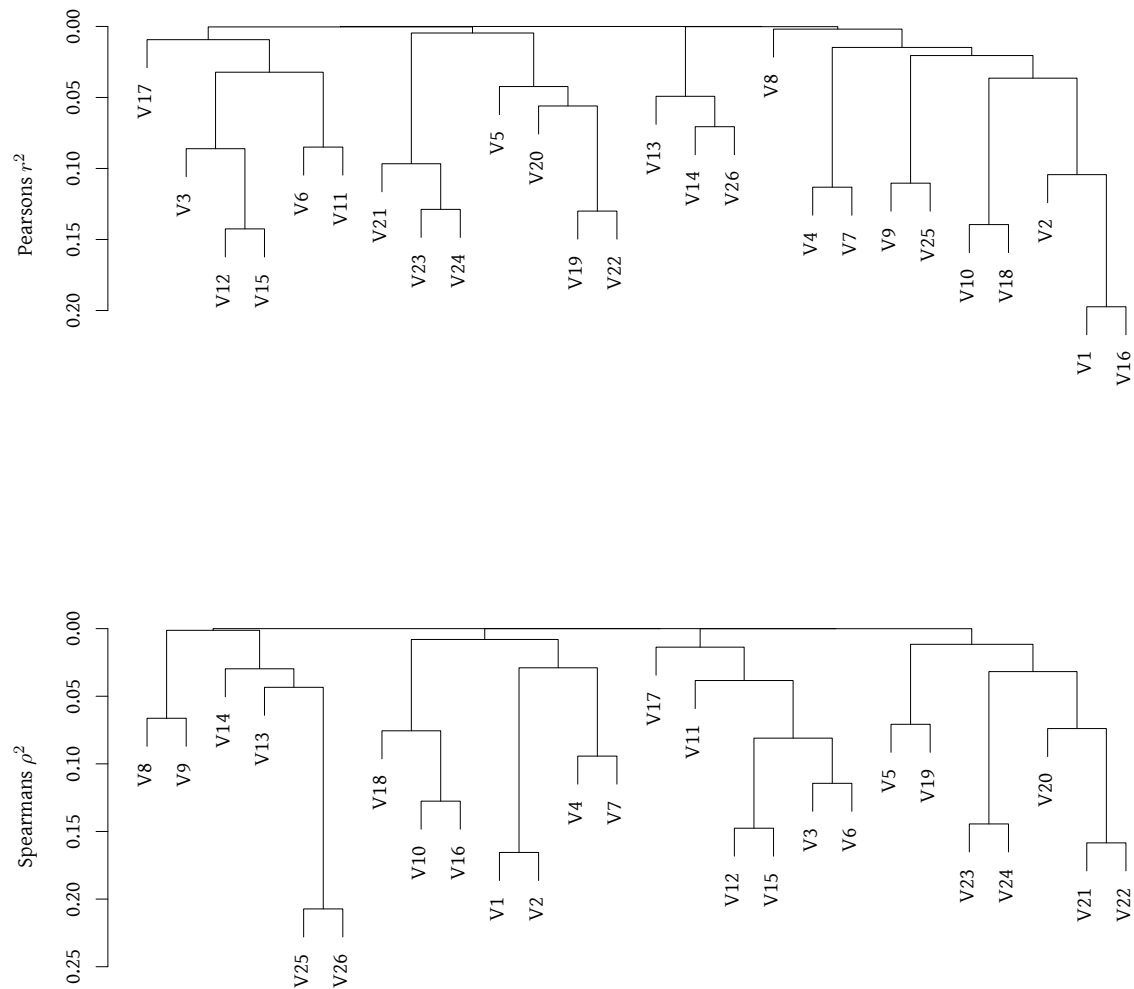


Abbildung 5: Varclus mit Pearsons r^2 bzw. Spearman's ρ^2

ein großer Cluster, sondern nur dann, wenn die Reliabilitätsprüfung des jeweils größeren Clusters anhand von α und β einen besseren Wert als die seiner Vorgänger erzielt. Sollten nicht alle Items in der letzten Iteration potentiell auf ein großes Cluster zurückzuführen sein, dann findet in einem letzten Schritt eine Purifikation statt, die Items noch einmal den für sie ähnlichsten Clustern zuweist (vgl. *ibid.*: 192). Das Resultat können also mehrere Cluster sein, die im Gegensatz zum Resultat der Clusteranalyse mit `varclus` dann auch entsprechende interne Konsistenz für sich in Anspruch nehmen können.

Der Ladungsmatrix Tabelle 1a auf der nächsten Seite entnehmen wir, dass mit C19 und C24 nur zwei Cluster verbleiben. Die Variable Geschlecht V26 weist nur niedrige Ladungen auf die beiden Cluster auf. Wir kontrollieren Minimal- und Maximalwerte bzw. die Summe aller Ladungen eines Clusters anhand der Tabelle 1b auf der nächsten Seite. Die Summe der Ladungen auf die beiden Cluster verteilt sich relativ ausgewogen. Vom Geschlecht V26 abgesehen lädt jede Variable auf einen der Cluster hoch.

Es ergibt sich also ein Clusterbild, das nicht alle Variablen zu einem großen Cluster zusammen-

	C19	C24
V1	0.03	0.63
V2	0.08	0.48
V3	0.45	-0.04
V4	0.11	0.51
V5	0.43	0.24
V6	0.50	0.01
V7	0.12	0.46
V8	0.00	0.32
V9	-0.00	0.50
V10	-0.11	0.54
V11	0.48	0.17
V12	0.51	-0.14
V13	0.10	0.30
V14	0.04	0.48
V15	0.50	-0.11
V16	-0.08	0.61
V17	0.31	0.04
V18	0.20	0.56
V19	0.52	0.12
V20	0.46	0.10
V21	0.40	-0.03
V22	0.53	0.03
V23	0.56	-0.04
V24	0.50	-0.01
V25	0.06	-0.38
V26	0.09	-0.17

(a) Ladungsmatrix der Cluster

	C19	C24
min	-0.11	-0.38
max	0.56	0.63
sum	6.79	5.18

(b) *min*, *max* und *sum* der Cluster

Tabelle 1: Resultat der Clusteranalyse mit ICLUST

zuföhren vermag. Die Eindimensionalität des Datensatzes ist also sehr unwahrscheinlich, es würden die Reliabilitäten aller größeren Cluster dagegensprechen. Vielmehr kristallisieren sich hier zumindest zwei große »Clustergebilde« heraus. Nimmt man in Kauf, dass Cluster auch untereinander hohe Korrelationen aufweisen, so wären auch drei bzw. vier Cluster (V24, V23, V19 und V17) eine angemessene Interpretation des Resultats. Die interne Konsistenz der Cluster ist gut, also mit einem α zwischen .7 und .9, Die Variable Geschlecht V26 scheint in der Clusterbildung nach *iclust* gemeinsam mit der Variable V14 einen gemeinsamen Cluster C6 zu bilden, zu dem es eine negative Korrelation aufweist. Der Cluster C19 vereint wiederum alle *Zweifel-* und *Täuschungs-Variablen* auf sich und ergänzt diese u. a. um zwei Variablen, die sich dem *normativen Verhalten* verschreiben. Dieser Cluster ist auch im theoretischen Kontext einfach nachzuvollziehen.

6.5 Data Screening

Nachdem wir uns dank der Clusterverfahren einen gewissen Überblick über die vorliegenden Items verschaffen konnten, werden die Variablen nun mit den entsprechenden Labels versehen, um die Gruppierungen einfacher auf ihre inhaltliche Sinnhaftigkeit prüfen zu können.

```
## label variables
names(df) <- c("Fachkompetenz.1", "Fachkompetenz.2", "Fachkompetenz.3",
               "Macht.1", "Macht.2", "Macht.3", "Verantwortungsbewusstsein.1",
               "Verantwortungsbewusstsein.2", "Verantwortungsbewusstsein.3",
               "normatives Verhalten.1", "normatives Verhalten.2",
               "normatives Verhalten.3",
               "Charakter.1", "Charakter.2", "Charakter.3",
               "kommunikative Stärke.1", "kommunikative Stärke.2",
               "kommunikative Stärke.3", "Zweifel.1",
```

```
"Zweifel.2", "Zweifel.3",
"Täuschung.1", "Täuschung.2", "Täuschung.3", "Alter", "Geschlecht")
```

6.5.1 Multivariate Normalverteilung

Wie im Kapitel 5.8.5 auf Seite 61 bereits erwähnt, lässt sich mit *Mardias* Goodness-of-Fit Test die *Multinormalität* der Verteilung prüfen. Auch wenn diese Verteilung bei den vorliegenden, mit Likert-Skalen erhobenen Items unwahrscheinlich ist, wollen wir uns doch vergewissern, zumal davon die Wahl weiterführender Methode abhängt:

```
m      <- mardia(df, plot = FALSE)          #mardia's test on multinormality
t      <- as.data.frame(cbind(m$skew, m$p.skew, m$skurtosis, m$p.kurt))
colnames(t) <- c("Skewness", "$p$ für Skewness", "Kurtosis", "$p$ für Kurtosis")
rownames(t) <- ""
print(xtable(t), file = "h.table", size = "small", floating = FALSE,
      sanitize.text.function = function(x){x})
```

Skewness	<i>p</i> für Skewness	Kurtosis	<i>p</i> für Kurtosis
4381.61	0.00	6.15	0.00

Tabelle 2: Mardias Skewness-Kurtosis Test auf Multinormalität

Da wir hier ordinalskalierte Items behandeln, sehen wir uns mit Problemen konfrontiert, die bereits in Kapitel 5.8.3 auf Seite 60 erörtert wurden. Mardias Test in Tabelle 2 stellt multivariate Messungen von *Skewness* und *Kurtosis* an, die beide jeweils ein sehr hohes Signifikanzniveau erreichen. Die H_0 , dass eine multinormale Verteilung bestehe, muss somit verworfen werden.

6.5.2 Mahalanobis und Cooks Distanzen

Da Multinormalität der Verteilung nicht angenommen werden kann, rücken insbesondere Ausreißer und deren Einfluss auf eine Faktorenlösung ins Zentrum des Interesses (vgl. Kapitel 5.8.5 auf Seite 61). Wir berechnen daher die *Mahalanobis-Distanzen* für eine Korrelationsmatrix mit Pearsons r , eine Kovarianzmatrix mit der robusten MCD Schätzung (vgl. Kapitel 5.8.6 auf Seite 63) und eine polychorische Korrelationsmatrix (vgl. Kapitel 5.8.4 auf Seite 61). Die Gegenüberstellung visualisiert die Unterschiede dieser Möglichkeiten, Ausreißer handzuhaben. In der Folge werden durch listenweisen Fallausschluss NAs im Datensatz nicht mehr berücksichtigt, wodurch sich die Fallzahl von 127 auf 103 reduziert. Bei dieser geringen Anzahl von Fällen gilt es, wie bereits in Kapitel 5.5.1 auf Seite 55 ausgeführt, gewisse Mindestvoraussetzungen der FA zu berücksichtigen.

```
require(gridExtra)

f      <- na.omit(df[, 1:24])                #listwise deletion of NAs
md     <- mahalanobis(f, colMeans(f), cor(f)) #MD with pearson's r
m      <- as.data.frame(md)
mcd    <- covMcd(f, alpha = 0.75, use.correction = TRUE) #mcd estimation
m1     <- as.data.frame(mahalanobis(f, colMeans(f), mcd$cov)) #MD with mcd
polyf  <- polychoric(f, smooth = FALSE)     #polychoric correlation coefficient
m2     <- as.data.frame(mahalanobis(f, colMeans(f), polyf$rho)) #MD with polychoric correlation
```

```

tikz('u.tikz')
p1 <- ggplot(m, aes(0, m[, 1])) + theme_classic() +
  ylab("Mahalanobis Distanz $text{MD}_i$") +
  geom_jitter(size=3, aes(colour = m[, 1])) + xlab("Pearsons $R$") +
  scale_colour_continuous(low = "grey90", high = "black") +
  geom_boxplot(outlier.size = 0, alpha = 0.5, size = .7) +
  theme(axis.text = element_text(size = 8), axis.title = element_text(size = 8),
    legend.text = element_text(size = 8)) + guides(colour = FALSE) +
  scale_x_continuous(breaks = NULL) + scale_y_continuous(limits = c(0, 150))
p2 <- ggplot(m1, aes(0, m1[, 1])) + theme_classic() + ylab("") +
  geom_jitter(size=3, aes(colour = m1[, 1])) + xlab("MCD") +
  scale_colour_continuous(low = "grey90", high = "black") +
  geom_boxplot(outlier.size = 0, alpha = 0.5, size = .7) +
  theme(axis.text = element_text(size = 8), axis.title = element_text(size = 8),
    legend.text = element_text(size = 8)) + guides(colour = FALSE) +
  scale_x_continuous(breaks = NULL) + scale_y_continuous(limits = c(0, 150))
p3 <- ggplot(m2, aes(0, m2[, 1])) + theme_classic() + ylab("") +
  geom_jitter(size=3, aes(colour = m2[, 1])) + xlab("polychorische $R^{\ast}$") +
  scale_colour_continuous(low = "grey90", high = "black") +
  geom_boxplot(outlier.size = 0, alpha = 0.5, size = .7) +
  theme(axis.text = element_text(size = 8), axis.title = element_text(size = 8),
    legend.text = element_text(size = 8)) + guides(colour = FALSE) +
  scale_x_continuous(breaks = NULL) + scale_y_continuous(limits = c(0, 150))
grid.arrange(p1, p2, p3, nrow = 1)
dev.off()

```

Da der Hauptzweck der *polychorischen* Korrelationsmatrix darin besteht, eine Transformation kategorischer Variablen in als kontinuierlich angenommene Variablen vorzunehmen (vgl. Kapitel 5.8.4 auf Seite 61), ist der Einfluss auf die Mahalanobis-Distanzen im Vergleich zu Pearsons R marginal. Demgegenüber nimmt sich der MCD, wie in Kapitel 5.8.6 auf Seite 63 ausgeführt, primär der Ausreißer an, was sich in der Abbildung 6 auf der nächsten Seite auch offenbart.

Inwiefern Ausreißer der Korrelations- bzw. Kovarianzmatrix einen Einfluss auf die lineare Regression, folglich also die Faktorenlösung, üben, wird mit der *Cooks Distanz* (vgl. Kapitel 5.8.5 auf Seite 61) festzustellen sein. Die *gCD* testet dabei, welche Auswirkung das Eliminieren einer Beobachtung hätte. Außerhalb des Bereichs von $\frac{4}{n}$ befinden sich 13 Ausreißer. Wir nehmen hier nach Inspektion der Beobachtungswerte die Ausreißer nach Cooks Distanz aus dem Datensatz, um diese um Ausreißer reduzierte Matrix in weiterer Folge der vollständigen Matrix gegenüberstellen zu können. Da die Nichtberücksichtigung der NAs den Datensatz bereits auf 103 Fälle reduziert hat, bleiben nach Eliminieren der Ausreißer bloß 90 Fälle erhalten. Damit werden einige Mindestvoraussetzungen weiterführender Verfahren verletzt. Es gilt daher, die weiteren Resultate auch immer aus diesem Blickwinkel zu betrachten. Auch wenn die eliminierten Fälle bloß Extremwerte und keine Ausreißer im Sinne dessen, dass sie sich einem sekundären Prozess (vgl. Kapitel 5.8.5 auf Seite 61) verdanken würden, darstellen mögen, übt das Eliminieren nachweislich keinen Einfluss auf unsere Faktorenlösungen. Um welche 13 Fälle es sich konkret handelt, gibt das R Objekt `outliers` des nachstehenden Codeblocks aus:

```

## define outliers by 4/n
fun1 <- mapply(">", cooks.distance(lm(f)), 4/nrow(f))

```

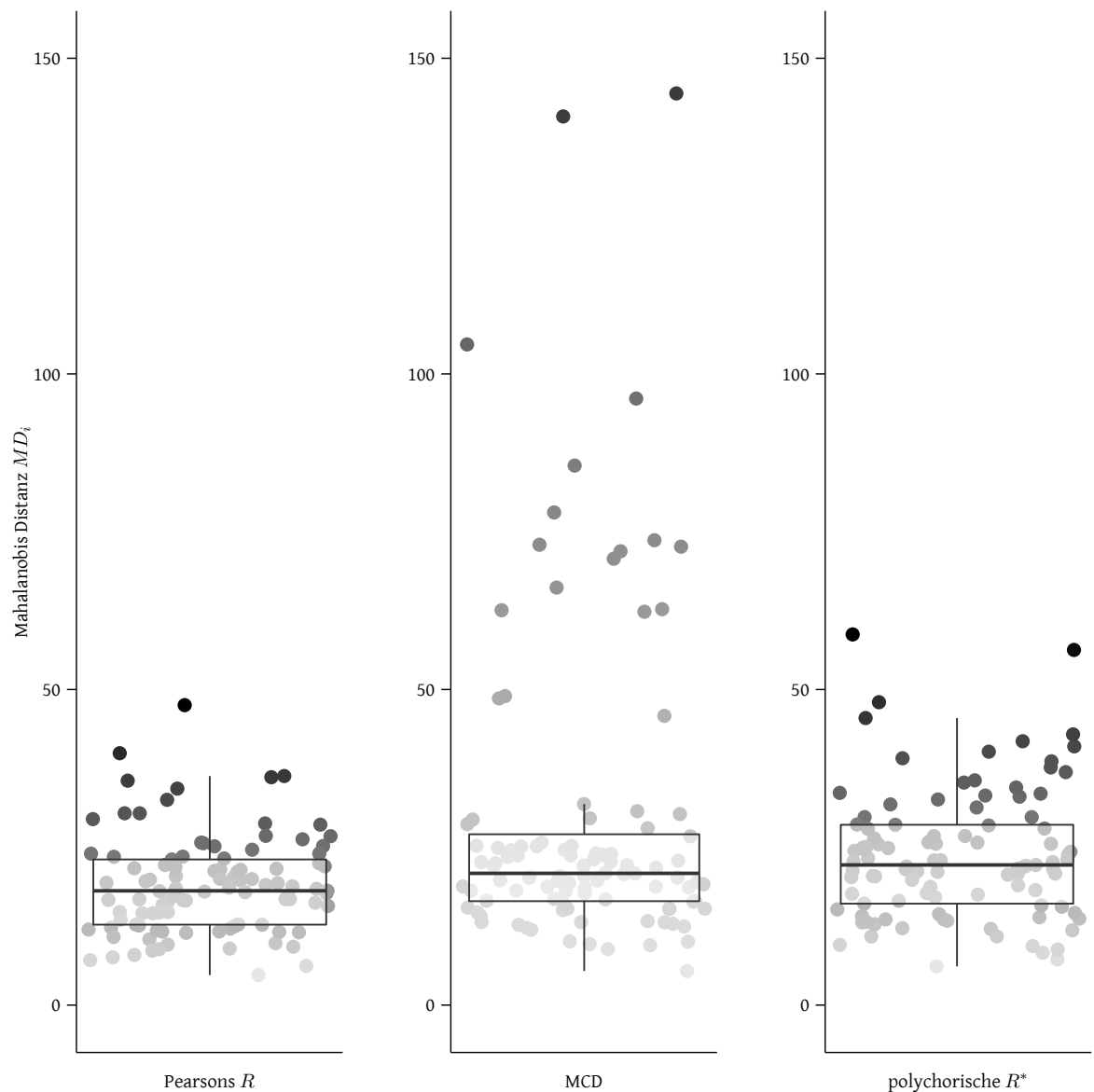


Abbildung 6: Mahalanobis-Distanzen der unterschiedlichen Kovarianz- bzw. Korrelationsmatrizen

```

outliers <- rownames(f[fun1, ])
## f[outliers, ]
remove <- which.names(outliers, f) #get rownumbers
o <- f[-remove, ] #remove outliers
d <- as.data.frame(round(cooks.distance(lm(o)), 5)) #cook's distance

tikz('v.tikz')
ggplot(d, aes(1, d[, 1])) + geom_jitter(size = 3, aes(color = d[, 1])) +
  scale_x_continuous(breaks = NULL, name = "") + theme_classic() +
  guides(color = FALSE) + ylab("Cooks Distanz CD") +
  scale_color_gradient(low = "grey80", high = "darkred")
dev.off()

```

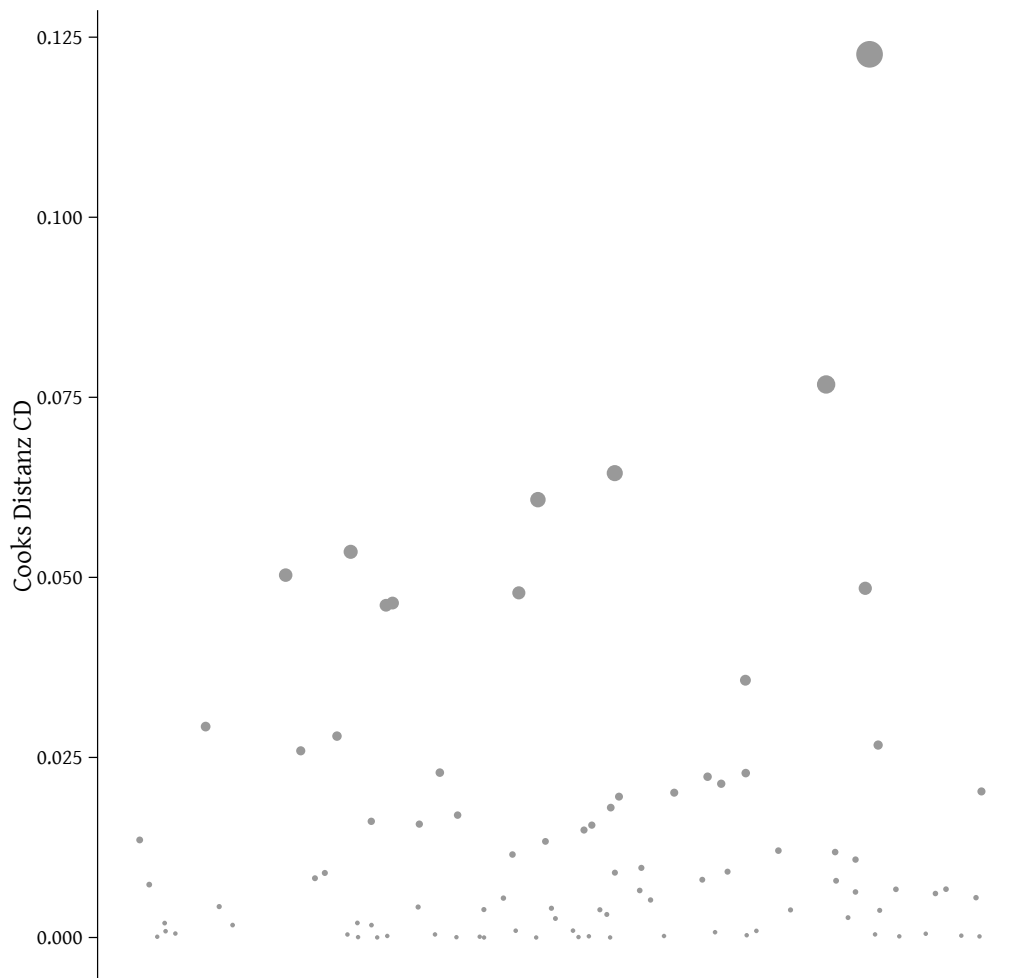


Abbildung 7: Cooks Distanzen nach Eliminieren der »Ausreißer«

6.5.3 Polychorische Transformation

Da uns dank der Likert-Skalen kategorische Variablen vorliegen, wenden wir hier die polychorische Transformation, für den Datensatz inklusive der »Ausreißer« bereits in Kapitel 6.5.2 auf Seite 89 erfolgt, auch auf den bereinigten Datensatz an. Polychorische Korrelationsmatrizen sind häufig *nicht positiv definit* (ergo Eigenwerte von R^* sind nicht positiv) (vgl. Flora et al. 2012: 10), weshalb mit dem `smooth` Argument ein simpler Smoothing Algorithmus angewandt wird, um diesem Umstand zu begegnen.

```
polyo <- polychoric(o, smooth = TRUE) #polychoric correlation coefficient
polyRo <- polyo$rho                  #attach polychoric  $R^*$ 
polyRf <- polyf$rho
```

In der Folge führen wir zwei Faktorenanalysen anhand der ursprünglichen polychorischen R^* und der bereinigten R^* durch. Als Funktion dient die `fa` aus dem `psych` Paket, weil `factanal`, die R als Basisfunktion für die FA vorsieht, sich ausschließlich der Maximum Likelihood Schätzung als Extraktionsmethode bedient. Stattdessen kommt hier die »Unweighted Least-Squares« (vgl. Kapitel 5.9.3 auf Seite 69) zum Einsatz, rotiert wird oblique mit »Oblimin« (vgl. Kapitel 5.13 auf Seite 74).

Da wir die Auswirkungen des Eliminierens der Extremwerte auf die Faktorlösung ins Auge fassen möchten, stellen wir die Faktorlösungen einander gegenüber. Bewerkstelligt wird das mit dem Feststellen der *Faktorkongruenz* der beiden Lösungen: »The congruence coefficient is the cosine of the angle of the two factor loading vectors, taken from the origin« (Revelle 2014: 174). Vollkommen identisch wären zwei Faktoren, wenn der Winkel zwischen den Vektoren, die die Faktoren geometrisch darstellen, 0 betragen würde. Der Cosinus von 0 beträgt 1. Ab einem Wert von .95 können die beiden Faktoren als im Wesentlichen kongruent, von .85 bis .94 als angemessen ähnlich angenommen werden. Der Vergleich von Faktoren ist v. a. deshalb relevant, weil auf Basis mehrerer Studien geprüft werden kann, ob die angenommenen Faktoren auch empirisch den unterschiedlichen Ausprägungen der Variablen standhalten. »This is important for ascertaining evidence of replication of results and, in the instance of repeated observations over time, evidence of change or factor modification« (Barrett 1986: 327).

```
require(GPArotation)
```

```
fa1 <- fa(polyRf, nfactors = 5, rotate = "oblimin", fm = "uls")
fa2 <- fa(polyRo, nfactors = 5, rotate = "oblimin", fm = "uls")
factor.congruence(fa1, fa2)[, c(2,3,1,4,5)]
```

Die Berechnung dieses Koeffizienten scheint der Korrelationsmatrix der beiden Ladungsmatrizen zwar ziemlich ähnlich, der Unterschied zieht aber doch wesentliche Implikationen nach sich: »Although similar in form to a correlation coefficient [...], the difference is that the mean loading is not subtracted when doing the calculations. Thus, even though two patterns are highly correlated, if they differ in the mean loading, they will not have a high factor congruence« (Revelle 2014: 175).

Die beiden Faktorlösungen der Objekte `fa1` und `fa2` sind angemessen ähnlich, was sich der *Diagonale* der Matrix entnehmen lässt, die durchgehend Werte von .87 bis .94 aufweist. Deshalb scheint der Einfluss der eliminierten Extremwerte auf die Faktorlösung gering zu sein. Die Faktorkongruenz wird uns im weiteren Verlauf der Auswertung noch des Öfteren zu Diensten sein, wenn es gilt, die Auswirkungen verschiedener Methoden und Transformationen auf die Faktorlösung festzustellen. Das Resultat der Faktorkongruenz legt jedenfalls nahe, dass die in Kapitel 6.5.2 auf Seite 89 ermittelten Ausreißer wahrscheinlich als Extremwerte angesehen werden können. Wären sie einem sekundären Prozess geschuldet, würden die beiden Faktorlösungen stärker voneinander abweichen.

6.5.4 Network Map und Korrelogramm der polychorischen R^*

Bei der Festlegung auf eine bestimmte Faktorenzahl sollten, wie in Kapitel 6.4 auf Seite 84 bereits ausgeführt, neben empirischen Aspekten auch theoretische Überlegungen einbezogen werden. Insofern macht es durchaus Sinn, sich die Korrelationen der Variablen vor Augen zu führen, um schon anhand der Korrelationsmatrix sinnvolle (ergo erklärbare) Gruppierungen von Variablen auszumachen. Hier bedienen wir uns, um die Visualisierung nach der Clusteranalyse mit Pearsons r bzw. Spearman's ρ auch an der polychorischen R^* zu erproben, der *Network Map*, die positive und negative Korrelationen ab einem r von .2 veranschaulicht:

```
require(qgraph)
```

```
tikz('t.tikz')
```

```

qgraph(polyRf, layout = "spring", vsize = 0, posCol = "grey80", negCol = "purple",
       label.color = "black", details = F, minimum = 0.2, labels = names(f))
dev.off()

```

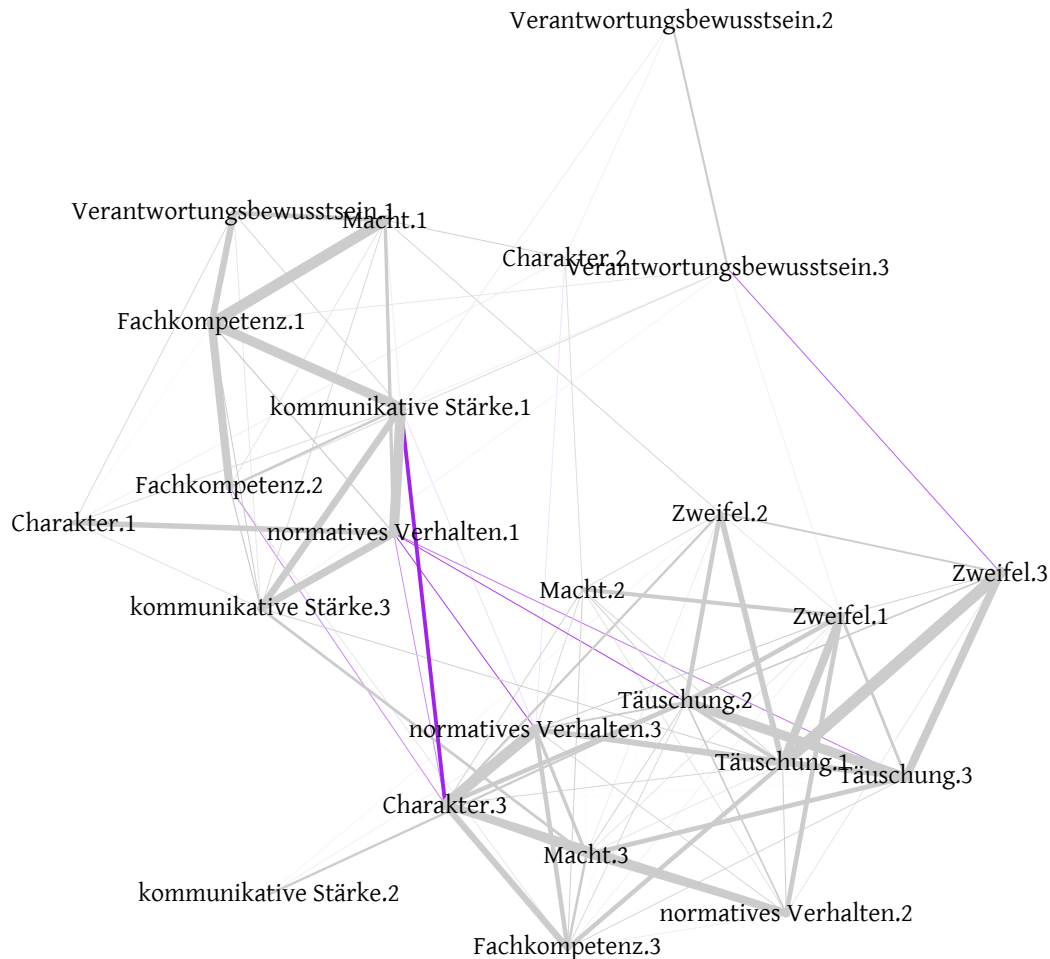


Abbildung 8: Network Map der polychorischen Korrelationen

Auch die Network Map legt nahe, die Korrelationen der vorliegenden Variablen zuerst als zwei größere Cluster zu begreifen. Wiederum zeichnen sich die Variablen zu *Täuschung* und *Zweifel* durch räumliche Nähe aus. Höhere Korrelationen weisen zwei Variablen zu *normativem Verhalten* zu *Täuschung* auf. Zwei Variablen zum *Verantwortungsbewusstsein* nehmen sich aus dem Netzwerk weitgehend aus. Ein größeres Gebilde verortet sich um die Variablen der *kommunikativen Stärke* bzw. der *Fachkompetenz*.

Eine Alternative zur Network Map stellt das *Korrelogramm* dar, das v. a. die Gruppierungen von Korrelationen, die auf dahinterstehende latente Variablen schließen lassen, veranschaulichen soll. Variablen, die in der Abbildung 8 eine räumliche Nähe aufweisen, sind in der Abbildung 9 auf der nächsten Seite durch entsprechend hohe Korrelationen hervorgehoben:

```
require(sjPlot)

tikz( 'c.tikz' )

sjp.corr(polyRf, theme="classic", circleSize = 4, showCorrelationValueLabels = FALSE,
         axisLabelSize = 0.6, axisLabelAngle.x = 90, corMethod = "pearson",
         breakLabelsAt = 30)

dev.off()
```



Abbildung 9: Korrelogramm der polychorischen R^*

6.5.5 Die Minimum Covariance Determinant Schätzung

Ausreißern gegenüber resistent erweist sich, wie in Kapitel 5.8.6 auf Seite 63 erörtert, die Minimum Covariance Determinant Schätzung (MCD). Daher werden wir auch eine Faktorenanalyse mit der ULS Parameterschätzung und der Oblimin Rotation an einer MCD Kovarianzmatrix durchführen, um möglicher Auswirkungen auf die Faktorenlösung im Vergleich zu den vorangegangenen Korrelationsmatrizen gewahr zu werden. Der MCD reduziert den Einfluss von Ausreißern auf die Mahalanobis-Distanz, wie bereits die Abbildung 6 auf Seite 91 verdeutlicht hat. Hier prüfen wir anhand der Faktorkongruenz die Implikationen dieser Schätzung für die Faktorenlösung im Vergleich zur polychori-

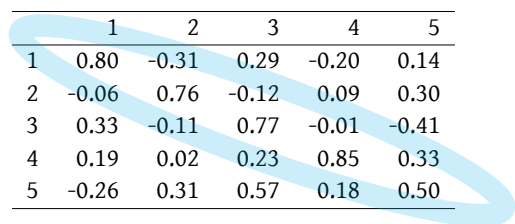
schen FA. Als Breakdown Point (BDP, vgl. Kapitel 5.8.6 auf Seite 63) wird ein Wert von .25 angenommen. In der `covMcd` Funktion entspricht das, der Gleichung (5) auf Seite 64 entsprechend, einem α von .75. Der hier angenommene BDP resultiert in einem Kompromiss zwischen Robustheit und Effizienz (vgl. Hofmann 1978).

```
require(robustbase)

mcd    <- covMcd(o, alpha = 0.75, use.correction = TRUE)
famcd  <- fa(mcd$cov, nfactors = 5, rotate = "oblimin", fm = "uls")
fapoly <- fa1

## compare loadings of different methods
t      <- factor.congruence(fapoly, famcd) #diagonale should be essentially 1 for congruent loadings
print(xtable(t[, c(1,2,4,3,5)]), file = "i.table", scalebox = 0.9, floating = FALSE)
```

In der Tabelle 3 zeigt die Markierung die wesentliche Information: Die Diagonale weist Werte zwischen .76 und .85 für die Faktoren ein bis vier auf, der fünfte Faktor kann jedoch mit einem Wert von .5 nicht als ähnlich verstanden werden. Die MCD Schätzung übt daher sehr wohl Einfluss auf die Faktorenlösung. Das Ergebnis der Faktorkongruenz divergiert bei unterschiedlichen MCD Schätzungen, im Wesentlichen bleibt das Gesamtbild jedoch dasselbe: In Bezug auf den fünften Faktor lässt sich keine Ähnlichkeit der beiden Faktorenlösungen unterstellen.



	1	2	3	4	5
1	0.80	-0.31	0.29	-0.20	0.14
2	-0.06	0.76	-0.12	0.09	0.30
3	0.33	-0.11	0.77	-0.01	-0.41
4	0.19	0.02	0.23	0.85	0.33
5	-0.26	0.31	0.57	0.18	0.50

Tabelle 3: Kongruenz der Faktorladungen der polychorischen und der robusten FA

Da die Faktorkongruenz die Faktorladungen der beiden Lösungen in Betracht zieht, müsste sich der Unterschied in Tabelle 3 auch in der Summe der quadrierten Faktorladungen, also den *Eigenwerten* der beiden Matrizen, niederschlagen (vgl. Abbildung 10 auf der nächsten Seite):

```
b <- as.data.frame(cbind((round(famcd$e.values, 3)), 1, c(1:24)))
a <- as.data.frame(cbind((round(fapoly$e.values, 3)), 0, c(1:24)))
ba <- rbind(b, a)
tikz( 's.tikz' )
ggplot(ba, aes(factor(ba[, 3]), ba[, 1],
  fill = factor(ba[, 2],
    labels = c("polychorisch", "Minimum Covariance Determinant")))) +
  geom_bar(stat = "identity", position = position_dodge(), alpha = 0.7) +
  theme_classic() + xlab("Variable") +
  guides(fill = guide_legend(title = "")) +
  ylab("Eigenvalue  $\lambda$ ") +
  scale_fill_brewer(palette = 3, type = "qual") +
  theme(legend.key = element_blank(), legend.position = "bottom",
    legend.box = "horizontal", axis.text = element_text(size = 8),
    axis.title = element_text(size = 8), legend.text = element_text(size = 8))
dev.off()
```

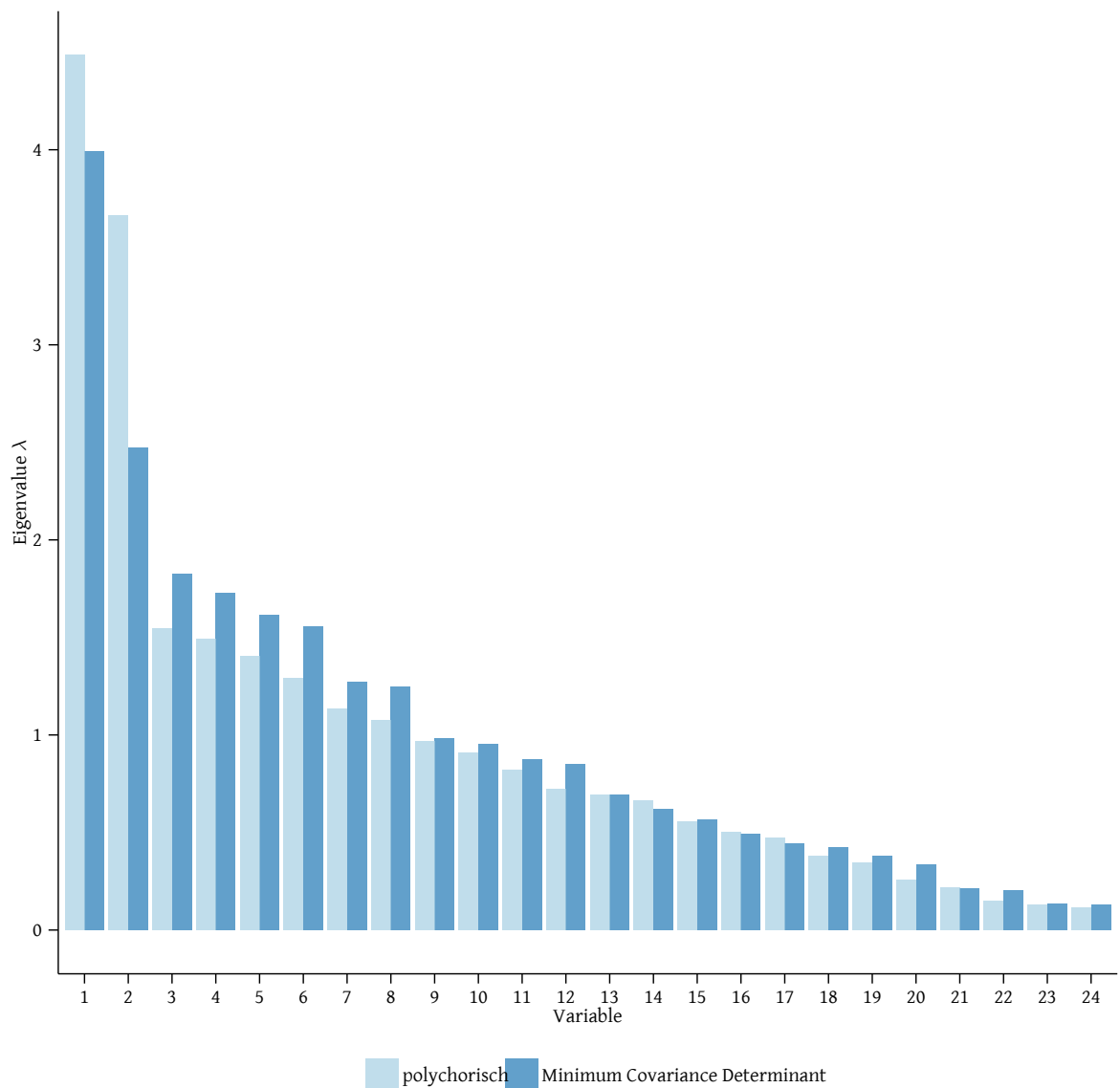


Abbildung 10: robuste vs. polychorische Eigenvalues

Die Eigenwerte der MCD Schätzung scheinen in der Abbildung 10 erst nach dem sechsten Eigenwert einen deutlicheren »Knick« vermuten zu lassen. Entsprechend ließe sich mit der Korrelationsmatrix aufgrund der MCD Schätzung eine FA mit sechs Faktoren durchführen. Insbesondere die kumulierte Varianz, die sich durch diese Faktoren erklären ließe, und der Anteil erklärter Varianz durch Faktor sechs legen es auch nahe, mehr als fünf Faktoren zu wählen. Auch der RMSR (vgl. Kapitel 6.7.1 auf Seite 106) verbessert sich dadurch. Einzig die Item Komplexität erhöht sich geringfügig. Wiederum gilt, dass unterschiedliche Schätzungen auf Grund des MCD zu abweichenden Ergebnissen führen können. Eine Parallelanalyse der Kovarianzmatrix `mcd$cov` kommt ebenso bei mehreren Ausführungen zu unterschiedlichen Resultaten in Bezug auf die optimale Faktorenzahl.

6.6 Vergleich der Rotationsmethoden und unterschiedlicher Faktorzahlen

Hier stellen wir den Vergleich der unterschiedlichen Rotationsmethoden an, deren Einfluss auf die Ladungsmatrix untersucht werden soll. Da wir uns bisher im Zuge des Data Screenings primär mit

Faktorladungen, die den Variablen zugeschrieben werden, befasst haben, werfen wir vor weiteren Überlegungen einen kurzen Blick auf ein Diagramm der in Kapitel 6.5.3 auf Seite 92 bereits erfolgten polychorischen Faktorenanalyse mit Oblimin Rotation, das auch mögliche Interfaktorkorrelationen offenbaren soll. Den Cutoff-Wert setzen wir mit .2 fest. Die in Abbildung 11 ausgemachte Korrelation von $-.36$ der beiden Faktoren F_1 und F_3 ist inhaltlich jedenfalls nachvollziehbar. Ein Zusammenhang zwischen der Einstellung zu *normativem Verhalten* und zu *Täuschung* bzw. *Zweifel* erscheint plausibel.

```
round(fapoly$Phi, 2)                                #interfactor correlations
tikz( 'w.tikz' )
fa.diagram(fapoly, sort = TRUE, cut = 0.2,
           main = "Faktorenlösung der polychorischen Korrelationsmatrix")
dev.off()
```

Faktorenlösung der polychorischen Korrelationsmatrix

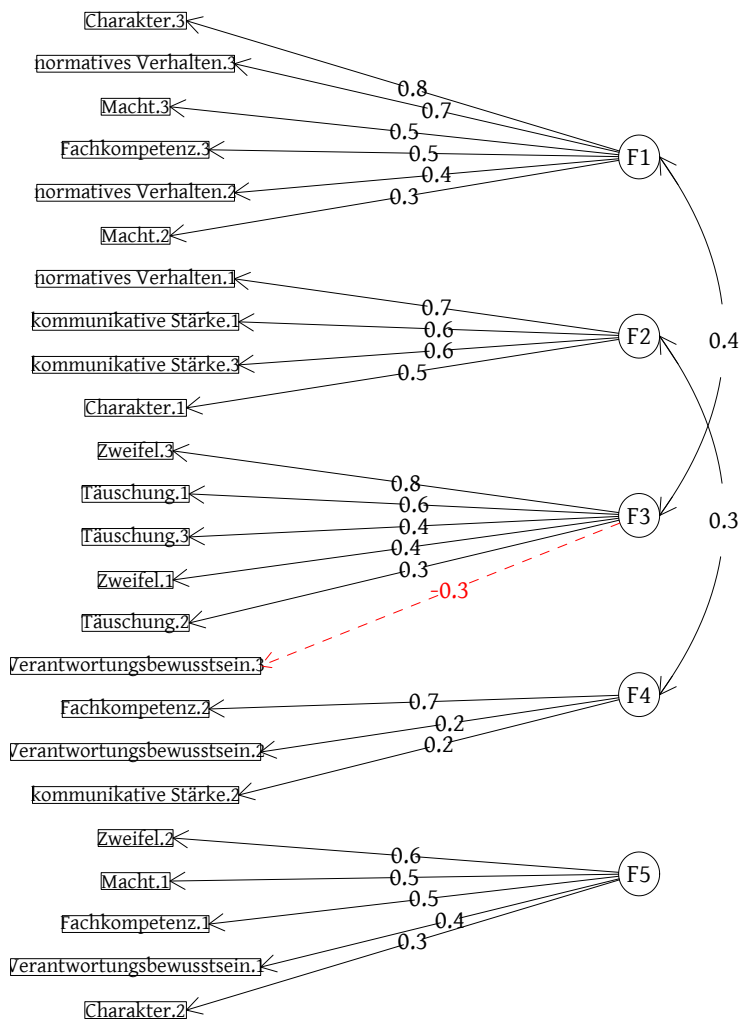


Abbildung 11: Diagramm der Faktorenlösung der polychorischen R^*

Die Kovarianzmatrix nach MCD Schätzung legt u. a. eine Sechs-Faktor-Lösung nahe. Während die Goodness-of-Fit Indices und die kumulierte erklärte Varianz das Modell für diese Matrix auch gutheißen, werden wir auf die Probleme dieser Lösung insbesondere in Kapitel 6.7.4 auf Seite 109 eingehen.

```
famcd6 <- fa(mcd$cov, nfactors = 6, rotate = "oblimin", fm = "uls")
## fa.diagram(famcd6, sort = TRUE, cut = 0.2,
##           main = "Faktorenlösung der MCD Kovarianzmatrix")
```

Dass eine *oblique* Rotation vorzuziehen ist, verdeutlicht bereits ein Blick auf Abbildung 11 auf der vorherigen Seite. Wir vergleichen darüber hinaus die orthogonale und die oblique Rotation unter dem Gesichtspunkt der Komplexität der Korrelationsmatrix, der Annahme folgend, dass zuviele Korrelationen über einem gewissen Wert, den wir bei .2 ansetzen wollen, der sinnvollen Faktorbildung nicht dienlich sind.

```
ort <- fa(polyRf, nfactors = 5, rotate = "Varimax", fm = "uls")
nf <- 5                                     #number of factors
v <- cbind(cbind(as.vector(ort$loadings[,1:nf])),
           cbind(as.vector(fapoly$loadings[,1:nf])),
           cbind(as.vector(famcd$loadings[,1:nf])))
counter <- list()                          #reset counter
for(i in 1:3) {
  if(i < 4) {
    fun2 <- mapply(function(x) x < -.2 | x > .2, v[,i])
    l <- v[,i]
    counter[[i]] <- length(l[fun2])
  }
}
counter <- as.data.frame(counter)
colnames(counter) <- c("orthogonal", "oblique (polyc.)", "oblique (MCD)")
print(xtable(counter), file = "m.table", scalebox = 0.9, floating = FALSE,
      include.rownames = FALSE)           #mcd vs orthogonal vs oblique loadings > .2 OR < -.2
```

Da die oblique Rotation sowohl anhand der polychorischen Korrelationsmatrix R^* als auch der Kovarianzmatrix der MCD Schätzung deutlich weniger Ladungen über einem Wert von .2 (41 bzw. 45 vs. 51 Ladungen⁴³ der orthogonalen Rotation, vgl. Tabelle 4b auf Seite 101) auf die Faktoren erzeugt, erzielen wir die erstrebte Einfachstruktur der Ladungsmatrix zugunsten der Interpretation der Faktorenlösung mit dieser Art der Rotation. Die Goodness-of-Fit Indizes RMSEA, RMSR und TLI, die die Angemessenheit des angewandten Modells prüfen (vgl. Tabelle 5 auf Seite 106), sind für beide Rotationsmethoden fast identisch, die oblique Rotation erzielt jedoch höhere Korrelationen der Faktorwerte auf die Faktoren. Den Anteil erklärter Varianz je Faktor lassen wir uns für die FA mit MCD Schätzung und die polychorische FA (vgl. Tabelle 4c auf Seite 101) folgendermaßen ausgeben:

```
propvar = NULL
for(i in 1:5) { #extract proportion of variance explained for each factor
  if(i < 6) {
    propvar <- cbind(propvar, sum(fapoly$loadings[,i]^2)/24)
```

⁴³Auch hier gilt wiederum, dass unterschiedliche MCD Schätzungen zu davon abweichenden Zahlen gelangen können

```

    }
  }
  propvar <- as.data.frame(t(round(sort(propvar, decreasing = TRUE), 3)))
  colnames(propvar) = c("F1", "F2", "F3", "F4", "F5")
  print(xtable(propvar), file = "k.table", scalebox = 0.9, floating = FALSE,
        sanitize.text.function = function(x){x}, include.rownames = FALSE)
  propvarmcd = NULL
  for(i in 1:6) {
    if(i < 7) {
      propvarmcd <- cbind(propvarmcd, sum(famcd6$loadings[,i]^2)/24)
    }
  }
  propvarmcd <- as.data.frame(t(round(sort(propvarmcd, decreasing = TRUE), 3)))
  colnames(propvarmcd) = c("F1", "F2", "F3", "F4", "F5", "F6")
  print(xtable(propvarmcd), file = "l.table", scalebox = 0.9, floating = FALSE,
        sanitize.text.function = function(x){x}, include.rownames = FALSE)

```

Der fünfte Faktor der orthogonalen Rotation würde nur noch einen Anteil von .06 der Gesamtvarianz erklären. Die kumulative erklärte Varianz durch die fünf Faktoren beträgt für beide Methoden etwa 42 Prozent. Dieser relativ niedrige Wert macht deutlich, dass wir voraussichtlich nicht alle Variablen inhaltlich gehaltvollen Faktoren zuordnen werden können. Welche Variablen für die Unterordnung unter ein Konstrukt relativ ungeeignet sein dürften, lassen wir uns im weiteren Verlauf der Auswertung in Kapitel 6.6.1 auf der nächsten Seite ausweisen. Das Hinzuziehen weiterer Faktoren hebt die kumulierte erklärte Varianz nur marginal, resultiert aber zugleich in empirisch wie theoretisch schwer zu begründenden Faktoren mit niedrigen Ladungen und erhöhter durchschnittlicher Item-Komplexität. Außerdem steigen die Interfaktorkorrelationen, was darauf schließen lässt, dass sie sich eventuell durch einen Faktor erklären ließen. Der fünfte und der sechste Faktor einer Sechs-Faktor-Lösung vermögen zudem nur noch zwei der Variablen mit einer Ladung über dem empfohlenen Grenzwert von .32 auf sich zu vereinen, weshalb es schwer fallen wird sie zu rechtfertigen. Eine Funktion, um dieser Unzulänglichkeiten gewahr zu werden, könnte folgendermaßen aussehen:

```

fun3 <- function() {
  nf <- as.numeric(readline("number of factors: ")) #prompt number of factors
  fawnf <- fa(polyRf, nfactors = nf, rotate = "oblimin", fm = "uls")
  for(i in seq(along = fawnf$loadings[,1:nf])) {
    if(i < nf + 1) {
      if(length(subset(fawnf$loadings[,i], fawnf$loadings[,i] > .32)) < 3)
        warning("factor ", i, " accounts for fewer than three loadings > .32 in a ", nf,
              " factor solution")
    }
  }
}
if(interactive()) fun3()

```

Um noch einmal auf die Entscheidung zugunsten der polychorischen Korrelationsmatrix zurückzukommen: Der Vergleich mit der Faktorenanalyse, der Pearsons **R** zugrunde liegt, legt v. a. aufgrund der kumulierten erklärten Varianz (34 vs. 42) die polychorische Transformation nahe. Außerdem sind die Korrelationen der Variablen mit den jeweiligen Faktoren höher. Die erklärte

Varianz verteilt sich nach der polychorischen Transformation etwas ausgewogener auf die Faktoren, wobei der fünfte Faktor wiederum nur noch einen Anteil von .06 der Gesamtvarianz auf sich vereint.

```
fapearsonR      <- fa(f, nfactors = 5, rotate = "oblimin", fm = "uls") #FA with Pearson's R
cumvarfapearsonR <- print(fapearsonR)$Vaccounted[3, 5]
cumvarfapoly     <- print(fapoly)$Vaccounted[3, 5]
cumvarfamcd      <- print(famcd6)$Vaccounted[3, 6]

## cumulative variance explained by R and R*
cumvar           <- round(rbind(cumvarfapearsonR, cumvarfapoly, cumvarfamcd), 3)
rownames(cumvar) <- c("mit Pearsons  $R$ ", "mit polychorischer  $R^*$ ",
                      "mit MCD Schätzung")
colnames(cumvar) <- " $\frac{\sum \text{Ladungen}^2}{\text{Anzahl der Variablen}}$ "
print(xtable(cumvar), file = "j.table", scalebox = 0.9, floating = FALSE,
          sanitize.text.function = function(x){x})
```

	$\frac{\sum \text{Ladungen}^2}{\text{Anzahl der Variablen}}$
mit Pearsons R	0.34
mit polychorischer R^*	0.41
mit MCD Schätzung	0.39

(a) Kumulierte erklärte Varianz

orthogonal	oblique (polyc.)	oblique (MCD)
51	41	45

(b) Anzahl der Faktorladungen > |.2|

F1	F2	F3	F4	F5
0.10	0.09	0.08	0.06	0.06

(c) Anteil an der erklärten Varianz mit polychorischer Transformation

F1	F2	F3	F4	F5	F6
0.08	0.07	0.06	0.06	0.05	0.04

(d) Anteil an der erklärten Varianz mit MCD

Tabelle 4: Implikationen der unterschiedlichen Schätz- bzw. Rotationsmethoden

6.6.1 Anzahl der Faktoren

Die Bestimmung der Anzahl der Faktoren, oft auch als »Factor Retention« bezeichnet, wurde in Kapitel 5.10 auf Seite 70 behandelt. Hier interessieren wir uns für die Summe der quadrierten Faktorladungen, die als Eigenwerte ausgegeben werden. Visualisiert ergeben sie den *Screeplot* (vgl. Kapitel 5.10.2 auf Seite 71), der Aufschluss über die Eignung der jeweils bestimmten Anzahl der Faktoren anhand verschiedener Kriterien gibt. Ein Screeplot, der die Eigenwerte der robusten den Eigenwerten der polychorischen FA gegenübergestellt hat, ist bereits in Abbildung 10 auf Seite 97 präsentiert worden. Hier interessiert uns, ob die *initialen Eigenwerte* erstens positiv und nicht annähernd 0 sind, um die Existenz einer *nicht positiv definiten* Matrix und damit einhergehend Kollinearität bzw. Singularität ausschließen zu können (vgl. Kapitel 5.8.1 auf Seite 59), und ob sie sich zweitens nach der Parameterschätzung, also der Faktorextraktion, so ändern, dass eine einfachere Interpretation gewährleistet werden kann. Die Eigenwerte nach der Extraktion können sehr wohl negative Werte annehmen, was sie i. d. R. auch tun. Zur Bestimmung der Anzahl der Faktoren werden jedoch immer die Eigenwerte der Ausgangsdaten herangezogen. Die Darstellung der Eigenwerte nach der Extraktion dient also mehr dem Verdeutlichen der Funktionsweise einer Faktorextraktion:

```

b <- as.data.frame(cbind((round(fapoly$e.values, 3)), 1, c(1:24)))
if(any(b < .05)) {
  warning("at least one eigenvalue indicates a non-positive definite matrix with a value of ",
    round(min(b), 3))
}
a <- as.data.frame(cbind((round(fapoly$values, 3)), 0, c(1:24)))
ba <- rbind(b, a)
tikz( 'o.tikz' )
ggplot(ba, aes(factor(ba[,3]), ba[,1],
  fill = factor(ba[,2], labels = c("Eigenvalues nach der Extraktion",
    "initiale Eigenvalues von  $R^k$ ")))) +
  geom_bar(stat = "identity", position = position_dodge(), alpha = 0.5) +
  theme_classic() + xlab("Variable") +
  guides(fill = guide_legend(title = "")) +
  ylab("Eigenvalue  $\lambda$ ") +
  scale_fill_brewer(palette = 2, type = "qual") +
  theme(legend.key = element_blank(), legend.position = "bottom",
    legend.box = "horizontal", axis.text = element_text(size = 8),
    axis.title = element_text(size = 8), legend.text = element_text(size = 8))
dev.off()

```

Die Parallelanalyse (vgl. Kapitel 5.10.3 auf Seite 71) errechnet Eigenwerte sowohl für den Originaldatensatz als auch für einen Zufallsdatensatz, der mit Ersterem die Anzahl der Variablen teilt. Die Eigenwerte des Originaldatensatzes, die die Eigenwerte des Zufallsdatensatzes deutlich übersteigen (in Abbildung 13 auf Seite 104 als Kurve dargestellt), können sinnvollerweise als latente Variablen angenommen werden:

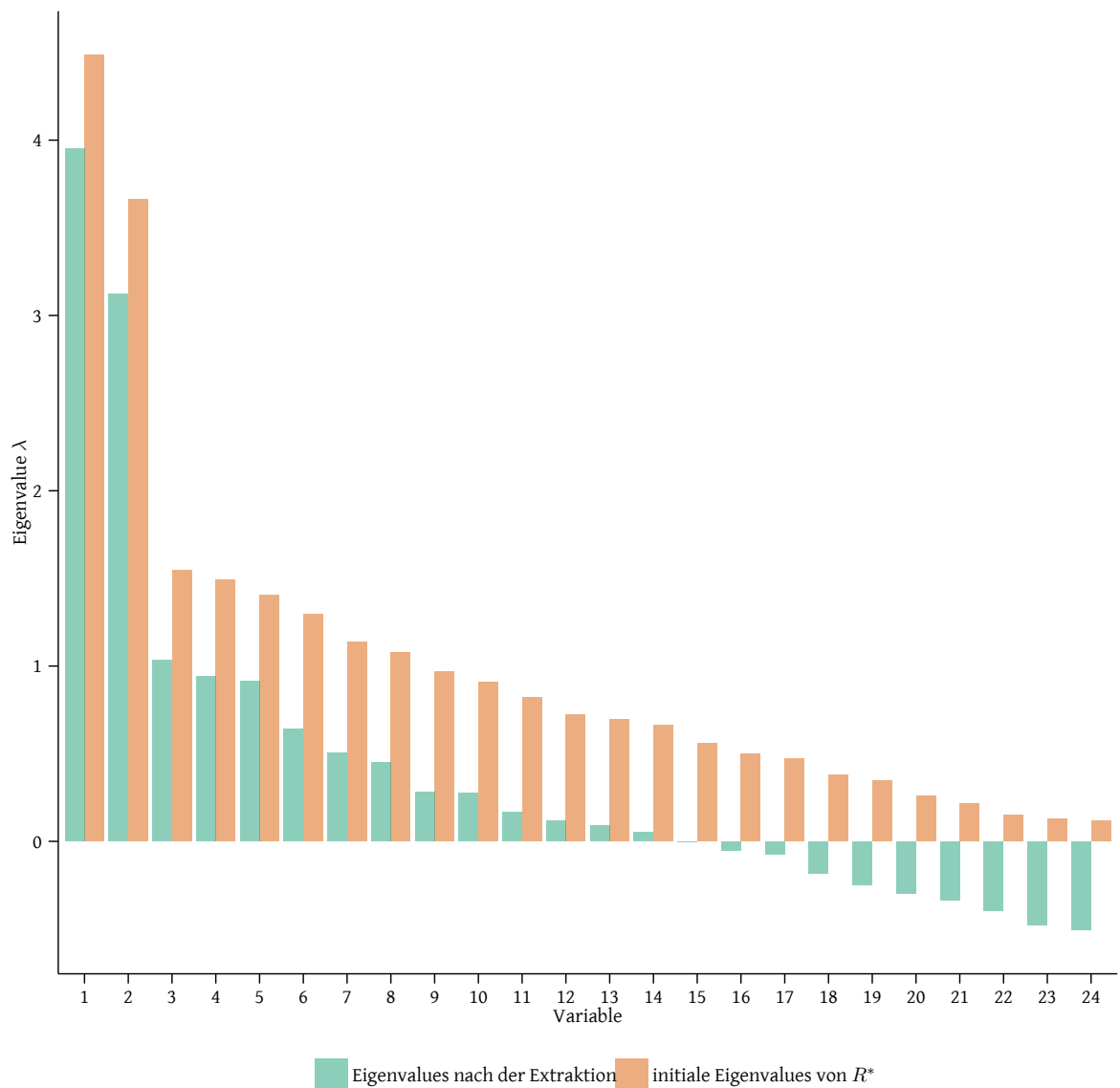


Abbildung 12: Ursprüngliche vs. rotierte Eigenvalues

```

tikz( 'e.tikz' )
fa.parallel(polyRf, n.obs = nrow(f), fa = "fa", fm = "uls") #polychoric parallel analysis
dev.off()

```

Die von der Parallelanalyse als optimal angesehene Anzahl der Faktoren für den vorliegenden Datensatz liegt je nach auf Basis einer Monte Carlo Simulation generierten Zufallsdaten bei sechs, sie dürfte aber aufgrund bereits erwähnter Kriterien (vgl. Kapitel 6.6 auf Seite 97) zu hoch gegriffen sein. Während auch der Plot der Parallelanalyse in Abbildung 13 auf der nächsten Seite sechs Faktoren nahelegt, plädiert das rigorose Kaiser-Kriterium für nur zwei Faktoren. Wir haben uns vorerst auf fünf Faktoren festgelegt.

Die bestimmte Faktorzahl lässt sich anhand mehrerer Kriterien, beginnend mit dem *Bartlett's Test auf Sphärizität*, untermauern:

```

cortest.bartlett(polyRf, n = length(o[, 1])) #bartlett test of sphericity

```

Parallel Analysis Scree Plots

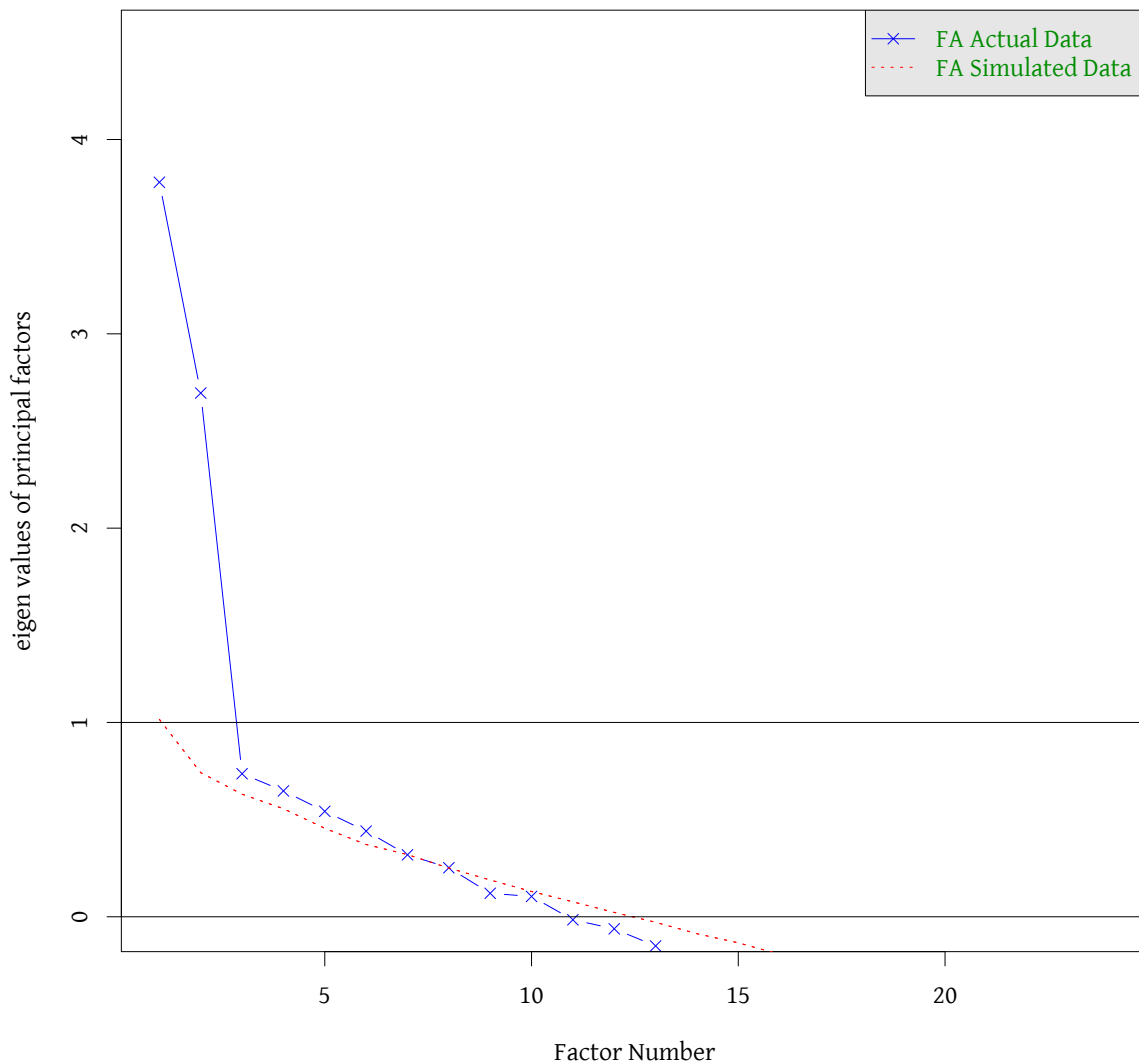


Abbildung 13: Screeplot der Parallelanalyse

Der Bartlett's Test auf Sphärizität erbringt das hochsignifikante Resultat, das uns angesichts der Erörterungen in Kapitel 5.8.7 auf Seite 64 nicht weiter verwundert. Wir wenden uns daher umgehend dem Kaiser-Meyer-Olkin Kriterium (vgl. Kapitel 5.8.8 auf Seite 65) zu:

```
kmo <- KMO(polyRf)           #kaiser-meyer-olkin sampling adequacy criteria
if(min(kmo$MSAi) < .6) {
  warning("minimum MSA is miserable at ", round(min(kmo$MSAi), 3))
}

z <- f[names(kmo$MSAi[kmo$MSAi > .48])]
## length(f) - length(z)
polyRf.adj <- polychoric(z)
any(KMO(polyRf.adj$rho)$MSAi < .5)
KMO(polyRf.adj$rho)

fa.parallel(polyRf.adj$rho, fa = "fa")
```

```
fa.polyRf.adj <- fa(polyRf.adj$rho, 3, fm = "uls")
fa.diagram(fa.polyRf.adj, sort = TRUE, cut = 0.2,
  main = "3 Faktorenlösung der bereinigten polychorischen Korrelationsmatrix")

kmo.mcd <- KMO(mcd$raw.cov) #KMO with MCD covariance matrix
length(kmo.mcd$MSAi[kmo.mcd$MSAi < .5]) #15 of 24 vars with MSA < .5
```

Der MSA (Measure of Sampling Adequacy) gibt dabei für jede der Variablen einen Wert für deren Eignung zur Unterordnung unter einen Faktor aus. Der KMO stellt die Menge der beobachteten Korrelationskoeffizienten in Beziehung zur Menge der partiellen Korrelationskoeffizienten. Das Kriterium nimmt dann akzeptable Werte an, wenn die partielle Korrelation eines Items ähnlich der Korrelation in der Ausgangskorrelationsmatrix ist (vgl. Kapitel 5.8.8 auf Seite 65). Der MSA für die gesamte Matrix sollte dabei einen Wert von mindestens .5 ausweisen, ansonsten muss die Sinnhaftigkeit einer Faktorenanalyse hinterfragt werden.

Für unsere polychorische Korrelationsmatrix weist der KMO einen Gesamt-MSA von .55 aus, womit die Faktorisierbarkeit der Matrix gegeben ist. Problematisch erscheinen die teilweise niedrigen MSA-Werte für die einzelnen Variablen. Der niedrigste betrifft dabei das Item *Charakter.2* mit einem MSA von .375. Damit können sich für einzelne Faktoren durchaus Reliabilitätsprobleme ergeben. Entledigen wir uns aller problematischer Variablen, so reduzieren wir die Items von ursprünglich 24 auf 17. Für diese wird ein guter Gesamt-MSA von .7 ausgegeben. Das Resultat dieser Reduktion ist eine Korrelationsmatrix, der sich drei auch inhaltlich gehaltvolle Faktoren entlocken lassen. Die Goodness-of-Fit Indizes sind zudem durchwegs in einem Rahmen, der als hinlänglich angenommen werden kann. Die erklärte kumulierte Varianz ist mit .39 nach wie vor niedrig. Positiv zu verzeichnen sind eine deutlich niedrigere Itemkomplexität und die erleichterte Interpretation des Resultats im theoretischen Kontext.

Der Gesamt-MSA für die Kovarianzmatrix der MCD Schätzung von .42 ist ein Indikator dafür, dass die Faktorisierbarkeit dieser Matrix mangelhaft erscheint. Das äußert sich auch in der Anzahl derjenigen Variablen, die einen MSA von .5 deutlich unterschreiten (15 von 24).

Um die partiellen Korrelationen der Variablen zu erhalten, zieht das Kaiser-Meyer-Olkin Kriterium die Image-Korrelations-Koeffizienten zu Rate. Einen Schritt weiter geht die Anti-Image-Kovarianz-Matrix, die relativ niedrige Werte ausweisen sollte (vgl. Kapitel 5.8.9 auf Seite 65), um die Faktorisierbarkeit der Ausgangskorrelationsmatrix zu gewährleisten. Als Cutoff-Wert nimmt die hier angewandte Funktion, Zillmer und Vuz (1995) folgend, den Wert .3 an:

```
i <- ginv(polyRf.adj$rho) #inverse matrix of polyRo
S2 <- diag(diag((i^(-1))))
AI <- S2 %*% i %*% S2 #anti-image covariance matrix
diag(AI) <- 0 #set diagonale to 0
fun4 <- mapply(function(x) x < -.09 | x > .09, AI)
if(length(AI[fun4]) / length(AI) > .3) {
  warning(length(AI[fun4]) / length(AI) * 100,
    "% of anti-image covariance matrix values are > |.09|")
}
```

Für die von Variablen mit niedrigem MSA bereinigte Matrix ergibt sich eine akzeptable Anti-Image-Kovarianz-Matrix ohne Werte jenseits der .3. Dasselbe Resultat lässt sich auch mit ursprünglichen polychorischen Korrelationsmatrix erzielen.

6.7 Prüfung der Adäquatheit des Modells bzw. der Faktorlösung

6.7.1 Goodness-of-Fit Indizes

Um die Qualität der gewählten Faktorlösung zu prüfen, ziehen wir einige Goodness-of-Fit Indizes zu Rate:

```
fapoly <- fa.poly(z, nfactors = 3, rotate = "oblimin", fm = "uls") #tli and rmsea demand fa on raw data
rmsea <- round(as.data.frame(fapoly$fa$RMSEA), 3)
t <- cbind(rmsea[1, 1], round(fapoly$fa$rms, 3), round(fapoly$fa$TLI, 3))
colnames(t) = c("RMSEA", "RMSR", "TLI")
print(xtable(t), file = "o.table", scalebox = 0.9, floating = FALSE, include.rownames = FALSE)
```

»Although it is difficult to designate a specific cutoff value for each fit index because it does not work equally well with various conditions, a cutoff value close to .95 for the ML-based TLI, BL89, CFI, RNI and Gamma Hat; a cutoff value close to .90 for Mc; a cutoff value close to .08 for SRMR; and a cutoff value close to .06 for RMSEA seem to result in lower Type II error rates (with acceptable costs of Type-I error rates)« (Hu und Bentler 1999: 27). An Aussagekraft verlieren all diese Goodness-of-Fit Indizes jedoch bei kleinen Stichproben ($n \leq 250$). Die Grenzwerte können mit unserer Stichprobengröße von 103 auch nicht erreicht werden. Hier beschränken wir uns auf den Tucker-Lewis Index (TLI), den »Root Mean Squared Error of Approximation« (RMSEA) und den »Standardized Root Mean Squared Residual« (SRMR bzw. RMSR).

RMSEA	RMSR	TLI
0.10	0.07	0.71

Tabelle 5: Die Indizes RMSEA, RMSR und TLI für die polychorische FA

Die Ausgangsdaten der bereinigten polychorischen Korrelationsmatrix nähern sich immerhin einem akzeptablem RMSEA und RMSR. Die Tabelle 5 zeigt allerdings, dass der TLI von einem annehmbaren Wert doch deutlich abweicht. Eine erhöhte Faktorenzahl verbessert das Resultat zwar geringfügig, wirft allerdings wieder andere Probleme (u. a. bzgl. der Interpretation der Faktoren) auf. Die Ausgangsdaten der ursprünglichen polychorischen Korrelationsmatrix erzielen noch schlechtere Goodness-of-Fit Indizes. Die geringe Stichprobengröße lässt eine zuverlässige Interpretation der Indizes leider nicht zu. Das angewandte Modell und die Faktorlösung kann also nicht auf Basis dieser Werte bestätigt werden, wenn auch der ausgegebene Wert für den RMSR mit .069 annehmbar ist.

6.7.2 Prüfung der Kommunalitäten

Die Kommunalität jeder Variable muss einen Wert zwischen 0 und 1 annehmen (vgl. Kapitel 5.9.4 auf Seite 69). Erreicht die Kommunalität den Wert 1, ist von einem *Heywood Fall* auszugehen. Wir nehmen hier einen Cutoff-Wert von .98 an, prüfen die Kommunalitäten mit folgender Funktion und wenden uns dank ausbleibender Warnungen umgehend der nächsten Prüfung zu.

```
if(any(fapoly$fa$communality > .98)) { #check communalities for heywood cases
  warning("at least one communality suspicious with value of ", round(max(fapoly$communality), 3))
}
```

6.7.3 Prüfung der Residuen

Die Berücksichtigung der Residuen unterscheidet die FA von der Komponentenganalyse und ist wesentliche Voraussetzung dafür, latente Variablen bestimmen zu können (vgl. Kapitel 5.2 auf Seite 52). Residuen, die sich aus der Gesamtvarianz minus der Kommunalität, also der durch latente Variablen aufgeklärten Varianz, für jede Variable ergeben, sollen einerseits weder einen Wert annähernd 0 oder 1 annehmen, noch soll eine Korrelation der Residuen untereinander auftreten. Eine zu kleine Residualvariable könnte auf einen Heywood Fall hinweisen, während ein Wert annähernd 1 die Kommunalität der entsprechenden Variable so niedrig erscheinen lässt, dass die Eignung der Variable für das Modell zu prüfen ist. Wir beziehen uns wieder auf das Resultat der bereinigten polychorischen FA:

```
uni <- round(as.data.frame(fapoly$fa$uniquenesses), 3)
v <- c(1:17)
tikz( 'p.tikz' )
unip <- ggplot(uni, aes(factor(v), uni[,1], label = rownames(uni))) +
  geom_bar(stat = "identity", alpha = 0.9, aes(fill = uni[,1])) +
  xlab("Variable") + ylab("Höhe des Residuums  $V_{\epsilon}$ ") + theme_classic() +
  scale_fill_gradient(limits = c(0, 1), low = "#f5f5f5", high = "#d8b365",
    name = " $V_{\epsilon}$ ") +
  scale_y_continuous(breaks = c(0, 0.2, 0.4, 0.6, 0.8, 1)) +
  geom_text(size = 2.3, hjust = 1.05, angle = 90) +
  theme(axis.text = element_text(size = 8), axis.title = element_text(size = 8),
    legend.text = element_text(size = 8))
## qqplot to reveal normality of uniquenesses
qq <- ggplot(uni, aes(sample = uni[,1])) +
  geom_smooth(data = as.data.frame(qqnorm(uni[,1], plot = FALSE)),
    mapping=aes(x=x, y=y), method="lm", se=TRUE, color = "grey40") +
  geom_point(stat = "qq", size = 4, color = "navyblue") + theme_classic() +
  ylab("Residuen  $V_{\epsilon}$  (gemessene Quantilen)") + xlab("theoretische Quantilen") +
  scale_y_continuous(limits=c(0, 1)) +
  theme(axis.text = element_text(size = 8), axis.title = element_text(size = 8),
    legend.text = element_text(size = 8))
grid.arrange(unip, qq, nrow = 2)
dev.off()
```

Der QQ-Plot der Residuen in Abbildung 14 auf der nächsten Seite gibt Aufschluss über die Verteilung der Werte, die hier der Vollständigkeit halber angeführt werden soll. Sie bestätigt jedenfalls die Annahme, dass das Modell mit voneinander unabhängigen Residuen fungiert, was die Gleichung (2) auf Seite 52 auch voraussetzt. Überprüfen kann man die Unkorreliertheit der Residuen untereinander mit folgender Funktion:

```
r <- fapoly$fa$residual          #correlation matrix of residuals
diag(r) <- 0                    #diagonal set to 0
if(any(r > .3)) {
  warning("at least two residuals show considerable r of > .3")
}
```

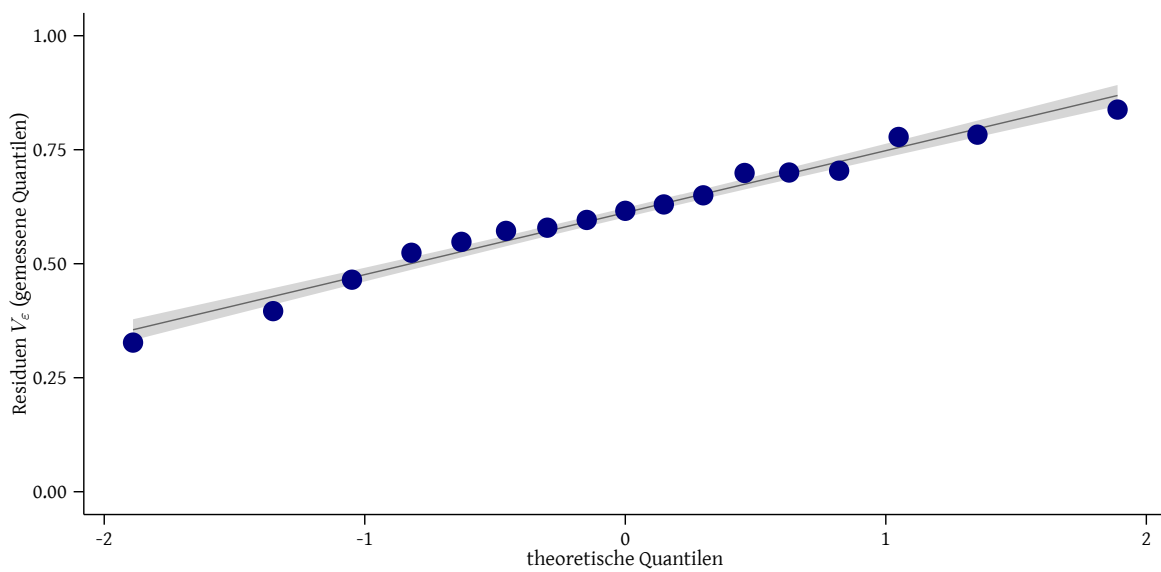
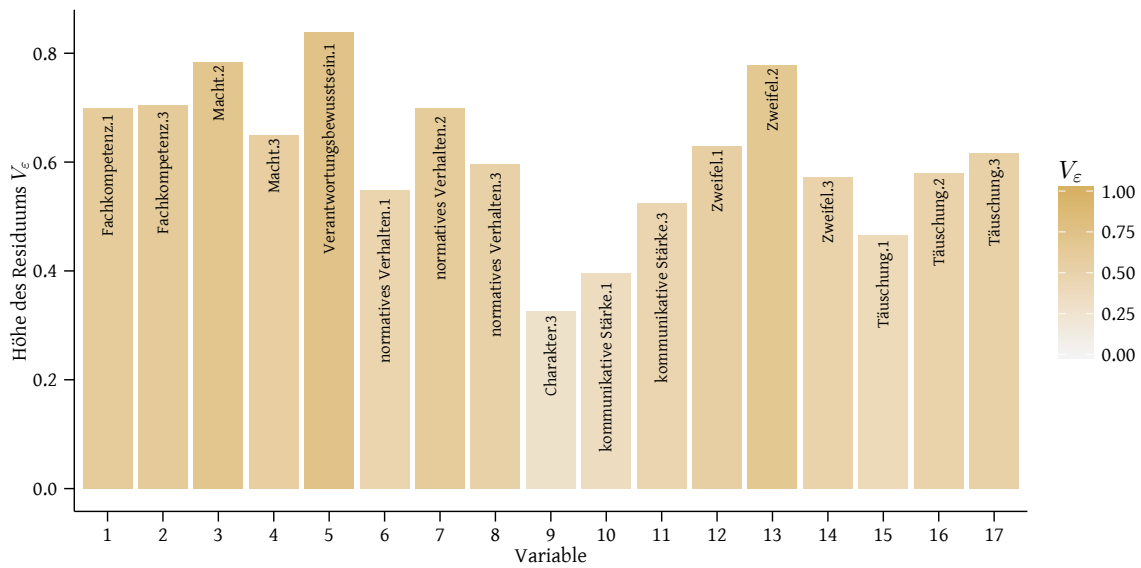


Abbildung 14: Residuen der polychorischen FA mit QQ-Plot

6.7.4 Reliabilitätstests

1. Alpha

Trotz aller Nachteile erfreut sich Cronbachs α , wie in Kapitel 5.15.1 auf Seite 76 bereits erwähnt, in der Skalenentwicklung großer Beliebtheit, wenn die interne Validität der entdeckten Komponenten geprüft werden soll. Insbesondere die Auswirkungen des Eliminierens eines Items aus dem Set auf α stehen häufig im Mittelpunkt des Interesses. Deshalb wird in Tabelle 6b auch $\alpha_{dropped}$, »that represents the increase or decrease in the sample value of α if dispensing with a scale component« (Raykov 2008: 275), ausgewiesen.

```
a <- as.data.frame(fapoly$fa$loadings[1:17, ])
a <- alpha(a) #cronbach's alpha reliability estimation
at <- as.data.frame(c(a$total$raw_alpha, a$total$std.alpha),
  row.names = c("$\\alpha$ auf Basis der Kovarianzen",
    "$\\alpha$ auf Basis der Korrelationen"))
print(xtable(at), file = "d.table", size = "small", include.colnames = FALSE,
  floating = FALSE, hline.after = c(0, 2), digits = 4,
  sanitize.text.function = function(x){x})
## r.drop = item whole correlation for this item against the scale without this item:
d <- a$item.stats$r.drop
d <- round(d, digits = 3)
d <- data.frame(d, row.names = c("$\\alpha_{dropped}$ Faktor 1",
  "$\\alpha_{dropped}$ Faktor 2",
  "$\\alpha_{dropped}$ Faktor 3"))
print(xtable(d), file = "e.table", size = "small", floating = FALSE,
  sanitize.text.function = function(x){x}, include.colnames = FALSE, hline.after = c(0, 3))
```

α auf Basis der Kovarianzen	0.55
α auf Basis der Korrelationen	0.53

(a) Cronbachs α_{total}

$\alpha_{dropped}$ Faktor 1	0.23
$\alpha_{dropped}$ Faktor 2	0.87
$\alpha_{dropped}$ Faktor 3	0.14

(b) $\alpha_{dropped}$

Tabelle 6: Cronbachs α

Da die Faktoren F1 und F3 eine Interfaktorkorrelation von .4 aufweisen, ist der hohe Wert für $\alpha_{dropped}$ des F2 nachvollziehbar. Der zweite Faktor ist dementsprechend wichtig für die Gültigkeit der vorliegenden Faktorenlösung.

2. Omega

Wir setzen hier die Hauptachsenanalyse als Schätzmethode der Faktorextraktion bei der Bestimmung des ω_h ein, weil die PAF bei schwachen und orthogonalen Faktoren eher reüssiert als die Maximum Likelihood Schätzung etwa. Da Interfaktorkorrelationen bereits festgestellt wurden, scheint diese Wahl hier gerechtfertigt.

```

omega <- omegah(fapoly$rho, nfactors = 3, fm = "pa", flip = F, plot = T) #rotation is oblimin
to <- as.data.frame(round(c(omega$omega_h, omega$omega.group$total), 3))
rownames(to) <- c("$\\omega_h$", "$\\omega_t$ Gesamt", "$\\omega_t$ Faktor 1",
                 "$\\omega_t$ Faktor 2", "$\\omega_t$ Faktor 3")
print(xtable(to), hline.after = c(0, 2, 5), file = "n.table", size = "small",
      floating = FALSE, include.colnames = FALSE, sanitize.text.function = function(x){x})

```

ω_h , ein Maß für die Ladung der Faktoren auf einen generellen Faktor, weist mit einem Wert von ca. .4 auf einen generellen Faktor hin, der knapp 40% der Varianz der Werte erklären kann (vgl. R. E. Zinbarg 2006: 127). ω_t rangiert von .74 für Faktor 3 bis .79 für Faktor 1 auf einem akzeptablen Niveau. Aufgrund der Interfaktorkorrelation zweier Faktoren ist nachvollziehbar, dass der dritte Faktor verhältnismäßig wenig zum generellen Faktor beiträgt. Dennoch ist auch dieser für eine sinnvolle Faktorenlösung anzunehmen, auch wenn dadurch für ω_h ein geringerer Wert erzielt wird.

ω_h	0.40
ω_t Gesamt	0.83
ω_t Faktor 1	0.79
ω_t Faktor 2	0.74
ω_t Faktor 3	0.74

Tabelle 7: Interne Konsistenz der Faktorenlösung anhand von ω_h und ω_t

6.8 Interpretation der Faktorenlösung

Kann das Modell empirisch bestätigt, die Faktorenlösung angenommen werden, wendet man sich der inhaltlichen Interpretation zu. Diese hat immer auf Basis der empirischen Resultate zu erfolgen, auch wenn sie mit theoretischen Annahmen noch so schwer zu vereinbaren sein sollte (vgl. Kapitel 5.16 auf Seite 78). Die extrahierten Faktoren entsprechen im Koordinatensystem Vektoren, um die diejenigen Variablen (wiederum als Vektoren) gruppiert wurden, die eine relativ hohe Ladung auf den jeweiligen Faktor aufweisen. Ein dreifaktorielles Modell entspräche in der Geometrie einem dreidimensionalen Raum, rotiert wird also ein Koordinatensystem mit drei Achsen in seinem Ursprung. Hätten wir mehr als drei Faktoren angenommen, hätte der Raum mehr als drei Dimensionen. Die grafische Darstellung gleicht dann natürlich der Quadratur des Kreises, auch wenn es durchaus Bestrebungen gibt, diese zu bewerkstelligen (vgl. Gower 1967). Einfacher lassen sich die Ladungen auf jeweils zwei Faktoren in Biplots (vgl. Abbildung 15 auf der nächsten Seite) visualisieren:

```

tikz( 'q.tikz' )
l12 <- as.data.frame(cbind(fapoly$fa$loadings[,1],
                          fapoly$fa$loadings[,2])) #loadings on f1, f2
colnames(l12) <- c("F1", "F2")
l23 <- as.data.frame(cbind(fapoly$fa$loadings[,2],
                          fapoly$fa$loadings[,3])) #loadings on f1, f3
colnames(l23) <- c("F2", "F3")
p1 <- ggplot(data = l12, aes(x = F2, y = F1, label = rownames(l23))) +
  geom_hline(yintercept = 0, color = "gray65") +
  geom_vline(xintercept = 0, color = "gray65") +
  geom_text(alpha = I(0.9), size = 3, aes(color = factor(l12$F2))) +

```

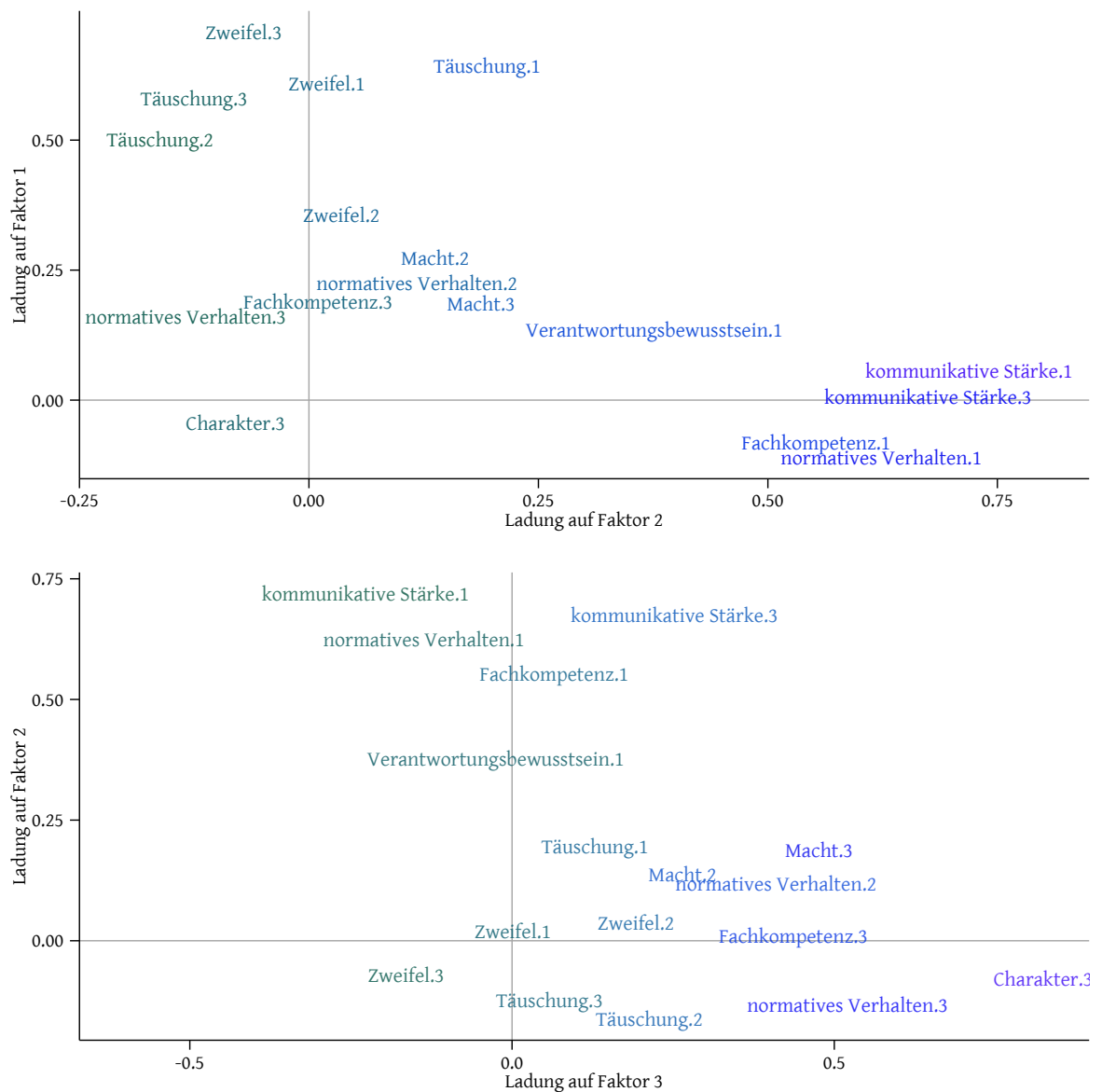


Abbildung 15: Biplots der Faktorladungen

```

theme_classic() + ylab("Ladung auf Faktor 1") + xlab("Ladung auf Faktor 2") +
scale_colour_hue(l = 20, h = c(180, 270)) + guides(color = FALSE) +
theme(axis.text = element_text(size = 8), axis.title = element_text(size = 8),
      legend.text = element_text(size = 8)) + expand_limits(x = c(-0.2, 0.8))
p2 <- ggplot(data = l23, aes(x = F3, y = F2, label = rownames(l23))) +
  geom_hline(yintercept = 0, color = "gray65") +
  geom_vline(xintercept = 0, color = "gray65") +
  geom_text(alpha = I(0.8), size = 3, aes(color = factor(l23$F3))) +
  theme_classic() + ylab("Ladung auf Faktor 2") + xlab("Ladung auf Faktor 3") +
  scale_colour_hue(l = 20, h = c(180, 270)) + guides(color = FALSE) +
  theme(axis.text = element_text(size = 8), axis.title = element_text(size = 8),
      legend.text = element_text(size = 8)) + expand_limits(x = c(-0.6, 0.7))
grid.arrange(p1, p2, nrow = 2)
dev.off()

```

Die Interpretation der Faktorladungen in Abbildung 15 auf der vorherigen Seite erfolgt aufgrund der Nähe der Items zu einer der Achsen. Je weiter das jeweilige Item dabei vom Ursprung entfernt aufgetragen wurde, desto mehr bestimmt es den jeweiligen Faktor. Welche Items nun den jeweiligen Faktor bestimmen, lässt sich aus der Abbildung 15 auf der vorherigen Seite ansehen, die die Items nach Faktorladungen bündelt. Alternativ zieht die folgende Funktion die Ladungen ab einem Wert von .4 oder $-.4$ heran, um die für den jeweiligen Faktor wesentlichen Items auszugeben:

```
items <- NULL
nf <- 3                                #for 3 factors
items <- list()
for(i in 1:nf) {
  if(i < nf + 1) {
    fun3 <- mapply(function(x) x <  $-.4$  | x >  $.4$ , fapoly$fa$loadings[,i]) #loadings >  $|.5|$ 
    items[[i]] <- fapoly$fa$loadings[fun3, i]
  }
}
## names(items[[2]])
```

7 Ergebnisse

7.1 Die Konstruktion der Skala für öffentliches Vertrauen in politische Akteure

Die Tabelle 8 auf der nächsten Seite bietet einen Überblick über die finale Faktorenlösung. Diese zeigt u. a. die Faktorladungen der Variablen auf die Faktoren x_1 , x_2 und x_3 . Diese bestimmen die Länge des Vektors der jeweiligen Variable in der endgültigen Faktorenlösung, womit deren Bedeutung für den jeweiligen Faktor festgelegt wird (vgl. Kapitel 6.8 auf Seite 110). h^2 gibt die *Kommunalität*, also die Varianz der Variable, die durch alle angenommenen Faktoren aufgeklärt wird, aus. u^2 ist die Differenz von 1 und der Kommunalität. com drückt die Itemkomplexität aus.

```
fa2latex(fa.polyRf.adj, heading = "",
         caption = "Zusammenfassung der 3-Faktorenlösung") #fa output to latex table
```

In Kapitel 6.6.1 auf Seite 101 wurden aufgrund niedriger MSA (Measure of Sampling Adequacy) Werte einige Variablen aus der Korrelationsmatrix entfernt. Von dieser Reduktion sind von den ursprünglichen 24 Variablen insgesamt 7 Variablen betroffen. Diese sind dem MSA nach relativ ungeeignet zur Unterordnung unter einen Faktor ($MSA < .48$). Konkret handelt es sich um die Items in Tabelle 9 auf Seite 114:

```
t <- names(f[names(kmo$MSAi[kmo$MSAi <  $.48$ ])])
t <- as.data.frame(round(cbind(kmo$MSAi[names(f) %in% t], 3)))
colnames(t) <- "MSA"
t
```

Zwei Items der *sozialpsychologischen Vertrauensdimension* bzgl. des Charakters scheinen somit für die weitere Skalenentwicklung ungeeignet zu sein:

Tabelle 8: Zusammenfassung der 3-Faktorlösung

Variable	X1	X2	X3	h2	u2	com
Fachkompetenz.1	-0.08	0.55	0.07	0.30	0.70	1.07
Fachkompetenz.3	0.19	0.01	0.44	0.30	0.70	1.36
Macht.2	0.27	0.14	0.26	0.22	0.78	2.47
Macht.3	0.18	0.19	0.48	0.35	0.65	1.63
Verantwortungsbewusstsein.1	0.14	0.38	-0.03	0.16	0.84	1.26
normatives Verhalten.1	-0.11	0.62	-0.14	0.45	0.55	1.16
normatives Verhalten.2	0.22	0.12	0.41	0.30	0.70	1.74
normatives Verhalten.3	0.16	-0.13	0.52	0.40	0.60	1.33
Charakter.3	-0.04	-0.08	0.82	0.67	0.33	1.02
kommunikative Stärke.1	0.06	0.72	-0.23	0.60	0.40	1.21
kommunikative Stärke.3	0.01	0.67	0.25	0.48	0.52	1.27
Zweifel.1	0.61	0.02	0.00	0.37	0.63	1.00
Zweifel.2	0.35	0.04	0.19	0.22	0.78	1.57
Zweifel.3	0.71	-0.07	-0.16	0.43	0.57	1.13
Täuschung.1	0.64	0.19	0.13	0.54	0.46	1.27
Täuschung.2	0.50	-0.16	0.21	0.42	0.58	1.58
Täuschung.3	0.58	-0.13	0.06	0.38	0.62	1.11
SS loadings	2.49	1.99	2.11			
	1.00	0.02	0.43			
	0.02	1.00	-0.13			
	0.43	-0.13	1.00			

Tabelle 9: Wegen niedrigen MSA-Werts eliminierte Variablen

	MSA
Fachkompetenz.2	0.421
Macht.1	0.456
Verantwortungsbewusstsein.2	0.414
Verantwortungsbewusstsein.3	0.423
Charakter.1	0.407
Charakter.2	0.375
kommunikative Stärke.2	0.414

- Charakter.1 - »Du bist in derselben Region aufgewachsen wie Politiker A. Du kennst daher seinen Werdegang und fragst dich manchmal, ob sein Weg nicht auch der Deinige gewesen hätte sein können.«
- Charakter.2 - »Selten zeugte ein Politiker so von Bodenständigkeit und Volksnähe wie Politiker B, dem deshalb sogar die politische Konkurrenz Respekt zollt.«

Während diese beiden Items keinem Faktor sinnvoll zuzuordnen sind, ist die Variable Charakter.3 mit einer Faktorladung $\lambda = .8$ maßgebend für den dritten Faktor F_3 (vgl. Abbildung 16 auf Seite 119).

- Charakter.3 - »Der Titel eines vielzitierten Kommentars einer auflagenstarken Tageszeitung von letzter Woche lautete: »Wankelmüt ist Politiker C's zweiter Vorname.« ($\lambda = .8$)

Charakter.3 weist dabei mit .43 bzw. .49 hohe Korrelationen zu den Indikatoren *normatives Verhalten.2* und *normatives Verhalten.3* auf. Aufgrund der Höhe der Faktorladung und der Korrelationen zu den Indikatoren für *normatives Verhalten* wollen wir die Annahme, die *Zuverlässigkeit* (als dessen Gegenteil *Wankelmüt* verstanden wird) bzw. die *Beständigkeit von Erfahrungen* sei für das in einen politischen Akteur gesetzte Vertrauen von Bedeutung, beibehalten. Der dritte Faktor F_3 wird also wesentlich mitbestimmt durch die folgenden Variablen:

- *normatives Verhalten.2* - »Erst vor einem Monat brachte eine Schlagzeile Politiker B viel Häme ein. Eine Wochenzeitung titelte: »Die Regeln wurden befolgt. Sogar von B.« ($\lambda = .4$)
- *normatives Verhalten.3* - »Über Politiker C hält sich ein hartnäckiges Gerücht, er habe bei einem anderen Projekt, wo Sicherheitsbestimmungen nach Belieben verletzt wurden, jedenfalls die Finger im Spiel gehabt.« ($\lambda = .5$)

Das *normative Verhalten* wurde, dem CTI entsprechend, der *gesellschaftlich-normativen Vertrauensdimension* zugeordnet. Die *Beständigkeit von Erfahrungen*, die im Indikator Charakter.3 operationalisiert wurde, ist demnach für die *sozialpsychologische Vertrauensdimension* ungeeignet. Charakterstärke verlangt jedenfalls nach einer anderen Operationalisierung, als sie in dieser Konzeption erfolgt ist. Darauf deuten auch die niedrigen MSA Werte für die beiden eliminierten Items zu Charakterstärke hin. Den dritten Faktor bestimmen auch die Items

- Macht.3 - »Politiker C gilt als Sturschädel. Deshalb wird er, sollte sich kein Konsens finden, bei manchen Entscheidungen einfach übergangen.« ($\lambda = .5$)

- Fachkompetenz .3 - »Politiker C hat sich auf anderen Gebieten mehrfach bewiesen, hier wird ihm aber fehlender Durchblick nachgesagt.« ($\lambda = .4$)

Die politischen Akteure beider Indikatoren könnte man als potentielle Unsicherheitsfaktoren für jede Vertrauensentscheidung begreifen. Sowohl der Sturschädel als auch der Politiker, dem der nötige Durchblick fehlt, könnte man insofern als unberechenbar interpretieren, als sie sich einer jeden konkreten Erwartungshaltung entziehen. Da das *normative Verhalten* der *gesellschaftlich-normativen Vertrauensdimension* wohl als die gesellschaftliche Institutionalisierung der Beständigkeit von Erfahrung verstanden werden kann, sind die ähnlichen Ladungen der angeführten Items auf diesen dritten Faktor nunmehr auch inhaltlich nachvollziehbar. Besonders empfindlich ist dieser Faktor für die explizit abgesprochene Erwartungssicherheit, wie es in unserem Fall mit Wankelmut getan wurde.

Die Subdimension *Verantwortungsbewusstsein* der *gesellschaftlich-normativen Vertrauensdimension* hat hier kaum Einfluss. Zwei der Indikatoren wurden aufgrund niedriger MSA-Werte (vgl. Tabelle 9 auf der vorherigen Seite) nicht weiter berücksichtigt:

- Verantwortungsbewusstsein.2 - »Dass der Bau einen normalen Schulbetrieb in der Schule nebenan nicht verunmöglicht, ist nur Politiker B ein Anliegen.«
- Verantwortungsbewusstsein.3 - »Politiker C ist es ein Anliegen, die Umweltbeeinträchtigungen für das Erholungsgebiet nebenan möglichst gering zu halten.«

Auch das Item *Verantwortungsbewusstsein.1* ist mit einer Faktorladung $\lambda = .4$ nicht maßgeblich für den zweiten Faktor F_2 (vgl. Abbildung 16 auf Seite 119). Dass Verantwortungsbewusstsein in dieser Faktorenlösung kaum eine Rolle spielt, mag auch am Kontext liegen. In Bezug auf politische Akteure treten in der *gesellschaftlich-normativen Vertrauensdimension* andere Indikatoren in den Vordergrund als es etwa im CTI, der damit wahrgenommene Verantwortung von Unternehmen beschreibt, der Fall ist. Die empirischen Resultate decken sich daher mit den Überlegungen, die wir in Kapitel 4 auf Seite 46 angestellt haben. *Normatives Verhalten* bzw. *Erwartungssicherheit* bestimmen diesen Faktor. Die Summe der quadrierten Faktorladungen (Eigenwert) des Faktors F_3 beträgt 2.11 (vgl. »SS loadings« in Tabelle 8 auf Seite 113), die interne Konsistenz weist ω_t mit .74 (vgl. Tabelle 7 auf Seite 110) aus. Betrachtet man daher die durch die Faktoren aufgeklärte Gesamtvarianz, so liegt der F_3 gemessen an der Bedeutung für die Faktorenlösung an zweiter Stelle.

Der diese Faktorenlösung bestimmende Faktor F_1 weist eine Summe der quadrierten Faktorladungen von 2.49 (vgl. »SS loadings« in Tabelle 8 auf Seite 113) auf. Hier finden wir, abgesehen vom Indikator *Macht.2*, ausschließlich Variablen der *präventiv-vermeidenden Vertrauensdimension*, die sich der *Diskrepanz*, der *Täuschung* und dem *Zweifel* widmet und das wahrgenommene Risiko bzw. mögliche Enttäuschung berücksichtigt. Insbesondere die Items zu *Täuschung*, die Täuschung mit Vorsatz bzw. Lüge operationalisieren, sind allesamt dem Faktor zugeordnet worden und bestimmen ihn mit hohen Faktorladungen wesentlich:

- Täuschung.1 - »Politiker A hat sich zu Beginn der Planung nachweislich vollkommen falscher Baumaterialkosten bedient, um das Projekt günstig erscheinen zu lassen. Morgen will er die wahren Zahlen verkünden.« ($\lambda = .6$)

- *Täuschung.2* - »Politiker B war ehemals Regierungsmitglied und ist Dir vor allem wegen gebrochener Wahlversprechen in Erinnerung geblieben. Nun wirbt er für das Projekt und beteuert die Sinnhaftigkeit des Baus.« ($\lambda = .5$)
- *Täuschung.3* - »Politiker C wurde vor einem Jahr wegen einer Falschaussage vor Gericht rechtskräftig verurteilt. Heute macht er sich für das Projekt stark und versichert, dass dasselbe allen Anrainern zugute kommen werde.« ($\lambda = .6$)

Ebenso deutlich lassen sich die Indikatoren zu *Zweifel* dem Faktor zuordnen. Diese äußern sich in dieser Operationalisierung als Widersprüche in der Differenz von Realem und Fiktionalem, die Bentele als Diskrepanzen erörtert (vgl. Kapitel 2.11.1 auf Seite 42):

- *Zweifel.1* - »Politiker A betont, dass er das Projekt unterstütze und zu seinem Wort stehen werde. Die hiesige Medienlandschaft äußert jedoch Zweifel an der Standhaftigkeit von A, zumal er diese schon des Öfteren vermissen ließ.« ($\lambda = .6$)
- *Zweifel.2* - »Politiker B versichert, konträr zur Aussage seiner Pressesprecher, er habe die Zusage der Sponsoren bereits in der Tasche.« ($\lambda = .4$)
- *Zweifel.3* - »Politiker C äußert sich zu den Kosten des Baus ausgesprochen positiv. Noch vor drei Tagen räumte er ein, dass die Ausgaben das Stadtbudget unvorhersehbar belasten könnten.« ($\lambda = .7$)

Mit der niedrigsten Faktorladung trägt die Variable *Macht.2* zum Faktor *F1* bei:

- *Macht.2* - »Politiker B ist der vielversprechende Jungpolitiker, der aber seine Sporen erst verdienen muss. In das Projekt wurde er einbezogen, um erste Erfahrungen sammeln zu können.« ($\lambda = .3$)

Ob dieser für die Faktorladung relevant ist, ist fraglich. *Macht* bzw. *Problemlösungskompetenz* sind im CTI der *fachspezifische Vertrauensdimension* zugeordnet, die in dieser Faktorenlösung marginalen Einfluss übt. Die niedrige Faktorladung ist ebenso ein Hinweis darauf, dass dieser Faktor auf die Variable nicht angewiesen ist. Die interne Konsistenz ω_t von .79 (vgl. Tabelle 7 auf Seite 110) weist auf einen homogenen Faktor *F1* hin, der sich als solcher besonders reproduzierbar zeigt. Diskrepanzen, wahrgenommene Täuschung bzw. Lügen spielen in diesem Kontext daher die bestimmende Rolle. Der Einfluss, der diesem Faktor auf die Faktorenlösung nachgesagt werden kann, unterstreicht die Bedeutung der *Diskrepanzthese* Benteles (vgl. Kapitel 2.11.1 auf Seite 42) für das öffentliche Vertrauen in politische Akteure. Die Diskrepanz zwischen Informationen und zugrundeliegenden Sachverhalten, zwischen verbalen Aussagen und tatsächlichem Handeln, zwischen Aussagen unterschiedlicher Akteure derselben Partei z. B., zwischen verschiedenen Aussagen derselben Akteure zu unterschiedlichen Zeitpunkten, zwischen verschiedenen Handlungen desselben Akteurs und zwischen rechtlichen oder moralischen Normen und tatsächlichem Handeln wirkt sich unmittelbar auf das dem Politiker entgegengebrachte Vertrauen aus. Ebenso hebt dieses Resultat der Studie die Bedeutung der Journalisten als *Diskrepanzsucher* hervor. Diesen obliegt es nämlich, Diskrepanzen wahrzunehmen und durch die mediale Berichterstattung den Beobachtern des politischen Diskurses einen Blick auf die Hinterbühne politischer Prozesse zu gewähren. Dass den Diskrepanzsuchern damit viel Macht eingeräumt wird, impliziert diese Annahme (vgl. Kapitel 2.11.1 auf Seite 42).

Die Bedeutung des Faktors für die vorliegende Faktorlösung wirft auch ein Licht auf die *symptomatische Relevanz*, die wahrgenommene Täuschung in einer einzigen Situation im politischen Diskurs erlangen kann. Die wahrgenommene Lüge steht dann symbolisch für den »wahren Charakter« eines Akteurs (vgl. Kapitel 2.10.3 auf Seite 37). Letztlich erfüllen die der wahrgenommenen Täuschung folgende Skepsis bzw. der Zweifel bloß ihre Funktion, nämlich Komplexität zu reduzieren. Die *Zahl der Möglichkeiten* ist nicht nur wegen der *sozialen Kontingenz* jedes menschlichen Miteinanders, sondern gerade wegen der Undurchschaubarkeit politischer Prozesse schwer einzugrenzen, weshalb auf diese Mechanismen der radikalen Komplexitätsreduktion zurückgegriffen wird (vgl. Kapitel 2.5 auf Seite 24).

Die gesteigerte *Risikowahrnehmung* bei wahrgenommener Täuschung (vgl. Kapitel 2.3.6 auf Seite 20) und auch die *ethische Dimension* des Vertrauens (vgl. Kapitel 2.10.3 auf Seite 37) verschieben den Schwellenwert, an dem Vertrauen zu einem politischen Akteur gefasst wird, deutlich nach oben. Die vorherrschende Skepsis nach der Unterstellung der Lüge lässt die Rückneugierbarkeit des Misstrauens unwahrscheinlich erscheinen. Wenn darüber hinaus im politischen Diskurs, wie angenommen, ein *skeptisches Vertrauen* (vgl. Kapitel 2.6 auf Seite 26) vorherrscht, erklärt das auch, warum die verbalen Angriffe der politischen Konkurrenz häufiger denn je auf die Glaubwürdigkeit politischer Akteure abzielen. Im skeptischen Vertrauen fungieren die Vertrauensindikatoren, deren Instrumentalisierung unterstellt wird, als *Ausschlusskriterien*, weshalb der Übergang zum Misstrauen wesentlich schneller erfolgen kann. Transportiert wird das Misstrauen medial durch die Diskrepanzsucher, die den Zweifel somit nicht nur hegen und fortpflanzen, sondern beständig darauf zurückkommen können. Insofern erfährt jede *Misstrauensspirale* (vgl. Kapitel 2.10.5 auf Seite 38) in diesem Kontext eine ganz besondere Dynamik.

Aufgrund des Einflusses, den die mediale Berichterstattung auf das öffentliche Vertrauen in politische Akteure übt, und der grundsätzlichen Skepsis, die politischen Akteuren entgegenschlägt, gewinnt die *kommunikative Kompetenz* in diesem Kontext an Bedeutung. Das zeigt auch die vorliegende Faktorlösung. Bestimmt wird der verbleibende Faktor F_2 nämlich ganz wesentlich durch folgende Variablen der *sozialpsychologischen Vertrauensdimension*:

- kommunikative Stärke.1 - »Politiker A zeigt sich zu dem Thema ausgesprochen gesprächsbereit. Um die Meinung aller Parteien zu hören, hat er bereits mehrere Versammlungen vor Ort angesetzt.« ($\lambda = .7$)
- kommunikative Stärke.3 - »Politiker C ist bemüht, seine Sicht der Dinge über verhältnismäßig häufige Gastkommentare und Blogbeiträge der Öffentlichkeit zu vermitteln.« ($\lambda = .7$)

Der Dritte im Bunde, kommunikative Stärke.2, wurde aufgrund des niedrigen MSA-Werts (vgl. Tabelle 9 auf Seite 114) aus der Korrelationsmatrix verbannt. Das Item wäre im weiteren Verlauf einer Skalenentwicklung durch ein anderes zu ersetzen. Es wird hier angenommen, dass die Formulierung nicht eindeutig war:

- kommunikative Stärke.2 - »Politiker B gilt nicht unbedingt als Medienprofi. Entsprechend kommuniziert er fast ausschließlich über seine Pressesprecher.«

Weiters wird der Faktor F_2 determiniert durch die Variablen *normatives Verhalten.1*, *Fachkompetenz.1* und *Verantwortungsbewusstsein.1*:

- `normatives Verhalten.1` - »Politiker A gilt vor allem als ausgesprochen korrekt. Er stehe dafür, dass alle Auflagen auch eingehalten werden.« ($\lambda = .6$)
- `Fachkompetenz.1` - »Politiker A gilt als Experte auf dem Gebiet und hat schon etliche Male bei ähnlichen Einschätzungen Recht behalten.« ($\lambda = .6$)
- `Verantwortungsbewusstsein.1` - »Politiker A wird nicht müde zu betonen, dass der Bau etliche Arbeitsplätze schaffen werde, die gerade in der Region dringend benötigt werden.« ($\lambda = .4$)

Den Items `normatives Verhalten.1` und `Verantwortungsbewusstsein.1` könnte man eventuell aufgrund des Konjunktivs auch die Interpretation kommunikativer Kompetenz nachsagen. Ansonsten fällt die Interpretation für diese Variablen schwer. Eine wesentliche Rolle kann hier nur der kommunikativen Kompetenz zugeschrieben werden. Im Wesentlichen kann daher die Annahme in Kapitel 4 auf Seite 46 bestätigt werden, dass, wenn einerseits skeptisches Vertrauen vorherrscht, wie es hier der Fall ist, andererseits Vertrauen so sehr von der medialen Darstellung abhängig ist, kommunikative Kompetenz und damit einhergehend auch der Unterhaltungswert an Relevanz gewinnen. Der Faktor F_2 weist eine Summe der quadrierten Faktorladungen von 1.99 und eine interne Konsistenz von $\omega_t = .74$ auf.

Der F_2 ist derjenige Faktor, der relativ niedrige Interfaktorkorrelationen aufweist (vgl. Tabelle 8 auf Seite 113 bzw. Abbildung 16 auf der nächsten Seite). Die Faktoren F_1 und F_3 weisen eine Interfaktorkorrelation von .43 zueinander auf, die allerdings inhaltlich plausibel erscheint. Die Erwartungssicherheit bzw. Beständigkeit von Erfahrungen leidet natürlich unter dem Erheben von Zweifeln bzw. Wahrnehmen von Täuschung.

Der Vollständigkeit halber führen wir hier die weiteren Items an, die dem MSA nicht genügen konnten:

- `Macht.1` - »Politiker A sagt man nach, er habe in der Partei die Zügel in der Hand. Auch bei diesem Projekt war A federführend.«
- `Fachkompetenz.2` - »Den Nachrichten der letzten Tage war zu entnehmen, dass Politiker B in regem Austausch mit vielen in Frage kommenden Bauunternehmern stand und die Zahlen durch ein kompetentes Team mehrmals prüfen ließ.«

Der folgende Plot visualisiert die finale 3-Faktorlösung:

```

tikz( 'y.tikz' )
fa.diagram(fa.polyRf.adj, sort = TRUE, cut = 0.2,
           main = "", e.size = .2, rsize = .25, simple = T, cex = 6,
           marg = c(0, 0, 0, 0))
dev.off()

```

8 Diskussion

Das Ziel dieser Arbeit war das Erproben der ausgemachten Vertrauensfaktoren des CTI mit besonderer Berücksichtigung der Spezifika des Vertrauens in das politische System auf Basis von Umfragedaten. Damit unterscheidet sich die Herangehensweise von bisherigen Bestreben, öffentlichen Vertrauens empirisch habhaft zu werden, weil diese vorwiegend inhaltsanalytischer Natur waren.

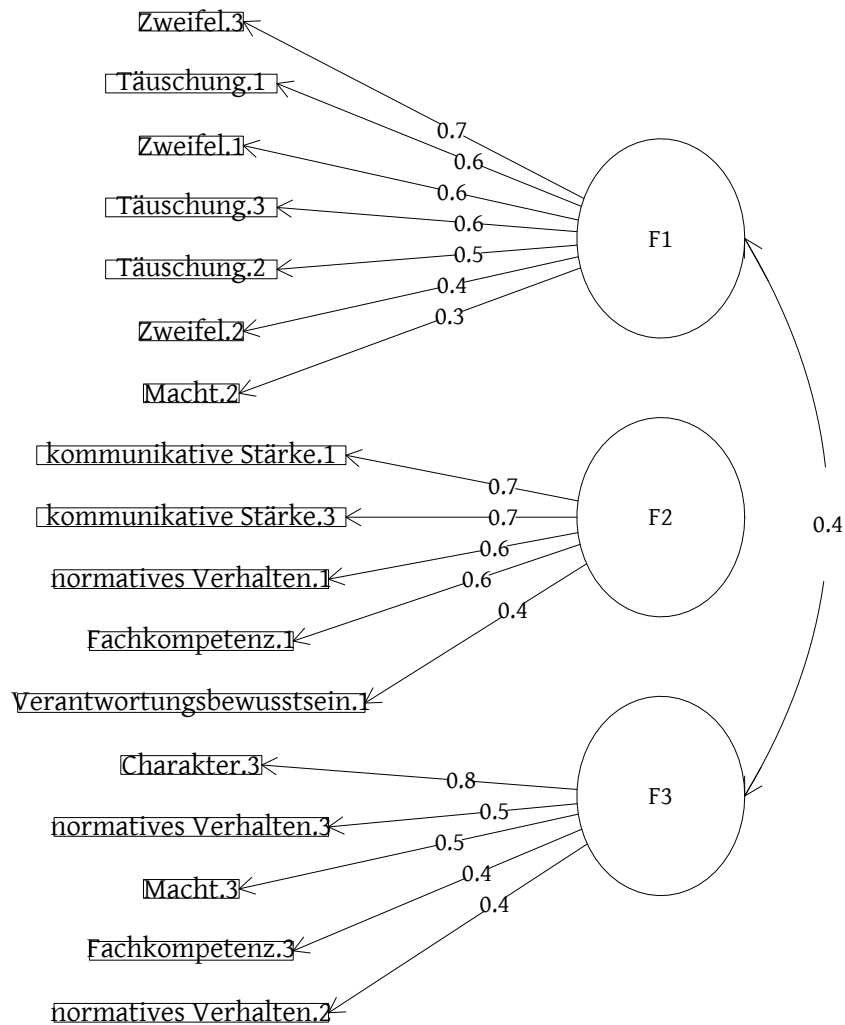


Abbildung 16: Die finale 3-Faktorlösung

Das Vertrauen selbst ist ein vielschichtiges Phänomen und dessen empirisches Erfassen eine Herausforderung. Deshalb ist es auch wesentlich, das Konstrukt von ähnlichen Phänomenen abzugrenzen. Als bestimmende Aspekte wurden das dem Vertrauen immanente Risiko, die zeitliche Perspektive auf Vertrauen und die Intersubjektivität öffentlichen Vertrauens ausgemacht. Dem politischen System eigen ist vor allem das Angewiesensein auf ein *Systemvertrauen*, also ein Vertrauen auf Prinzipien bzw. das grundsätzliche Funktionieren des politischen Systems, und das Vorherrschen eines *skeptischen Vertrauens*. »Das skeptische Vertrauen ist schließlich ein Beispiel dafür, wie sehr der alte philosophische Zweifel an den Möglichkeiten des Erkennens mittlerweile auch im Alltag angekommen ist« (Hoffjann 2013: 193). Zweifel werden nunmehr auch an Vertrauensindikatoren erhoben, weil deren Instrumentalisierung durch die politische PR unterstellt wird.

Die Operationalisierung lehnt sich zwar an die Vertrauensfaktoren des CTI an, die Realisation in Fragebogenitems verdankt sich allerdings keiner bereits bestehenden Skala. Da auch die Inhaltsvalidität im Rahmen dieser Arbeit keine Berücksichtigung erfahren konnte, kann das Resultat nur als Ansatz zur Entwicklung einer solchen Skala verstanden werden. Trotz dieser Vorbehalte

scheinen sich insbesondere die vermuteten Spezifika des Vertrauens in das politische System in der Empirie widerzuspiegeln: Der stärkste Faktor der angenommenen Faktorenlösung unterstreicht die Bedeutung der *präventiv-vermeidenden Vertrauensdimension* in diesem Kontext. Der geeignete Beobachter des politischen Diskurses ist aufgrund der Undurchschaubarkeit politischer Prozesse sensibilisiert für wahrgenommene oder mögliche Täuschung. Initiiert wird diese Unterstellung häufig durch wahrgenommene Diskrepanzen zwischen Vermitteltem und anderen Eindrücken. Dazu gesellen sich eine grundsätzliche Skepsis und ausdrückliche Zweifel an der Botschaft des politischen Akteurs. Nimmt der Zweifel überhand, übt er entscheidenden Einfluss auf das Vertrauen. Hier spielt auch das einzugehende Risiko in der Vertrauenshandlung eine Rolle. Der zweite Aspekt, der durch die Faktorenlösung bekräftigt werden konnte, kann der Beständigkeit von Erfahrungen zugeschrieben werden. Gesellschaftlich institutionalisiert wird diese durch das Einhalten von Normen, worauf bei politischen Akteuren besonders gepocht wird. Diese Komponente weist ein enges Verhältnis zur zeitlichen Perspektive auf Vertrauen auf. Vertrauen beginnt, wo Vorhersage vernünftigerweise versagt (vgl. Kapitel 2.7 auf Seite 27). Da bei der Wahl politischer Akteure Erwartungen oft für fünf Jahre im Voraus zu formulieren sind, muss jede rationale Vorhersage dem Vertrauen auf die Beständigkeit von Erfahrungen und damit einer gewissen *Erwartungssicherheit* weichen. Zuletzt unterstreicht die Faktorenlösung die Bedeutung der kommunikativen Kompetenz. Wie in Kapitel 4 auf Seite 46 bereits ausgeführt, spielt hier vermutlich das Angewiesensein auf die Botschaften politischer PR eine große Rolle. Damit einhergehend kann wiederum ein grundsätzliches Zweifeln angenommen werden, das jeder zielgerichteten Kommunikation entgegengebracht wird. Wenn also eine gewisse Skepsis, die noch vor sich selbst gerechtfertigt werden kann, die Rezeption politischer Botschaften mitbestimmt, dann gewinnen eventuell andere Aspekte neben der Vertrauenswürdigkeit an Bedeutung. Der Unterhaltungswert politischer PR, der kommunikative Kompetenz voraussetzt, könnte als solcher eine Rolle spielen.

Die fachspezifische Vertrauensdimension des CTI findet in der vorliegenden Faktorenlösung kaum Berücksichtigung. Wir wollen damit nicht unterstellen, dass Fach- bzw. Problemlösungskompetenz in diesem Kontext nicht von Bedeutung wären, auch wenn der politischen Macht bzw. dem Durchsetzungsvermögen ein höherer Stellenwert zugeschrieben wird. Vielmehr wäre das Messinstrument ins Auge zu fassen. Auch wenn sich gewisse Dimensionen klar herauskristallisieren, kann Inhaltsvalidität und damit das vollständige Erfassen des Phänomens nicht angenommen werden. Der nächste Schritt zu einer angemessenen Skala wäre die Überarbeitung der Items der fachspezifischen Dimension und die konkretere Formulierung der Items der gesellschaftlich-normativen Dimension, um die Abgrenzung zur präventiv-vermeidenden Dimension zu verstärken. Da hier insbesondere Maßnahmen zur Steigerung der Inhaltsvalidität nahegelegt werden, könnte auch der Prozess der Itemgenerierung, ausführlich behandelt in Kapitel 5.6.2 auf Seite 56, stärker berücksichtigt werden. Der Aufwand hätte den Rahmen dieser Arbeit gesprengt, macht aber bei der Weiterentwicklung der Skala durchaus Sinn. Darüber hinaus ist bei weiteren Umfragen die Grundgesamtheit zu erweitern, weil hier eine homogene Stichprobe gezogen wurde. Grundsätzlich ist die Skalenentwicklung ein iterativer Prozess, weshalb hier nur der Grundstein einer Skala für das Erfassen des öffentlichen Vertrauens in politische Akteure gelegt werden kann.

Eine verlässliche Skala für öffentliches Vertrauen sollte auch dazu imstande sein, das volatile Element, das einem jeden Vertrauenserweis immanent zu sein scheint, einzufangen. Damit beziehen wir uns auf die Überlegungen Simmels: »The Simmelian idea that comes through strongest is that trust performs a crucial function in modern societies whilst the bases for trust are actually

weak. The ›leap‹ is far from rational« (Lewis und Weigert 1985: 411). In der Erfassung des Sprungs ins Vertrauen besteht meines Erachtens die eigentliche Herausforderung jeder empirischen Vertrauensforschung. Dafür verantwortlich zeichnet die Natur des Vertrauensprozesses selbst, der subjektiv, von jeweiligen Erfahrungen des Vertrauenssubjekts abhängig, hochkomplex und auch vom jeweiligen Kontext abhängig ist. Um diesen Aspekt des Vertrauens zu berücksichtigen, wäre eine Panelstudie angeraten.

9 Literaturverzeichnis

Literatur

- Babakus, Emin, Carl E. Ferguson Jr. und Karl G. Jöreskog (1987). »The Sensitivity of Confirmatory Maximum Likelihood Factor Analysis to Violations of Measurement Scale and Distributional Assumptions«. In: *Journal of Marketing Research* 24.2, pp. 222–228.
- Backhaus, Klaus (2011). *Multivariate Analysemethoden : eine anwendungsorientierte Einführung*. 13., überarb. Aufl. Berlin ua: Springer.
- Barrett, Paul (1986). »Factor comparison: An examination of three methods«. In: *Personality and Individual Differences* 7.3, pp. 327–340.
- Bekmeier-Feuerhahn, Sigrid und Angelika Eichenlaub (2010). »What makes for trusting relationships in online communication?«. In: *Journal of Communication Management* 14.4, pp. 337–355.
- Bentele, Günter und Howard Nothhaft (2011). »Vertrauen und Glaubwürdigkeit als Grundlage von Corporate Social Responsibility: Die (massen-)mediale Konstruktion von Verantwortung und Verantwortlichkeit«. In: *Handbuch CSR*. Ed. by Juliana Raupp, Stefan Jarolimek und Friederike Schultze. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 45–70.
- Bentele, Günter und René Seidenglanz (2008). »Trust and Credibility — Prerequisites for Communication Management«. In: *Public Relations Research*. Ed. by Ansgar Zerfass, Betteke van Ruler und Krishnamurthy Sriramesh. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 49–62.
- Bentele, Günter und Stefan Wehmeier (2007). »Applying sociology to public relations: A commentary«. In: *Public Relations Review* 33.3, pp. 294–300.
- Birnbaum, Michael H. (2004). »Human Research and Data Collection via the Internet«. In: *Annual Review of Psychology* 55.1, pp. 803–832.
- Bortz, Jürgen (1989). *Statistik für Sozialwissenschaftler*. Berlin [u.a.]: Springer.
- Bosnjak, Michael und Bernad Batinic (2002). »Understanding the willingness to participate in online surveys—the case of e-mail questionnaires«. In: *Online social sciences* 81, p. 92.
- Brosius, Felix (1998). *SPSS 8. Professionelle Statistik unter Windows*. Bonn: MITP-Verlag.
- Burkart, Roland (1998). *Kommunikationswissenschaft: Grundlagen und Problemfelder ; Umrisse einer interdisziplinären Sozialwissenschaft*. 3., überarb. u. erw. Aufl. Böhlau Studien Bücher. Wien: Böhlau.
- (2008). »Verständigungsorientierte Öffentlichkeitsarbeit«. In: *Handbuch der Public Relations*. Ed. by Günter Bentele, Romy Fröhlich und Peter Szyska. Wiesbaden: VS-Verlag, pp. 223–240.
- Claessens, Dieter (1972). *Familie und Wertsystem : eine Studie zur "zweiten sozio-kulturellen Geburt" des Menschen und der Belastbarkeit der "Kernfamilie"*. 3., überarb. und erw. Aufl. Berlin: Duncker & Humblot.

- Deutsch, Morton (1958). »Trust and suspicion«. In: *The Journal of conflict resolution* 2.4, pp. 265–279.
- DeVellis, Robert F. (2003). *Scale development : theory and applications*. 2. ed. Thousand Oaks, Calif: Sage Publ.
- Dillon, William R., Ajith Kumar und Narendra Mulani (1987). »Offending Estimates in Covariance Structure Analysis«. In: *Psychological Bulletin* 101.1.
- Dostojewski, Fjodor M. (1958). *Der Idiot*. Augsburg: Goldmann.
- Erikson, Erik H. (1968). *Kindheit und Gesellschaft*. 3. Aufl. Stuttgart: Klett.
- Fabrigar, Leandre R., Duane T. Wegener, Robert C. MacCallum und Erin J. Strahan (1999). »Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research«. In: *Psychological Methods* 4.3.
- Fauconnier, C. und G. Haesbroeck (2009). »Outliers detection with the minimum covariance determinant estimator in practice«. In: *Statistical Methodology* 6.4, pp. 363–379.
- Field, Andy (2005). *Factor Analysis Using SPSS*.
- Filzmoser, Peter, Robert G. Garrett und Clemens Reimann (2005). »Multivariate outlier detection in exploration geochemistry«. In: *Computers & Geosciences* 31.5, pp. 579–587.
- Flora, David B., Cathy LaBrish und R. Philip Chalmers (2012). »Old and New Ideas for Data Screening and Assumption Testing for Exploratory and Confirmatory Factor Analysis«. In: *Frontiers in Psychology* 3.
- Fromm, Sabine, Leila Akremi und Nina Baur (2011). *Datenanalyse mit SPSS für Fortgeschrittene 1. Datenaufbereitung und uni- und bivariate Statistik*. Berlin: VS.
- Gaskin, Cadeyrn J. und Brenda Happell (2013). »On exploratory factor analysis: A review of recent evidence, an assessment of current practice, and recommendations for future use«. In: *International Journal of Nursing Studies*.
- Gaziano, Cecilie und Kristin McGrath (1986). »Measuring the Concept of Credibility«. In: *Journalism Quarterly* 63.3, pp. 451–462.
- Gehring, Uwe W. und Cornelia Weins (2009). *Grundkurs Statistik für Politologen und Soziologen*. Wiesbaden: VS.
- Giddens, Anthony (1999). *Konsequenzen der Moderne*. 3. Aufl. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Gorsuch, Richard L. (1997). »Exploratory Factor Analysis: Its Role in Item Analysis«. In: *Journal of Personality Assessment* 68.3, pp. 532–560.
- Gower, J. C. (1967). »Multivariate Analysis and Multidimensional Geometry«. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Series D (The Statistician)* 17.1, pp. 13–28.
- Hawkins, D. M. (1980). *Identification of outliers*. 1. publ. London ua: Chapman & Hall.
- Hesse, Hermann (1971). *Das Glasperlenspiel*. Wels: Suhrkamp.

- Hoffjann, Olaf (2011). »Vertrauen in Public Relations«. In: *Publizistik* 56.1, pp. 65–84.
- (2013). *Vertrauen in Public Relations*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hofmann, Richard J. (1978). »Complexity And Simplicity As Objective Indices Descriptive Of Factor Solutions«. In: *Multivariate Behavioral Research* 13.2, pp. 247–250.
- Horn, John L. (1965). »A rationale and test for the number of factors in factor analysis«. In: *Psychometrika* 30.2, pp. 179–185.
- Hu, Li-Tze und Peter M. Bentler (1999). »Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives.« In: *Structural Equation Modeling* 6.
- Hupcey, Judith E., Janice Penrod, Janice M. Morse und Carl Mitcham (2001). »An exploration and advancement of the concept of trust«. In: *Journal of Advanced Nursing* 36.2, pp. 282–293.
- Ibsen, Henrik und Neu übertr von Georg Schulte-Frohlinde (1962). *Die Wildente: Hedda Gabler*. Wilhelm Goldmann.
- Kaiser, Henry F. (1958). »The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis«. In: *Psychometrika* 23.3, pp. 187–200.
- Kamata, Akihito, Ahmet Turhan und Eqbal Darandari (2003). »Estimating reliability for multidimensional composite scale scores«. In: *annual meeting of American Educational Research Association, Chicago, IL*.
- Koenker, Roger und Achim Zeileis (2009). »On reproducible econometric research«. In: *Journal of Applied Econometrics* 24.5, pp. 833–847.
- Kohring, Matthias (2008). »Vertrauen durch Misstrauen«. In: *Paradoxien des Journalismus*. Ed. by Bernhard Pörksen, Wiebke Loosen und Armin Scholl. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 609–622.
- Kohring, Matthias und Jörg Matthes (2007). »Trust in News Media Development and Validation of a Multidimensional Scale«. In: *Communication Research* 34.2, pp. 231–252.
- Krijnen, Wim P. (1996). »Algorithms for unweighted least-squares factor analysis«. In: *Computational Statistics & Data Analysis* 21.2, pp. 133–147.
- Larsson, Larsåke (2007). »Public trust in the PR industry and its actors«. In: *Journal of Communication Management* 11.3, pp. 222–234.
- Lewis, J. David und Andrew Weigert (1985). »Trust as a Social Reality«. In: *Social Forces* 63.4, pp. 967–985.
- Liessmann, Konrad Paul (2010). »Lüge als Akt der Kommunikation«. In: *Kommunikation und Verständigung*. Ed. by Walter Hömberg, Daniela Hahn und Timon B. Schaffer. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 119–131.

- Löhn, Stefanie und Ulrike Röttger (2009). »Vertrauen in die Vertrauensspezialisten«. In: *PR-Beratung*. Ed. by Ulrike Röttger und Sarah Zielmann. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 105–124.
- Lucke, Joseph F. (2005). »The α and the ω of congeneric test theory: An extension of reliability and internal consistency to heterogeneous tests«. In: *Applied Psychological Measurement* 29.1, pp. 65–81.
- Luhmann, Niklas (1973). *Vertrauen : ein Mechanismus der Reduktion sozialer Komplexität*. 2., erw. Aufl. Stuttgart ua: Enke.
- (1975). *Soziologische Aufklärung. 2. Aufsätze zur Theorie der Gesellschaft*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwiss., Opladen.
- (1989). *Vertrauen. Ein Mechanismus der Reduktion sozialer Komplexität*. Stuttgart: Ferdinand Enke Verlag.
- (2000). »Familiarity, Confidence and Trust«. In: *Trust: Making and Breaking Cooperative Relations*. Ed. by Diego Gambetta. University of Oxford, pp. 94–107.
- Maloy, J. S. (2009). »Two Concepts of Trust«. In: *The Journal of Politics* 71.2, p. 492.
- Mann, Thomas (1967). »Der Zauberberg (1924)«. In: *Frankfurt/M: Fischer*.
- Matthes, Jörg und Matthias Kohring (2003). »Operationalisierung von Vertrauen in Journalismus«. In: *MEDIEN UND KOMMUNIKATIONSWISSENSCHAFT* 51.1, pp. 5–23.
- Mayer, Roger C., James H. Davis und F. David Schoorman (1995). »An Integrative Model of Organizational Trust«. In: *Academy of Management Review* 20.3, pp. 709–734.
- McDonald, Roderick P. (1985). *Factor Analysis and Related Methods*. Routledge.
- Mende, L., G. Bentele und J. Seiffert (2011). »An explorative study on discrepancies in communication and action of German companies«. In: *Journal of Communication Management* 15, pp. 349–367.
- Merten, Klaus (2009). »Zur Theorie der PR-Theorien«. In: *Theorien der Public Relations*. Ed. by Ulrike Röttger. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 51–70.
- Möllering, Guido (2001). »The Nature of Trust: From Georg Simmel to a Theory of Expectation, Interpretation and Suspension«. In: *Sociology The Journal Of The British Sociological Association* 35.2, pp. 403–420.
- Moore, Gary C. und Izak Benbasat (1991). »Development of an Instrument to Measure the Perceptions of Adopting an Information Technology Innovation«. In: *Information Systems Research* 2.3, p. 193.
- Moosbrugger, Helfried und Karin Schermelleh-Engel (2012). »Exploratorische (EFA) und Konfirmatorische Faktorenanalyse (CFA)«. In: *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion*. Ed. by Helfried Moosbrugger und Augustin Kelava. Springer-Lehrbuch. Springer Berlin Heidelberg, pp. 325–343.

- Noar, Seth M. (2003). »The role of structural equation modeling in scale development«. In: *Structural Equation Modeling* 10.4, pp. 622–647.
- Park, Joosuk (2012). »Understanding the Dimensions of Trust in Public Relations and Their Measurements«. In: *Doctoral Dissertations*.
- Peterson, Robert A. (1994). »A Meta-Analysis of Cronbach's Coefficient Alpha«. In: *Journal of Consumer Research* 21.2. ArticleType: research-article / Full publication date: Sep., 1994 / Copyright © 1994 Journal of Consumer Research, Inc., pp. 381–391.
- Pison, Greet, Peter J. Rousseeuw, Peter Filzmoser und Christophe Croux (2003). »Robust factor analysis«. In: *Journal of Multivariate Analysis* 84.1, pp. 145–172.
- Raykov, Tenko (2008). »Alpha if item deleted: A note on loss of criterion validity in scale development if maximizing coefficient alpha«. In: *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 61.2, pp. 275–285.
- Revelle, William (2014). *An Introduction to Psychometric Theory with Applications in R*.
- Revelle, William und Richard E. Zinbarg (2009). »Coefficients Alpha, Beta, Omega, and the glb: Comments on Sijtsma«. In: *Psychometrika* 74.1, pp. 145–154.
- Rotter, Julian B. (1980). »Interpersonal trust, trustworthiness, and gullibility«. In: *American Psychologist* 35.1.
- Röttger, Ulrike, Joachim Preusse und Jana Schmitt (2011). »Zentrale Bezugsgrößen der PR«. In: *Grundlagen der Public Relations*. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 149–182.
- Rühl, Manfred (2009). »Für Public Relations? Ein kommunikationswissenschaftliches Theorienbouquet!«. In: *Theorien der Public Relations*. Ed. by Ulrike Röttger. VS Verlag für Sozialwissenschaften, pp. 71–85.
- Russmann, Ulrike und Roland Burkart (2010). »Journalism, Democracy and the Role of Doubts: An Analysis of Political Campaign Communication in Austria«. In: *Studies in Communication Sciences - Journal of the Swiss Association of Communication and Media Research* 1, pp. 11–27.
- Schönbach, Klaus (2009). *Verkaufen, Flirten, Führen. Persuasive Kommunikation - ein Überblick*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Schulte, Eric, Dan Davison, Thomas Dye und Carsten Dominik (2012). »A multi-language computing environment for literate programming and reproducible research«. In: *Journal of Statistical Software* 46.3, pp. 1–24.
- Seidenglanz, René und Günter Bentele (2008). »Vertrauen und Glaubwürdigkeit«. In: *Handbuch der Public Relations. Wissenschaftliche Grundlagen und berufliches Handeln*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

- Steger, Michael F. (2006). »An Illustration of Issues in Factor Extraction and Identification of Dimensionality in Psychological Assessment Data«. In: *Journal of Personality Assessment* 86.3, pp. 263–272.
- Tabachnick, Barbara G. und Linda S. Fidell (2006). *Using multivariate statistics*. 5. ed., 10. [print.] Boston ua: Pearson.
- Tolstoj, Lev N. und Alexis Markow (2010). *Meine Beichte*. Berlin: Insel-Verl.
- Treiblmaier, Horst und Peter Filzmoser (2010). »Exploratory factor analysis revisited: How robust methods support the detection of hidden multivariate data structures in IS research«. In: *Information & Management* 47.4, pp. 197–207.
- Tucker, Ledyard R. und Robert C. MacCallum (1997). »Exploratory factor analysis«. In: *Unpublished manuscript, Ohio State University, Columbus*.
- Vigneau, E. und E. M. Qannari (2003). »Clustering of Variables Around Latent Components«. In: *Communications in Statistics - Simulation and Computation* 32.4, pp. 1131–1150.
- West, Mark Douglas (1994). »Validating a Scale for the Measurement of Credibility: A Covariance Structure Modeling Approach«. In: *Journalism Quarterly* 71.1, pp. 159–168.
- White, Mathew P., Sabine Pahl, Marc Buehner und Andres Haye (2003). »Trust in Risky Messages: The Role of Prior Attitudes«. In: *Risk Analysis* 23.4, pp. 717–726.
- Winter, J. C.F. de und D. Dodou (2012). »Factor recovery by principal axis factoring and maximum likelihood factor analysis as a function of factor pattern and sample size«. In: *Journal of Applied Statistics* 39.4, pp. 695–710.
- Wood, James M., Douglas J. Tataryn und Richard L. Gorsuch (1996). »Effects of under- and overextraction on principal axis factor analysis with varimax rotation.« In: *Psychological Methods* 1.4, pp. 354–365.
- Woolf, Henry Bosley (1973). *Webster's new collegiate dictionary*. [8. ed.], 1. print. Springfield, Mass: Merriam.
- Worthington, Roger L. und Tiffany A. Whittaker (2006). »Scale Development Research A Content Analysis and Recommendations for Best Practices«. In: *The Counseling Psychologist* 34.6, pp. 806–838.
- Zillmer, Eric A. und Jacqueline K. Vuz (1995). »Factor analysis with Rorschach data.« In: *Issues and methods in Rorschach research. LEA series in personality and clinical psychology*. Ed. by John E. Exner, pp. 251–306.
- Zinbarg, R. E. (2006). »Estimating Generalizability to a Latent Variable Common to All of a Scale's Indicators: A Comparison of Estimators for h«. In: *Applied Psychological Measurement* 30.2, pp. 121–144.

10 Appendix

10.1 Appendix: Code

10.1.1 Session Info

```
sessionInfo()
```

```
R version 3.1.0 (2014-04-10)
```

```
Platform: i686-pc-linux-gnu (32-bit)
```

```
locale:
```

```
[1] LC_CTYPE=de_DE.UTF-8      LC_NUMERIC=C
[3] LC_TIME=de_DE.UTF-8      LC_COLLATE=de_DE.UTF-8
[5] LC_MONETARY=de_DE.UTF-8  LC_MESSAGES=de_DE.UTF-8
[7] LC_PAPER=de_DE.UTF-8     LC_NAME=C
[9] LC_ADDRESS=C             LC_TELEPHONE=C
[11] LC_MEASUREMENT=de_DE.UTF-8 LC_IDENTIFICATION=C
```

```
attached base packages:
```

```
[1] splines    grid        stats      graphics  grDevices  utils      datasets
[8] methods    base
```

```
other attached packages:
```

```
[1] sjPlot_1.4.2      qgraph_1.2.5      gridExtra_0.9.1
[4] GGally_0.4.5      reshape_0.8.5     mgcv_1.7-29
[7] nlme_3.1-117      robustbase_0.91-1 MASS_7.3-33
[10] car_2.0-20        pastecs_1.3-18    boot_1.3-11
[13] xtable_1.7-3      ggplot2_0.9.3.1   Hmisc_3.14-4
[16] Formula_1.1-1     survival_2.37-7   lattice_0.20-29
[19] GPArotation_2012.3-1 corrgram_1.5      seriation_1.0-13
[22] RColorBrewer_1.0-5 plyr_1.8.1        psych_1.4.4
[25] tikzDevice_0.7.0  filehash_2.2-2
```

```
loaded via a namespace (and not attached):
```

```
[1] cluster_1.15.2    colorspace_1.2-4  corpcor_1.6.6
[4] DEoptimR_1.0-1    digest_0.6.4      ellipse_0.3-8
[7] foreign_0.8-61    gclus_1.3.1       glasso_1.7
[10] gtable_0.1.2      huge_1.2.6        igraph_0.7.1
[13] jpeg_0.1-8        latticeExtra_0.6-28 lavaan_0.5-16
[16] lmtest_0.9-33     Matrix_1.1-3      mnormt_1.4-7
[19] munsell_0.4.2     nnet_7.3-8        pbivnorm_0.5-1
[22] png_0.1-7         proto_0.3-10      quadprog_1.5-5
[25] Rcpp_0.11.1       reshape2_1.4      scales_0.2.4
[28] sem_3.1-3         sna_2.3-2         stats4_3.1.0
[31] stringr_0.6.2     TSP_1.0-8         zoo_1.7-11
```

10.1.2 Figur: Misstrauensspirale

Abbildung 2 auf Seite 39:

```
\begin{tikzpicture}
  \begin{axis}[
```

```

view={-20}{-20},
axis lines=middle,
zmax=60,
height=12cm,
xtick=\empty,
ytick=\empty,
ztick=\empty,
xlabel style={xshift=8ex},
xlabel={Erwartung des Misstrauens},
ylabel style={yshift=-9ex},
ylabel={Misstrauen},
zlabel={z=(t)},
]
\addplot3+[ytick=\empty,yticklabel=\empty,
mark=none,
thin,
Blue,
domain=0:14.7*pi,
samples=400,
samples y=0,
]
({x*sin(0.28*pi*deg(x))},{x*cos(0.28*pi*deg(x))},{x});
\addplot3+[
mark options={color=Green},
mark=*
]
coordinates {( {\Point*sin(0.28*pi*deg(\Point))},
{ \Point*cos(0.28*pi*deg(\Point)) }, { \Point } )};
({x*sin(5*pi*deg(x))},{x*cos(5*pi*deg(x))},{x});
\addplot3+[
mark options={color=BrickRed},
mark=*
]
coordinates {( {\Point*sin(5*pi*deg(\Point))},
{ \Point*cos(5*pi*deg(\Point)) }, { \Point } )};
({x*sin(7*pi*deg(x))},{x*cos(7*pi*deg(x))},{x});
\addplot3+[
mark options={color=BrickRed},
mark=*
]
coordinates {( {\Point*sin(7*pi*deg(\Point))},
{ \Point*cos(7*pi*deg(\Point)) }, { \Point } )};
\node at (axis cs:39,0,36) {$A$};
\node at (axis cs:22,0,34) {$A$};
\node at (axis cs:26,0,35) {$B$};
\end{axis};
\draw[-,thin] (8.7,5.1) -- (10.2,4.7);
\draw[semithick] (10.5,4.4) node {Kommunikation(en)};
\end{tikzpicture}

```

10.1.3 Figur: Vertrauensmodell nach Luhmann

Abbildung 1 auf Seite 29:

```

\begin{tikzpicture}
\draw[semithick] (8,1.5) ellipse (0.5 and 1.5);% big ellipse
\draw[semithick] (8,0) -- (4,1);% bottom line
\draw[semithick] (8,3) -- (4,2);% top line
\draw[semithick] (4,1) arc (270:90:0.166 and 0.5);% part of little ellipse
\draw[color=gray!50,dashed,semithick] (4,1) arc (-90:90:0.166 and 0.5);
\draw (1.3,-1) node [color=gray]{Vergangenheit};
\draw (6,-1) node [color=gray]{Gegenwart};
\draw (10.3,-1) node [color=gray]{Zukunft};
\draw[->,thin] (2,-1.5) -- (12,-1.5);

```

```

\draw[-,thin] (12.8,2.9) -- (11.8,2.4);
\draw[-,thin] (13.1,2.9) -- (13.2,2.4);
\draw (11,-2) node {x=(t)};
\draw (13.2,3.2) node [color=gray]{Ereignisse};
\definecolor{myblue}{HTML}{92dcec}
\foreach \x/\y/\r/\color in {13.7 cm/ 1.3 cm/ 2 mm/ 80 ,
  11 cm/ 1.5 cm/ 1 mm/ 80 , 10.7 cm/ 2.4 cm/ 2 mm/ 30 ,
  9.3 cm/ 2.2 cm/ 2 mm/ 70 , 9.5 cm/ 2.4 cm/ 1 mm/ 80 ,
  10.4 cm/ 1.5 cm/ 1 mm/ 50 , 10.9 cm/ 1.4 cm/ 2 mm/ 10 ,
  11.7 cm/ 1.3 cm/ 2 mm/ 100 , 11.3 cm/ 1.9 cm/ 2 mm/ 100 ,
  10.8 cm/ 1.4 cm/ 1 mm/ 100 , 11.3 cm/ 2.2 cm/ 2 mm/ 100 ,
  12 cm/ 3.5 cm/ 2 mm/ 50 , 11.8 cm/ 0.7 cm/ 2 mm/ 60 ,
  6.7 cm/ 1.6 cm/ 1 mm/ 100 , 5 cm/ 1.9 cm/ 2 mm/ 50 ,
  10.3 cm/ 2.6 cm/ 3 mm/ 70 , 1 cm/ 1.2 cm/ 3 mm/ 70 ,
  11 cm/ 2.3 cm/ 2 mm/ 30 , 10.9 cm/ 2.2 cm/ 2 mm/ 100 ,
  3.1 cm/ 1.5 cm/ 2 mm/ 100 , 10.9 cm/ 2.2 cm/ 1 mm/ 100 ,
  10.3 cm/ 2.2 cm/ 1 mm/ 50 , 10.5 cm/ 1.3 cm/ 1 mm/ 50 ,
  13.5 cm/ 1.1 cm/ 2 mm/ 40 , 13.3 cm/ 2.1 cm/ 3 mm/ 100 ,
  11.7 cm/ 1.9 cm/ 2 mm/ 90 , 9.8 cm/ 1.3 cm/ 1 mm/ 100 ,
  9.7 cm/ 0.7 cm/ 2 mm/ 40 , 2.4 cm/ 1.4 cm/ 2 mm/ 70 ,
  9.8 cm/ 1.4 cm/ 3 mm/ 100 , 10.1 cm/ 1.1 cm/ 1 mm/ 40 ,
  10.5 cm/ 0.9 cm/ 2 mm/ 40 , 11.4 cm/ 1.4 cm/ 2 mm/ 60 ,
  10.3 cm/ 0.7 cm/ 1 mm/ 50 , 11.1 cm/ 2.2 cm/ 3 mm/ 90 ,
  11.1 cm/ 2.1 cm/ 2 mm/ 60 , 9.3 cm/ 1.4 cm/ 1 mm/ 60 ,
  10.5 cm/ 2.2 cm/ 2 mm/ 60 , 13.2 cm/ 1.4 cm/ 2 mm/ 80 ,
  11.8 cm/ 2.3 cm/ 2 mm/ 100 , 11.7 cm/ 2.2 cm/ 2 mm/ 50 ,
  11.7 cm/ 2.2 cm/ 2 mm/ 30 , 10.2 cm/ 2.3 cm/ 2 mm/ 70 ,
  13.6 cm/ 1.4 cm/ 1 mm/ 80 , 5.7 cm/ 1.5 cm/ 2 mm/ 50 ,
  7.0 cm/ 1.4 cm/ 3 mm/ 40 , 4.7 cm/ 1.6 cm/ 2 mm/ 10 ,
  5.5 cm/ 1 cm/ 1 mm/ 60 , 13.1 cm/ 2.3 cm/ 2 mm/ 10 ,
  11.6 cm/ 2.3 cm/ 2 mm/ 40
}
\shade[ball color = myblue!\color] (\x, \y) circle (\r);
\end{tikzpicture}

```

10.1.4 Figur: Modell Faktorenanalyse

Abbildung 3 auf Seite 52:

```

\begin{tikzpicture}[
  mainnode/.style={rectangle, draw=none, rounded corners=1mm, fill=green!20, drop shadow,
    text centered, anchor=north, text=black},
  state/.style={circle, draw=none, fill=yellow!20, circular drop shadow,
    text centered, anchor=north, text=black},
  leaf/.style={circle, draw=none, fill=blue!20, circular drop shadow,
    text centered, anchor=north, text=black},
  level distance=0.5cm, growth parent anchor=south
]
\node (mainnode) [mainnode] {Phänomen} [->] [sibling distance=3.5cm]
child{
  node (F1) [state] {Faktor1} [sibling distance=1cm]
  child{
    node (leaf1) [leaf] {var1}}
  child{
    node (leaf2) [leaf] {var2}}
  child{
    node (leaf3) [leaf] {var3}}}
child{
  node (F2) [state] {Faktor2} [sibling distance=1cm]
  child{
    node (leaf1) [leaf] {var4}}
  child{
    node (leaf2) [leaf] {var5}}
  child{

```

```
node (leaf3) [leaf] {var6}}
child{
  node (leaf4) [leaf] {var7}}};
\end{tikzpicture}
```

10.2 Appendix: Korrelationsmatrix R^*

```
df <- round(as.data.frame(fapoly$rho, row.names = FALSE), 2)
colnames(df) <- c(1:17)
diag(df) <- ""
print(xtable(df), file = "p.table", scalebox = 0.8, floating.environment = 'sidewaystable',
      floating = FALSE)
```

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1	0.02	0.06	0.05	0.4	0.3	-0.06	-0.18	-0.03	0.46	0.3	-0.14	0.17	-0.04	-0.02	-0.04	-0.02
2	0.02		0.29	0.33	0.08	-0.17	0.23	0.36	0.4	-0.12	0.04	0.23	0.21	0.11	0.36	0.27
3	0.06	0.29		0.21	0.18	0	0.26	0.27	0.28	0.06	0.06	0.36	0.27	0.14	0.27	0.3
4	0.05	0.33	0.21		-0.05	-0.11	0.38	0.34	0.38	0.04	0.34	0.25	0.24	0.18	0.24	0.29
5	0.4	0.08	0.18	-0.05		0.18	0.1	-0.11	-0.05	0.28	0.24	0.14	0.16	0.04	0.02	0.12
6	0.3	-0.17	0	-0.11	0.18		-0.05	-0.29	-0.25	0.47	0.42	-0.12	0.01	-0.1	0.08	-0.29
7	-0.06	0.23	0.26	0.38	0.1	-0.05	0.28	0.43	0	0.15	0.37	0.17	0.25	0.3	0.31	0.14
8	-0.18	0.36	0.27	0.34	-0.11	-0.29	0.28	0.49	-0.21	0.03	0.3	0.04	0.05	0.37	0.32	0.38
9	-0.03	0.4	0.28	0.38	-0.05	-0.25	0.43	0.49	-0.35	0.1	0.14	0.33	0.13	0.28	0.37	0.21
10	0.46	-0.12	0.06	0.04	0.28	0.47	0	-0.21	-0.35	0.41	0.09	0	-0.11	0.09	-0.2	-0.11
11	0.3	0.04	0.06	0.34	0.24	0.42	0.15	0.03	0.1	0.41	0	0.05	0.07	0.29	-0.05	0.03
12	-0.14	0.23	0.36	0.25	0.14	-0.12	0.37	0.3	0.14	0.09	0	0.24	0.29	0.44	0.37	0.34
13	0.17	0.21	0.27	0.24	0.16	0.01	0.17	0.04	0.33	-0.19	0.05	0.24	0.32	0.39	0.37	0.17
14	-0.04	0.11	0.14	0.18	0.04	-0.1	0.25	0.05	0.13	-0.11	0.07	0.29	0.32	0.5	0.31	0.43
15	-0.02	0.36	0.27	0.24	0.02	0.08	0.3	0.37	0.28	0.09	0.29	0.44	0.39	0.5	0.35	0.35
16	-0.04	0.27	0.3	0.29	0.12	-0.29	0.31	0.32	0.37	-0.2	-0.05	0.37	0.37	0.31	0.35	0.46
17	-0.02	0.28	0.17	0.37	0.07	-0.26	0.14	0.38	0.21	-0.11	0.03	0.34	0.17	0.43	0.35	0.46

Tabelle 10: Korrelationsmatrix $\mathbf{R}^*$

10.3 Appendix: Matrix der Faktorladungen Λ

```
df <- round(as.data.frame(fa.polyRf.adj$loadings[1:17, ]), 2)
colnames(df) <- c("F1", "F2", "F3")
print(xtable(df), file = "q.table", scalebox = 0.9, floating = FALSE)
```

	F1	F2	F3
Fachkompetenz.1	-0.08	0.55	0.07
Fachkompetenz.3	0.19	0.01	0.44
Macht.2	0.27	0.14	0.26
Macht.3	0.18	0.19	0.48
Verantwortungsbewusstsein.1	0.14	0.38	-0.03
normatives Verhalten.1	-0.11	0.62	-0.14
normatives Verhalten.2	0.22	0.12	0.41
normatives Verhalten.3	0.16	-0.13	0.52
Charakter.3	-0.04	-0.08	0.82
kommunikative Stärke.1	0.06	0.72	-0.23
kommunikative Stärke.3	0.01	0.67	0.25
Zweifel.1	0.61	0.02	0.00
Zweifel.2	0.35	0.04	0.19
Zweifel.3	0.71	-0.07	-0.16
Täuschung.1	0.64	0.19	0.13
Täuschung.2	0.50	-0.16	0.21
Täuschung.3	0.58	-0.13	0.06

Tabelle 11: Ladungsmatrix Λ

10.4 Appendix: Fragebogen



Bevor es zu den Bewertungen geht, versetz Dich bitte in die folgende Situation: Politiker verschiedener Parteien bewerben ein konkretes Bauprojekt (z.B. Bau eines Einkaufszentrums oder einer Schule). Du bist selbst AnrainerIn und daher unmittelbar davon betroffen – sowohl positiv (Aufwertung des Wohngebietes) als auch negativ (Lärm und Umweltbelastungen sind möglich). Die Sache ist jedoch noch nicht entschieden – im Gegenteil: Es wird sogar eine Befragung unter den Anrainern angekündigt, ihr Ausgang soll bindend sein. Mit den folgenden Items werden drei Politiker mit verschiedenen Eigenschaften bzw. Zuschreibungen charakterisiert. Bitte bewerte auf einer Skala, wie sehr Dich diese Eigenschaften bzw. Zuschreibungen davon überzeugen, dass der beschriebene Politiker Deine Interessen vertreten wird. Die Bezeichnungen "Politiker A, B, C" sind geschlechtsneutral aufzufassen und berücksichtigen Frauen und Männer gleichermaßen.

Section A: Einstellung zu 'direkter Demokratie'

A1. Bitte gib auf der Skala an, wie sehr Du davon überzeugt bist, dass der Politiker Deine Interessen vertreten wird.

	ganz und gar nicht überzeugt	eher nicht überzeugt	unentschie- den	eher überzeugt	ganz und gar überzeugt
Politiker A gilt als Experte auf dem Gebiet und hat schon etliche Male bei ähnlichen Einschätzungen Recht behalten.	☐	☐	☐	☐	☐
Den Nachrichten der letzten Tage war zu entnehmen, dass Politiker B in regem Austausch mit vielen in Frage kommenden Bauunternehmern stand und die Zahlen durch ein kompetentes Team mehrmals prüfen ließ.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker C hat sich auf anderen Gebieten mehrfach bewiesen, hier wird ihm aber fehlender Durchblick nachgesagt.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker A sagt man nach, er habe in der Partei die Zügel in der Hand. Auch bei diesem Projekt war A federführend.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker B ist der vielversprechende Jungpolitiker, der aber seine Spuren erst verdienen muss. In das Projekt wurde er einbezogen, um erste Erfahrungen sammeln zu können.	☐	☐	☐	☐	☐



A2. Bitte gib auf der Skala an, wie sehr Du davon überzeugt bist, dass der Politiker Deine Interessen vertreten wird.

	ganz und gar nicht überzeugt	eher nicht überzeugt	unentschie- den	eher überzeugt	ganz und gar überzeugt
Politiker C gilt als Sturschädel. Deshalb wird er, sollte sich kein Konsens finden, bei manchen Entscheidungen einfach übergangen.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker A wird nicht müde zu betonen, dass der Bau etliche Arbeitsplätze schaffen werde, die gerade in der Region dringend benötigt werden.	☐	☐	☐	☐	☐
Dass der Bau einen normalen Schulbetrieb in der Schule nebenan nicht verunmöglicht, ist nur Politiker B ein Anliegen.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker C ist es ein Anliegen, die Umweltbeeinträchtigungen für das Erholungsgebiet nebenan möglichst gering zu halten.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker A gilt vor allem als ausgesprochen korrekt. Er stehe dafür, dass alle Auflagen auch eingehalten werden.	☐	☐	☐	☐	☐

A3. Bitte gib auf der Skala an, wie sehr Du davon überzeugt bist, dass der Politiker Deine Interessen vertreten wird.

	ganz und gar nicht überzeugt	eher nicht überzeugt	unentschie- den	eher überzeugt	ganz und gar überzeugt
Erst vor einem Monat brachte eine Schlagzeile Politiker B viel Hämme ein. Eine Wochenzeitung titelte: 'Die Regeln wurden befolgt. Sogar von B'.	☐	☐	☐	☐	☐
Über Politiker C hält sich ein hartnäckiges Gerücht, er habe bei einem anderen Projekt, wo Sicherheitsbestimmungen nach Belieben verletzt wurden, jedenfalls die Finger im Spiel gehabt.	☐	☐	☐	☐	☐
Du bist in derselben Region aufgewachsen wie Politiker A. Du kennst daher seinen Werdegang und fragst dich manchmal, ob sein Weg nicht auch der Deinige gewesen hätte sein können.	☐	☐	☐	☐	☐
Selten zeugte ein Politiker so von Bodenständigkeit und Volksnähe wie Politiker B, dem deshalb sogar die politische Konkurrenz Respekt zollt.	☐	☐	☐	☐	☐
Der Titel eines vielzitierten Kommentars einer auflagenstarken Tageszeitung von letzter Woche lautete: 'Wankelmüt ist Politiker C's zweiter Vorname'.	☐	☐	☐	☐	☐

A4. Bitte gib auf der Skala an, wie sehr Du davon überzeugt bist, dass der Politiker Deine Interessen vertreten wird.

	ganz und gar nicht überzeugt	eher nicht überzeugt	unentschie- den	eher überzeugt	ganz und gar überzeugt
Politiker A zeigt sich zu dem Thema ausgesprochen gesprächsbereit. Um die Meinung aller Parteien zu hören, hat er bereits mehrere Versammlungen vor Ort angesetzt.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker B gilt nicht unbedingt als Medienprofi. Entsprechend kommuniziert er fast ausschließlich über seine Pressesprecher.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker C ist bemüht, seine Sicht der Dinge über verhältnismäßig häufige Gastkommentare und Blogeinträge der Öffentlichkeit zu vermitteln.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker A betont, dass er das Projekt unterstütze und zu seinem Wort stehen werde. Die hiesige Medienlandschaft äußert jedoch Zweifel an der Standhaftigkeit von A, zumal er diese schon des Öfteren vermissen ließ.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker B versichert, konträr zur Aussage seiner Pressesprecher, er habe die Zusage der Sponsoren bereits in der Tasche.	☐	☐	☐	☐	☐

A5. Bitte gib auf der Skala an, wie sehr Du davon überzeugt bist, dass der Politiker Deine Interessen vertreten wird.

	ganz und gar nicht überzeugt	eher nicht überzeugt	unentschie- den	eher überzeugt	ganz und gar überzeugt
Politiker C äußert sich zu den Kosten des Baus ausgesprochen positiv. Noch vor drei Tagen räumte er ein, dass die Ausgaben das Stadtbudget unvorhersehbar belasten könnten.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker A hat sich zu Beginn der Planung nachweislich vollkommen falscher Baumaterialkosten bedient, um das Projekt günstig erscheinen zu lassen. Morgen will er die wahren Zahlen verkünden.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker B war ehemals Regierungsmitglied und ist Dir vor allem wegen gebrochener Wahlversprechen in Erinnerung geblieben. Nun wirbt er für das Projekt und beteuert die Sinnhaftigkeit des Baus.	☐	☐	☐	☐	☐
Politiker C wurde vor einem Jahr wegen einer Falschaussage vor Gericht rechtskräftig verurteilt. Heute macht er sich für das Projekt stark und versichert, dass dasselbe allen Anrainern zugute kommen werde.	☐	☐	☐	☐	☐



Section B: Demographischer Block

B1. Wie alt bist Du?

--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

B2. Dein Geschlecht?

Female ☐

Male ☐

10.4.1 Eidesstattliche Erklärung

Ich versichere hiermit, die vorliegende Magisterarbeit selbstständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Hilfsmittel verwendet zu haben. Sämtliche Stellen der Arbeit, welche benutzten Werken im Wort laut oder sinngemäß entnommen sind, wurden durch Quellenverweise kenntlich gemacht. Die Arbeit wurde bisher in gleicher oder ähnlicher Form keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt und auch noch nicht veröffentlicht.

Wien, im Juni 2014

Bernhard Pröll

Lebenslauf

✉ a9935062@unet.univie.ac.at
📁 [mutbuerger.github.io](https://github.com/mutbuerger)

Ausbildung

- 2011–heute **Masterstudium**, *Publizistik- und Kommunikationswissenschaft*, Wien, *Master*.
2008–2010 **Bakkalaureatsstudium**, *Publizistik- und Kommunikationswissenschaft*, Wien, *Bakk..*

Master Thesis

- Titel *Öffentliches Vertrauen in politische Akteure*
Betreuer Univ.-Prof. Dr. Roland Burkart
Beschreibung Eine empirische Skalenentwicklung mithilfe faktoranalytischer Verfahren

Berufliche Erfahrung

- 2009–heute **Büroangestellter**, *Kuratorium Wiener Pensionisten-Wohnhäuser*, Wien.
2002–2005 **Eventagentur**, *Starke Events*, Wien.
2000–2001 **Ferialpraxis**, *PVM Oil Associates*, Wien.

Nebentätigkeiten

- 2006–heute **Nachhilfelehrer**, *Mathematik*, Wien.

Fremdsprachen

- Englisch **fließend**
Französisch **Grundkenntnisse**