

Die Zustimmung- und Ablehnungstendenzen im Zusammenhang mit der Itemrichtung: positiv vs. negativ formulierte Items

Rostampour, Parviz

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Rostampour, P. (1998). Die Zustimmung- und Ablehnungstendenzen im Zusammenhang mit der Itemrichtung: positiv vs. negativ formulierte Items. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 42, 148-169. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-199940>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Die Zustimmung- und Ablehnungstendenzen im Zusammenhang mit der Itemrichtung: positiv vs. negativ formulierte Items

von Parviz Rostampour¹

Zusammenfassung

Es wird anhand von Hauptkomponentenanalysen mit 13 Itemgruppen gezeigt, daß es bei einem erheblichen Teil der Befragten entweder eine Zustimmung- oder eine Ablehnungstendenz unabhängig vom Iteminhalt gibt. Dies führt dazu, daß Items mit entgegengesetzten Inhalten gleichzeitig bejaht bzw. verneint werden. Eine Operationalisierung dieser Inkonsistenz durch die Hauptkomponentenanalysen ermöglicht eine Unterscheidung zwischen 'punktuellen' und 'universellen' Inkonsistenzen. Es werden weiterhin die systematischen Verzerrungen, die dadurch bei den Statistiken verursacht werden (z.B. systematische Überschätzung der positiven und Unterschätzung der negativen Korrelationen), diskutiert und ein Vorschlag für deren Minimierung gemacht. Anschließend wird eine Typologie der inkonsistenten Befragten (anhand einer Clusteranalyse und einer multinomialen logistischen Regression) durchgeführt.

Abstract

Using principal component analysis (PCA) as the statistical method of investigation, this article assesses respondents' views in terms of 13 competing items. The results suggest that a considerable amount of interviewees have a tendency to either agree or disagree with an item independent of its contents. A consequence of this factor is that items with opposite contents are both agreed and disagreed by respondents. Measuring these inconsistencies with the help of PCA not only allows us to make a distinction between punctual and universal inconsistencies but also to assess their consequences both in terms of the inconsistencies they cause as well as their consequent systematic biases in estimates. These are, for example, the systematic overestimation of positive correlation coefficients among items as

1 **Parviz Rostampour** ist Wissenschaftlicher Projektmitarbeiter am Institut für Schulpädagogik und Grundschulpädagogik der TU Dresden (Fakultät Erziehungswissenschaften), 01062 Dresden.

well as the underestimation of their negative counterparts. A way to minimize this biases is proposed. Using a cluster analysis and a multinomial logistic regression a typology of inconsistent interviewees is carried out.

1. Einleitung

Bei der Formulierung des Fragebogens steht man hin und wieder vor der Frage, ob positive oder negative Items angemessener sind. Mit den positiven Items sind hier Items gemeint, die einen nach den herrschenden Normen und Meinungen positiven Inhalt aufweisen: Affirmation der positiven (bzw. Negation der negativen) Eigenschaften, Meinungen, Zustände usw. Negative Items drücken das Gegenteil aus. In diesem Sinne ist das Item „Meine Mutter ist gar nicht streng“ genauso positiv wie das Item „Ich gehe sehr gern zur Schule“. Dagegen ist das Item „Ich wünsche mir oft, eine andere/ein anderer zu sein“ genauso negativ wie das Item „Die Lehrer/innen hier behandeln nicht alle Schüler/innen gerecht“. Selbstverständlich gibt es Fälle, wo man darüber streiten kann, ob etwas nach den herrschenden Normen und Meinungen positiv oder negativ ist. Darauf wird hier nicht weiter eingegangen, weil es sich erstens bei unseren Beispielen um keine umstrittenen Fälle handeln dürfte, und zweitens für die meisten zu diskutierenden Aspekte - mit Ausnahme des Vergleichs zwischen den Standardabweichungen (s. weiter unten) - der Vergleich zwischen den entgegengesetzten Richtungen möglich ist, ohne daß eine Einigkeit darüber bestehen muß, welche Items positiv und welche negativ sind. Es muß auf jeden Fall ein Konsens darüber existieren, welches Item welchem widerspricht. Im Mittelpunkt dieses Beitrags steht nicht die Frage, welche Formulierung einem besseren Verständnis der Inhalte dient. Es werden vielmehr folgende Fragen behandelt:

1. Wie läßt sich eine Inkonsistenz der Befragten hinsichtlich der Beantwortung der Items mit ähnlichen Inhalten, aber unterschiedlichen Richtungen feststellen und „messen“?
2. Welche systematischen Verzerrungen hängen mit einer solchen Inkonsistenz zusammen und wie lassen sie sich vermeiden?
3. Bei welchen Befragten ist diese Inkonsistenz stärker zu beobachten?

Für die Beantwortung dieser Fragen wird hier eine repräsentative Befragung von 3147 Schülern aus 179 Klassen in 30 Schulen in Sachsen verwendet, die 1995/96 in repräsentativ ausgewählten Klassen durchgeführt wurde. Es wurden die Jahrgänge 6, 8 und die Abschlußklassen der Sekundarstufe I (Klasse 9 bzw. Klasse 10) in Gymnasien, Mittelschulen und Förderschulen befragt.²

2 Die Befragung wurde im Rahmen des DFG-Projekts „Gewalt in der Schule“ von der Forschungsgruppe „Schulevaluation“ an der TU Dresden (Leitung: **W. Melzer**) durchgeführt. Die vorliegende Analyse geht auf das Problem Gewalt in der Schule nicht ein. Es stehen ausschließlich methodische Probleme im Vordergrund.

2. Überprüfung der Inkonsistenz mit Hauptkomponentenanalyse

Mit den zahlreichen Items des Fragebogens haben wir - im Rahmen der Analyse schulischer Gewalt - anhand von Hauptkomponentenanalysen viele Faktorvariablen konstruiert, die unterschiedliche Dimensionen wie Einstellungen, Verhalten und Beobachtungen der Schüler, Merkmale ihrer Familien und Schul- und Klassenmerkmale repräsentieren. Die meisten gebildeten Faktoren beinhalten Items, die alle dieselbe Richtung haben (alle positiv bzw. alle negativ). Im folgenden werden solche Faktoren als unidirektionale Faktoren bezeichnet. Unidirektionale Faktoren sind in vielen Fällen die einzige Alternative, beispielsweise wenn man nach der Häufigkeit des Auftretens bestimmter Sachverhalte fragt. Hier kann man in der Regel nicht nach der Häufigkeit des „Nichtauftretens“ fragen. Bei den Items z.B. über die Einstellungen sind aber Items mit unterschiedlichen Richtungen wohl möglich. Faktoren, die Items mit unterschiedlichen Richtungen beinhalten, werden im folgenden bidirektionale Faktoren genannt. Zuerst konzentrieren wir uns auf diese Faktoren. Wir haben insgesamt 13 bidirektionale Faktoren, auf die auch in diesem Beitrag eingegangen wird. Tabelle 1 zeigt die Items von vier exemplarischen bidirektionalen Faktoren und ihre jeweiligen Ladungen auf ihre ersten und zweiten gemeinsamen unrotierten und (rechtwinklig) rotierten Faktoren.³

Von den neun Items des „Selbstwertgefühls“ beispielsweise beinhalten fünf Items ein inhaltlich positives und vier Items ein inhaltlich negatives Selbstwertgefühl (vgl. Tabelle 1). In der Hauptkomponentenanalyse mit diesen neun Items weisen die Ladungen der ersten fünf Items beim ersten unrotierten Faktor (erwartungsgemäß) ein anderes Vorzeichen auf als die der restlichen vier Items, so daß wir - angesichts der mehr oder weniger hohen Ladungen - diesen ersten Faktor als „Selbstwertgefühl“ bezeichnen dürfen. Im folgenden ist aber nicht dieser erste Faktor, sondern der zweite gemeinsame Faktor dieser Items von Interesse. Auf diesem Faktor haben alle neun Items eine positive Ladung. Das bedeutet, daß diese Dimension gegenüber der Fragerichtung invariant ist. Die Existenz dieses Faktors ist in erster Linie darauf zurückzuführen, daß viele Befragte die Items inhaltlich nicht bzw. wenig konsistent beantwortet haben.

Eine konsistente Beantwortung liegt vor, wenn z.B. eine starke (bzw. schwache) Ablehnung der positiven Items eines Faktors mit einer starken (bzw. schwachen) Zustimmung bei den negativen Items desselben Faktors einhergeht und umgekehrt. Wenn aber sowohl bei positiven als auch bei negativen Items eine Ablehnung (bzw. Zustimmung) signalisiert wird oder die Ablehnung in einem Fall schwächer ist als die Zustimmung im anderen Fall, dann liegt eine inhaltliche Inkonsistenz vor. Das kommt vor, wenn z.B. eine Tendenz vorhanden ist,

Inhaltliche Analysen der Forschungsgruppe über die schulische Gewalt befinden sich u.a. in *Melzer/Rostampour* (1996), *Schubarth* (1997), *Rostampour/Schubarth* (1997), *Rostampour/Melzer* (1997), *Schubarth* u.a. (1997).

3 Vergleichbare Tabellen für die weiteren 9 Hauptkomponentenanalysen sind auf Wunsch beim Autor zu erhalten.

die Fragen eher zu bejahen (Zustimmungs- oder Bejahungstendenz) bzw. zu verneinen (Ablehnungs- oder Verneinungstendenz) und zwar (mindestens z.T.) unabhängig vom Inhalt. Eine Zustimmung mit allen Items wird in unserem Beispiel durch einen großen (positiven) Wert des zweiten Faktors repräsentiert und eine Ablehnung aller Items durch einen kleinen (negativen). Werte um die Null repräsentieren mehr oder weniger eine Konsistenz gegenüber der unterschiedlichen Itemrichtungen. Es gibt natürlich auch andere Formen von Inkonsistenz, beispielsweise wenn man gleichgerichtete und inhaltlich ähnliche Items widersprüchlich beantwortet (etwa in Panel-Analysen oder auch sonst). Wir wollen uns aber in diesem Artikel ausschließlich mit der Inkonsistenz im Kontext der Items mit unterschiedlichen Richtungen beschäftigen.

Wenn wir mit den zwei extrahierten Faktoren der neun Items des „Selbstwertgefühls“ eine rechtwinklige Rotation durchführen, erzielen wir zwei neue Faktoren mit hohen Ladungen jeweils entweder mit den positiven oder mit den negativen Items. Das würde bedeuten, daß der erste rotierte Faktor ein „positives Selbstwertgefühl“ und der zweite ein „negatives Selbstwertgefühl“ beinhalten würde. Es ist aber inhaltlich sinnlos, daß eine einzige Dimension durch zwei Faktoren repräsentiert wird, die miteinander nicht korrelieren (rechtwinklige Rotation!). Der Erwartungswert für die Korrelation zwischen dem negativen und positiven Selbstwertgefühl ist eigentlich -1. Die rotierte Lösung zeigt nur deutlich, daß die Antworten bei den positiven Items eine andere Struktur aufweisen als bei den negativen. Durch die Rotation werden die Dimensionen „Selbstwertgefühl“ und „Inkonsistenz“ bei der Beantwortung der Items miteinander „vermischt“ und folglich wird eine rechnerisch einwandfreie, aber inhaltlich nicht plausible „Lösung“ erzielt. Das zeigt übrigens auch, daß die rotierten Faktorenlösungen nicht immer besser als die unrotierten sind.

Die Abhängigkeit der Antwortstruktur von der Itemrichtung ist kein Spezifikum des Faktors „Selbstwertgefühl“. Bei allen weiteren bidirektionalen Faktoren in unserer Studie ist eine ähnliche Struktur zu beobachten (s. Tabelle 1). In allen Fällen laden sowohl positive als auch negative Items positiv auf dem zweiten⁴ (unrotierten) Faktor und in allen Fällen führt eine rechtwinklige Rotation⁵ zu dem nicht plausiblen Schluß, daß zwei voneinander unabhängige Faktoren dieselbe latente Variable mit entgegengesetzten Richtungen „messen“ würden.

4 Es muß nicht immer unbedingt der *zweite* Faktor sein. Wenn z.B. sich die meisten Befragten inkonsistent verhalten, dann wird erwartet, daß der *erste* Faktor die Dimension Inkonsistenz repräsentiert. In einigen Analysen kann es auch vorkommen, daß der *dritte* Faktor (oder höher) die Inkonsistenz gegenüber der Itemrichtung beinhaltet, wenn z.B. weitere Meßfehler stärker sind als diese Inkonsistenz.

5 Bei den Hauptkomponentenanalysen mit nur zwei Items ertübrigt sich die Rotation.

Tabelle 1: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalysen für „Selbstwertgefühl“, „didaktische Kompetenz“, „Schullust“ und „Gerechtigkeit der Lehrer“

| Items: | Richtung | 1. Faktor | 2. Faktor | 1.Faktor (rotiert) | 2. Faktor (rotiert) |
|---|----------|-----------|-----------|--------------------|---------------------|
| I. „Selbstwertgefühl“ | | | | | |
| 92. Im großen und ganzen bin ich mit mir zufrieden.* | pos. | .70 | .26 | .70 | -.26 |
| 92a. Ich bin mit meinem Aussehen zufrieden. | pos. | .67 | .20 | .64 | -.28 |
| 103. Ich glaube, ich habe eine Reihe guter Eigenschaften. | pos. | .57 | .40 | .69 | -.28 |
| 107. Ich habe Grund, auf mich stolz zu sein. | pos. | .68 | .39 | .77 | -.06 |
| 124. Im großen und ganzen halte ich mich für erfolgreich. | pos. | .65 | .34 | .72 | -.15 |
| 95. Ich wünsche mir oft, eine andere/ein anderer zu sein. | neg. | -.61 | .39 | -.21 | .69 |
| 99. Ich fühle mich oft unglücklich. | neg. | -.59 | .47 | -.14 | .74 |
| 110. Manchmal komme ich mir wirklich nutzlos vor. | neg. | -.57 | .50 | -.11 | .75 |
| 118. Ich wollte, ich könnte von mir eine bessere Meinung haben. | neg. | -.62 | .37 | -.23 | .69 |
| Eigenwert | | 3.59 | 1.31 | | |
| Varianzaufklärung | | 39.8% | 14.5% | | |
| II. „Didaktische Kompetenz“ der Lehrer aus der Sicht des Befragten | | | | | |
| 69. Die meisten unserer Lehrer/innen können gut erklären. | pos. | -.67 | .54 | -.20 | .84 |
| 70. Der Unterricht wird von den meisten Lehrern/innen abwechslungsreich gestaltet. | pos. | -.62 | .62 | -.10 | .87 |
| 72. Die meisten Lehrer/innen machen den Unterricht nicht anschaulich, so daß man keinen guten Durchblick bekommt. | neg. | .77 | .25 | .76 | -.27 |
| 73. Im Unterricht gehen die Lehrer/innen oft viel zu schnell vor, man kommt gar nicht mit. | neg. | .68 | .46 | .82 | -.06 |
| 74. In den meisten Unterrichtsstunden kommt bei den Schülern/innen Langeweile auf. | neg. | .67 | .36 | .75 | -.12 |
| Eigenwert | | 2.33 | 1.10 | | |
| Varianzaufklärung | | 46.6% | 21.9% | | |
| III. „Schullust“ | | | | | |
| 98. Ich gehe sehr gern zur Schule. | pos. | .81 | .02 | -.63 | .51 |
| 109. In der Schule bin ich meist gut gelaunt. | pos. | .53 | .65 | -.03 | .84 |
| 120. Es gibt in der Schule eigentlich viele Dinge, die mir Spaß machen. | pos. | .66 | .43 | -.26 | .74 |
| 94. Schon der Gedanke an die Schule macht mich oft mißmutig. | neg. | -.71 | .20 | .69 | -.28 |
| 125. Ich bin froh, wenn ich nicht mehr zur Schule gehen muß. | neg. | -.69 | .34 | .75 | -.15 |
| 127. Ich könnte meine Zeit besser außerhalb der Schule nutzen. | neg. | -.59 | .46 | .75 | .00 |
| Eigenwert | | 2.70 | .97 | | |
| Varianzaufklärung | | 44.9% | 16.1% | | |
| IV. „Gerechtigkeit der Lehrer“ | | | | | |
| 171. Unsere Lehrer/innen beurteilen uns und unsere Schulleistungen äußerst gerecht. | pos. | .76 | .65 | | |
| 245. Die Lehrer/innen hier behandeln nicht alle Schüler/innen gerecht. | neg. | -.76 | .65 | | |
| Eigenwert | | 1.15 | .85 | | |
| Varianzaufklärung | | 57.5% | 42.5% | | |

* Die Nummern der Items zeigen ihre jeweilige Position im Fragebogen. Die Antwortkategorien bei allen diesen Items und die Form ihrer Vorgabe sind wie folgt:

| Item | 5 | 4 | 3 | 2 | 1 |
|------|-------------------|--------------------|-------------|--------------------------|------------------|
| | stimmt ganz genau | stimmt überwiegend | teils teils | stimmt überwiegend nicht | stimmt gar nicht |

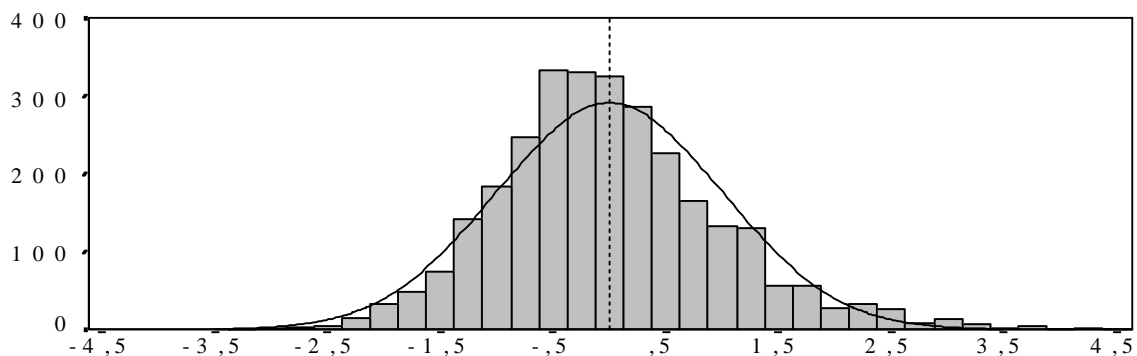
Das zeigt, daß die Inkonsistenz bei der Beantwortung aller Itemgruppen festzustellen ist, wenn auch mit unterschiedlichen Gewichten.⁶

Da es sich hier um eine Analyse handelt, in der die Items nicht für die Messung der Inkonsistenz konzipiert worden sind, widersprechen sich die positiven und negativen Items nicht gänzlich, was eigentlich für die vorliegende Analyse wünschenswert wäre. Das führt dazu, daß die jeweils zweiten Faktoren nicht nur die Inkonsistenz beinhalten, sondern auch z.T. von den tatsächlichen inhaltlichen Unterschieden der Items beeinflußt werden. Das ist je mehr der Fall, desto größer die inhaltlichen Unterschiede sind. Bei den Hauptkomponentenanalysen mit nur zwei Items beeinflussen die inhaltlichen Unterschiede den zweiten Faktor stärker als sonst, weil in diesen Fällen die gesamte Varianz der beiden Items gänzlich auf die zwei möglichen Faktoren verteilt wird. Mit der Zunahme der Items beinhaltet der zweite Faktor weniger die weiteren Einflüsse, weil diese Einflüsse auf die weiteren Faktoren (dritte usw.) laden können.

Daß die formale Invarianz bzw. inhaltliche Inkonsistenz sowohl eine Zustimmung- als auch eine Ablehnungstendenz beinhaltet, ist anhand der Verteilungen der zweiten Faktoren darstellbar. Abbildung 1 zeigt exemplarisch die Verteilung des zweiten Faktors der ersten Hauptkomponentenanalyse („Selbstwertgefühl“) in Form eines Histogramms. Extremwerte treten sowohl im negativen als auch im positiven Bereich auf und zwar mit einem relativen Übergewicht im positiven Bereich. Dieses Übergewicht ist in den anderen 12 Fällen nicht so stark. In zwei Fällen gibt es sogar ein relatives Übergewicht im negativen Bereich. Die Daten zeigen aber, daß die Zustimmungstendenz in dieser Stichprobe stärker als die Ablehnungstendenz ist. Das könnte aber methodisch bedingt sein. In unserem Fragebogen sind die Kategorien der Zustimmung immer vor den Kategorien der Ablehnung abgedruckt worden. Dies kann möglicherweise dazu führen, daß diese Kategorien von den Meinungslosen eher angekreuzt werden. Auf jeden Fall gibt es in allen Fällen sowohl eine Zustimmung- als auch eine Ablehnungstendenz, wenn auch mit unterschiedlichen Gewichten.⁷ Hätte es nur eine Zustimmungstendenz gegeben, wäre die Verteilung im negativen Bereich noch steiler gewesen (etwa wie Chi²-Verteilung).

6 Daß die Eigenwerte der zweiten Faktoren z.T. kleiner als eins sind, stellt in unserer Diskussion kein Problem dar. Wir haben es hier mit einem *Meßfehler* zu tun und nicht mit einer inhaltlichen Dimension. Da die Eigenwerte nicht nur von der Stärke der Ladungen, sondern auch von der *Anzahl der Items* bestimmt werden, sollte man für eine bessere Einschätzung der Größe der Meßfehler auf die *Varianzaufklärung* der Faktoren achten. In unseren 13 Hauptkomponentenanalysen erklären die zweiten Faktoren zwischen 14.5 bis 45.1% der Gesamtvarianz der jeweiligen Itemgruppen. Diese Anteile sind für einen Meßfehler recht hoch und dürfen nicht unberücksichtigt bleiben.

7 In der einschlägigen Literatur (unter den Stichworten wie „response set“, „acquiescence“ und „agreeing-response bias“) steht meistens die Zustimmungstendenz im Mittelpunkt der Analysen (z.B. *Bass* 1956; *Lenski* und *Leggett* 1960; *Hare* 1960; *Esser* 1977 und *Schuman* und *Presser* 1981). Die Ablehnungstendenz ist dagegen weniger diskutiert worden (z.B. *Couch* und *Keniston* 1960).

Abb. 1: Verteilung des 2. Faktors der Hauptkomponentenanalyse „Selbstwertgefühl“

Wenn es zutrifft, daß die jeweils zweiten Faktoren mehr oder weniger die Dimension Inkonsistenz gegenüber der Itemrichtung indizieren, und wenn die beobachteten Zustimmung- und Ablehnungstendenzen nicht themenspezifisch (punktuell), sondern themenübergreifend (universell) sind, dann ist es zu erwarten, daß diese zweiten Faktoren untereinander positiv korrelieren. Die Korrelationsmatrix dieser Faktoren⁸ entspricht dieser Erwartung, wenn auch in einer abgeschwächten Form. Bei den insgesamt 78 Korrelationskoeffizienten gibt es nur zwei negative, die übrigens sehr schwach und nicht signifikant sind. Die restlichen positiven - aber auch nicht so starken (im Schnitt .10) - Korrelationskoeffizienten zeigen, daß die zweiten Faktoren miteinander zusammenhängen. Das deutet darauf hin, daß es neben themenspezifischen Zustimmung- bzw. Ablehnungstendenzen eine themenübergreifende Zustimmung- bzw. Ablehnungstendenz gibt. Eine punktuelle (bzw. themenspezifische) Inkonsistenz liegt z.B. vor, wenn man sich nur bei Themen inkonsistent verhält, bei denen man möglicherweise keine verfestigten Meinungen hat, während bei den festen Einstellungen wenig Spielraum für die genannten Tendenzen bleibt. Im folgenden werden die jeweils zweiten Faktoren als „punktuelle Inkonsistenzfaktoren“ bezeichnet.

Für die relative Schwäche der Korrelationen gibt es auch weitere Gründe. Das Problem der inhaltlichen Unterschiede ist bereits besprochen worden. Darüber hinaus kann man auf die Tatsache hinweisen, daß bei den meisten der durchgeführten Hauptkomponentenanalysen eine unterschiedliche Anzahl von positiven und negativen Items vertreten ist. Wenn z.B. die Mehrzahl der Items in einer Hauptkomponentenanalyse eine positive (bzw. negative) Richtung hat, wird der erste Faktor stärker von den positiven (bzw. negativen) Items determiniert (vorausgesetzt, daß alle Items inhaltlich tatsächlich zusammengehören) und der zweite Faktor folglich von den negativen (bzw. positiven). Dies führt wiederum dazu, daß beim ersten Faktor die betreffende Dimension mit einer Portion Inkonsistenz vermischt wird, und der zweite Faktor die Inkonsistenz nicht mehr so genau „mißt“, sondern eine Portion von

⁸ Diese Korrelationsmatrix ist auf Wunsch beim Autor zu erhalten.

der anderen Dimension mit enthält. Die Stärke dieser Vermischung hängt vom Umfang der vorhandenen Disproportionalität zwischen den positiven und negativen Items ab. Dieser Meßfehler beeinflußt die Korrelationen zwischen den zweiten Faktoren, je nachdem, wie die jeweils ersten Dimensionen miteinander und mit dem Merkmal Inkonsistenz korrelieren⁹. Bei allen oben durchgeführten bidirektionalen Hauptkomponentenanalysen mit unterschiedlicher Anzahl von positiven und negativen Items ist die durchschnittliche Ladung der überrepräsentierten Items beim ersten Faktor größer und beim zweiten Faktor kleiner als die entsprechende (durchschnittliche) Ladung des (der) unterrepräsentierten Item(s). Diese Unterschiede steigen mit zunehmender Disproportionalität bei der Anzahl der Items mit unterschiedlicher Richtung.¹⁰ In den Fällen, wo ein Gleichgewicht zwischen den Richtungen besteht, hängt der zweite Faktor mit den Items der beiden Richtungen mit mehr oder weniger gleicher Stärke zusammen.

3. „Universelle“ Zustimmung- und Ablehnungstendenzen als Prädiktoren der punktuellen Inkonsistenz

Im folgenden wird überprüft, inwieweit eine punktuelle Inkonsistenz mit einer angenommenen universellen Tendenz zur Zustimmung oder Ablehnung zusammenhängt. Als einen (vorläufigen) Indikator für eine solche universelle Tendenz kann man die relativen Anteile der angekreuzten Kategorien bei allen Items des Fragebogens, die dieselbe Zustimmungsskala aufweisen, zu Hilfe nehmen. Das sind insgesamt 169 Items für die Schüler der 6. Klasse und 191 Items für die höheren Klassenstufen in Gymnasien und Mittelschulen und 68 Items für die Schüler der Förderschulen. Bei jedem Befragten läßt sich der relative Anteil der jeweiligen Kategorie bezogen auf alle gültigen Antworten bei diesen Items errechnen. Diese relativen Anteile sind nicht nur von den tatsächlichen Einstellungen der Befragten gegenüber den gestellten Fragen abhängig, sondern auch von den etwaigen Zustimmung- und Ablehnungstendenzen, so daß wir diese relativen Anteile als grobe „Messung“ für die jeweilige Tendenz betrachten. Am häufigsten ist die Mittelkategorie „teils teils“ angekreuzt worden (mittlerer relativer Anteil = .30). Wenn wir von dieser Mittelkategorie absehen, gibt es einen fast linearen Aufstieg von starker Zustimmung (.13) über schwache Zustimmung (.16) und schwache Ablehnung (.19) bis zu starker Ablehnung (.22). Das bedeutet natürlich nicht, daß in der Stichprobe die Ablehnungstendenz stärker als die Zustimmungstendenz sei. Diese Verteilung spiegelt in erster Linie die Struktur unseres Fragebogens wider, der offensichtlich Items beinhaltet, die im Schnitt eher abgelehnt werden. Es gibt kein Gleichgewicht zwischen den positiven und negativen Items im jeweiligen Themenbereich und folglich im

9 Auch *Lettau* (1991, S. 62) stellt fest, daß der zweite Faktor „überwiegend in Zusammenhang mit den ‘reversed’ Items steht.“ Das ist aber nur dann der Fall, wenn wie bei seinem Beispiel die ‘reversed’ Items unterrepräsentiert sind (7 vs. 3).

10 Die unidirektionalen Faktoren können in dieser Hinsicht als ein Spezialfall der bidirektionalen Faktoren betrachtet werden, bei denen diese Disproportionalität am größten und der erste Faktor am meisten mit dem durch die Inkonsistenz verursachten Meßfehler belastet ist.

ganzen Fragebogen. Mit einem anderen Fragebogen könnte man mit derselben Stichprobe eine andere Verteilung beobachten. Diese Verteilung ist aber durch die Zustimmung- und Ablehnungstendenzen in die eine oder andere Richtung verzerrt, je nachdem, welche Tendenz in der Stichprobe stärker ist. Bei einem Gleichgewicht der beiden Tendenzen sind diese Mittelwerte unverzerrt. Bei den einzelnen Individuen sieht es aber anders aus. Die Befragten mit einer Zustimmungstendenz weisen in der Regel höhere Anteile bei den Kategorien der Zustimmung auf und die Befragten mit einer Ablehnungstendenz bei den Kategorien der Ablehnung. Das ist natürlich keine genaue Messung der Inkonsistenz, weil es - wie schon erwähnt - eine unterschiedliche Anzahl von positiven und negativen Items in jedem Bereich gibt. Das führt dazu, daß bei einer bestimmten Konstellation von Merkmalen auch ohne Inkonsistenz starke Abweichungen von den durchschnittlichen Anteilen der Stichprobe beobachtet werden. Wenn wir aber davon ausgehen, daß diese relativen Anteile die vorhandenen Zustimmung- und Ablehnungstendenzen annähernd messen, dann wäre zu erwarten, daß unsere punktuellen Inkonsistenzfaktoren einen positiven Zusammenhang mit den relativen Anteilen der ersten zwei Kategorien (Zustimmungskategorien) und einen negativen Zusammenhang mit den relativen Anteilen der letzten zwei Kategorien (Ablehnungskategorien) aufweisen. Es wäre weiterhin zu erwarten, daß dieser Zusammenhang bei der stärkeren Zustimmung (bzw. Ablehnung) stärker ist als der Zusammenhang bei der schwächeren Zustimmung (bzw. Ablehnung). Diese Vermutungen lassen sich durch 13 multiple Regressionen mit jeweils einem der punktuellen Inkonsistenzfaktoren als „abhängige“ und den relativen Anteilen der vier genannten Antwortkategorien als „erklärende“ Variable überprüfen.¹¹ Für jede Regression wurden die relativen Anteile neu berechnet und zwar jedesmal unter dem Ausschluß der Items, die vorher bei der Berechnung des betreffenden Inkonsistenzfaktors berücksichtigt worden waren, damit die Werte der jeweiligen abhängigen Variable keine Rolle in der Berechnung der erklärenden Variablen derselben Regression spielen. Dadurch ergeben sich geringfügige Differenzen bei den relativen Anteilen. Die Ergebnisse entsprechen weitgehend den Erwartungen.

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse dieser 13 Regressionen (standardisierte Regressionskoeffizienten). Von den 52 geschätzten Koeffizienten gibt es nur in zwei Fällen ein Vorzeichen, das nicht erwartet wurde (beide nicht signifikant). Unter den restlichen 50 Koeffizienten mit erwartungsgemäßen Vorzeichen sind nur zwei nicht signifikant. Bei den 26 möglichen Vergleichen zwischen stärkerer und schwächerer Zustimmung (bzw. Ablehnung) weist die stärkere Kategorie in 25 Fällen erwartungsgemäß einen stärkeren Zusammenhang mit dem jeweiligen Inkonsistenzfaktor auf. Diese Ergebnisse zeigen eindeutig, daß es eine universelle Inkonsistenz gibt, die mit den Inkonsistenzen der konkreten Themenbereiche korreliert. Die

11 Der relative Anteil der Mittelkategorie „teils teils“ wird wegen Redundanz nicht berücksichtigt:
Relativer Anteil jeder Kategorie = $1 - (\text{Summe der relativen Anteile aller anderen Kategorien})$.

z.T. kleineren R²-Werte deuten aber darauf hin, daß die punktuellen Inkonsistenzen auch relativ unabhängig von dieser universellen Inkonsistenz (d.h. themenspezifisch) sind.

Tabelle 2: Ergebnisse der multiplen Regressionen mit jeweils einem Inkonsistenzfaktor als abhängiger und den relativen Anteilen der angekreuzten Antwortkategorien aller anderen Items als unabhängigen Variablen.

(Die Eintragungen sind standardisierte Regressionskoeffizienten.)

| Inkonsistenz im Bereich: | stimmt ganz genau | stimmt überwiegend | stimmt überw. nicht | stimmt gar nicht | R ² |
|--------------------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|----------------|
| Selbstwertgefühl | .46**** | .13**** | -.13**** | -.27**** | .24 |
| didakt. Kompetenz der Lehrer | .26**** | .06** | -.25**** | -.20**** | .15 |
| Schullust | .31**** | .09**** | -.13**** | -.15**** | .12 |
| manifeste Aggression Lehrer | .08** | -.01 | -.13**** | -.22**** | .04 |
| binnendifferenzierte Förderung | .19**** | .05** | -.15**** | -.25**** | .08 |
| Schulraumqualität | .26**** | .08*** | -.04 | -.19**** | .07 |
| Individuum-Klasse-Beziehung | .18**** | .04* | -.02 | -.08*** | .03 |
| Mitbestimmung im Unterricht | .20**** | .10**** | -.09*** | -.18**** | .06 |
| Gerechtigkeit der Lehrer | .27**** | .13**** | .01 | -.07** | .06 |
| Schulhektik | .11*** | .06* | -.09** | -.20**** | .04 |
| Lehrengagement | .25**** | .08*** | -.14**** | -.29**** | .12 |
| restriktive Mutter | .17**** | .07** | -.10*** | -.20**** | .06 |
| restriktiver Vater | .15**** | .06** | -.08** | -.15**** | .04 |
| „universelle“ Inkonsistenz | .47**** | .13**** | -.24**** | -.31**** | .31 |

*: $p < .05$; **: $p < .01$; ***: $p < .001$; ****: $p < .0001$

In einem weiteren Analyseschritt bilden wir anhand der ersten drei punktuellen Inkonsistenzfaktoren (in den Bereichen „Selbstwertgefühl“, „didaktische Kompetenz“ und „Schullust“) einen anderen Index für die universelle Inkonsistenz. Diese drei Faktoren wurden aus folgenden Gründen ausgewählt: sie weisen stärkere R²-Werte auf (s. Tabelle 2), beinhalten mehrere Items und weisen ein besseres Gleichgewicht zwischen den negativen und positiven Items auf, so daß sie nicht von einzelnen Items dominiert werden. Sie erfassen übrigens Aussagen über sich selbst (Selbstwertgefühl), über die Schule (didaktische Kompetenz der Lehrer) und über die eigene Beziehung zur Schule (Schullust). In einer weiteren Hauptkomponentenanalyse (zweiten Grades) bilden sie zusammen einen gemeinsamen Faktor (Ladungen .67 bis .71), der im folgenden als universeller Inkonsistenzfaktor bezeichnet wird. In einer Regressionsanalyse mit diesem Faktor als abhängiger Variable (nach dem vorherigen Muster) erklären die relativen Anteile der Antwortkategorien 31% der Varianz (letzte Zeile der Tabelle 2). Das kann als die Validierung dieses Indexes gelten.

4. Konsequenzen der Inkonsistenz bei den uni-, bi-, und multivariaten Statistiken

4.1. Verzerrung bei den Mittelwerten

Die Konsequenzen der Inkonsistenz gegenüber der Itemrichtung liegen auf der Hand. Betrachten wir zuerst die Mittelwerte. Bei einem Gleichgewicht der Zustimmung- und Ablehnungstendenzen in der Stichprobe sind die Mittelwertschätzungen bei einzelnen Items nicht verzerrt. Bei einem Übergewicht der Zustimmungstendenz ist der geschätzte Mittelwert in Richtung der Zustimmung mit dem Inhalt des Items verzerrt, bei einem Übergewicht der Ablehnungstendenz in die andere Richtung. Das führt dazu, daß je nach Itemrichtung ein anderer Mittelwert geschätzt wird. Als Beispiel betrachten wir die Items des Faktors „Gerechtigkeit der Lehrer“ (171 und 245), die annähernd identische Inhalte, aber unterschiedliche Richtungen aufweisen (s. Tabelle 1 unten). Die Mittelwerte betragen 3.28 bzw. 3.05. D.h., in beiden Fällen ist durchschnittlich ein leichtes Übergewicht der Zustimmung mit dem jeweiligen Item vorhanden, während sie sich widersprechen. Die beiden Mittelwerte unterscheiden sich vom Skalenmittelwert (=3) hochsignifikant. Daher würden wir in einem Fall die Hypothese als bestätigt sehen, daß die Lehrer im Schnitt die Schulleistungen der Schüler gerecht beurteilen, und in dem anderen Fall, daß die Lehrer im Schnitt nicht alle Schüler gerecht behandeln. Eine mögliche Lösung dieses Problems ist die Erstellung eines mittleren Summenindexes (nach der entsprechenden Umkodierung der Skalenwerte z.B. beim negativen Item). Das würde in unserem Beispiel einen Mittelwert von 3.12 ergeben. Demnach sehen die Schüler ihre Lehrer insgesamt als gerecht an, aber nicht so gerecht, wie das Item 171 allein suggeriert. Mit dieser Lösung ist die implizite Annahme verbunden, daß die „wahre“ Antwort jedes Befragten zwischen den zwei angegebenen Antworten liegt. Diese Annahme ist im Falle einer starken Inkonsistenz kaum gerechtfertigt, weil in solchen Fällen eher eine Meinungslosigkeit vorliegt als eine „wahre“ verborgene Meinung. Hier muß man zusätzlich annehmen, daß durch die Bildung des Mittelwerts auf Aggregatebene die unterschiedlichen Effekte sich ausgleichen und keine systematische Verzerrung entsteht. Ein mittlerer Summenindex liefert somit zwar verlässlichere Schätzungen des Mittelwerts als die Einzelitems. Er ist aber mit einem Idealzustand (d.h. ohne Inkonsistenz) nicht identisch.

4.2. Unterschiede bei den Standardabweichungen

Bei der Standardabweichung (bzw. Varianz) ist die Auswirkung der Inkonsistenz komplizierter. Daß die Standardabweichung in jedem Fall die durchschnittliche Abweichung von einem verzerrten Mittelwert angibt, ist dabei nicht die entscheidende Frage. Vielmehr ist entscheidend, ob man mit den positiven oder mit den negativen Items differenziertere Antworten erzielt. Im genannten Beispiel der Items 171 und 245 lauten die Standardabweichungen .91 bzw. 1.03. Das würde bedeuten, daß die Antworten im Falle der negativen Items mehr auseinandergehen, d.h. differenzierter sind. Die durchschnittliche Standardab-

weichung der 26 positiven Items beträgt 1.01 und die von den 28 negativen Items 1.09. Auch bei den einzelnen Itemgruppen ist die jeweilige durchschnittliche Standardabweichung der positiven Items kleiner als die der negativen (mit einer Ausnahme). Es sieht daher danach aus, daß bei den negativen Items eine größere Streuung vorliegt. Um diesen Schluß zu konkretisieren, wurden die relativen Häufigkeiten der einzelnen Kategorien der 26 positiven und der 28 negativen Items separat berechnet und miteinander verglichen. Die Mittelkategorie „teils teils“ wird bei den positiven Items häufiger als bei den negativen angekreuzt (38.1% vs. 30.8%). Die Kategorien der relativen Zustimmung/Ablehnung werden auch bei den positiven Items leicht bevorzugt (25.2% und 16,4% vs. 15,2% und 24.1%). Bei den Extremkategorien kommt die starke Ablehnung der positiven Items etwas seltener vor als die starke Zustimmung mit den negativen Items (9.1% vs. 9.9%). Die starke Zustimmung mit den positiven Items ist aber deutlich seltener zu beobachten als die starke Ablehnung der negativen Items (12.2% vs. 20.0%).¹² Dies und die relative Schwäche der Kategorie „teils teils“ bei den negativen Items sind die eigentlichen Ursachen für die größeren Standardabweichungen bei den negativen Items.

4.3. Verzerrungen bei den Korrelationen

Die Verzerrungen im Bereich der bi- und multivariaten Statistiken sind gravierender als im Bereich der univariaten.¹³ Bei den Korrelationen zwischen den einzelnen Items gibt es eine systematische Verzerrung und zwar unabhängig davon, ob es ein Gleichgewicht bei Zustimmung- und Ablehnungstendenzen in der Stichprobe gibt oder nicht, weil sie sich in diesem Fall nicht ausgleichen. Falls zwei Variablen in der Grundgesamtheit unkorreliert sind und es in der Stichprobe Zustimmung- und/oder Ablehnungstendenzen gibt, dann ist bei den entsprechenden Items eine positive Scheinkorrelation zu beobachten (vgl. dazu *Couch* und *Keniston* 1960). Dies könnte fälschlicherweise als ein inhaltlicher positiver (bzw. negativer) Zusammenhang interpretiert werden, wenn die beiden Items dieselbe Richtung (bzw. unterschiedliche Richtungen) aufweisen. Falls aber die zwei Variablen in der Grundgesamtheit korreliert sind, vermischt sich ihre Korrelation mit der genannten positiven Scheinkorrelation. Das führt bei den negativen Korrelationen zu einer systematischen Unterschätzung und bei den positiven Korrelationen zu einer systematischen Überschätzung der Korrelations-

12 *Krebs* (1992) kommt zu der Feststellung, daß die Zustimmung mit den negativen Items viel stärker ist als die Ablehnung der positiven, während dieser Unterschied hier sehr klein ist (9.9% vs. 9.1%). Da ihre Items nur zwei Antwortkategorien (Zustimmung/Ablehnung) aufweisen, bedeutet ihre Feststellung, daß die Ablehnung der negativen Items schwächer ist als die Zustimmung mit der positiven. Unsere Daten zeigen aber das Gegenteil (20.0% vs. 12.2%). Das ist mindestens z.T. auf die Berücksichtigung der Mittelkategorien in unserem Fragebogen zurückzuführen. Darüber hinaus sind diesbezüglich tatsächliche Differenzen zwischen den unterschiedlichen Grundgesamtheiten der beiden Studien (Schüler vs. Erwachsene) denkbar.

13 Wir beschäftigen uns hier ausschließlich mit der Korrelation. Ähnliche Ergebnisse gelten für die weiteren auf den Korrelationen basierenden Bereiche (Regressionsanalyse, Pfadanalyse usw.).

koeffizienten (die anderen möglichen Meßfehler erst einmal außer acht gelassen). Die Verzerrungen bei den positiven Korrelationen fallen in der Regel kleiner aus. Der Grund dafür ist vor allem bei den Extremkategorien zu suchen. Wenn bei einem Befragten die „richtige“ Antwort bei beiden Items „stimmt ganz genau“ ist (was bei den positiven Korrelationen häufiger vorkommt als bei den negativen), gibt es keinen weiteren Spielraum für eine mögliche Zustimmungstendenz. Genauso ist es bei der Ablehnungstendenz, wenn bei beiden Items die „richtige“ Antwort „stimmt gar nicht“ heißen würde (was ebenso bei den positiven Korrelationen häufiger zu beobachten ist als bei den negativen). Wenn aber die „richtigen“ Antworten jeweils am anderen Ende der Skala sind (was bei den negativen Korrelationen häufiger der Fall ist), gibt es sowohl für eine Zustimmung- als auch für eine Ablehnungstendenz wohl einen Spielraum, und zwar jeweils entweder bei dem einen oder bei dem anderen Item. Das führt zu einer stärkeren Unterschätzung der negativen Korrelationen im Vergleich zur Überschätzung der positiven Korrelationen.

Bei unserem Beispiel könnte man eine beinahe perfekte negative Korrelation zwischen den Items 171 und 245 erwarten (wenn man von weiteren Meßfehlern absehen würde). Der beobachtete Korrelationskoeffizient beträgt aber nur -0.149 . Die Schwäche dieser Korrelation kann nicht auf die geringfügigen inhaltlichen Differenzen der beiden Items zurückgeführt werden, sondern in erster Linie auf ihre unterschiedlichen Richtungen. Als eine weitere Erklärung für diese schwache Korrelation könnte man argumentieren, daß diese zwei Items im Fragebogen weit voneinander entfernt plaziert sind. Das würde bedeuten, daß die Beantwortung jedes Items z.T. mit der Beantwortung der unmittelbar vorangegangenen Items im Fragebogen zusammenhängen könnte. Im schlimmsten Fall könnte es sein, daß die Befragten mit ihren Kreuzen im Fragebogen bestimmte Muster gemalt haben.¹⁴

Um diese zwei möglichen Erklärungen zu überprüfen, betrachten wir die Korrelationen der beiden Items 171 und 245 mit den Items, die unmittelbar vor- und nachher im Fragebogen stehen (jeweils bis zu zwei Items). Tabelle 3 zeigt die entsprechenden Korrelationskoeffizienten. Die positiven Items sind dabei mit einem „+“ und die negativen mit einem „-“ versehen. Erwartungsgemäß weisen die Korrelationen des Items 171 mit allen 8 weiteren Items andere Vorzeichen auf als die entsprechenden Korrelationen des Items 245. Man kann aber deutlich erkennen, daß diese zwei inhaltlich weitgehend identischen (aber „umgekehrten“ Items) ganz unterschiedlich starke Korrelationen mit den acht benachbarten Items zeigen. Interessant ist in diesem Zusammenhang, daß bei allen Paarvergleichen die positive Korrelation stärker ist als die entsprechende negative Korrelation, und zwar unabhängig davon, ob die zwei korrelierenden Items benachbart sind oder nicht. Die stärkeren Korrelationen kommen aber in allen 8 Fällen nur dort vor, wo die korrelierenden Items dieselbe Richtung

14 Solche Fälle gab es bei unserer Befragung tatsächlich, die wir aber - soweit erkennbar - selbstverständlich von der Auswertung ausgeschlossen haben.

haben. Das zeigt, daß nicht die Reihenfolge der Items, sondern ihre jeweilige Richtung von Bedeutung ist.

Tabelle 3: Korrelationen der inhaltlich ähnlichen Items V171 und V245 („Gerechtigkeit der Lehrer“) und ihres ersten gemeinsamen Faktors mit den benachbarten Items¹⁵

| | V169 - | V170 - | V172 + | V173 - | V243 + | V244 + | V246 - | V247 + |
|-----------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| V171 + | -.109** | -.110** | .377** | -.137** | .224** | .341** | -.111** | .117** |
| V245 - | .193** | .207** | -.080** | .159** | -.092** | -.184** | .273** | -.023 |
| 1. Faktor | -.199** | -.209** | .302** | -.195** | .209** | .346** | -.254** | .093** |

*: $p < .05$; **: $p < .01$

Wenn wir in einer Hauptkomponentenanalyse mit dem ersten gemeinsamen Faktor der Items 171 und 245 eine Faktorvariable („Gerechtigkeit der Lehrer“) erstellen, werden die Effekte der Inkonsistenz weitgehend minimiert¹⁶ (weil diese 2 Items unterschiedliche Richtungen haben!). Tabelle 3 zeigt auch die Korrelationen dieser Faktorvariable mit den 8 benachbarten Variablen. Dabei sind die Vorzeichen identisch mit dem Vorzeichen der Korrelationen von 171, weil dieser Faktor eine (beliebige)¹⁷ positive Richtung hat. Interessant ist aber, daß die Korrelationen dieses Faktors mit den 8 benachbarten Items in allen 8 Fällen fast genauso stark sind wie die stärkste der beiden Korrelationen der Items 171 und 245 mit dem jeweiligen anderen Item, und das sind in allen Fällen die positiven Korrelationen. So kommen wir zu dem Ergebnis, daß die negativen Korrelationen der Einzel-items miteinander eine starke systematische Unterschätzung aufweisen, während in diesem Fall keine systematische Überschätzung der positiven Korrelationen zu verzeichnen ist.¹⁸

15 V169. Mir macht es zu schaffen, daß man dauernd damit rechnen muß, im Unterricht abgeprüft zu werden.

V170. Oft schafft man es gar nicht, für alle Fächer zu lernen und auch die Hausaufgaben zu machen.

V172. Bei etwas Anstrengung hat in unserer Schule jeder eine gute Chance durchzukommen.

V173. Ich kann lernen, soviel ich will: Das, was die Schule verlangt, kann ich gar nicht schaffen.

V243. Die meisten Lehrer/innen versuchen, auf die Eigenarten und Probleme einzelner Schüler/innen einzugehen.

V244. Wir kommen mit unseren Lehrern/innen gut aus.

V246. In unserer Klasse gibt es eine ganze Reihe von Schülern/innen, die bei den anderen wenig Beachtung finden.

V247. In unserer Klasse ist es für alle Schüler/innen einfach, Anschluß und Kontakt zu bekommen.

16 Wir sprechen hier von *Minimierung* und nicht von *Eliminierung* der Effekte. Der Grund ist der folgende: Durch die Faktorenbildung werden den inkonsistenten Befragten Werte im mittleren Bereich der Skala zugewiesen. Das enthält die bereits erwähnte problematische Annahme, daß diese Befragten eine mittlere Ausprägung des betreffenden Merkmals aufweisen. Man kann aber davon ausgehen, daß die diesbezüglichen Meßfehler bei weitem geringer und harmloser sind als die Meßfehler, die durch Einzel-items oder unidirektionale Faktoren zustande kommen.

17 Eine Drehung des Faktors um 180° würde identische Vorzeichen mit dem Item 245 ergeben.

18 Das letztere hängt möglicherweise damit zusammen, daß eine Faktorvariable die betreffende Dimension in der Regel besser mißt als ihre einzelnen Items (ob positiv oder negativ). Deswegen sind auch anhand einer

4.4. Verzerrungen der „unidirektionalen“ Faktoren

Die bisher diskutierten Ergebnisse zeigen, daß man sich für die „Messung“ einer latenten Variable keineswegs auf einzelne Items verlassen darf, sondern mehrere Items mit unterschiedlichen Richtungen dafür formulieren muß, damit durch eine Hauptkomponentenanalyse oder Bildung eines (mittleren) Summenindexes die unerwünschten Effekte der Inkonsistenz minimiert werden. Als Ergänzung dieses Ergebnisses muß hinzugefügt werden, daß auch die unidirektionalen Faktoren (bzw. Summenindizes) wie die Einzelitems zu verzerrten Ergebnissen führen, weil in diesen Faktoren (bzw. Summenindizes) die eigentlich interessierenden Dimensionen mit der Inkonsistenz der Befragten vermengt werden. Betrachten wir einmal die drei Dimensionen „Selbstwertgefühl“, „didaktische Kompetenz“ und „Schullust“. Für diese Dimensionen haben wir bereits drei bidirektionale Faktoren (die jeweils ersten unrotierten Faktoren der jeweiligen Hauptkomponentenanalyse in der Tabelle 1). Nun bilden wir zusätzlich für jede Dimension jeweils zwei weitere unidirektionale Faktoren: einen Faktor nur mit den positiven und einen Faktor nur mit den negativen Items derselben

Itemgruppe. Dadurch haben wir für jede Dimension drei Indikatoren zur Verfügung: eine bidirektionale und zwei unidirektionale Faktorvariablen. Nun können wir die Korrelation zwischen den jeweils zwei Dimensionen anhand von neun (3^2) Korrelationskoeffizienten überprüfen, also insgesamt 27 Koeffizienten ($3^2 \times 3$). Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse. Die unidirektionalen Faktoren mit nur positiven (bzw. nur negativen) Items sind mit „+“ (bzw. „-“) gekennzeichnet, die bidirektionalen mit einem „+&-“. Wenn wir die Korrelationen der unidirektionalen Faktoren untereinander mit den Korrelationen der bidirektionalen Faktoren untereinander vergleichen, können wir eine starke Unterschätzung bei allen negativen Korrelationen unter den unidirektionalen Faktoren verzeichnen (-.15 und -.05 im Vergleich zu

-.23 bzw. -.14 und -.22 im Vergleich zu .32 bzw. -.35 und -.23 im Vergleich zu -.50). Bei den positiven Korrelationen unter den unidirektionalen Faktoren gibt es dagegen sowohl Über- als auch Unterschätzungen.

Daß die erwartete systematische Überschätzung bei den positiven Korrelationen unter den unidirektionalen Faktoren nicht auftritt, ist möglicherweise (mindestens z.T.) darauf zurückzuführen, daß die bidirektionalen Faktoren in diesen Beispielen mehr Items beinhalten als die unidirektionalen und deswegen genauere „Messungen“ für die jeweilige latente Dimension mit weniger Meßfehlern (nicht nur bezüglich der genannten Tendenzen) darstellen. Folglich stellen sie die Zusammenhänge zwischen den latenten Variablen schärfer heraus.

Faktorvariable die Zusammenhänge mit weiteren Dimensionen eindeutiger festzustellen als anhand ihrer Einzelitems.

Tabelle 4: Korrelationen zwischen den unidirektionalen Faktoren im Vergleich mit den Korrelationen zwischen den bidirektionalen Faktoren

| | didaktische Kompetenz + | didaktische Kompetenz - | didaktische Kompetenz + & - | Schullust + | Schullust - | Schullust + & - |
|------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|----------------|----------------|--------------------|
| Selbstwertgefühl + | .14** | -.15** | -.17** | .31** | -.14** | .25** |
| Selbstwertgefühl - | -.05* | .29** | .23** | -.22** | .33** | -.31** |
| Selbstwertgefühl + & - | .12** | -.24** | -.23** | .31** | -.25** | .32** |
| Schullust + | .41** | -.35** | -.45** | | | |
| Schullust - | -.23** | .42** | .42** | | | |
| Schullust + & - | .37** | -.44** | -.50** | | | |

*: $p < .05$; **: $p < .01$

Mit den anderen Items des Fragebogens, die dieselbe Zustimmungsskala aufweisen, haben wir 33 weitere unidirektionale Faktoren gebildet. Bei den unidirektionalen Faktoren können wir Effekte der Zustimmung- und Ablehnungstendenzen nicht direkt überprüfen bzw. herausfiltern. Als eine indirekte Vorgehensweise kann überprüft werden, ob und inwieweit diese unidirektionalen Faktoren mit dem universellen Inkonsistenzfaktor - den wir in früheren Abschnitten anhand der drei Bereiche „Selbstwertgefühl“, „didaktische Kompetenz“ und „Schullust“ entwickelt haben - korrelieren. Die beobachteten Korrelationen (hier nicht dokumentiert) beinhalten jeweils zwei mögliche Zusammenhänge: erstens einen eventuellen inhaltlichen Zusammenhang zwischen dem betreffenden Merkmal und dem Merkmal Inkonsistenz (etwa wenn man argumentieren würde, daß die Schüler mit einem starken Außenseitergefühl inkonsistenter seien) und zweitens einen methodisch bedingten Zusammenhang z.B. zwischen dem Faktor „Außenseitergefühl“ und dem universellen Inkonsistenzfaktor (verursacht durch die Effekte der Zustimmung- und Ablehnungstendenzen). Im ersten Fall wären diese Tendenzen abhängig vom Außenseitergefühl und im zweiten Fall ist das Antwortmuster bei den Items des Außenseitergefühls abhängig von diesen Tendenzen. Inwieweit die beobachteten Korrelationen den einen oder anderen Zusammenhang repräsentieren, ist nicht feststellbar. Wir wissen aber, daß der inhaltliche Zusammenhang je nach Faktor positiv oder negativ sein kann, während der methodisch bedingte Zusammenhang

- der nichts weiteres als ein Meßfehler ist - ein positiver ist. Dieser Meßfehler führt somit auch hier zu einer Überschätzung der positiven und Unterschätzung der negativen Zusammenhänge. In der Tat sind aber von den 33 Korrelationskoeffizienten (mit einem Durchschnitt von .14) keine negativ, obwohl die 33 unidirektionalen Faktoren zu diversen Bereichen gehören und unterschiedliche Richtungen haben. Diese Ergebnisse können kaum als ein Beleg dafür interpretiert werden, daß keine der unidirektionalen Faktoren einen negati

ven inhaltlichen Zusammenhang mit dem Merkmal Inkonsistenz hat. Diese Ergebnisse deuten eher auf eine relativ starke und methodisch bedingte Verzerrung der Ergebnisse, so daß alle möglichen negativen inhaltlichen Zusammenhänge verdeckt worden sind. Auf jeden Fall soll man davon ausgehen, daß alle unidirektionalen Faktoren mehr oder weniger mit einer Portion Inkonsistenz vermenget sind.

Tabelle 5: Korrelationen zwischen acht unidirektionalen Faktoren (unteres Dreieck: bivariate Korrelationen; oberes Dreieck: partielle Korrelationen unter dem Konstanthalten des „universellen“ Inkonsistenzfaktors)

| | | A | B | C | D | E | F | G | H |
|---|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| A | Leistungsattribution | 1.00 | .29** | -.24** | .42** | .12** | -.18** | .37** | .17** |
| B | Aggressionsbereitschaft | .35** | 1.00 | -.19** | .47** | .21** | -.17** | .28** | .27** |
| C | Lehrer-Schüler-Beziehung | -.14** | -.11** | 1.00 | -.27** | -.17** | .51** | -.23** | -.18** |
| D | Selbstwahrnehmung der Etikettierung | .47** | .53** | -.19** | 1.00 | .27** | -.25** | .21** | .29** |
| E | Nationalismus | .16** | .25** | -.13** | .30** | 1.00 | -.09** | .11** | .21** |
| F | Partizipatives Lehrerverhalten | -.11** | -.07** | .51** | -.15** | -.04 | 1.00 | -.17** | -.16** |
| G | Leistungsdruck | .38** | .30** | -.15** | .26** | .14** | -.08** | 1.00 | .16** |
| H | Desintegration in der Klasse | .24** | .30** | -.06** | .33** | .22** | -.09** | .21** | 1.00 |

*: $p < .05$; **: $p < .01$

Um die Auswirkungen der Zustimmung- und Ablehnungstendenzen auf die Zusammenhänge zwischen den unidirektionalen Faktoren genauer zu überprüfen, können wir die bivariaten Korrelationen von acht exemplarischen unidirektionalen Faktoren untereinander mit den entsprechenden partiellen Korrelationen unter Konstanthaltung unseres universellen Inkonsistenzfaktors vergleichen. Tabelle 5 zeigt im unteren Dreieck die bivariaten und im oberen Dreieck die partiellen Korrelationen zwischen diesen acht unidirektionalen Faktoren. Ein Vergleich der entsprechenden Werte miteinander zeigt, daß nach dem Herauspartialisieren des universellen Inkonsistenzfaktors alle positiven Korrelationen schwächer und alle negativen stärker werden. Das ist ein Hinweis auf die systematische Überschätzung bei den ersteren und die systematische Unterschätzung bei den letzteren. Die durchschnittliche Änderung bei den positiven Korrelationen beträgt .037 und bei den negativen .082. Damit wird wieder deutlich, daß die negativen Korrelationen durch die Zustimmung- und Ablehnungstendenzen stärker verzerrt werden als die positiven.

5. Eine Typologie der inkonsistenten Befragten

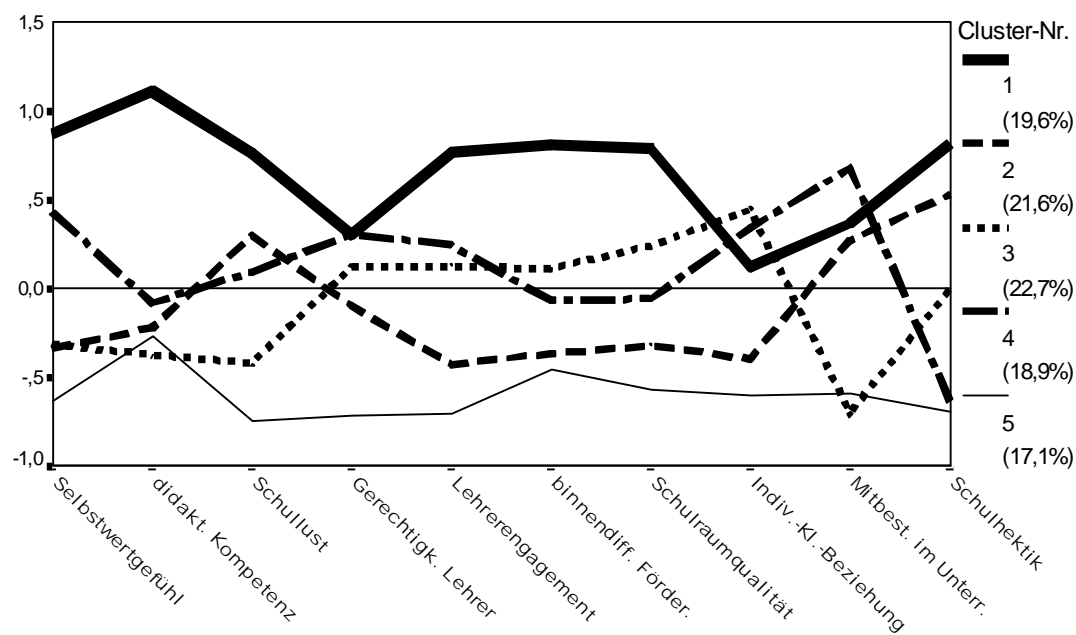
In diesem Abschnitt soll geklärt werden, welche Merkmale der Befragten mit der Inkonsistenz hinsichtlich der Beantwortung der Items zusammenhängen. Als abhängige Variable

könnte der universelle Inkonsistenzfaktor in Frage kommen. Es wurde aber bereits erklärt, daß dieser Faktor zwei entgegengesetzte Zustimmung- und Ablehnungstendenzen beinhaltet. Eine Durchführung beispielsweise der linearen Regression mit diesem Faktor als abhängige Variable setzt die Annahme voraus, daß die Merkmale, die mit der Zustimmungstendenz einen positiven Zusammenhang aufweisen, einen negativen Zusammenhang mit der Ablehnungstendenz haben und umgekehrt. *Couch* und *Keniston* (1960) versuchen z.B. durch eine Reihe von Korrelationen die Determinanten der Inkonsistenz zu ermitteln und gehen dabei implizit von der erwähnten Annahme aus, die aber keineswegs plausibel ist. Es ist durchaus möglich, daß einige erklärende Variablen mit der einen Tendenz zusammenhängen, andere erklärende Variablen dagegen mit der anderen. Es ist aber auch möglich, daß es Merkmale gibt, die mit beiden Tendenzen gleichermaßen positiv (bzw. negativ) zusammenhängen und damit die Inkonsistenz in beide Richtungen erklären. Es wird im folgenden davon ausgegangen, daß wir es hier mit einem eigentlich qualitativen Merkmal mit mindestens drei Ausprägungen zu tun haben: die „Zustimmer“, die „Ablehner“ und die „anderen“. Für die Bildung einer Variable für dieses Merkmal könnte man anhand der Verteilung des universellen Inkonsistenzfaktors die Befragten in drei Gruppen unterteilen. Diese Lösung ist jedoch nicht zufriedenstellend, weil es erstens ziemlich willkürlich ist, wo man die Grenzen zwischen die Gruppen zieht, und zweitens dieser Faktor nur die Inkonsistenzen bei den ersten drei Itemgruppen beinhaltet. Als eine bessere Lösung bietet sich eine Clusteranalyse (k-Means-Verfahren) an. Als Klassifikationsvariablen berücksichtigen wir zehn punktuelle Inkonsistenzfaktoren (die anderen drei werden aus rechnerischen oder inhaltlichen Gründen nicht berücksichtigt). Von den möglichen Cluster-Lösungen wird hier eine 5-Cluster-Lösung vorgestellt. Abbildung 2 zeigt die Mittelwerte der 10 punktuellen Inkonsistenzfaktoren bei den fünf Clustern. Das erste Cluster (19.6% der Befragten) weist in allen Bereichen positive Mittelwerte auf (dickere volle Linie). D.h., daß diese Befragten praktisch bei allen Themen eine Zustimmungstendenz zeigen. Sie werden als „Zustimmer“ bezeichnet. Das letzte Cluster (17.1% der Befragten) weist gegenteilige Werte auf (dünnere volle Linie). Hier sind alle Mittelwerte negativ. Das bedeutet eine themenunabhängige Ablehnungstendenz. Die Befragten dieses Clusters werden „Ablehner“ genannt. Die restlichen drei Cluster (Punktlinie, gestrichelte Linie und Strich-Punkt-Linie) umfassen Befragte, die in einigen Bereichen Konsistenz, in einigen anderen Bereichen eine Zustimmung- und in anderen Bereichen eine Ablehnungstendenz zeigen, wenn auch insgesamt nicht so stark wie die Zustimmer bzw. Ablehner. Das interessanteste (und zugleich unerwartete) Ergebnis der Clusteranalysen ist, daß es praktisch keine Gruppe gibt, die in allen Bereichen durchgängig Konsistenz zeigt. Es wurde bei allen Cluster-Lösungen (bis zu einer 12-Cluster-Lösung) vergeblich nach einer solchen Gruppe gesucht. Anscheinend ist die perfekte Konsistenz nicht die Regel, sondern eher die Ausnahme. Wer von den Befragten perfekte Konsistenz erwartet, überfordert sie offensichtlich. Die Ergebnisse der Clusteranalysen stehen somit im

krassen Unterschied zu den Feststellungen von *Lettau* (1991), wonach die Existenz der zweiten Faktoren auf „einige wenige unplausible Antwortmuster“ zurückzuführen ist.

Für die weitere Analyse fassen wir die drei Cluster, die mal Zustimmungstendenz und mal Ablehnungstendenz zeigen, in einer Gruppe zusammen und betrachten sie als „Normalfall“. Diese zusammengefaßte Gruppe wird im folgenden als „Konsistente“ bezeichnet. Damit haben wir eine nominale Variable mit drei Kategorien, die im folgenden in einer multi-plen multinomialen logistischen Regression¹⁹ als abhängige Variable verwendet wird.

Abb. 2: Clustermittelwerte der punktuellen Inkonsistenzfaktoren



Die meisten Merkmale, die als erklärende Variablen in Frage kommen, sind durch Items erhoben worden, die selber mit den Zustimmungstendenzen behaftet sind. Eine Berücksichtigung solcher Informationen kann dazu führen, daß das Antwortverhalten der Befragten mindestens z.T. durch das Antwortverhalten selbst erklärt wird. Um diese Tautologie zu vermeiden, werden nur diejenigen Merkmale als erklärende Variablen eingeführt, die durch diese Tendenzen nicht verzerrt werden. Tabelle 6 zeigt die erklärenden Variablen des Modells und ihre standardisierten Effekt-Koeffizienten bei den Kategorien „Ablehner“ und „Zustimmer“. Die dritte Gruppe („Konsistente“) dient als die Referenzkategorie.

¹⁹ Die multinomiale logistische Regression wurde anhand eines Makros durchgeführt, das *Steffen Kühnel* für die SPSS-Prozedur MATRIX geschrieben hat (vgl. *Kühnel* 1990).

Die Werte der Tabelle 6 geben an, um welchen Faktor sich das Wahrscheinlichkeitsverhältnis der betreffenden Kategorie zur Referenzkategorie ändert, wenn sich die betreffende erklärende Variable um eine Standardabweichung ändert. Das Wahrscheinlichkeitsverhältnis der Kategorie „Zustimmer“ zur Referenzkategorie „Konsistente“

$$\left[\frac{P(\text{Zustimmer})}{P(\text{Konsistente})} \right]$$

beispielsweise erhöht sich um den Faktor 1.29, wenn die Deutschnote im letzten Zeugnis um eine Standardabweichung erhöht wird. D.h., daß die „Konsistenten“ im Fach Deutsch im Schnitt besser als die Zustimmer sind. Ein Effekt-Koeffizient von 1 ändert das Wahrscheinlichkeitsverhältnis nicht (=kein Effekt). Effekt-Koeffizienten größer 1 zeigen einen positiven und Effekt-Koeffizienten kleiner 1 zeigen einen negativen Zusammenhang der betreffenden erklärenden Variable mit der betreffenden Kategorie der abhängigen Variable. Um den Vergleich zwischen den negativen und den positiven Effekten zu erleichtern, ist bei den negativen Effekten der Kehrwert eingetragen und mit dem Exponenten „-1“ versehen worden.

Tabelle 6: Standardisierte Effekt-Koeffizienten der multinomialen logistischen Regression (Referenzkategorie: „Konsistente“)

| | „Ablehner“ | „Zustimmer“ |
|------------------------|----------------------|-------------------------|
| Klassenstufe | 1.12 ^{-1*} | 1.61 ^{-1*****} |
| Junge | 1.21 ^{-1**} | 1.08 |
| Mittelschule | 1.04 ⁻¹ | 1.25*** |
| Deutschnote im Zeugnis | 1.06 | 1.29***** |
| Ausländer | 1.17* | 1.19** |
| Schicht | 1.03 ⁻¹ | 1.19 ^{-1**} |

*: p < .05 ; **: p < .01; ***: p < .001; ****: p < .0001 usw.

Wie die Ergebnisse zeigen, nehmen mit der zunehmenden Klassenstufe die allgemeinen Zustimmung- und Ablehnungstendenzen ab. Diese Abnahme ist besonders bei Zustimmungstendenz stark. Möglicherweise bilden sich die Schüler der höheren Klassenstufen allmählich festere Meinungen über sich selbst und über die Schule.

Eine stärkere Zustimmungstendenz ist außerdem in den Mittelschulen(im Vergleich zu den Gymnasiasten),²⁰ bei den Schülern mit schlechteren Deutschnoten und bei den Ausländern zu beobachten. Bei den Ausländern ist zugleich auch eine stärkere Ablehnungstendenz vorhanden. Ihre stärkere Inkonsistenz ist vermutlich auf die Sprachschwierigkeiten beim Verstehen der Inhalte der Items zurückzuführen. Das könnte auch bei den Schülern mit

20 Die Schüler der Förderschulen sind in dieser Analyse nicht vertreten, weil nicht alle Variablen des Modells bei ihnen erhoben worden sind. Bei den Teilanalysen waren sie aber am stärksten inkonsistent.

schlechteren Deutschnoten der Fall sein. Bemerkenswert ist der Unterschied bei den Geschlechtern: Die Jungen zeigen im Vergleich zu den Mädchen weniger Ablehnungstendenz (hochsignifikant), dafür aber eher Zustimmungstendenz (nicht signifikant). Eine stärkere Zustimmungstendenz ist auch bei den Kindern der Familien aus unteren Schichten zu beobachten.²¹ Das steht im Einklang mit den bisherigen Studien, wonach bei den unteren Schichten der Gesellschaft eher eine Zustimmungstendenz zu beobachten ist. Die Zustimmung kommen somit eher aus den Familien mit niedrigem Bildungsniveau, die ihre Kinder weniger auf Gymnasien und eher auf Mittelschulen schicken.

Bei den Ablehnern sind die Ergebnisse sehr dürftig. Die Erklärungskraft des Modells insgesamt ist auch sehr gering. Die erwähnten Variablen erklären insgesamt nur 3.7% der gesamten Variation der abhängigen Variable (im Vergleich zu einem Modell, das nur die zwei Konstanten enthält). Das bedeutet, daß sogar bei Personen oder Gruppen, die bei allen erklärenden Variablen des Modells Werte aufweisen, die für die Inkonsistenz ungünstig sind (d.h., z.B. in den höheren Klassenstufen sowie bei den deutschen Gymnasiasten mit guten Deutschnoten und aus höheren Schichten), die Inkonsistenz ein ernstes Problem bleibt, erst recht bei den anderen.

Die Abnahme der Inkonsistenz in den höheren Klassenstufen wirft die Frage auf, ob bei den Erwachsenen in den Bevölkerungsumfragen eine Inkonsistenz feststellbar ist. Die bisherigen Untersuchungen unter den Erwachsenen bejahen diese Frage eindeutig. Inkonsistenzen sind dort am stärksten zu beobachten, wo keine dezidierte Meinung bzw. nur geringe Kompetenz zum Befragungsthema vorliegt. Da dies in Umfragen häufiger der Fall ist, kann man davon ausgehen, daß die Inkonsistenz bei den Erwachsenen nicht zu vernachlässigen ist.

6. Zusammenfassung

Unsere Analyse hat deutlich gemacht, daß die Inkonsistenz der Befragten bei der Beantwortung der Items ein nicht zu vernachlässigendes Problem darstellt. Es wurde gezeigt, daß die Inkonsistenz mit zwei entgegengesetzten Formen (Zustimmungs- und Ablehnungstendenz) keine Randerscheinung ist, die nur bei einzelnen Befragten zu beobachten ist, sondern (zumindest bei den Schülern) einen systematischen Störfaktor darstellt. Nach den Ergebnissen der Clusteranalyse zeigen knapp 20% der Befragten eine Tendenz zur allgemeinen Zustimmung und 17% zur allgemeinen Ablehnung über alle untersuchten Themenbereiche. Das sind insgesamt knapp 37% der Stichprobe. Es wurde gezeigt, daß diese Tendenzen zu verzerrten Ergebnissen führen, wenn die Analysen auf Einzelitems oder auf unidirektionalen Faktoren basieren. Anhand von Beispielen wurde deutlich, daß die Mittelwerte der Items u.a. von den inhaltsunabhängigen Tendenzen „verschoben“ werden, so daß die Standardabweichungen (und Varianzen) bei den positiven Items insgesamt geringer sind, und die

21 Der Index „Schicht“ (in der Tabelle 6) wurde durch eine nichtlineare Hauptkomponentenanalyse aus vier Variablen gebildet: Bildungsniveau und Beruf der Mutter und des Vaters.

Korrelationen unter Einzelitems und unter unidirektionalen Faktoren systematisch verzerrt werden (insbesondere bei den negativen Korrelationen). Als Lösung des Problems wurde vorgeschlagen, jede Dimension möglichst durch (unrotierte!) bidirektionale Faktoren (mit ausgewogener Anzahl positiver und negativer Items) zu „messen“. Die Typologie der Befragten hat gezeigt, daß die Inkonsistenz bei allen Befragten und insbesondere bei den Mittelschülern und bei den Schülern mit geringerem Bildungsniveau, geringeren Sprachkenntnissen und aus unteren Gesellschaftsschichten zu beobachten ist.

Literatur:

Bass, B. M. (1956):

Development and Evaluation of a Scale for Measuring Social Acquiescence. In: *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 53, S. 296-299.

Couch, A. und **K. Keniston** (1960):

Yeasayers And Naysayers: Agreeing Response set as a Personality Variable. In: *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 60, S. 150-174.

Esser, H. (1977):

Response Set - Methodische Problematik und soziologische Interpretation. In: *Zeitschrift für Soziologie*, 6, 3, S. 253-263.

Hare, A. P. (1960):

Interview Responses: Personality or Conformity? In: *Public Opinion Quarterly*, 24, S. 679-685.

Krebs, D. (1992):

Frageform und Antwortverhalten - Der Einfluß positiver und negativer Itemformulierungen bei dichotomen Items auf das Antwortverhalten. In: *WISDOM*, Jahrgang 6, Heft 1/2, S. 15-30.

Kühnel, S. (1990):

Lassen sich mit SPSSx-Matrix anwenderspezifische Analyseprobleme lösen? Ein Anwendungstest am Beispiel der multinomialen logistischen Regression. In: *ZA-Information* 27, S. 89-109.

Lenski, G. E. und **J. C. Leggett** (1960):

Caste, Class, and Deference in the Research Interview. In: *American Journal of Sociology*, 65, S. 463-467.

Lettau, F. (1991):

'Reversed' Faktor oder nicht? Ergebnisse einer subjektorientierten Reliabilitätsanalyse. In: *ZA-Information* 29, S. 61-78.

Melzer, W. und **P. Rostampour** (1996):

Schulische Gewaltformen und Opfer-Täter-Problematik. In: **Schubarth, W., F.-U. Kolbe** und **H. Willems** (Hrsg.): *Gewalt an Schulen*. S. 131-148. Opladen: Leske + Budrich.

Rostampour, P. und **W. Melzer** (1997):

Täter-Opfer-Typologien im Schulischen Gewaltkontext. In: **Holtappels, H. G., W. Heitmeyer, W. Melzer** und **K.-J. Tillmann** (Hrsg.): *Forschung über Gewalt an Schulen*. München und Weinheim: Juventa. S. 169-189.

Rostampour, P. und **W. Schubarth** (1997):

Gewaltphänomene und Gewaltakteure. Befunde aus einer Schülerbefragung in Sachsen. In: *Empirische Pädagogik*, 11 (2), S. 135-150.

Schubarth, W. (1997):

Gewaltphänomene aus Schüler- und Lehrersicht. Eine empirische Studie an sächsischen Schulen. In: *Die Deutsche Schule*, 89, S. 63-76.

Schubarth, W., K. Darge, M. Mühl und **C. Ackermann** (1997):

Im Gewaltausmaß vereint? Erste Ergebnisse einer vergleichenden Schülerbefragung in Sachsen und Hessen. In: **Holtappels, H. G., W. Heitmeyer, W. Melzer** und **K.-J. Tillmann** (Hrsg.): *Forschung über Gewalt an Schulen*. München und Weinheim: Juventa. S. 101-118.

Schuman, H. und **S. Presser** (1981):

Questions and Answers in Attitude Surveys. Experiments on Question Form, Wording, and Context. (darin das Kapitel 8: The Acquiescence Quagmire), New York: Academic Press.