Analyse der Einflussfaktoren auf den Wunsch abzunehmen unter besonderer Berücksichtigung der Medien

Eine Anwendung binärer logistischer Regression

Abschlussarbeit
zur Erlangung des akademischen Grades

Bachelor of Science

im Studiengang Statistik
an der Humboldt-Universität zu Berlin

vorgelegt von

Katharina Dingeldey
Matrikel-Nr.: 191960

eingereicht bei

Prof. Dr. Bernd Rönz

Humboldt-Universität zu Berlin
Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
Institut für Statistik und Ökonometrie

Berlin, 21. Juni 2006

Eigenständigkeitserklärung

Hiermit versichere ich, dass ich die vorliegende Bachelorarbeit selbstständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel verwendet habe.

Katharina Dingeldey
Berlin, 21. Juni 2006

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis **V**

Tabellenverzeichnis **VI**

1 Einleitung **8**
1.1 Zum Datensatz 10
1.2 Medientheoretischer Hintergrund 11

2 Vorbereitende Analysen **14**
2.1 Die latente Variable Selbstwert 14
2.1.1 Zur Reliabilität 15
2.1.2 Zur Dimensionalität 17
2.2 Bivariate Zusammenhänge 21
2.2.1 Medienwirkung und Selbstwertgefühl 21
2.2.2 Ausgewählte Beziehungen zur Responsevariablen 23

3 Logistisches Modell für Deutschland **27**
3.1 Theoretischer Hintergrund 27
3.1.1 Zur Begründung des Logitmodells als adäquate Wahl 27
3.1.2 Das Logitmodell 30
3.2 Praktische Anwendung 31
3.2.1 Anpassung des Modells 35
3.2.2 Auswertung und Interpretation 39

4 Länderübergreifender Modellvergleich **42**
4.1 Methodisches Vorgehen 42
4.2 Auswertung und Interpretation 45

5 Schlussbetrachtung **48**

A Anhang **50**

Literaturverzeichnis **61**

Abbildungsverzeichnis

2.1 Zusammenhang Selbstwertfaktor und Selbstwert (ordinal) 21
2.2 QQ-Plot: Selbstwertfaktor 22
2.3 Balkendiagramm: Geschlecht und Wunsch abzunehmen 24
2.4 Balkendiagramm: Diätverhalten Familie und Wunsch abzunehmen . 24
2.5 Balkendiagramm: Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe und Wunsch abzunehmen 24

3.1 PP-Plot: Pearsonresiduen (Deutschland) 38
3.2 Scatterplot: Einfluss-Statistik gegen Beobachtungen 39

4.1 Residuendiagnostik (Österreich) 44
4.2 Residuendiagnostik (Spanien) 44
4.3 Residuendiagnostik (England) 44

Tabellenverzeichnis

2.1 Ergebnis: Cronbachs-Alpha 16
2.2 Ergebnis: Cronbachs-Alpha ohne 11. und 12. Item 17
2.3 Stichprobeneignung nach Kaiser-Meyer-Olkin und Bartlett-Test . . 18
2.4 Komponentenmatrix (positive Items) 20

A.1 Ergebnis: Cronbachs-Alpha, wenn Item entfernt 50
A.2 'Self-Esteem Questionnaire' in deutscher Übersetzung 51
A.3 Interitemkorrelationsmatrix 52
A.4 Eigenwerte und erklärte Varianz der Faktoren (15 Items) 52
A.5 Rotierte Komponentenmatrix (15 Items) 53
A.6 Eigenwerte und erklärte Varianz der Faktoren (13 Items) 53
A.7 Rotierte Komponentenmatrix (13 Items) 54
A.8 Eigenwert und erklärte Varianz des Faktors (6 Items) 54
A.9 Rangkorrelation nach Spearman: Selbstwertfaktor, Selbstwert (ordinal) 54
A.10 Kolmogorov-Smirnov-Test auf Normalverteilung 55
A.11 Mittelwerte und Standardabweichungen für punktbiseriale Korrelation 55
A.12 Cramers CI für ausgewählte erklärende Variablen 56
A.13 Koeffizientenschätzung für Deutschland 57
A.14 ΔD Deutschland 57
A.15 Bestimmtheitsmaße Modell Deutschland 57
A.16 Koeffizientenschätzung für Österreich 58
A.17 ΔD Modell Österreich 58
A.18 Bestimmtheitsmaße Modell Österreich 58
A.19 Koeffizientenschätzung für Spanien 59
A.20 ΔD Spanien 59

A.21 Bestimmtheitsmaße Modell Spanien 59
A.22 Koeffizientenschätzung für England 60
A.23 ΔD England 60
A.24 Bestimmtheitsmaße Modell England 60

1 Einleitung

Schaltet man den Fernseher an oder schlägt man eine Modezeitschrift auf, so fällt der Blick sofort auf attraktive und schlanke Schauspieler oder Models. Die heutige Medienwelt ist geprägt von einem idealtypischen Schönheits- und Schlankheitsideal, welches in starker Diskrepanz zur Realität steht. Untersuchungen der Printmedien ergaben, dass der durchschnittliche Body-Mass-Index[1] der abgebildeten Models in den vergangenen Jahren kontinuierlich gesunken ist und einen Stand erreicht hat, der als untergewichtig einzustufen ist (Spitzer et al. 1999, S.559). Auch im Fernsehen ist das Äußere der Medienakteure stark an ein extrem schlankes Schönheitsideal angepasst. Ein allgemeiner medialer Trend in Richtung immer dünnerer Medienakteure lässt sich also erkennen. Gleichzeitig nimmt der Anteil an Kindern und Jugendlichen mit gestörtem Essverhalten zu. Gibt es also einen Einfluss der Medien auf die Schlankheitsmaßstäbe, die sich die Jugendlichen setzen und die sie anstreben?

Ziel meiner Arbeit ist es, die unterschiedlichen Einflussfaktoren auf den Wunsch abzunehmen in der Altersgruppe der 10- bis 19-Jährigen zu untersuchen. Es wird davon ausgegangen, dass sich im Wunsch abzunehmen eine Unzufriedenheit mit dem eigenen Körper manifestiert. Da im Fokus meiner Betrachtung die Wirkung der Medien steht, wird der Analyse der medienspezifischen Variablen besondere Beachtung geschenkt. In Bezug auf das Forschungsinteresse stellt sich die Frage, inwieweit die unrealistischen Schlankheitsideale aus den Medien einen Orientierungspunkt für die Kinder und Jugendlichen darstellen oder sogar Rollenmodelle liefern und dadurch erheblich dazu beitragen, dass immer mehr Kinder und Jugendliche unzufrieden mit ihrer Figur sind und abnehmen möchten. Die Medienbotschaften aus Fernsehen, Werbung und Zeitschriften, mit ihren größtenteils unrealistischen und für die Gesamtbevölkerung untypischen Schlankheitsstandards,

[1] BMI bezeichnet den Quotienten aus dem Körpergewicht in kg und der quadrierten Körpergröße in Metern.

liefern ein realitätsfernes Vorbild, dessen Nacheiferung fast zwangsläufig scheitern muss und zu Unzufriedenheit mit dem eigenen Körper führt, welche sich dann im Wunsch abzunehmen widerspiegelt. Es ist also von Interesse, ob die Medien einen Einfluss auf die Attraktivitätsstandards der Kinder und Jugendlichen haben, bzw. ob durch einen höheren Konsum der Medienbotschaften eine eventuelle Beeinflussung dieser Standards verstärkt wird. Es wird angenommen, dass die realitätsfernen Attraktivitäts- und Schlankheitsstandards im wesentlichen durch die Medien transportiert und geprägt werden. Es sollen daher insbesondere der Einfluss des Medienkonsums und die Wirkung der durch die Medien vermittelten Schönheitsideale betrachtet werden. Da der Einfluss der Medien bei der Erhebung der von mir verwendeten Daten nicht im Zentrum des Interesses lag, sind leider nur wenige medienspezifische Items erhoben worden (zur Herkunft der Daten siehe Kapitel 1.1). Es ist somit nicht möglich, über Indexbildung einen Faktor für das Merkmal 'Medienwirkung' zu extrahieren. Meine Analyse beschränkt sich daher auf einzelne abgefragte Items. Es wurden jedoch Items erhoben, die auf eine Erfassung *kognitiver* Medieneffekte abzielen, wie sie unter der *Kultivierungshypothese* erwartet werden, so zum Beispiel das Ausmaß des Medienkonsums und die Wirkung der Medien als Übermittler von Schönheitsidealen. Der theoretische Hintergrund von kognitiven Medienwirkungen unter der Kultivierungshypothese wird in Kapitel 1.2 ausführlich dargestellt.

Darüber hinaus werden neben dem medialen Einflusspotential auch andere wesentliche Einflussgruppen miteinbezogen, unter anderem die Familie, der Freundeskreis und die psychische Prädisposition der Kinder und Jugendlichen.

Aufbau dieser Arbeit

In meiner Arbeit soll zunächst der bivariate Zusammenhang zwischen dem Selbstwertgefühl und der Wirkung der über die Medien übermittelten Schönheitsideale analysiert werden, da hier ein starker Zusammenhang vermutet wird. Es ist davon auszugehen, dass der Medieneinfluss bei Kindern und Jugendlichen mit hohem Selbstwertgefühl deutlich geringer ausfällt, als bei Kindern mit niedrigem Selbstwertgefühl. Aus diesem Grund wird die latente Variable Selbstwertgefühl vorher genauer betrachtet und auf ihre Reliabilität und Homogenität untersucht. Anschließend werden einige ausgewählte bivariate Zusammenhänge zur Responsevariablen untersucht.

Im zweiten Teil der Arbeit wird ein Modell für den Abnahmewunsch von deutschen Kindern und Jugendlichen unter Berücksichtung der relevanten Einflussgruppen (Familie, Freundeskreis, Medien, psychische Prädisposition und soziodemographische Merkmale) formuliert. Da sämtliche Variablen in Deutschland, England, Österreich und Spanien erhoben wurden, bietet sich zudem ein Vergleich zwischen den Ländern an. Es ist hierbei von Interesse, inwieweit sich die Stärke der Wirkungen der einzelnen Gruppen auf den Wunsch abzunehmen in den einzelnen Ländern unterscheiden bzw. auch, ob überhaupt alle potentiellen Einflussgruppen in allen Ländern einen relevanten Beitrag liefern.

1.1 Zum Datensatz

Die in der Bachelorarbeit verwendeten Daten wurden im Rahmen des Projektes 'Essstörungen bei Jugendlichen in Europa - Erhebung zum Präventionsbedarf' durch die Kasseler Beratungsstelle für Essstörungen Kabera (1999) erhoben. Ziel dieses Projektes war es, das Aufkommen subklinischer Essstörungen sowie deren Symptome zu untersuchen und somit den Präventionsbedarf zu ermitteln. Analysiert wurden unter anderem das Essverhalten, die Ernährungsgewohnheiten, der psychische Zustand sowie die eigene Körperwahrnehmung der Kinder und Jugendlichen (Kabera 1999). Mit Selbstwertgefühl und psychischem Zustand wurden latente Variablen über Testskalen erhoben. Dabei wurde auf bereits entwickelte Instrumente zurückgegriffen. Zur Ermittlung des psychischen Zustandes wurde die 'STAIC Skala' (State-Trait Anxiety Inventory for Children) verwendet (Spielberger 1973). Dieses Instrument dient zur Messung des Ausmaßes allgemeiner Ängstlichkeit bei Kindern. Das Selbstwertgefühl wurde über den 'Self-esteem questionnaire' von Button (1996) erhoben. Desweiteren wurden Items zur TV-, Zeitschriften-, und Computernutzung erhoben. Auch wurde danach gefragt, ob die in den Medien gezeigten, sehr dünnen Models und Schauspieler Vorbilder für die Idealvorstellung der eigenen Figur darstellen. Der Medienkonsum wurde jedoch ohne Berücksichtigung der jeweils konsumierten Unterhaltungsformate erhoben. Es wäre sicherlich sinnvoller gewesen, die primär genutzten Formate zu erheben, also zum Beispiel, ob insbesondere Lifestyle-, Fitness- oder Schönheitssendungen konsumiert wurden.

Die Studie wurde länderübergreifend in Deutschland, Österreich, England und Spanien durchgeführt. In diesen vier europäischen Ländern wurden Schüler in den

Alterstufen 7-9, 10-13 sowie 14-19 Jahre befragt. Die Befragung erfolgte mittels Multiple-Choice-Fragebögen, die auf die jeweilige Alterstufe abgestimmt waren. Zusätzlich wurden das Gewicht und der Körperfettanteil sowie die Körpergröße der Probanden als objektive Maße bestimmt. Der Stichprobenumfang der Studie beträgt insgesamt n=4389 Schülerinnen und Schüler (davon 323 ausgeschlossen aufgrund fehlender Angaben zu Geschlecht oder Alter) (Kabera 1999). In meiner Untersuchung werden allerdings nur die älteren Schüler miteinbezogen, da die medienrelevanten Fragen nur in den Fragebögen der älteren Schüler erhoben wurden. Die Stichprobenumfänge dieser Arbeit sind somit: Deutschland gesamt n=903, Österreich n=675, England n=322 und Spanien n=419.

1.2 Medientheoretischer Hintergrund

Stellt man die Hypothese auf, dass die Jugendlichen die Medienrealität zumindest in Teilen in ihre eigene soziale Realität einbauen – also zum Beispiel die künstlichen Schlankheitsstandards in den Medien auch in ihre Realität übernehmen, so entspricht dies medientheoretisch der Kultivierungshypothese. Die ursprüngliche Kultivierungshypothese von Gerbner et al. (1994) ist nur auf den Fernsehkonsum bezogen. Fernsehen transportiere demnach eine Realität, die den gesellschaftlichen Mainstream zugrunde legt. Dieser unterscheide sich aber stark von der wirklichen sozialen Realität. Gerbner postuliert, dass durch die wiederholte und konsonante Darstellung im Fernsehen eine Fernsehrealität geschaffen wird. Je mehr nun der Rezipient dieser Fernsehrealität ausgesetzt ist, desto mehr *kultiviert* er diese und sie wird somit sukzessive zu seiner sozialen Realität. Durch die Medien wird also nach Gerbner die vom Rezipienten wahrgenommene soziale Realität maßgeblich mitgeprägt. Zur Veranschaulichung ein kurzes Beispiel: Befragt man einen 'Vielseher' nach dem Anteil der Polizisten in der Bevölkerung, so wird dieser, nach der Kultivierungshypothese, diesen Anteil stark überschätzen, da in von ihm kultivierten Fernsehrealität, anteilig sehr viel mehr Polizisten auftreten, als es in Wirklichkeit in der Bevölkerung gibt. Er wird also der Fernsehrealität entsprechende Antworten geben. Dieser Kultivierungseffekt zeigte sich auch in einer Studie von Bonfadelli (1982) bei Jugendlichen im deutschsprachigen Raum. Hierbei ging es unter anderem um die Einschätzung gewaltbezogener Indikatoren bei hohem TV-Konsum von Krimis. Es zeigte sich ein signifikanter Effekt, welcher bei Mädchen stärker aus-

geprägt war, als bei Jungen. Mädchen hatten also die Fernsehrealität in höherem Maße kultiviert.

Überträgt man den Ansatz der Kultivierungshypothese auf den konkreten Fall des Diätverhaltens, so könnte man dieses Diätverhalten mit den aus der Fernsehrealität übernommenen Schlankheitsstandards erklären. Die Jugendlichen empfinden sich, gemessen an den Medienakteuren, als übergewichtig und nicht dem Durchschnitt entsprechend, obwohl dies in der Realität überwiegend nicht zutrifft. Das kultivierte Schlankheitsideal ist aber in ihren Augen das Ziel, welches durch Diät oder gezügeltes Essverhalten erreicht werden soll.

Ein Kritikpunkt an der Kultivierungshypothese zielt auf die mangelnde Berücksichtung der Persönlichkeitsmerkmale des Rezipienten ab (Kunczik und Zipfel 2001, S. 407). Es ist nach der Kultivierungshypothese nicht relevant, ob der Zuschauer zum Beispiel ein hohes Selbstbewusstsein hat oder ob er in einem intakten sozialen Umfeld lebt oder eher isoliert ist. Um in dieser Arbeit zumindest ansatzweise solche Persönlichkeitseinflüsse auf die Kultivierung der Medienrealität miteinzubeziehen, wird zu Beginn der Zusammenhang zwischen Selbstwertgefühl und der Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe untersucht (siehe Kapitel 2.2.1). In der Essstörungsforschung wird ein ähnliches Konzept verwendet, welches sich mit dem Kultivierungsansatz vergleichen lässt. Es wird die Internalisierung des Medienideals untersucht, welche das Ausmaß der Verinnerlichung der in den Medien propagierten Schönheitsstandards erfassen soll. Diese Internalisierung wurde unter anderem in einer Studie von Stice und Whitenton (2002, S. 673f) als Prädiktor für Körperunzufriedenheit aufgedeckt. Presnell et al. (2004, S. 395) kam in einer Untersuchung zu dem Ergebnis, dass Jugendliche bzw. junge Erwachsene einen durch die Medien ausgeübten Druck dünn zu sein wahrnehmen. Das Wirkungspotential der Medien auf das Essverhalten von Jugendlichen scheint also durchaus vorhanden und daher relevant für eine Untersuchung zu sein.

Eine weitere medientheoretische Begründung für Effekte der Medien liefert die sozial-kognitive Lerntheorie von Bandura (1989). Bandura ist der Ansicht, dass der menschliche Lernprozess derart gestaltet ist, dass durch Beobachtung und Imitation des Verhaltens anderer Menschen etwas hinzugelernt wird. Setzt man dies in den Kontext der heutigen Massenmedien, so gibt es eine schier unendliche Anzahl von Verhaltensmodellen, die durch die Medien transportiert werden. Diese können vom Rezipienten beobachtet und anschließend imitiert werden (Bonfadelli 2002,

S. 120). Im Zusammenhang mit dem Essverhalten von Kindern und Jugendlichen ist vor allem relevant, inwieweit das in den Unterhaltungsmedien vielfach vorgelebte Rollenmodell 'jung, erfolgreich, schlank' dazu führt, dass dieses zu imitieren versucht wird. Kochhan und Schemer (2001, S.74) weisen insbesondere auf die Wirkung von Daily-Soaps hin, deren Publikum sich hauptsächlich aus Jugendlichen und jungen Erwachsenen zusammensetzt. Diese Form der Unterhaltung prägt nach Kochan und Schemer die Schönheitsdefinitionen der Jugendlichen erheblich. Die hohe Programmbindung und der tägliche Konsum verfestigen diesen Effekt zusätzlich. Dies kann zu Körperbildstörungen führen, welche sich zum Beispiel in übertriebenem Diätverhalten widerspiegeln.

2 Vorbereitende Analysen

In diesem Kapitel wird zunächst die Variable Selbstwertgefühl genauer betrachtet, da es sich bei dieser um eine latente Variable handelt. Sie sollte vor ihrer Verwendung folglich auf Reliabilität und Homogenität untersucht werden. Desweiteren werden anschließend ausgewählte bivariate Zusammenhänge untersucht, wobei hier zunächst die demographische Variable Geschlecht, die Variable Diätverhalten in der Familie und anschließend exemplarisch eine medienspezifische Variable auf ihren Zusammenhang mit dem Wunsch abzunehmen graphisch analysiert werden.

2.1 Die latente Variable Selbstwert

Bei dem Merkmal Selbstwertgefühl handelt es sich um eine Variable, die nicht direkt gemessen werden kann. Vielmehr kann lediglich anhand mehrerer messbarer, manifester Indikatoren auf das dahinter stehende Konstrukt Selbstwert geschlossen werden. Die Variable Selbstwertgefühl ist somit eine latente Variable.

Die Variable Selbstwertgefühl wurde in der vorliegenden Studie mittels einer 15 Items umfassenden Skala erhoben, die von Button (1996) entwickelt wurde und speziell für die Anwendung im Kontext der Essstörungsforschung konzipiert wurde. So wird zum Beispiel unter anderem auch der Bereich Körperzufriedenheit miteinbezogen. In dieser Skala werden 15 Aussagen zum Thema Selbstwert aufgestellt, die jeweils mit den Antwortmöglichkeiten 'sehr einverstanden = 1', 'einverstanden = 2', 'etwas einverstanden = 3' und 'gar nicht einverstanden = 4' beantwortet werden sollen. Die ursprüngliche Skala, die nur zehn Items umfasste, wurde von Rosenberg (1989) entwickelt und hat eine allgemeine, also nicht auf die Essstörungsforschung ausgelegte, Erfassung des Konstrukts Selbstwert zum Ziel und wurde von Button entsprechend erweitert.

Aus den beantworteten Items wurde in der Studie von Kabera (1999) ein Gesamtwert Selbstwertgefühl gebildet, welcher anschließend in sechs Kategorien unterteilt wurde. Es liegt somit ein ordinales Merkmal Selbstwertgefühl vor, wobei 'Eins' ein hohes Selbstwertgefühl und 'Sechs' ein niedriges Selbstwertgefühl darstellt.

2.1.1 Zur Reliabilität

Zunächst ist es von Interesse, ob die Operationalisierung des Selbstwertes, also die angewendete Skala mit 15 Items, angemessen ist. Hierbei ist die Dimensionalität und die Reliabilität der Testitems zu betrachten.

Im Allgemeinen wird ein Testinstrument (hier die Gesamtheit der Testitems) als reliabel bezeichnet, wenn es bei wiederholten Messungen einer Versuchsperson die gleichen Ergebnisse produziert. Ein Konstrukt, welches durch eine Vielzahl einzelner Items erhoben wird, wird demnach durch mehrere sich entsprechender Messungen erhoben. Folglich sollten alle Items dieselbe Dimension erfassen. Das Ausmaß, in welchem die einzelnen Items alle dieselbe latente Variable messen, bezeichnet man als 'interne Konsistenz'. Als Maß für die innere Konsistenz kann Cronbachs-Alpha verwendet werden (Schnell et al. 1999, S. 145ff):

$$\alpha = \frac{n}{(n-1)} \left[1 - \frac{\sum \sigma_i^2}{\sigma_x^2} \right]$$

n	Anzahl der Items
σ_i^2	Varianz des i-ten Items
σ_x^2	Varianz der Gesamtheit der Testitems

Dieser Koeffizient basiert auf den Korrelationen der Items untereinander. Es sollte allerdings beachtet werden, dass der Wert von α nicht nur von der Interkorrelation der Items, sondern auch von der Anzahl der Items abhängt. So kann sich der Koeffizient schon durch Hinzunahme weiterer Items erhöhen, auch wenn nur eine niedrige Interitemkorrelation vorliegt. Bei der Itemanalyse mittels dieses Koeffizienten ist es auch von Interesse, Items zu identifizieren, welche nicht mit den restlichen Items korrelieren und somit nicht dasselbe Konstrukt messen, um diese dann auszuschließen. Dies kann zu einer Erhöhung der Reliabilität führen (Schnell et al. 1999, S. 145ff).

Cronbachs Alpha	Anzahl der Items
,690	15

Tabelle 2.1: Ergebnis: Cronbachs-Alpha

Allerdings basieren die Berechnungen der Interitemkorrelationen in SPSS auf Bravais-Pearson Korrelationen für metrische Variablen (Rönz 2000, S. 170ff). Eine Anwendung des α-Koeffzienten bei Items mit ordinaler Responsevariable mit nur vier Ausprägungen, wie sie hier vorliegt, ist somit mit der in SPSS implementierten Prozedur eigentlich nicht angemessen. Vielmehr müssten die Interitemkorrelationen mit der Rangkorrelation nach Spearman berechnet werden.

Cronbachs-Alpha wird trotz dieser Einwände mittels SPSS berechnet, um eine grobe Idee zu bekommen, inwieweit alle Items dieselbe Dimension messen bzw. ob 'störende' Items vorhanden sind. Dafür wird desweiteren unterstellt, dass die Abstände zwischen den Ausprägungen äquidistant sind. Desweiteren wurden die negativ formulierten Items umcodiert, so dass alle Items in die gleiche Richtung laufen, also dieselbe Polung aufweisen. Ein kleiner angekreuzter Code-Wert sollte also einen hohen Selbstwert anzeigen. Der ermittelte Wert beträgt für die 15-Itemskala 0,690 (vgl. Tabelle 2.1).

Betrachtet man jedoch die Werte der Items Elf und Zwölf in der Tabelle A.1 im Anhang, so wird deutlich, dass diese offensichtlich nicht in die dieselbe Richtung laufen. Cronbachs-Alpha würde sich bei Herausnahme des elften Items auf 0,739 erhöhen, bei Herausnahme des zwölften Items auf 0,765. Diese beiden Items scheinen somit die innere Konsistenz der Testskala zu stören. Die Items 'Gesundheitszustand' und 'Sorgen um das Dicksein' messen offenbar etwas anderes (eine Auflistung der Items befindet sich im Anhang Tabelle A.2). Auch in der Interitemkorrelationsmatrix (siehe Tabelle A.3 im Anhang) fallen diese beiden Items auf, da sie negative Korrelationen aufweisen. Es sei an dieser Stelle nochmals darauf hingewiesen, dass in dieser Matrix die Bravais-Pearson Korrelationen enthalten sind. Die Ergebnisse können somit nur als eine grobe Idee verstanden werden, da die einzelnen Items ordinales Skalenniveau aufweisen (siehe Erläuterung oben). Nimmt man die beiden 'störenden' Items Elf und Zwölf beide gemeinsam heraus, so erhält

Cronbachs Alpha	Anzahl der Items
,810	13

Tabelle 2.2: Ergebnis: Cronbachs-Alpha ohne 11. und 12. Item

man ein Cronbachs-Alpha von 0,810 (siehe Tabelle 2.2). Dieses ist deutlich besser und durchaus ausreichend.

2.1.2 Zur Dimensionalität

Desweiteren ist die Dimensionalität der Testitems zu betrachten. Wenn Eindimensionalität vorliegt, wird mit den Items nur ein Merkmal bzw. ein Konstrukt gemessen und es sollte somit möglich sein, die Daten auf einen Faktor zu reduzieren (Bortz und Döring 2003, S. 220ff). Da im vorliegenden Fall durch die Items das Selbstwertgefühl erhoben werden soll, müsste eine Untersuchung der Dimensionalität auch auf nur einen Faktor Selbstwert führen.

Um dies zu untersuchen, ist es sinnvoll eine Faktoranalyse durchzuführen. Diese ist jedoch nur bei metrischen Variablen anwendbar. Da die Antwortvorgaben ordinalskaliert sind mit nur vier Ausprägungen ('sehr einverstanden = 1', 'einverstanden = 2', 'etwas einverstanden = 3', 'gar nicht einverstanden = 4'), ist somit eine Faktoranalyse eigentlich nicht adäquat. Vielmehr kann es bei der Anwendung der Faktoranalyse zu Verzerrungen kommen. Der Stichprobenumfang ist jedoch ausreichend groß und die Beobachtungen sind unabhängig voneinander. Um dennoch auszuschließen, dass es hier zu starken Verzerrungen kommt, wird sowohl die Faktoranalyse für metrische Variablen als auch ein Ansatz der Faktoranalyse für kategoriale Daten verwendet, der allerdings nicht in SPSS implementiert ist. Für letzteres wird der 'underlying variable'-Ansatz angewendet. Dieser Ansatz entspricht größtenteils der Faktoranalyse für metrische Variablen, nur dass die Korrelationsmatrix polychorische Korrelationen enthält und keine Bravais-Pearson-Korrelationen (Bartholomew 2002, S. 220). In dieser speziellen Anwendung zeigt sich jedoch, dass der 'underlying variable'-Ansatz und die Faktoranalyse für metrische Variablen vergleichbare Ergebnisse liefern. Bei beiden Verfahren werden drei

Maß der Stichprobeneignung nach Kaiser-Meyer-Olkin.		,873
Bartlett-Test auf Sphärizität	Ungefähres Chi-Quadrat	2976,014
	df	105
	Signifikanz nach Bartlett	,000

Tabelle 2.3: Stichprobeneignung nach Kaiser-Meyer-Olkin und Bartlett-Test

Faktoren extrahiert, deren Eigenwerte größer als Eins sind[2]. Auch die Ladung der Items auf die einzelnen Faktoren ist identisch. Aufgrund der Vergleichbarkeit der Ergebnisse wird im weiteren Verlauf auf die in SPSS implementierte Faktoranalyse zurückgegriffen, da mir selbst nur dieses Programm zur Verfügung steht.

Bevor man überhaupt eine Faktoranalyse durchführt, sollte man zunächst testen, ob die Stichprobe dafür geeignet ist. Dies kann über das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium ermittelt werden, welches das Ausmaß der Zusammengehörigkeit der Items abbildet (Backhaus et al. 2003, S. 276). Die Stichprobeneignung nach Kaiser-Meyer-Olkin beträgt 0,873 (siehe Tabelle 2.3). Sie ist demnach durchaus geeignet.

Bei einer Faktoranalyse sollen im allgemeinen Faktoren gefunden werden, die die Items in möglichst wenigen Faktoren abzubilden, um so eine Dimensionsreduktion zu erreichen. Es wird von den standardisierten Items Z_j ausgegangen, welche durch eine möglichst geringe Anzahl von Faktoren beschrieben werden sollen. Man erhält daher folgende Gleichung in Matrixschreibweise (Rönz 2000, S. 187ff):

$$Z_{(n\times m)} = F_{(n\times Q)} A^T_{(Q\times m)} + U_{(n\times m)} E_{(m\times m)}$$

$A_{(Q\times m)}$ bezeichnet die Faktorladungsmatrix in der die Faktorladungen enthalten sind, $F_{(n\times Q)}$ die Faktorwertmatrix. $U_{(n\times m)} E_{(m\times m)}$ bezeichnet die Störgröße, welche die nicht durch die gemeinsamen Faktoren erklärte Varianz enthält. Diese Gleichung ist jedoch nicht lösbar, da zu viele unbekannte Parameter enthalten sind. Über die vorherige Bestimmung der Korrelationsmatrix der Pearsonkorrelationen zwischen den verwendeten Items und der Ermittlung der Eigenwerte und Eigenvektoren dieser Matrix unter Verwendung der Kommunalitäten als Schätzwerte für

[2] Die Berechnung der Faktoranalyse für kategoriale Daten wurde von Herrn Dr. Klinke mittels MPlus durchgeführt, da mir selbst dieses Programm nicht zu Verfügung steht.

die Diagonale, ist es möglich die Faktoren zu bestimmen. Nach dem Kaiserkriterium werden nur Faktoren extrahiert deren Eigenwerte größer Eins sind (Rönz 2000, S. 193f). Auf eine ausführlichere Darstellung des theoretischen Hintergrunds der Faktoranalyse wird an dieser Stelle verzichtet, da der Schwerpunkt dieser Arbeit auf der Formulierung und Anwendung des Logitmodells liegt.

Führt man nun die Faktoranalyse unter Anwendung der Hauptkomponentenmethode sowie der Option Varimaxrotation durch, werden zunächst drei Faktoren extrahiert, die einen Eigenwert größer Eins aufweisen. Der erste Faktor erklärt 29,31% der Gesamtvarianz, der zweite 12,56% und der dritte 7,21% (siehe Tabelle A.4 im Anhang). Im Sinne der Homogenitätsüberprüfung ist dies ein schlechtes Ergebnis. Es wird mit diesen Items offensichtlich nicht nur ein Konstrukt gemessen, sonst dürfte nur ein Faktor extrahiert werden. Ein genauerer Blick auf die Faktorladungen in Tabelle A.5 im Anhang macht deutlich, dass hier offenbar auch das elfte und zwölfte Item Probleme erzeugen. Diese Items laden als einzige hoch auf den dritten Faktor. Das elfte und zwölfte Item sind bereits in der Reliabilitätsanalyse als störend aufgefallen. Für eine zweite Faktoranalyse werden aufgrund dessen zunächst das elfte und zwölfte Item ausgeschlossen. Dies bringt zwar eine Verbesserung, es werden jedoch immer noch zwei Faktoren extrahiert. Der erste Faktor erklärt nun 31,55% der Gesamtvarianz, der zweite Faktor erklärt noch 14,21% der Gesamtvarianz. Durch die beiden Faktoren werden also 45,76% der Gesamtvarianz erklärt (siehe Tabelle A.6 im Anhang). Betrachtet man jedoch die Faktorladungen in Tabelle A.7 im Anhang, so fällt auf, dass die positiv formulierten Items auf den ersten Faktor laden und die negativ formulierten Items auf den zweiten Faktor laden. Eigentlich müssten die negativ formulierten Items auch hoch auf den ersten Faktor laden und zwar negativ, da hier die Polung der negativ formulierten Items nicht verändert wurde. Die Formulierung macht aber offensichtlich einen erheblichen Unterschied. Dieses Phänomen wurde bereits auch von Schriesheim und Eisenbach (1991) beschrieben, die aufgrund ihrer Studie empfehlen nur positiv gestellte Items zu verwenden, da diese am geringsten verzerren würden. Polar-negative Items hingegen, wie sie hier vorliegen, stellten sich in dieser Untersuchung als am stärksten verzerrend heraus. Aufgrund dessen wird eine Faktoranalyse ausschließlich mit den positiv formulierten Items 1, 3, 4, 7, 10 und 13 durchgeführt. Wie in Tabelle 2.4 ersichtlich, wird nun nur noch ein Faktor extrahiert. Dieser erklärt 48,18% der Gesamtvarianz und kann zur Bildung einer

	Komponente 1
j1	,725
j3	,753
j4	,699
j7	,743
j10	,754
j13	,435

Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse.

Tabelle 2.4: Komponentenmatrix (positive Items)

synthetischen Variable für das Selbstwertgefühl verwendet werden (siehe Tabelle A.8). Dieser wird nun auch extrahiert. Da die einzelnen 15 Items der Button-Skala leider nur im deutschen Datensatz vorhanden sind (in den restlichen Ländern ist nur der bereits zusammengefasste Gesamtscore Selbstwert enthalten), sollte überprüft werden, ob der extrahierte Faktor und der ordinale Gesamtscore aus der Ausgangsstudie vergleichbar sind. Auch aufgrund der späteren Vergleichbarkeit der verschiedenen Logitmodelle sollte für alle Länder derselbe Score verwendet werden. Die schlechtere Abbildung der latenten Variable Selbstwert durch die vorliegende ordinale Variable anstatt eines extrahierten Faktors wird somit in Kauf genommen, um eine bessere Vergleichbarkeit zu ermöglichen. Allerdings sollten diese beiden synthetischen Variablen Selbstwert möglichst hoch miteinander korrelieren, so dass eine Anwendung des ordinalskalierten Gesamtscores vertretbar ist. Hierfür wird zunächst eine graphische Darstellung gewählt, welche auf der x-Achse den Gesamtscore (ordinal) und auf der y-Achse den Faktor Selbstwert abträgt.

Betrachtet man Abbildung 2.1, so scheinen die beiden Variablen einen positiven Zusammenhang aufzuweisen. Es gehen somit hohe Werte im Faktor mit hohen Werten im Gesamtscore Selbstwert einher. Dies soll nun noch inferenzstatistisch überprüft werden. Da die Variable mit dem niedrigeren Skalenniveau ordinal skaliert ist, wird eine Rangkorrelation nach Spearman berechnet. Die Korrelation zwischen den beiden Variablen ist mit 0,566 lediglich durchschnittlich (siehe Tabelle A.9 im Anhang). Aufgrund des in der Arbeit verfolgten Ziels eines Ländervergleichs, wird

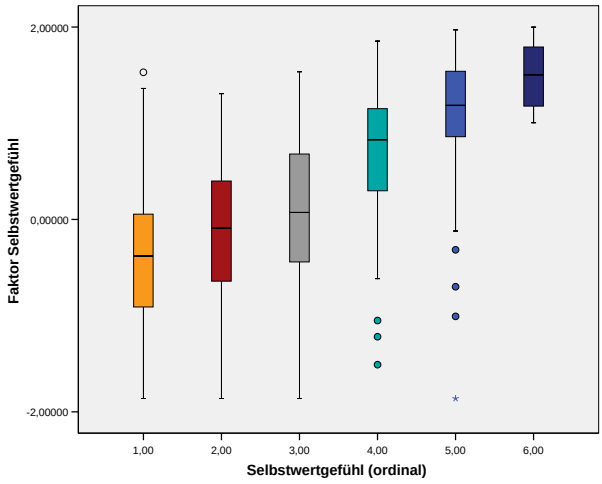

Abbildung 2.1: Graphischer Zusammenhang Selbstwertfaktor und Selbstwert (ordinal)

jedoch der ordinale Gesamtscore Selbstwert mit entsprechender Vorsicht verwendet werden.

2.2 Bivariate Zusammenhänge

2.2.1 Medienwirkung und Selbstwertgefühl

Es wird angenommen, dass bestimmte Persönlichkeitsprädispositionen, wie zum Beispiel das Selbstwertgefühl einen großen Einfluss darauf haben, in welchem Maße Einflüsse der Medien, in Form der Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe, stattfinden bzw. überhaupt stattfinden können. Der bivariate Zusammenhang zwischen Selbstwertgefühl und der Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe ist daher von besonderem Interesse. Es soll die Hypothese getestet werden, ob bei Kindern und Jugendlichen mit hohem Selbstwertgefühl der Einfluss der Medien auf die eigenen Schlankheitsmaßstäbe geringer ist, als bei Kindern mit niedrigem Selbstwertgefühl. Um eine Aussage über die Richtung eines etwaigen Zusammenhanges machen zu können, ist es notwendig eine Korrelation zu berechnen. Bei den beiden Variablen handelt es sich um die dichotome Variable 'Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe' und die metrische Variable 'Selbstwert (Faktor)'.

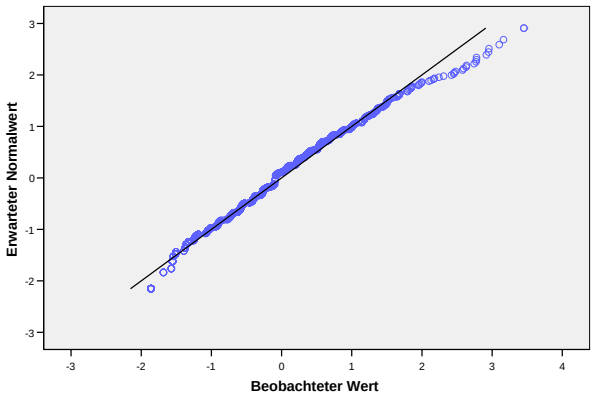

Abbildung 2.2: QQ-Plot Selbstwertfaktor

Möchte man eine Korrelation zwischen diesen beiden Merkmalen berechnen, bietet sich die punktbiseriale Korrelation an. Hierbei handelt es sich um ein Verfahren für eine dichotome Variable und eine normalverteilte, mindestens intervallskalierte Variable. In dem vorliegenden Fall bedeutet dies, dass zunächst zu prüfen ist, ob der Faktor Selbstwert als normalverteilt angesehen werden kann. Betrachtet man Abbildung 2.2, ist erkennbar, dass die Punkte bis auf Ausreißer im oberen Bereich auf der Geraden liegen. Aufgrund der Grafik werden 25 Beobachtungen, die im oberen Bereich als Abweichung auftreten, ausgeschlossen. Führt man nun einen Kolmogorov-Smirnov Test auf Normalverteilung durch, so lässt sich davon ausgehen, dass der Faktor Selbstwert normalverteilt ist, da die Nullhypothese 'Es liegt Normalverteilung vor' nicht abgelehnt werden kann (siehe Tabelle A.10 im Anhang). Das Ergebnis hätte allerdings deutlicher ausfallen können.

Die Voraussetzungen zur Berechnung der punktbiserialen Korrelation sind folglich gegeben. Da die Berechnung der Korrelation aber nicht in SPSS implementiert ist, wird diese zum Teil per Hand berechnet. Es lassen sich jedoch die benötigten jeweiligen Gruppenmittelwerte und der Standardfehler des Selbstwertfaktors ausgeben (siehe Tabelle A.11 im Anhang).

Die punktbiseriale Korrelation lässt sich wie folgt berechnen (Bortz 2005, S. 224):

$$r_{pb} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y} \sqrt{\frac{n_1 n_0}{n^2}}$$

n_1 Anzahl der Fälle mit Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe
n_0 Anzahl der Fälle ohne Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe
$\bar{y}_1$ Mittelwert Selbstwertfaktor der Gruppe mit Kultivierung
$\bar{y}_0$ Mittelwert Selbstwertfaktor der Gruppe ohne Kultivierung
s_y Standardabweichung des Selbstwertfaktors

Setzt man die Werte aus Tabelle A.11 aus dem Anhang ein, so ergibt sich $r = -0,032$. Dieser Korrelationskoeffizient ist sehr gering. Da er negativ ist und 'keine Kultivierung' mit Null kodiert ist, lässt sich die Korrelation wie folgt interpretieren: Kinder, bei denen eine Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe stattfindet, verfügen über ein höheres Selbstwertgefühl (was einem niedrigen Wert des Selbstwertfaktors entspricht). Dies widerspricht der Annahme, dass Kinder mit hohem Selbstwert weniger beeinflussbar sind. Um zu überprüfen, ob dieser Koeffizient signifikant ist, berechnet man die folgende Teststatistik mit $df = n_1 + n_2 - 2$ und vergleicht diese mit dem kritischen Wert der t-Verteilung für ein bestimmtes Signifikanzniveau α (Bortz 2005, S. 224):

$$t = \frac{r_{pb}}{\sqrt{(1 - r_{rb}^2)/(n-2)}}$$

Für $\alpha = 0,05$ und $df = 802$ beträgt der kritische Wert aus der Tabelle der t-Verteilung 1,645. Vergleicht man diesen Wert mit dem berechneten Wert der Teststatistik von -0,9067, so wird die Nullhypothese $r_{pb} = 0$ nicht abgelehnt, da $|-0,9067| < 1,645$ (einseitiger Test). Der Korrelationskoeffizient ist in diesem Fall daher nicht signifikant von Null verschieden (zum 5%-Niveau). Es gibt somit keinen signifikanten Einfluss der Persönlichkeitsprädisposition in Form des Selbstwertgefühls auf die Kultivierung medialer Schlankheitsstandards.

2.2.2 Ausgewählte Beziehungen zur Responsevariablen

Um für die Formulierung des Logitmodells erste Anhaltspunkte über exogene Variablen zu erhalten, werden zunächst einige bivariate Zusammenhänge näher betrachtet. Hierzu wird mittels Balkendiagrammen der Zusammenhang einiger ausgewählter erklärender Variablen zur Responsevariablen grafisch dargestellt, um einen ersten Eindruck über etwaige Strukturen in den Daten zu erhalten.

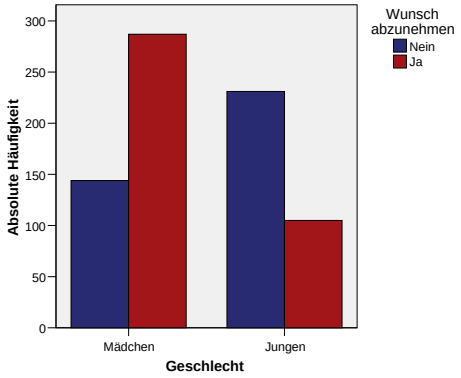

Abbildung 2.3: Gruppiertes Balkendiagramm: Geschlecht und Wunsch abzunehmen.

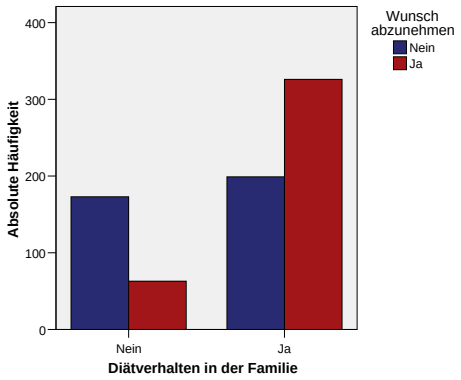

Abbildung 2.4: Gruppiertes Balkendiagramm: Diätverhalten in der Familie und Wunsch abzunehmen

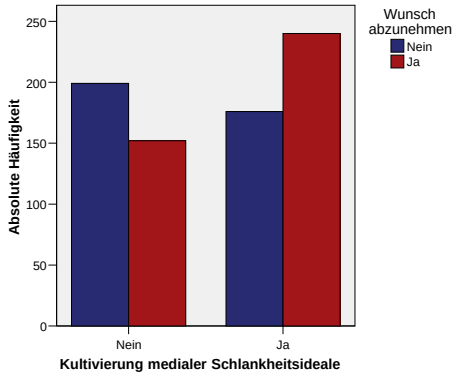

Abbildung 2.5: Gruppiertes Balkendiagramm: Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe und Wunsch abzunehmen

Betrachtet man Abbildung 2.3 fällt auf, dass innerhalb der Gruppe der Mädchen der Wunsch abzunehmen überwiegt. In der Gruppe der Jungen hingegen zeigt sich das umgekehrte Bild. Der Wunsch tritt also häufiger bei Mädchen als bei Jungen auf. Das Geschlecht scheint somit einen starken Einfluss auf den Wunsch abzunehmen zu haben.

In Familien, in denen Angehörige bereits Diät gehalten haben oder halten, äußert auch das Kind eher den Wunsch abzunehmen (siehe Abbildung 2.4). Während in Familien, in denen noch kein Diätverhalten 'vorgelebt' wurde, der Abnahmewunsch offenbar geringer ausgeprägt ist. Es scheint also weiterhin von großer Bedeutung zu sein, ob Kinder bereits in Kontakt mit Diätverhalten gekommen sind. Dies könnte in einer Vorbildfunktion des elterlichen Verhaltens begründet sein.

Auch in Abbildung 2.5 zeigt sich, dass der Wunsch abzunehmen in der Gruppe derjenigen, die mediale Schlankheitsmaßstäbe kultiviert haben, höher ist als in der Gruppe ohne Kultivierung.

Da diese explorative Betrachtung allerdings nur dazu ausreicht, eine erste Idee zu bekommen, wird gleichzeitig der Zusammenhang mittels Cramers Index CI überprüft. Hierbei werden noch weitere potentielle erklärende Variablen miteinbezogen: Geschlecht, Ost/West, Diätverhalten Familie, Mahlzeiten in Familie, Hänselei, Meinung Freunde, Gesprächsthematik, TV-Konsum, Computernutzung, Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe und Selbstwertgefühl. Cramers Index CI ist ein Assoziationsmaß für nominalskalierte Variablen, die in diesem Fall vorliegen. Es wird jeweils die Assoziation zwischen dem Wunsch Abzunehmen und potentiellen erklärenden Variablen, die später zur Entwicklung des Logitmodells herangezogen werden sollen, berechnet.

Cramers Index CI besitzt gegenüber dem Kontingenzkoeffizienten den Vorteil, dass er den Wert Eins annehmen kann. Er berechnet sich folgendermaßen (Bortz und Lienert 2003, S. 247ff):

$$CI = \sqrt{\frac{\chi^2}{N(L-1)}} \tag{2.1}$$

L Minimum aus Spaltenanzahl (m) und Zeilenanzahl (k)
N Stichprobenumfang
χ^2 χ^2-Wert des $k \times m$-Felder-χ^2-Tests

Aufgrund der Ergebnisse in Tabelle A.12 lässt sich feststellen, dass alle Assoziationen zwischen dem Wunsch abzunehmen und den gewählten potentiellen erklärenden Variablen für $\alpha = 0,05$ signifikant sind, mit Ausnahme der Variable TV-Konsum. Diese ist für $\alpha = 0,10$ signifikant.

Diese ersten Ergebnisse über die bivariaten Zusammenhänge der verschiedenen Einflussfaktoren mit dem Wunsch abzunehmen werden im weiteren Verlauf in die Bildung eines Logitmodells miteinbezogen.

3 Logistisches Modell für Deutschland

In diesem Kapitel wird ein Modell zur Analyse der Einflussfaktoren auf den Wunsch abzunehmen formuliert. Da es sich bei der Responsevariablen um eine nominalskalierte Variable mit den Ausprägungen 'ja' und 'nein' handelt, bietet sich zum Beispiel ein Logitmodell als adäquate Wahl an. Zuvor wird jedoch im Kapitel 3.1.1 der theoretische Hintergrund des Logitmodelles beleuchtet und kurz diskutiert, warum im Falle einer binären Responsevariablen eine normale lineare Regression nicht verwendet werden sollte.

3.1 Theoretischer Hintergrund

3.1.1 Zur Begründung des Logitmodells als adäquate Wahl

Die logistische Regression ist ein Modell für binäre Responsevariablen. Eine Anwendung linearer Regression ist nicht möglich, da die wesentliche Annahmen des linearen Regressionsmodelles bei einer binären Responsevariablen verletzt sind. Die folgenden Ausführungen folgen Rönz (2001, S. 60ff).

Widerspruch der Wertebereiche:

Geht man vom linearen Modell $y_i = x_i^T\beta + \epsilon_i$ mit der entsprechenden Annahme, dass $E(\epsilon_i|x_i) = E(\epsilon_i) = 0$, so folgt für den bedingten Erwartungswert der Responsevariablen: $E(y_i|x_i) = x_i^T\beta$. Bei einer binären, bernoulliverteilten Responsevariablen y_i, entspricht der bedingte Erwartungswert jedoch der Auftretenswahrscheinlichkeit π_i. Dies impliziert, dass der Wertebereich der Linearkombination $x_i^T\beta$ restringiert werden müsste, um den Wertebereich der

Wahrscheinlichkeit von $[0, 1]$ nicht zu verletzten. Ohne Restriktion würde der Wertebereich von $x_i^T\beta$ $[-\infty, +\infty]$ betragen. Eine Restriktion zu erstellen ist allerdings nicht trivial, da auch alle prognostizierten x_i-Werte diesen Bereich einhalten müssten.

Verletzung der Normalverteilungsannahme der Störterme:

Auch die Verteilung der Fehlerterme ϵ_i ist nicht mit den Annahmen der normalen Regression vereinbar. Die ϵ_i sind dichotom, da nur zwei Ausprägungen auftreten können ($\epsilon_i = 1 - \pi_i$ für $y_i = 1, \epsilon_i = -\pi_i$ für $y_i = 0$). Sie folgen also einer Bernoulliverteilung mit $E(\epsilon_i|x_i) = 0$.

Heteroskedastie:

Aus dem vorherigem Abschnitt lässt sich somit zeigen, dass die Varianz der Fehlerterme nicht konstant ist, sondern von x_i abhängt: $Var(\epsilon_i|x_i) = (1 - \pi_i)^2\pi_i + (-\pi_i)^2(1 - \pi_i) = \pi_i(1 - \pi_i) = x_i^T\beta(1 - x_i^T\beta)$. Es liegt somit Heteroskedastie vor.

Funktionale Form:

Wenn man die Wahrscheinlichkeit linear modelliert, so unterstellt man einen Zusammenhang, der davon ausgeht, dass eine Veränderung in x unabhängig vom Wert π ist. Dies ist in der praktischen Anwendung für gewöhnlich keine realistische Annahme.

Wie die obigen Ausführungen zeigen, ist daher die normale lineare Regression im Falle einer binären Responsevariablen keine adäquate Wahl. Vielmehr sollte zum Beispiel auf das Logitmodell zurückgegriffen werden.

Hintergrund des Logitmodells

Im weiteren Verlauf dieser Erläuterung wird auf Long (1997, S. 40ff) zurückgegriffen. Es wird zunächst davon ausgegangen, dass eine latente Variable y^* die Werte von $-\infty$ bis $+\infty$ annehmen kann. Diese Variable kann zunächst analog zur normalen linearen Regression durch die Gleichung

$$y_i^* = x_i\beta + \epsilon_i$$

ausgedrückt werden, jedoch mit dem Unterschied, dass die in der Stichprobe angenommen Werte der latenten Variable nicht direkt beobachtbar sind. Man nimmt nun an, dass eine zugehörige binäre Variable y beobachtbar ist, die durch folgende Dichotomisierung der Werte von y^* gebildet wird und in der τ der Schwellenwert ist.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } y_i^* > \tau \\ 0 & \text{falls } y_i^* \leq \tau \end{cases}$$

Bezogen auf die hier untersuchte Responsevariable Abnahmewunsch stellt die nominalskalierte Variable mit den Ausprägungen 'ja' und 'nein' die beobachtbare, manifeste Variable dar, deren zugehörige latente Variable nicht beobachtbar ist. Man könnte also den Wunsch abzunehmen als unterschiedliche Stufen einer stetigen Variable sehen. Er kann ganz schwach ausgeprägt sein und bis zum Schwellenwert immer größer werden. Überschreitet man diesen Schwellenwert, ist der Wunsch so stark, dass bei der beobachtbaren Variablen Wunsch abzunehmen die Antwortkategorie 'ja' gewählt wird. Für gegebenes X, kann man sehen, dass

$$Pr(y = 1|x) = Pr(y^* > 0|x)$$

ist. Ersetzt man $y^* = x\beta + \epsilon$ erhält man:

$$\begin{aligned} Pr(y = 1|x) &= Pr(x\beta + \epsilon > 0|x) \\ Pr(y = 1|x) &= Pr(x\beta + \epsilon > -x\beta|x) \end{aligned}$$

Aufgrund der Symmetrieeigenschaft der logistischen Verteilung kann die Ausgangsgleichung folgendermaßen geschrieben werden:

$$\begin{aligned} Pr(y = 1|x) &= Pr(x\beta + \epsilon \leq x\beta|x) \\ Pr(y = 1|x) &= F(x\beta) \end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeit hängt also offensichtlich von der Verteilung des Fehlers ϵ ab. Im binären Logitmodell wird angenommen, dass ϵ logistisch verteilt ist. Somit erhält man schließlich das folgende Modell:

$$Pr(y_i = 1|x_i) = \frac{\exp(x_i\beta)}{1 + \exp(x_i\beta)}$$

3.1.2 Das Logitmodell

Bezeichnet man $Pr(y = 1|x)$ als Auftretenswahrscheinlichkeit π_i so ergibt sich:

$$\pi_i = \frac{\exp(x_i\beta)}{1 + \exp(x_i\beta)}$$

π hängt somit über die Transformation mit der logistischen Funktion von den Regressoren x_i ab. Als logarithmierte Chancen (Logits) bezeichnet man (Fahrmeir 2003, S. 504f):

$$log\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = \beta_0 + x_{i1}\beta_1 + ... + x_{ip}\beta_p$$

Exponentiert man diese Gleichung, so erhält man die Chancen (Odds) für das Auftreten eines Erfolges innerhalb der i-ten Gruppe:

$$\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = exp(\beta_0 + x_{i1}\beta_1 + ... + x_{ip}\beta_p)$$

Als Odds-Ratio bezeichnet man in einem Logitmodell, hier am Beispiel einer dichotomen Einflussgröße:

$$or_{1;0} = \frac{\frac{\pi_1}{1-\pi_1}}{\frac{\pi_0}{1-\pi_0}} = exp(\beta_1)$$

Dieses Odds-Ratio bezeichnet das Verhältnis zwischen zwei Chancen. Es vergleicht somit die Chancen eines Erfolges zweier Gruppen miteinander. In diesem Fall, die Gruppe mit der Ausprägung gleich 1 der dichotomen Variablen mit der, der Gruppe, in der die dichotome Variable den Wert 0 annimmt (Kleinbaum 1994,

S. 22f). Die Koeffizienten $\beta_1, ..., \beta_p$ sind unbekannt und müssen geschätzt werden. Dies kann mittels ML-Schätzung erfolgen. Da die ersten partiellen Ableitungen der log-Likelihoodfunktion nicht linear sind, ist dies nur iterativ möglich. Die so erhaltenen, geschätzten Koeffizienten sind allerdings nicht unmittelbar interpretierbar, wie es bei der linearen Regression der Fall ist. Die Interpretation bei konstanten anderen Einflussgrößen für eine Einflussgröße x_p ist folgendermaßen: Ist x_p metrisch, so beinhaltet b_p die additive Wirkung auf die logarithmierten Chancen, wenn sich x_p um eine Einheit ändert. Die Wirkung $exp(b_p)$ auf die Chancen pro Einheit von x_p ist multiplikativ. Für eine kategoriale erklärende Variable x_p und bei Vorliegen von Dummykodierung ist die Wirkung in b_p wiederum additiv auf die logarithmierten Chancen, allerdings beim Wechsel von der Referenzkategorie zu einer anderen Ausprägung von x_p. Die multiplikative Wirkung beim Wechsel von der Referenzkategorie zu einer anderen Kategorie ist in $exp(b_p)$ enthalten (Tutz 2000, S. 62).

3.2 Praktische Anwendung

Das Logitmodell soll im Weiteren auf den Datensatz angewendet werden. Es wird zunächst ein Modell für Deutschland angepasst.

Endogene Variable:

Wunsch abzunehmen (nein=0; ja=1)

Diese Variable ist nominalskaliert mit den Ausprägungen 'Ja' und 'Nein' und entspricht somit den Anforderungen an das Skalenniveau der Responsevariablen innerhalb des Logitmodells.

Zur Auswahl der exogenen Variablen

Die erklärenden Variablen, die zunächst eingeschlossen werden, decken die verschiedenen Bereiche ab, von denen ein Effekt auf den Wunsch abzunehmen erwartet wird. Bei den soziodemografischen Variabeln werden das Geschlecht, das Alter sowie das Erhebungsgebiet miteinbezogen. Es wird auch die BMI-Klassifikation[3]

[3] Die Klassifikation erfolgt nach den deutschen Altersperzentilen nach Coners et al. (1996). Bei Kindern und Jugendlichen gelten spezielle Referenzwerte, welche sowohl vom Geschlecht als auch vom Alter abhängen.

aufgenommen, wobei hier anzumerken ist, dass dies unter dem Gesichtspunkt getan wird, keine wesentliche Variable für das Gesamtmodell auszulassen (omitted variables). Es scheint offensichtlich, dass übergewichtige Kinder häufiger eine geringere Körperzufriedenheit aufweisen und folglich häufiger den Wunsch abnehmen zu wollen äußern als normalgewichtige Kinder.

Das Einflusspotential der Familie soll zunächst über die Variable Diätverhalten in der Familie analysiert werden. Mit dieser Variable wurde abgefragt, ob bereits ein Familienmitglied des befragten Kindes Diät gehalten hat oder gerade hält. Desweiteren wird die Anzahl der gemeinsamen Mahlzeiten in der Familie miteinbezogen.

Unter den Bereich Freundeskreis fällt insbesondere der angenommene Effekt der Meinung der Freunde zu der Figur des befragten Kindes. Das Kind soll eine Einschätzung darüber abgeben, ob ihm die Meinung der Freunde über die eigene Figur eher wichtig oder eher unwichtig ist. Es ist davon auszugehen, dass diejenigen Kinder, denen die Meinung der Freunde wichtig ist, eher den Wunsch haben abzunehmen. Bei der zweiten Variable Hänselei wird ebenso ein starker Zusammenhang dahingehend vermutet, dass Kinder, die wegen ihrer Figur gehänselt werden, eher den Wunsch äußern abnehmen zu wollen. Die letzte Variable zielt darauf ab, die Gesprächsthematik in Cliquen miteinzubeziehen. In Cliquen, in denen häufig über Gewicht und Diät gesprochen wird, dürfte die Anzahl von Kindern mit Abnahmewunsch höher sein, da offenbar Aussehen und Figur innerhalb der Clique einen hohen Stellenwert haben.

Im Bereich der Medien wird die Variable 'Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe' einbezogen. Bei diesem Item wurde abgefragt, ob die in den Medien gezeigten, sehr dünnen Models und Schauspieler Vorbilder für die Idealvorstellung der eigenen Figur sind. Es wird angenommen, dass die Jugendlichen, die das Medienideal als Maßstab nehmen, eher mit ihrem eigenen Körper unzufrieden sind und daher den Wunsch haben abzunehmen. Es gilt also zu überprüfen, ob diese Variable einen signifikanten Einfluss auf die Responsevariable hat. Die weiteren medienspezifischen Variablen beziehen sich allgemein auf den Medienkonsum. Es soll untersucht werden, ob ein erhöhter Konsum von Fernsehen, Computern und Zeitschriften eine Effekt auf den Wunsch abzunehmen besitzt.

Im letzten Bereich wird schließlich die Signifikanz von Persönlichkeitsprädispositionen miteinbezogen. Bei Kindern mit hohem Selbstwertgefühl wird im Allgemeinen eine geringere Körperunzufriedenheit und folglich seltener der Wunsch abzuneh-

men vermutet. Auch ist es interessant zu untersuchen, ob bei Kindern mit erhöhten Ängstlichkeitswerten der Wunsch abzunehmen ausgeprägter ist.

Nach den Einflussgruppen geordnet, werden folgende exogene Variablen eingeschlossen:

Soziodemographische Variablen:

Geschlecht (weiblich=0; männlich=1)

Alter

Ost-/Westdeutschland (Ost=0; West=1)

BMI-Klassifikation (normalgewichtig=1; übergewichtig=2; stark übergewichtig=3)[4]

Einflusspotential Familie:

Diätverhalten von Familienangehörigen (nein=0; ja=1)

Anzahl der gemeinsamen Mahlzeiten pro Woche (bis zu 3 mal/Woche=1; 3-7 mal/Woche=2; mehr als 7 mal/Woche=3)

Einflusspotential Freundeskreis(Peers):

Hänselei durch Mitschüler (sehr oft=1; oft=2; selten=3; nie=4)

Meinung der Freunde bezüglich Figur (eher unwichtig=0; eher wichtig=1)

Gesprächsthematik Diät/Gewicht im Freundeskreis (täglich=1, mehrmals pro Woche=2, einmal pro Woche=3, einmal pro Monat=4, nie=4)

Einflusspotential Medien:

TV-Konsum in Stunden pro Tag (<0,5h=1; 0,5h-2h=2; >2h=3)

Computernutzung in Stunden pro Tag (<0,5h=1; 0,5h-2h=2; >2h=3)

Anzahl der gelesenen Zeitschriften pro Woche (keine=1; 1-3=2; >3=3)

Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe (nein=0; ja=1)

[4] Die Klassen 'sehr untergewichtig' und 'untergewichtig' wurden mit 'normalgewichtig' zusammengefasst, da die Besetzung dieser beiden Kategorien sehr gering ist.

Persönlichkeitsprädisposition:

Selbstwertgefühl (ordinalskaliert 1-6, wobei 1 für hohes und 6 für niedriges Selbstwertgefühl steht)

Habituelle Angst

Die exogenen Variablen sind teilweise metrisch und teilweise ordinal- oder nominalskaliert. Im Logitmodell werden auch die ordinalskalierten Regressoren als nominal mit mehreren Ausprägungen behandelt. Diese Variablen müssen jedoch allgemein durch eine Indikator- oder Effektkodierung in das Modell integriert werden. In dieser Anwendung wird die Indikatorkodierung verwendet. Diese wird exemplarisch anhand der mehrkategorialen Variable 'Hänselei' erläutert.

Das Merkmal 'Hänselei' liegt in den Kategorien 'sehr oft=1', 'oft=2', 'selten=3' und 'nie=4' vor. In diesem Fall wird die letzte Kategorie als Referenzkategorie gewählt. Zunächst müssen $4 - 1 = 3$ Dummyvariablen eingeführt werden (entsprechend der Anzahl der Ausprägungen minus der Referenzkategorie). Diese Variablen nehmen den Wert Eins an, wenn die jeweilige Ausprägung vorliegt, ansonsten den Wert Null. Bei der Referenzkategorie sind alle Dummyvariablen auf Null gesetzt. Somit ergibt sich die folgende Matrix, wobei der Vektor mit Einsen zu Beginn die Konstante erzeugt (Rönz 2001, S. 89):

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Das schließlich entwickelte Modell enthält nur noch die folgenden Variablen: Geschlecht, Alter, BMI-Klassifikation, Ost/West, Diätverhalten Familie, TV-Konsum, Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe, Meinung der Freunde und Selbstwertgefühl.

Bei den Merkmalen Selbstwertgefühl und BMI-Klassifikation wurde die erste Kategorie als Referenzkategorie gewählt, beim Merkmal TV-Konsum ist die letzte Kategorie die Referenzkategorie. Desweiteren wurde die Variable Alter zentriert, um eine sinnvollere Interpretation der Konstanten zu ermöglichen: Alter zentriert = Alter - 14, wobei 14 der auf eine ganze Zahl gerundete Mittelwert der Variable

ist. Ohne Zentrierung würde in Bezug auf die Konstante das Alter einen Wert von Null annehmen, was inhaltlich nicht zu interpretieren wäre (Tutz 2000, S. 38).

Die restlichen Variablen zeigen keinerlei Signifikanz und wurden deshalb nicht in das angepasste Modell miteinbezogen. Eine genauere Darstellung der einzelnen Signifikanzen wird im nächsten Kapitel geliefert.

3.2.1 Anpassung des Modells

Parametertests

Die Signifikanz der einzelnen Parameter in dem Modell kann mittels des Waldtests ermittelt werden. Bei diesem Test wird geprüft, ob eine einzelne Variable einen wesentlichen Einfluss auf die Responsevariable besitzt. Es wird also getestet, ob der zugehörige β-Koeffizient signifikant von Null verschieden ist. Allgemein formuliert wird die folgende Nullhypothese getestet: $H_0 : \beta_j = 0$. Die Alternativhypothese lautet: $H_1 : \beta_j \neq 0$. Die für diesen Fall spezifizierte Waldstatistik ist asymptotisch χ^2-verteilt mit einem Freiheitsgrad und lautet (Rönz 2001, S. 53):

$$W = \frac{b_j^2}{s^2(b_j)}$$

Betrachtet man den geschätzten Parameter $b_{Geschlecht} = -1,459$ im deutschen Modell (Tabelle A.13) für die Variable Geschlecht und möchte testen, ob dieser signifikant von Null verschieden ist, so setzt man die entsprechenden Werte in die obige Teststatistik ein. Die zugehörigen Hypothesen lauten: $H_0 : \beta_{Geschlecht} = 0$ gegen $H_1 : \beta_{Geschlecht} \neq 0$.

$$W = \frac{(-1,459)^2}{(0,209)^2} = 48,732$$

Vergleicht man diesen Wert mit dem kritischen Wert aus der χ^2-Verteilung für ein Signifikanzniveau von $\alpha = 0,05$ bei einem Freiheitsgrad, so wird H_0 abgelehnt, da dieser Wert kleiner 48,732 ist. Es kann daher davon ausgegangen werden, dass das Geschlecht einen signifikanten Einfluss auf den Wunsch abzunehmen hat. Auch die Variablen Alter ($p<0.05$), Ost-/Westdeutschland ($p<0.05$), BMI-Klassifikation ($p<0.01$), Diätverhalten in der Familie ($p<0.01$), Meinung der Freunde ($p<0.01$)

und Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe (p<0.01) besitzen einen signifikanten Effekt auf die Responsevariable. Bei der Variablen TV-Konsum zeigte sich eine Signifikanz nur für die erste Kategorie (<0,5h TV pro Tag). Die zweite Kategorie ist nicht signifikant. Auch bei der Variablen Selbstwertgefühl sind nicht alle Ausprägungen signifikant. Die Ausprägungen Drei bis Sechs sind alle hoch signifikant, während die zweite Ausprägung nur sehr knapp nicht signifikant ist für $\alpha = 0,10$. Die Variablen Computernutzung, gelesenen Zeitschriften, gemeinsame Mahlzeiten, Hänselei und habituelle Angst waren nicht signifikant und wurden deshalb aus dem Modell ausgeschlossen. Zur genauen Interpretation dieser Signifikanzen und zur weiteren Auswertung siehe Kapitel 3.2.2.

Maße für die Modellgüte

Möchte man die Güte des gesamten Modells untersuchen, so stehen hierfür zum einen die Pseudobestimmtheitsmaße und zum anderen der Vergleich der Devianz zwischen zwei, mit unterschiedlicher Anzahl von erklärenden Variablen spezifizierter Modelle, zur Verfügung (ΔD).

Zunächst zum Vergleich der Devianzen: In SPSS wird in der Prozedur 'binary logistic' standardmäßig das spezifizierte Modell mit dem Modell, welches nur die Konstante enthält, verglichen. Die Devianz des spezifizierten Modells sollte im Vergleich zur Devianz des Modells nur mit Konstante kleiner sein, wenn die zusätzlichen Variablen signifikant zur Verbesserung der Erklärung beitragen. Es wird folglich getestet, ob die zusätzlichen Parameter im spezifizierten Modell (Modell unter H_1) eine bessere Anpassung an die Daten schaffen als das Modell mit nur einer Konstanten (Modell unter H_0). Es wird also die folgende Differenz betrachtet, welche unter Voraussetzung großen Stichprobenumfanges n χ^2-verteilt ist mit Freiheitsgraden entsprechend der Anzahl der zusätzlich ins Modell genommenen Parametern (Rönz 2001, S. 73f, S.98):

$$\Delta D = D_0 - D_1 = 2[l_1(b; y) - l_0(b; y)]$$

Im vorliegenden Fall ergibt sich folgende Teststatistik: $\Delta D = 2[(-320,4275) - (-484,4292)] = 328,129$. Dieser Wert wird mit dem kritischen Wert der χ^2-Verteilung $\chi^2_{0,95;15} = 24,9958$ verglichen. Da $328,129 > 25$, also die Teststatistik größer als der kritische Wert ist, wird H_0 verworfen. Das für Deutschland spezi-

fizierte Modell unter H_1 liefert somit eine verbesserte Anpassung an die Daten. Dieses Ergebnis ist auch in dem von SPSS als Omnibus-Test der Modellkoeffizienten bezeichneten Output zu erkennen (siehe Tabelle A.14 im Anhang).

Weitere Maße zur Bestimmung der Gesamtgüte eines Modells sind die Pseudobestimmtheitsmaße von Cox&Snell und Nagelkerke. Sie geben analog zum R^2 in der linearen Regression den Anteil der durch das Modell erklärten Varianz an. Diese werden jedoch anders quantifiziert. Nagelkerkes-R^2 hat gegenüber dem R^2 von Cox und Snell den Vorteil, dass es den Wert Eins annehmen kann. Die beiden Maße berechnen sich wie folgt (Backhaus et al. 2003, S. 440f):

$$Cox\&Snell\text{–}R^2 = 1 - \left[\frac{L_0}{L_v}\right]^{\frac{2}{n}}$$

L_0	Likelihood des Nullmodells
$L_v 4$	Likelihood des vollständigen Modells
n	Stichprobenumfang

bzw.

$$Nagelkerke\text{–}R^2 = \frac{R^2}{(1 - L_0)^{\frac{2}{n}}}$$

wobei L_0 wiederum der Likelihoodwert des Nullmodells ist. Für das deutsche Modell erreicht das Cox&Snell-R^2 den Wert 0,375 und das Nagelkerke-R^2 beläuft sich auf 0,5 (siehe Tabelle A.15). Für das Nagelkerke-R^2 kann somit die Aussage gemacht werden, dass durch das Model 50% der Variabilität in der Responsevariable erklärt werden. Backhaus et al. (2003, S. 448) geben die folgenden Werte als Richtwerte für eine gute Anpassung an: Cox&Snell-R^2: akzeptabel für Werte größer 0,2; gut für Werte größer 0,4. Nagelkerke-R^2: akzeptabel für Werte größer 0,2; gut für Werte größer 0,4; sehr gut für Werte größer 0,5. Vergleicht man die Werte der beiden R^2 mit denen für eine gute Anpassung angegebenen Werten nach Backhaus, kann bereits von einer guten Anpassung ausgegangen werden. Nichtsdestotrotz sollten zusätzlich noch die Residuen genauer analysiert werden.

Residuendiagnostik

Nach einer ersten Schätzung mit den einbezogen Variablen wird eine Residuendiagnostik durchgeführt, um eventuelle Schwachstellen zu identifizieren und eine

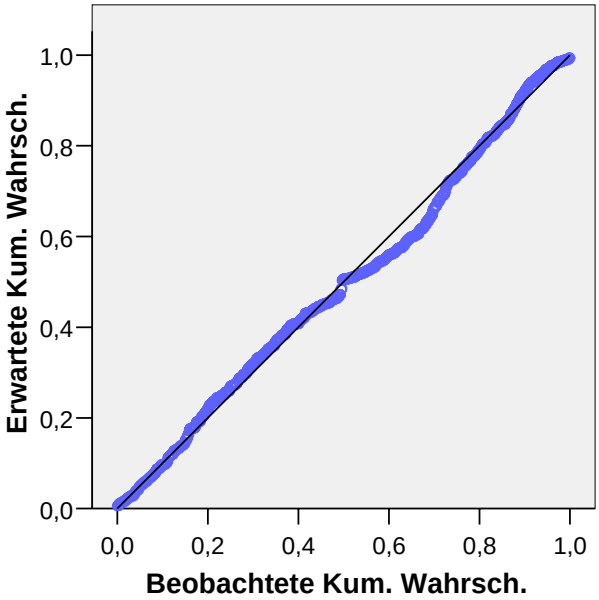

Abbildung 3.1: PP-Plot: Pearsonresiduen (Deutschland)

bessere Anpassung des Modells zu erreichen. Insgesamt sollten die Residuen näherungsweise einer Normalverteilung folgen. Zur Überprüfung bietet sich hier ein Normal-Probability-Plot der Pearsonresiduen an. Sind diese annähernd normalverteilt, müssten diese auf einer Gerade liegen (Schnell 1994, S. 253). Betrachtet man die PP-Plot der Pearsonresiduen für Deutschland (siehe Abbildung 3.1), liegen die Punkte annähernd auf der Geraden. Die Anpassung ist ausreichend, jedoch lässt sich im oberen Drittel eine leichte Abweichung von der Geraden ausmachen. Dies kann darauf hindeuten, dass es noch weitere, bisher unberücksichtigte Variablen gibt, die auch noch wesentlich zur Erklärung beitragen (omitted variables).

Long (2003, S.128) schlägt desweiteren vor die Einflussstatistik *analog Cook´s distance* gegen die Beobachtungen zu plotten, um so einflussreiche Fälle zu identifizieren, die die Schätzung verzerren könnten. Im Logitmodell gibt diese Statistik an, inwieweit sich bei Ausschluss des i-ten Falles die Residuen der verbleibenden Fälle verändern. Die *analog Cook´s distance* für das Logitmodell berechnet sich wie folgt:

$$C_i = \frac{r_j^2 h_j}{(1 - h_j)}$$

Hierbei sind r_j^2 die standardisierten Pearsonresiduen und h_j der Leverage des i-ten Falles. Dies wurde für das deutsche Modell durchgeführt. Das Ergebnis ist in der

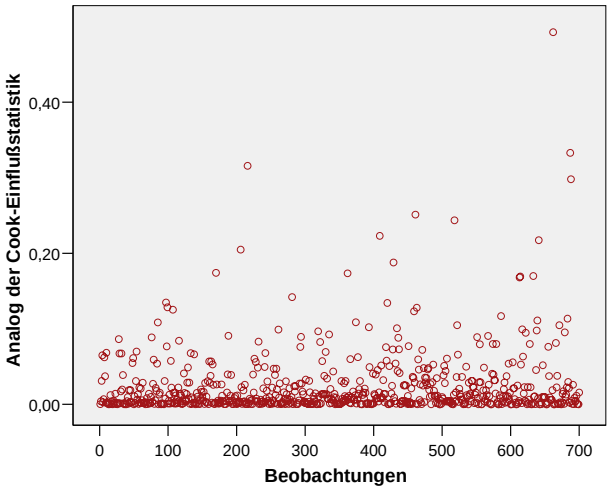

Abbildung 3.2: Scatterplot: Einfluss-Statistik gegen Beobachtungen (Deutschland)

Abbildung 3.2 dargestellt. In dieser Abbildung fallen keine Fälle besonders auf, da alle unter dem von Hosmer und Lemeshow (2000, S. 180) angegebenen kritischen Wert von Eins liegen. Es wurden also aufgrund dessen keine Fälle ausgeschlossen.

3.2.2 Auswertung und Interpretation

Das auf die Modellgüte untersuchte Modell kann nun ausgewertet werden. Hierfür werden die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen Odds-Ratios aus Tabelle A.13 im Anhang betrachtet. Zunächst ist es von Interesse, welche Bereiche überhaupt einen signifikanten Effekt auf die Responsevariable haben und falls existent, in welche Richtung dieser Effekt geht. Die jeweilige Interpretation der Odds-Ratios geschieht unter Kontrolle aller anderen Variablen.

Im Bereich der soziodemographischen Effekte wird zunächst das Geschlecht betrachtet. Der zugehörige Koeffizient ist hochsignifikant ($p<0{,}01$). Das Odds-Ratio männlich zu weiblich $or_{m,w}$, also die Chancen für das Auftreten des Abnahmewunsches bei Jungen im Vergleich zu den Chancen des Auftretens bei den Mädchen, beträgt 0,232. Dies bedeutet, dass die Chancen für den Wunsch abzunehmen für die Gruppe der Jungen im Vergleich zu den Mädchen um den Faktor 0,232 sinkt. Mädchen verspüren somit offenbar wesentlich häufiger den Wunsch abzunehmen als Jungen. Auch das Alter besitzt einen signifikanten Effekt auf den Wunsch abzunehmen. Pro Lebensjahr sinken die Chancen um 0,850. Jüngere Kinder wollen

demnach eher abnehmen als ältere. Diesen Effekt könnte man durch eine noch nicht ausgereifte und gefestigte eigene Persönlichkeit erklären. Sie könnten leichter von außen beeinflussbar sein als ältere Jugendliche bzw. könnten sich stärker an Familie und Freunden orientieren. Die Kinder und Jugendlichen aus den alten Bundesländer haben im Vergleich zu denen aus den neuen Bundesländern 1,6 mal häufiger den Wunsch abzunehmen. Wie erwartet äußern Kinder mit Übergewicht gegenüber normalgewichtigen häufiger den Wunsch abzunehmen. Sie sind also tendenziell unzufriedener mit ihrem Körper.

Hinsichtlich der Effekte der Medien stellt sich heraus, dass nur die beiden Variablen TV-Konsum und Übernahme von medialen Schlankheitsmaßstäben einen signifikanten Einfluss auf den Wunsch abzunehmen haben. Jugendliche, die die medialen Schlankheitsstandards kultivieren, möchten 1,8 mal häufiger abnehmen als Jugendliche, die diese nicht kultivieren. Eine Orientierung an den Schlankheitsvorgaben der Medien führt offenbar zu Körperunzufriedenheit, die sich im Abnahmewunsch manifestiert. Eine Kultivierung der Schlankheitsstandards zeigt folglich einen wesentlich Effekt auf die Responsevariable. Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit denen von Stice und Whitenton (2002) bezüglich der Wirkung der Internalisierung des Medienideals. Das Auftreten des Wunsches Gewicht zu reduzieren unterscheidet sich auch in der Gruppe der Kinder mit geringem TV-Konsum (bis zu einer halben Stunde) im Vergleich zu Kindern mit hohem TV-Konsum (Referenzkategorie; mehr als zwei Stunden pro Tag). Der Wunsch abzunehmen wird nur von ungefähr einem Viertel der Kinder mit geringem TV-Konsum geäußert im Vergleich zu den Kindern mit hohem TV-Konsum.

Betrachtet man den Bereich Familie, fällt zunächst auf, dass die Häufigkeit des gemeinsamen Essens keinen signifikanten Einfluss besitzt. Es ist also offensichtlich nicht von Belang, inwieweit geregelte Strukturen im Essverhalten der Familie vorliegen oder nicht. Das Vorliegen von Diätverhalten hingegen moderiert maßgeblich den Wunsch abzunehmen. Kinder und Jugendliche, in deren Familien bereits ein Familienmitglied Diät hält oder gehalten hat, verspüren 3,5 mal so häufig den Wunsch abzunehmen im Vergleich zu Kinder und Jugendlichen ohne familiäre Vorbelastung.

Auch hinsichtlich des Einflusspotentials des Freundeskreises zeigen sich interessante Effekte. Offenbar hat nur die Einstufung der Meinung der Freunde bezüglich der eigenen Figur als 'eher wichtig' bzw. 'eher unwichtig' einen signifikanten Effekt auf

den Wunsch abzunehmen. Kinder, denen die Meinung der Freunde bezüglich ihrer Figur eher wichtig ist, möchten 3,6 mal häufiger abnehmen als Kinder, denen dies eher unwichtig ist. Es ist also davon auszugehen, dass Kinder hinsichtlich ihrer Figur von ihren Freunden akzeptiert werden möchten und sich den Standards dieser Freunde bezüglich des Aussehens anpassen. Überraschenderweise ist die Variable Hänselei nicht signifikant. Die Kinder und Jugendlichen lassen sich anscheinend durch Hänseleien nicht beeindrucken. Man sollte jedoch in Betracht ziehen, dass bei diesem Item nicht unbedingt ehrlich geantwortet sein muss. Es könnte durchaus der Fall sein, dass hier aus Scham falsche Angaben gemacht wurden. Auch wenn innerhalb der Gruppe häufig über das Gewicht und Diäten gesprochen wird, hat dies keine signifikante Wirkung auf den Wunsch abzunehmen.

Bei der Persönlichkeitsprädisposition zeigt sich lediglich das Selbstwertgefühl als signifikant. Wie erwartet ist der Wunsch abzunehmen bei den Kindern mit höherem Selbstwertgefühl geringer ausgeprägt. Als Referenzkategorie wurde bei dieser Variable die erste Kategorie (Selbstwert=1) gewählt. Diese steht für ein sehr hohes Selbstwertgefühl. Vergleicht man Kinder mit mittlerem Selbstwertgefühl (Selbstwert=3) mit den Kindern mit hohem Selbstwertgefühl (Referenzkategorie), so haben erstgenannte 2,2 mal häufiger den Wunsch abzunehmen. Die Gruppen mit Selbstwert=4 und Selbstwert=5 äußern jeweils noch häufiger (2,8 und 2,7 mal häufiger) den Wunsch nach Gewichtsabnahme als die Kinder mit hohem Selbstwertgefühl. Am deutlichsten sind die Unterschiede, wenn Kinder mit sehr niedrigem Selbstwertgefühl (Selbstwert=6) mit der Referenzgruppe verglichen werden. Diese äußern 5,3 mal häufiger den Wunsch abzunehmen. Zusammenfassend lässt sich also feststellen, dass bei Kindern mit höherem Selbstwertgefühl der Wunsch abzunehmen tendenziell seltener auftritt.

Betrachtet man diese Ergebnisse insgesamt, so muss jedem der Einflussbereiche eine Wirkung auf die Responsevariable zugesprochen werden. Die Effekte zeigen sich größtenteils, wie erwartet. Was jedoch überrascht ist die Nichtsignifikanz der Variable Hänselei, welcher doch aus theoretischer Sicht eine große Wirkung zuzusprechen wäre.

4 Länderübergreifender Modellvergleich

4.1 Methodisches Vorgehen

Das für Deutschland formulierte Modell wird im Folgenden mit den Modellen für die anderen Länder verglichen. Es müssen daher zunächst Modelle für Österreich, Spanien und England geschätzt werden. Hierbei werden dieselben erklärenden Variablen verwendet, wobei die deutschlandspezifische Variable Ost-/Westdeutschland ausgelassen wird. Es folgen einige kurze Erläuterungen zur Spezifikation der Modelle in den jeweiligen Ländern. Für eine genauere Darstellung der theoretischen Hintergründe der Gütemaße, Parametertests und der Residuendiagnostik wird auf deren Diskussion in Kapitel 3.2.1 verwiesen.

Im Modell für Österreich wurde für die Variable Selbstwert sowie die Variable BMI-Klassifikation die erste Kategorie als Referenzkategorie gewählt. Das Alter wurde zentriert (13 Jahre), um eine sinnvollere Interpretation der Konstanten zu ermöglichen. Die Hinzunahme der erklärenden Variablen führte im Vergleich zum Modell mit nur der Konstanten zu einer signifikanten Verbesserung der Anpassung an die Daten (siehe Tabelle A.17 im Anhang). Es wurden nur diejenigen Parameter beibehalten, die auf Basis des Waldtests signifikant von Null verschieden sind. Die Pseudo-Bestimmtheitsmaße ergeben akzeptable Werte von Cox&Snell: 0,309 und Nagelkerke: 0,416 (siehe Tabelle A.18 im Anhang). Beim Wahrscheinlichkeitsplot der Pearsonresiduen zeigt sich, dass hier allerdings noch kein optimales Modell gefunden wurde. Insbesondere am oberen und unteren Ende zeigen sich einige Ausreißer. Auch im Scatterplot der analog *Cook´s distance* gegen die Beobachtungen fällt eine Beobachtung auf, die stark von den anderen abweicht (vgl. Abb. 4.1).

Nach genauerer Analyse wurde dieser Fall aus dem Modell herausgenommen, was zu einer verbesserten Schätzung führte.

Im spanischen Modell wurde bei der Variable Selbstwertgefühl die erste Kategorie als Referenzkategorie gewählt. Genauso wurde bei den Variablen Computernutzung und BMI-Klassifikation verfahren. Das Alter wurde wiederum zentriert mit einem Alter von 13. Auch hier führte die Hinzunahme der erklärenden Variablen gegenüber dem Modell mit nur der Konstante zu einer signifikanten Verbesserung (siehe Tabelle A.20 im Anhang). Cox&Snell sowie Nagelkerke nehmen mit 0.358 und 0,477 akzeptable Werte an (siehe Tabelle A.21 im Anhang). Es wurden auch hier nur die signifikanten Parameter im Modell beibehalten, mit Ausnahme des Alters, welches eigentlich auch keine Signifikanz zeigte, aber zu Veranschaulichungszwecken im Modell beibehalten wurde. Auch bei diesem Modell zeigt sich, dass die Anpassung an die Daten noch nicht optimal ist, wenn man den Normal-Wahrscheinlichkeitsplot der Pearsonresiduen und die Cook Distanzen betrachtet (vgl. Abb. 4.1). Es wurden nun diejenigen Fälle näher betrachtet, die in beiden Abbildungen als potentielle Ausreißer identifiziert wurden. Bei näherer Betrachtung der Fälle konnte aber keine besonderen Abweichungen festgestellt werden. Eine Herausnahme führte auch zu keiner wesentlich verbesserten Schätzung, dass ursprüngliche Modell wurde daher beibehalten.

Im Modell für England wurde für die Variable TV-Konsum die letzte Kategorie als Referenzkategorie gewählt und für die BMI-Klassifikation wiederum die erste. Auch hier wurde das Alter zentriert (13 Jahre). Die Hinzunahme der exogenen Variablen hat das Modell signifikant verbessert (siehe Tabelle A.23 im Anhang). Die Pseudo-Bestimmtheitsmaße nehmen auch hier akzeptable Werte an (Cox&Snell: 0,370 und Nagelkerke: 0,495; siehe Tabelle A.24 im Anhang). Im Wahrscheinlichkeitsplot fallen wieder einige Abweichungen am oberen und unteren Ende der Grafik auf (vgl. Abb. 4.1). Auch gibt es offenbar zwei Fälle mit hohem Einfluss auf die Residuen der anderen Beobachtungen, wenn sie entfernt würden. Bei genauerer Betrachtung konnten aber auch hier keine Auffälligkeiten festgestellt werden und das ursprüngliche Modell wurde beibehalten.

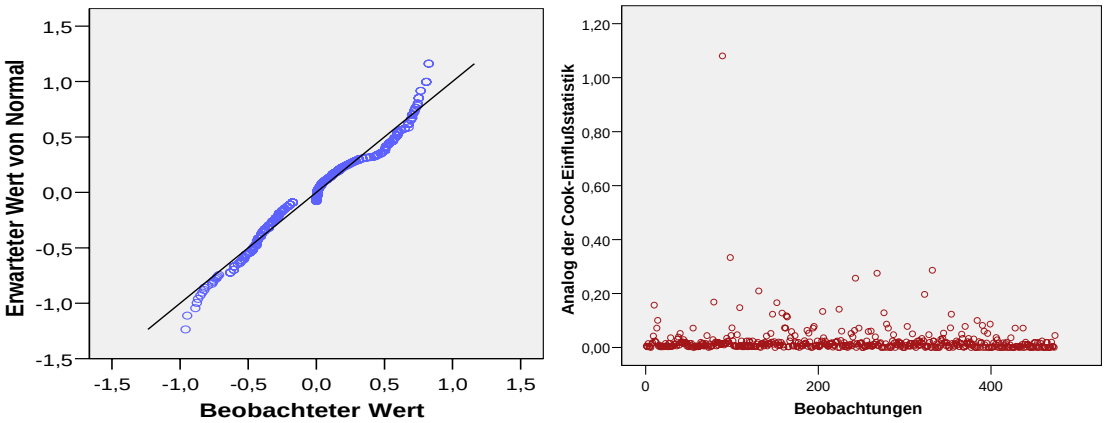

Abbildung 4.1: Österreich: QQ-Plot Pearsonresiduen (links) sowie Einfluss-Statistik gegen Beobachtungen (rechts)

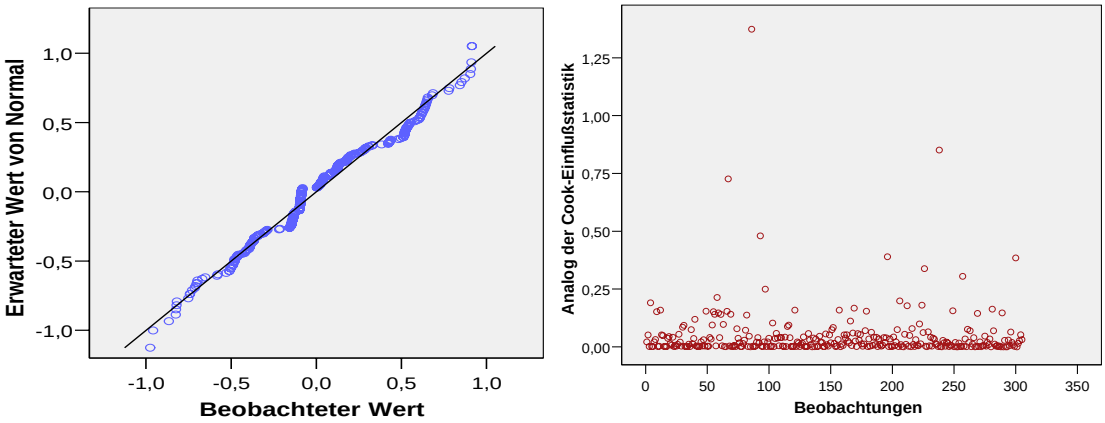

Abbildung 4.2: Spanien: QQ-Plot Pearsonresiduen (links) sowie Einfluss-Statistik gegen Beobachtungen (rechts)

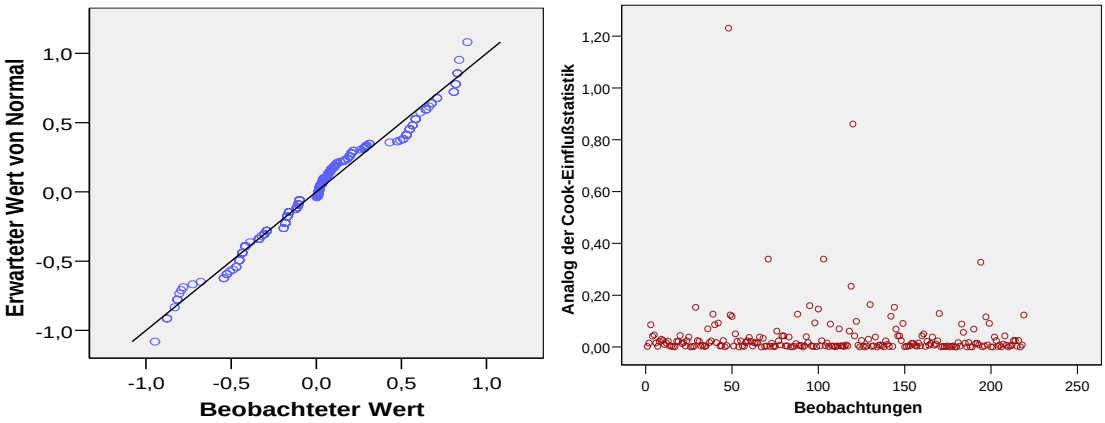

Abbildung 4.3: England: QQ-Plot Pearsonresiduen (links) sowie Einfluss-Statistik gegen Beobachtungen (rechts)

4.2 Auswertung und Interpretation

Es folgt eine kurze Einzelauswertung der Länder bevor anschließend ein Gesamtvergleich durchgeführt wird.

Österreich

Auch in Österreich gibt es einen signifikanten Effekt des Geschlechts (siehe Tabelle A.16). Nur zu etwa der Hälfte äußern demnach Jungen den Wunsch abzunehmen im Vergleich zu den Mädchen. Das Alter hingegen ist nur zum 10%-Niveau signifikant. Es zeigt aber einen gegenläufigen Effekt zu der Stichprobe aus Deutschland. Pro Lebensjahr steigen die Chancen für das Auftreten des Abnahmewunsches um 13,1%. Auch hier ist natürlich der Wunsch abzunehmen übergewichtiger Kinder gegenüber den normalgewichtigen stärker vorhanden. Einen starken Effekt zeigt sich im Bereich Freundeskreis. Kindern, denen die Meinung der Freunde über ihre eigene Figur wichtig ist, möchten 6,7 mal häufiger abnehmen als Kinder, denen diese Meinung eher unwichtig ist. Auch in der Stichprobe aus Österreich ist die Variable Hänselei nicht signifikant. Bezüglich des Selbstwertgefühls ergeben sich ähnliche Befunde wie aus der Stichprobe aus Deutschland, wobei hier der stärkste Effekt in der Gruppe des mittleren Selbstwertgefühls zu hohem Selbstwertgefühl auftritt. Kinder mit mittlerem Selbstwertgefühl haben um den Faktor 6,4 erhöhte Chancen abnehmen zu wollen, während Kindern mit noch niedrigerem Selbstwert um den Faktor 3,6 erhöhte Chancen haben. Dies gilt jeweils im Vergleich zur Referenzgruppe hohes Selbstwertgefühl. Betrachtet man nun noch die Chancen für das Auftreten des Abnahmewunsches gegenüber dem Nichtauftreten dieses Wunsches bei einem normalgewichtigen, 13-Jährigen Mädchen mit hohem Selbstbewusstsein, dem die Meinung ihrer Freunde eher unwichtig ist, so betragen diese etwa die Hälfte im Vergleich zum Nichtabnahmewunsch (entspricht $\exp(Konstante)$ im Modell, da hier jeweils die Referenzgruppe angenommen wird und das Alter zuvor zentriert wurde). Es fällt desweiteren auf, dass sowohl der Einflussbereich Medien als auch der Bereich Familie völlig herausfällt und keinerlei Signifikanz zeigt.

Spanien

Hinsichtlich des Geschlechts zeigt sich, wie auch in den anderen Ländern, dass der Wunsch nach Gewichtsabnahme bei den Mädchen wesentlich ausprägter ist (siehe Tabelle A.19). Gegenüber den Mädchen tritt er nur zu etwa einem Fünftel

bei Jungen auf. Das Alter hat in der spanischen Stichprobe offenbar keinen signifikanten Effekt. Eine hohe Computernutzung hingegen erhöht die Chancen auf eine gewünschten Gewichtsabnahme gegenüber den Wenignutzern um den Faktor 4,8. Auch der Effekt der Meinung des Freundeskreises liegt in ähnlichem Ausmaß vor. Fünfmal häufiger äußern Kinder diesen Wunsch, wenn ihnen die Meinung der Freunde eher wichtig ist gegenüber denen, die diese als eher unwichtig einstufen. Die Akzeptanz der Freunde ist offenbar auch für spanische Kinder und Jugendliche wichtig. Das Selbstwertgefühl zeigt auch in der spanischen Stichprobe dieselbe Wirkung. Das Vorliegen eines niedrigen Selbstwertgefühls verachtfacht das Auftreten des Abnahmewunsches gegenüber der Referenzkategorie 'hohes Selbstwertgefühl'. Es bleibt noch anzumerken, dass auch in der spanischen Stichprobe das Einflusspotential der Familie nicht signifikant in Erscheinung tritt.

England

Für die englische Stichprobe zeigen sich dieselben Ergebnisse bezüglich des Geschlechts (siehe Tabelle A.22 im Anhang). Der Wunsch nach Gewichtsreduktion tritt nur zu etwa einem Fünftel bei Jungen gegenüber den Mädchen auf. Das Alter ist auch in dieser Stichprobe nicht signifikant, während Übergewicht den zu erwarteten Effekt eines vermehrten Auftretens des Abnahmewunsches gegenüber dem Normalgewicht zeigt. Das Einflusspotential der Peers ist hier ähnlich stark vertreten, wie in den bisherigen Stichproben aus den anderen Ländern. Kinder, denen die Meinung der Freunde eher wichtig ist, äußern fünfmal häufiger den Wunsch abzunehmen, als Kinder, die diese als unwichtig empfinden. Der Fernsehkonsum zeigt einen gegenläufigen Effekt zu der deutschen Stichprobe. Wenigseher äußern signifikant häufiger den Wunsch nach einem geringeren Gewicht als Vielseher. Dies widerspricht insbesondere auch den Annahmen der Kultivierungshypothese, die eine umgekehrte Wirkung postuliert. Interessanterweise ist neben der Nichtsignifikanz des Familienbereiches auch die psychische Prädisposition nicht relevant.

Gesamtvergleich

Fasst man diese Einzelergebnisse zusammen, so ergibt sich das folgende Bild. Das Einflusspotential zeigt sich in allen Ländern signifikant bezüglich des Geschlechts. Der Wunsch abzunehmen ist offenbar in allen Ländern ein sehr weiblich geprägtes Phänomen. Bezogen auf die Medien könnte dies auch darin begründet liegen, dass weibliche Medienakteure häufiger mit extremeren Schlankheitsidealen besetzt wer-

den als männliche (Lin 1998, S. 470). Das Alter hingegen zeigt nur in Deutschland und Österreich einen Effekt, dieser ist aber gegenläufig.

Der wichtigste Einflussfaktor im Ländervergleich ist, neben dem Geschlecht, offensichtlich der Freundeskreis. Hier zeigt sich ein ähnliches Bild für alle Länder dahingehend, dass die Wichtigkeit der Meinung der Peers eine hohe Wirkung auf den Wunsch abzunehmen ausübt. Die Akzeptanz durch die Peers nimmt also eine große Rolle in der Körperzufriedenheit der Kinder und Jugendlichen ein. Hänselei zeigt hingegen unerwarteterweise in keinem der Länder einen signifikanten Einfluss. Es ist aber zu vermuten, dass hier eventuell die Scham der Kinder bzw. die Angst davor Schwäche zu zeigen, das Ergebnis verfälscht haben könnten.

Das Einflusspotential der Familie zeigt sich überraschenderweise nur in der deutschen Stichprobe signifikant. Hieraus sollte allerdings nicht darauf geschlossen werden, dass die Familie in den anderen Ländern keinen Einfluss besitzt. Vielmehr sollten in weiteren Untersuchungen noch weitere familienspezifische Variablen miteinbezogen werden. Offenbar fehlen im bisherigen Modell wichtige Items.

Beim Bereich der medienspezifischen Einflussfaktoren zeigt sich ein durchmischtes Bild. Ein Effekt durch die Orientierung an medialen Schlankheitsstandards zeigt sich nur in Deutschland. In den anderen Ländern hat ein Medieneinfluss im Sinne, dass Schlankheitsstandards kultiviert werden, offenbar keine Wirkung auf die Häufigkeit mit der Kinder abnehmen wollen. Für den TV-Konsum zeigten sich wiederum gegenläufige Effekte, wobei dieser Effekt auch nur in Deutschland und England auftritt.

Die Persönlichkeitsprädisposition zeigt einen relativ einheitlichen Effekt dahingehend, dass ein niedrigeres Selbstwertgefühl die Häufigkeit des Auftretens des Wunsches abzunehmen erhöht. Dieser Effekt zeigte sich in Deutschland, Österreich und Spanien. Eine Ausnahme ist hier die englische Stichprobe, in der das Selbstwertgefühl keine Signifikanz zeigt.

Alles in allem ergeben sich relative große Länderunterschiede. Es kristallisieren sich aber dennoch zwei länderübergreifende Wirkungseffekte heraus: Das Geschlecht und die Bedeutung der Meinung des eigenen Freundeskreises. Beide Variablen haben einen eindeutigen Effekt in allen Stichproben.

5 Schlussbetrachtung

Die verschiedenen Einflussfaktoren auf den Wunsch abzunehmen wurden mittels der an die vorliegenden Daten angepassten Logitmodelle für die einzelnen Länder erfolgreich analysiert und aufgedeckt. Die Zielsetzung dieser Arbeit wurde somit erreicht.

In Bezug auf das Einflusspotential der Medien auf den Wunsch abzunehmen lässt sich konstatieren, dass die Kultivierung medialer Schlankheitsmaßstäbe nur in der deutschen Stichprobe signifikant ist. Es stellte sich heraus, dass der Wunsch nach Gewichtsreduktion bei Kindern und Jugendlichen, die die medialen Schlankheitsstandards internalisiert haben, verstärkt vertreten ist. Es ist davon auszugehen, dass diese Orientierung an der medialen Realität der Grund für eine übersteigerte Körperunzufriedenheit ist. Unerwarteterweise zeigte sich dieser Effekt nur in Deutschland. Für genauere Untersuchungen der Medienwirkung sollte insbesondere in Bezug auf den Medienkonsum eine differenzierte Analyse der Medieninhalte in Betracht gezogen werden. Dies würde diesen Ursachenkomplex sicher besser erfassen. So könnte ein hoher Konsum bestimmter Fernsehformate aus den Themenbereichen Lifestyle, Fitness und Schönheit einen deutlicheren Einfluss zeigen. Hierfür müssten entsprechend differenziertere Variablen zum Medienkonsum erhoben werden, als dies in der ursprünglichen Befragung der Fall war. Den Medien insgesamt kann jedoch auf Basis dieser Untersuchung länderübergreifend kein großes Einflusspotential beigemessen werden.

Vielmehr ist der Freundeskreis offenbar die wichtigste Einflussgruppe. Die Wichtigkeit der Akzeptanz der Figur und des Aussehens durch den Freundeskreis zeigte sich für die Kinder in allen Stichproben als ein signifikanter Prädiktor für den Wunsch abzunehmen. Aufgrund dessen wäre es vor allem für weitere Untersuchungen interessant, wie genau Meinungen über Figur und Aussehen innerhalb einer Gruppe von Kindern oder Jugendlichen gebildet werden. Gibt es hier eventuell Meinungsführer, die als Orientierungspunkt dienen? Und inwieweit sind hierbei

die Medien meinungsprägend? Eine genauere Betrachtung dieses Aspektes wäre bei der Datenerhebung sicherlich sinnvoll gewesen.

Im Ländervergleich wurden durch die geschätzten Modelle relativ gravierende Unterschiede aufgezeigt. Nichtsdestotrotz zeigen sich wesentliche Gemeinsamkeiten auch über die Ländergrenzen hinweg – der Einfluss des Freundeskreises und das Geschlecht sind hier an erster Stelle zu nennen. Auch ein niedriges Selbstwertgefühl kristallisierte sich, mit Ausnahme der englischen Stichprobe, als eindeutiger Prädiktor für den Abnahmewunsch heraus. Besonders ausgeprägt ist der Effekt des Geschlechtes: Mädchen äußern in allen untersuchten Ländern wesentlich häufiger den Wunsch abzunehmen als ihre männlichen Mitschüler. Mädchen messen demnach ihrer Figur und ihrem Gewicht eine hohe Bedeutung bei und weisen häufiger eine generelle Unzufriedenheit mit ihrem Körper auf als Jungen. Der Wunsch abzunehmen ist somit vor allem eines – und das ist *weiblich*.

A Anhang

	Cronbachs Alpha, wenn Item weggelassen
j1	,660
j2	,662
j3	,664
j4	,669
j5	,659
j6	,640
j7	,653
j8	,678
j9	,643
j10	,660
j11	,739
j12	,765
j13	,674
j14	,667
j15	,657

Tabelle A.1: Ergebnis: Cronbachs-Alpha, wenn Item entfernt

1. Im Allgemeinen bin ich mit mir selbst zufrieden.
2. Ab und zu denke ich, dass ich überhaupt nicht gut bin.
3. Ich denke, dass ich eine Menge guter Eigenschaften habe.
4. Ich kann Dinge genauso gut tun, wie die meisten anderen Leute.
5. Ich denke, ich habe nicht sehr viel, worauf ich stolz sein kann.
6. Ab und zu fühle ich mich nutzlos.
7. Ich denke, dass ich ein wertvoller Mensch bin – mindestens so gut wie andere.
8. Ich wünschte, ich könnte mehr Respekt vor mir selbst haben.
9. Im Allgemeinen neige ich dazu, mich als Versager(in) zu fühlen.
10. Ich habe eine gute Meinung von mir.
11. Die meiste Zeit bin ich in gutem Gesundheitszustand.
12. Ab und zu mache ich mir Sorgen um das Dicksein.
13. Im Allgemeinen verstehe ich mich gut mit meiner Familie.
14. Es scheint, dass ich häufig Probleme in der Schule habe.
15. Ich scheine mir mehr Sorgen zu machen und nervöser zu sein, als die meisten Menschen.

Tabelle A.2: Items des 'Self-Esteem Questionnaire' von Button (1996) in deutscher Übersetzung

	j1	j2	j3	j4	j5	j6	j7	j8	j9	j10	j11	j12	j13	j14	j15
j1	1,000	,193	,396	,380	,189	,311	,408	,111	,329	,529	-,304	-,351	,242	,152	,272
j2	,193	1,000	,138	,143	,257	,388	,196	,207	,329	,216	-,145	-,220	,200	,303	,305
j3	,396	,138	1,000	,473	,170	,212	,467	-,005	,225	,485	-,210	-,107	,213	,105	,107
j4	,380	,143	,473	1,000	,106	,209	,445	-,016	,237	,373	-,229	-,110	,181	,065	,143
j5	,189	,257	,170	,106	1,000	,431	,260	,247	,315	,191	-,097	-,143	,102	,274	,278
j6	,311	,388	,212	,209	,431	1,000	,297	,291	,529	,270	-,177	-,261	,253	,266	,411
j7	,408	,196	,467	,445	,260	,297	1,000	,040	,310	,436	-,276	-,106	,267	,138	,159
j8	,111	,207	-,005	-,016	,247	,291	,040	1,000	,292	,136	-,070	-,162	,090	,253	,301
j9	,329	,329	,225	,237	,315	,529	,310	,292	1,000	,251	-,162	-,222	,255	,272	,431
j10	,529	,216	,485	,373	,191	,270	,436	,136	,251	1,000	-,303	-,260	,213	,123	,166
j11	-,304	-,145	-,210	-,229	-,097	-,177	-,276	-,070	-,162	-,303	1,000	,243	-,230	-,093	-,148
j12	-,351	-,220	-,107	-,110	-,143	-,261	-,106	-,162	-,222	-,260	,243	1,000	-,062	-,103	-,216
j13	,242	,200	,213	,181	,102	,253	,267	,090	,255	,213	-,230	-,062	1,000	,133	,137
j14	,152	,303	,105	,065	,274	,266	,138	,253	,272	,123	-,093	-,103	,133	1,000	,327
j15	,272	,305	,107	,143	,278	,411	,159	,301	,431	,166	-,148	-,216	,137	,327	1,000

Tabelle A.3: Interitemkorrelationsmatrix

Komponente	Summen von quadrierten Faktorladungen für Extraktion		
	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	4,396	29,308	29,308
2	1,883	12,555	41,863
3	1,082	7,212	49,075

Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse.

Tabelle A.4: Eigenwerte und erklärte Varianz der Faktoren (15 Items)

	Komponente		
	1	2	3
j1	-,184	,523	,537
j2	,572	-,133	-,142
j3	-,046	,774	,079
j4	-,033	,724	,100
j5	,608	-,195	,063
j6	,696	-,248	-,150
j7	-,187	,751	,053
j8	,581	,157	-,183
j9	,655	-,277	-,127
j10	-,122	,608	,429
j11	-,045	,295	,563
j12	,198	,048	-,818
j13	-,246	,402	,029
j14	,608	-,063	,054
j15	,656	-,048	-,202

Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse.
Rotationsmethode: Varimax mit Kaiser-Normalisierung.

Tabelle A.5: Rotierte Komponentenmatrix (15 Items)

Komponente	Summen von quadrierten Faktorladungen für Extraktion		
	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	4,102	31,554	31,554
2	1,847	14,205	45,759

Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse.

Tabelle A.6: Eigenwerte und erklärte Varianz der Faktoren (13 Items)

	Komponente	
	1	2
j1	,677	-,231
j2	-,170	,579
j3	,771	-,016
j4	,725	-,010
j5	-,165	,578
j6	-,286	,694
j7	,728	-,158
j8	,089	,615
j9	-,309	,652
j10	,722	-,154
j13	,372	-,240
j14	-,035	,594
j15	-,111	,679

Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse.
Rotationsmethode: Varimax mit Kaiser-Normalisierung.

Tabelle A.7: Rotierte Komponentenmatrix (13 Items)

Komponente	Summen von quadrierten Faktorladungen für Extraktion		
	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	2,891	48,177	48,177

Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse.

Tabelle A.8: Eigenwert und erklärte Varianz des Faktors (6 Items)

			Selbstwert Faktor	Selbstwert (ordinal)
Spearman-Rho	Selbstwert Faktor	Korrelationskoeffizient	1,000	,566(**)

** Die Korrelation ist auf dem 0,01 Niveau signifikant (zweiseitig).

Tabelle A.9: Rangkorrelation nach Spearman: Selbstwertfaktor, Selbstwert (ordinal)

		Faktor Selbstwert
N		804
Parameter der Normalverteilung(a,b)	Mittelwert	-,0826277
	Standardabweichung	,89445574
Extremste Differenzen	Absolut	,039
	Positiv	,039
	Negativ	-,030
Kolmogorov-Smirnov-Z		1,108
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		,172

a Die zu testende Verteilung ist eine Normalverteilung.
b Aus den Daten berechnet.

Tabelle A.10: Kolmogorov-Smirnov-Test auf Normalverteilung für Variable Selbstwertgefühl (Faktor)

Faktor Selbstwert

Kultivierung	Mittelwert	N	Standard-abweichung
Nein	-,0478080	320	,88229231
Ja	-,1056489	484	,90257770
Insgesamt	-,0826277	804	,89445574

Tabelle A.11: Mittelwerte und Standardabweichungen für punktbiseriale Korrelation

Cramers V	Wert	Näherungsweise Signifikanz
Geschlecht	,351	,000
Ost/West	,078	,031
Diätverhalten Familie	,328	,000
Mahlzeiten	,215	,001
Hänselei	,203	,000
Meinung Freunde	,369	,000
Gesprächsthematik	,254	,000
TV-Konsum	,086	,062
Computernutzung	,168	,000
Kultivierung Schlank-heitsmaßstäbe	,143	,000
Selbstwertgefühl	,259	,000

Tabelle A.12: Cramers CI für ausgewählte erklärende Variablen

	Regressions-koeffizient	Standardfehler	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Geschlecht	-1,459	,209	48,772	1	,000	,232
Alter	-,163	,076	4,626	1	,031	,850
Ost/West	,492	,204	5,838	1	,016	1,636
BMI-Klassifikation			63,401	2	,000	
Übergewichtig	2,285	,353	41,875	1	,000	9,829
Stark übergewichtig	2,525	,454	30,968	1	,000	12,487
Diätverhalten Familie	1,264	,218	33,570	1	,000	3,540
Meinung Freunde	1,283	,297	18,649	1	,000	3,608
TV-Konsum			8,428	2	,015	
< 0,5h	-1,241	,531	5,463	1	,019	,289
0,5-2h	,235	,208	1,282	1	,258	1,265
Kultivierung Schlankheitsideale	,604	,200	9,143	1	,002	1,830
Selbstwertgefühl			19,073	5	,002	
Selbstwert (2)	,437	,269	2,652	1	,103	1,548
Selbstwert (3)	,788	,271	8,448	1	,004	2,198
Selbstwert (4)	1,029	,354	8,434	1	,004	2,799
Selbstwert (5)	1,013	,386	6,900	1	,009	2,755
Selbstwert (6)	1,663	,617	7,259	1	,007	5,275
Konstante	-2,016	,336	36,101	1	,000	,133

Tabelle A.13: Koeffizientenschätzung für Deutschland

Chi-Quadrat	df	Sig.
328,129	15	,000

Tabelle A.14: ΔD Deutschland

Cox & Snell R-Quadrat	Nagelkerkes R-Quadrat
,375	,500

Tabelle A.15: Bestimmtheitsmaße Modell Deutschland

	Regressions-koeffizient	Standardfehler	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Geschlecht	-,689	,255	7,272	1	,007	,502
Alter	,123	,070	3,076	1	,079	1,131
BMI-Klassifikation			28,784	2	,000	
Übergewichtig	2,363	,552	18,292	1	,000	10,619
Stark übergewichtig	3,483	1,038	11,266	1	,001	32,570
Meinung Freunde	1,902	,409	21,582	1	,000	6,697
Selbstwertgefühl			19,828	5	,001	
Selbstwert (2)	,443	,289	2,355	1	,125	1,558
Selbstwert (3)	,483	,313	2,374	1	,123	1,620
Selbstwert (4)	1,860	,486	14,668	1	,000	6,422
Selbstwert (5)	1,284	,455	7,968	1	,005	3,611
Selbstwert (6)	,619	,597	1,077	1	,299	1,858
Konstante	-,621	,208	8,899	1	,003	,537

Tabelle A.16: Koeffizientenschätzung für Österreich

Chi-Quadrat	df	Sig.
175,457	10	,000

Tabelle A.17: ΔD Modell Österreich

Cox & Snell R-Quadrat	Nagelkerkes R-Quadrat
,309	,416

Tabelle A.18: Bestimmtheitsmaße Modell Österreich

	Regressions-koeffizient	Standardfehler	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Geschlecht	-1,750	,318	30,224	1	,000	,174
Alter	-,028	,075	,146	1	,702	,972
BMI-Klassifikation			22,084	2	,000	
Übergewichtig	1,499	,392	14,632	1	,000	4,476
Stark übergewichtig	2,138	,639	11,197	1	,001	8,481
Computernutzung			5,377	2	,068	
0,5-2h	,489	,365	1,799	1	,180	1,631
> 2h	1,561	,725	4,631	1	,031	4,763
Meinung Freunde	1,606	,426	14,204	1	,000	4,985
Selbstwertgefühl			15,037	5	,010	
Selbstwert (2)	-,077	,387	,040	1	,842	,926
Selbstwert (3)	,511	,393	1,691	1	,193	1,667
Selbstwert (4)	,917	,540	2,881	1	,090	2,501
Selbstwert (5)	2,521	,836	9,100	1	,003	12,446
Selbstwert (6)	2,105	1,261	2,785	1	,095	8,205
Konstante	-,526	,293	3,212	1	,073	,591

Tabelle A.19: Koeffizientenschätzung für Spanien

Chi-Quadrat	df	Sig.
135,040	12	,000

Tabelle A.20: ΔD Spanien

Cox & Snell R-Quadrat	Nagelkerkes R-Quadrat
,358	,477

Tabelle A.21: Bestimmtheitsmaße Modell Spanien

	Regressions-koeffizient	Standardfehler	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Geschlecht	-1,316	,366	12,893	1	,000	,268
Alter	,072	,156	,214	1	,644	1,075
BMI-Klassifikation			23,708	2	,000	
Übergewichtig	2,486	,596	17,370	1	,000	12,008
Stark übergewichtig	3,164	1,102	8,248	1	,004	23,664
Meinung Freunde	1,611	,407	15,697	1	,000	5,008
TV-Konsum			6,694	2	,035	
< 0,5h	2,886	1,191	5,875	1	,015	17,922
0,5-2h	,555	,386	2,065	1	,151	1,741
Konstante	-,820	,368	4,963	1	,026	,440

Tabelle A.22: Koeffizientenschätzung für England

Chi-Quadrat	df	Sig.
101,215	7	,000

Tabelle A.23: ΔD England

Cox & Snell R-Quadrat	Nagelkerkes R-Quadrat
,370	,495

Tabelle A.24: Bestimmtheitsmaße Modell England

Literaturverzeichnis

Backhaus, K.; Erichson, B.; Plinke, W. und Weiber, R. (2003). *Multivariate Analysemethoden*, 10., neubearb. u. erw. Aufl., Springer, Berlin.

Bandura, A. (1989). Die sozial-kognitive Theorie der Massenkommunikation, in: J. Groebel und P. Winterhoff-Spurk (Herausgeber), *Empirische Medienpsychologie*, Psychologie-Verl.-Union, München, 7–32.

Bartholomew, D. J. (2002). *The analysis and interpretation of multivariate data for social scientists*, Chapman & Hall, Boca Raton.

Bonfadelli, H. (1982). Der Einfluss des Fernsehens auf die Konstruktion des sozialen Realität: Befunde aus der Schweiz zur Kultivierungshypothese, *Medien & Kommunikationswissenschaft* 31(3-4): 415–430.

Bonfadelli, H. (2002). *Medienwirkungsforschung I*, UVK-Medien, Konstanz.

Bortz, J. (2005). *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler*, 6., vollst. überarb. und aktualisierte Aufl., Springer, Berlin.

Bortz, J. und Döring, N. (2003). *Forschungsmethoden und Evaluation für Human- und Sozialwissenschaftler*, 3. überarb., nachgedr. Aufl., Springer, Berlin.

Bortz, J. und Lienert, G. A. (2003). *Kurzgefaßte Statistik für die klinische Forschung*, 2. aktualisierte Aufl., Springer, Berlin.

Button, E. J. (1996). A prospective study of self-steem in the prediction of eating problems in adolescent schoolgirls: Questionnaire findings, *British Journal of Clinical Psycholgy* 35: 193–203.

Coners, H.; Himmelmann, G.; Hebebrand, J.; Heseker, H.; Remschmidt, H. und Schäfer, H. (1996). Perzentilenkurven für den Body-Mass-Index zur Gewichtsbeurteilung bei Kindern und Jugendlichen ab einem Alter von zehn Jahren, *Der Kinderarzt* 27(8).

Fahrmeir, L. (2003). *Statistik*, 4., verb. Aufl., Springer, Berlin.

Gerbner, G.; Gross, L.; Morgan, M. und Signorielli, N. (1994). Growing up with television: The Cultivation Perspective, in: B. Jennings (Herausgeber), *Media effects*, Erlbaum, Hillsdale NJ, 17–41.

Hosmer, D. W. und Lemeshow, S. (2000). *Applied logistic regression*, 2. aktualisierte Aufl., Wiley, New York.

Kabera (1999). *Eßstörungen bei Jugendlichen in Europa - Erhebung zum Präventionsbedarf*, Abschlussbericht, Kassel.

Kleinbaum, D. G. (1994). *Logistic regression. A Self-Learning Text*, Springer, Berlin.

Kochhan, C. und Schemer, C. (2001). Schönheitsideale in Daily Soaps. Zum Wirkungspotenzial von Attraktivitätsstandards auf die Körperbilder der Rezipienten, *Medien praktisch. Zeitschrift für Medienpädagogik* 25(4): 68–76.

Kunczik, M. und Zipfel, A. (2001). *Publizistik*, Böhlau, Köln.

Lin, C. A. (1998). Uses of sex appeals in prime-time television commercials, *Sex Roles* 38(5–6): 461 – 475.

Long, J. S. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*, Sage, London.

Long, J. S. (2003). *Regression models for categorical dependent variables using STATA*, STATA Press, Lakeway Texas.

Presnell, K.; Bearman, S. K. und Stice, E. (2004). Risk factors for body dissatisfaction in adolescent boys and girls: A prospective study, *The International Journal of Eating Disorders* 36(4): 389–401.

Rönz, B. (2000). *Computergestützte Statistik II*, Humboldt-Universität Berlin.

Rönz, B. (2001). *Generalisierte lineare Modelle*, Humboldt-Universität Berlin.

Rosenberg, M. (1989). *Society and the adolescent self-image*, 2. überarb. Aufl., Wesleyan Univ. Pr., Middletown.

Schnell, R. (1994). *Graphisch gestützte Datenanalyse*, Oldenbourg, München.

Schnell, R.; Hill, P. B. und Esser, E. (1999). *Methoden der empirischen Sozialforschung*, 6., völlig überarb. und erw. Aufl., Oldenbourg, München.

Schriesheim, C. A. und Eisenbach, R. J. (1991). The effect of negation and polar opposite item reversals on questionnaire reliability and validity: An experimental investigation, *Educational and Psychological Measurement* 51(1): 67 – 78.

Spielberger, C. D. (1973). STAIC. Preliminary Test Manual for the State-Trait Anxiety Inventory for Children: Preliminary Manual, *Consulting Psychologists Press* .

Spitzer, B.; Henderson, K. und Zivian, M. T. (1999). Gender Differences in Population versus Media Body Sizes: A Comparison over Four Decades, *Sex Roles* 40(7–8): 545–565.

Stice, E. und Whitenton, K. (2002). Risk factors for body dissatisfaction in adolescent girls: a longitudinal investigation, *Developmental Psychology* 38(5): 669–678.

Tutz, G. (2000). *Die Analyse kategorialer Daten*, Oldenbourg, München.