

Interaktionseffekte in Strukturgleichungsmodellen mit der Theorie des geplanten Verhaltens: multiple Gruppenvergleiche und Produkterme mit latenten Variablen

Reinecke, Jost

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Reinecke, J. (1999). Interaktionseffekte in Strukturgleichungsmodellen mit der Theorie des geplanten Verhaltens: multiple Gruppenvergleiche und Produkterme mit latenten Variablen. *ZUMA Nachrichten*, 23(45), 88-114. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-208146>

Nutzungsbedingungen:

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

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

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

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

INTERAKTIONSEFFEKTE IN STRUKTURGLEICHUNGSMODELLEN MIT DER THEORIE DES GEPLANTEN VERHALTENS: MULTIPLE GRUPPENVERGLEICHE UND PRODUKTTERME MIT LATENTEN VARIABLEN¹

JOST REINECKE

Dieser Beitrag thematisiert Modellierungsmöglichkeiten von Interaktionseffekten in Strukturgleichungsmodellen. Wert \times Erwartungsprodukte zu den Konstrukten Einstellung, subjektive Norm und wahrgenommene Verhaltenskontrolle, formuliert in der Theorie des geplanten Verhaltens, werden hierzu herangezogen. Anhand einer repräsentativen Stichprobe von Jugendlichen und jungen Erwachsenen kann mit multiplen Gruppenvergleichen und latenten Produktmodellen gezeigt werden, daß für das Wert \times Erwartungsprodukt der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle ein signifikanter Interaktionseffekt vorliegt. Der Stellenwert unterschiedlicher Schätzverfahren (ML, GLS und WLS) wird in bezug auf die latenten Produktmodelle diskutiert.

The article discusses strategies of modeling interaction effects in structural equations. Expectancy \times value products of the constructs attitude, subjective norm and perceived behavioral control of the Theory of Planned Behavior are considered. Multiple group comparisons as well as latent product models with data from a representative sample of adolescents and young adults show a significant interaction effect of the expectancy \times value product of perceived behavioral control. The usefulness of different estimation procedures (ML, GLS and WLS) is discussed in relation to the latent product models.

¹ Die Untersuchungen sind mit finanzieller Unterstützung des Deutschen Akademischen Austauschdienstes (DAAD) und des American Council of Learned Societies (ACLS) entstanden. Ich danke Fan Yang Jonsson (University of Uppsala) und Icek Ajzen (University of Massachusetts) und den Reviewern für hilfreiche Kommentare.

1. Einführung

Lineare Strukturgleichungsmodelle sind in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften populär geworden, um kausale Beziehungen zwischen Variablen zu überprüfen. Die Trennung zwischen einem Strukturmodell mit Beziehungen der latenten Variablen untereinander und einem Meßmodell mit Beziehungen zwischen latenten und manifesten Variablen führt zur Kontrolle unsystematischer Meßfehler und damit zur Korrektur der Koeffizienten, die die kausale Beziehung zwischen den latenten Variablen anzeigen (correction for attenuation). Die Beziehungen in Strukturgleichungsmodellen werden in der Regel als lineare Beziehungen angenommen. Verschiedene EDV-Programme mit einer breiten Palette von Schätzverfahren werden seit Jahren angewendet und laufend weiterentwickelt. Hierzu zählen LISREL (vgl. Jöreskog/Sörbom 1996a), EQS (Bentler 1995) und AMOS (Arbuckle/Wothke 1999). Die Erweiterung dieser Modelle auf nicht-lineare Beziehungen ist in den letzten Jahren in der methodologischen Literatur auf großes Interesse gestoßen. Die Möglichkeit, nicht-lineare Restriktionen in LISREL ab der Programmversion 8 definieren zu können, ist für diese Entwicklung mitverantwortlich.

Die Pionierarbeit zur Modellierung nicht-linearer Terme in Strukturgleichungsmodellen ist von Kenny und Judd (1984) geleistet worden. Sie schlugen vor, Produkte von manifesten Variablen als Indikatoren für latente Produktterme zu verwenden und so ein nicht-lineares Meßmodell zu definieren. Hayduk (1987) diskutiert eine LISREL-Modellierung des Kenny-Judd-Modells mit einer großen Anzahl von Phantomvariablen, um die nicht-linearen Restriktionen spezifizieren zu können. Für die Anwendung erwies sich dieser Aufwand aber als wenig praktikabel. Erst die Implementationsmöglichkeit nicht-linearer Restriktionen in LISREL, Version 8, hat die Handhabung nicht-linearer Modelle bedeutend erleichtert und die Spezifikation der Phantomvariablen erübrigt. Auf der anderen Seite darf nicht übersehen werden, daß die statistische Theorie für nicht-lineare Modellierungen noch nicht voll entwickelt ist. Simulationsstudien zeigen, wie robust bestimmte Schätzverfahren wie Maximum Likelihood (ML), General Least Squares (GLS) und Weighted Least Squares (WLS) bei Modellen mit Interaktionsvariablen sind, wie die Goodness-of-fit Maße zu bewerten und wie Standardfehler der Parameter zu interpretieren sind. Baumgartner und Bagozzis (1995) Simulationsstudie zeigt, daß ML und WLS zuverlässige Parameterschätzungen aufweisen. Die auf der üblichen Multinormalverteilungsannahme basierende χ^2 -Statistik und die Standardfehler sind bei ML-Schätzern allerdings verzerrt. WLS-Schätzungen sind bei ausreichender Stichprobengröße verwendbar. Hier zeigen die Ergebnisse der Autoren, daß die auf der asymptotischen statistischen Theorie basierende χ^2 -Statistik und die Standardfehler korrekte Ergebnisse liefern (vgl. Baumgartner/Bagozzi 1995). Jöreskog/Yang (1996) und Yang Jonsson (1997) vergleichen ebenfalls Simulationsergebnisse für ML- und WLS-Schätzungen. Dabei variieren sie

neben der Stichprobengröße auch die Anzahl der manifesten Produktterme des Kenny-Judd-Modells. Ihre Ergebnisse lassen sich folgendermaßen zusammenfassen: Für ML-Parameter ergeben sich bei einer Stichprobengröße von mehr als 400 Personen keine Schätzprobleme. Die χ^2 -Statistik widerlegt aufgrund der Verletzung der Multinormalverteilungsannahme das Modell zu oft. Die statistischen Voraussetzungen sind beim WLS-Schätzer besser erfüllt und die χ^2 -Statistik zeigt eine bessere Übereinstimmung zwischen Modell und Daten an (Yang Jonsson 1997: 118f.).

Baumgartner/Bagozzi (1995) ergänzen ihre Simulationen mit einem empirischen Beispiel. Sie testen ein Wert×Erwartungsmodell abgeleitet aus der Theorie des überlegten Handelns von Ajzen/Fishbein (1980). Das untersuchte Verhalten bezieht sich auf den Gebrauch von Coupons (Rabattmarken) für Konsumgüter. Konform zu den Hypothesen der Theorie zeigen die Resultate, daß die Einstellungen zum Couponegebrauch sowohl durch die Haupteffekte der Wert- und Erwartungskomponente (beliefs and evaluations) als auch durch den Interaktionseffekt zwischen Werten und Erwartungen erklärt werden können. Für ML und GLS ist der Interaktionseffekt gerade noch signifikant, bei WLS kann die Signifikanz des Interaktionseffektes allerdings deutlich nachgewiesen werden (Baumgartner/Bagozzi 1995: 208).

Yang Jonsson (1997: 131f.) reanalysiert die Daten von Baumgartner und Bagozzi (1995) durch einen multiplen Gruppenvergleich, durch eine Regressionsanalyse mit der Faktorkovarianzmatrix und durch ein latentes Interaktionsmodell. Die verschiedenen Verfahren bestätigen den von Bagozzi und Baumgartner gefundenen Interaktionseffekt (Yang Jonsson 1997: 146).

Die Ergebnisse und Erkenntnisse der Studien von Baumgartner/Bagozzi (1995) und Yang Jonsson (1997) sind für die Analyse von Interaktionseffekten in Strukturgleichungsmodellen aus der Anwenderperspektive wichtig und richtungsweisend, da sie Simulationsdaten und empirische Daten für die Interaktionsmodelle verwenden und die Ergebnisse mit verschiedenen Schätzverfahren vergleichend diskutieren. Allerdings sind eine Reihe von Einschränkungen bezüglich der empirischen Daten und Modelle zu verzeichnen:

1. Das untersuchte Wert×Erwartungsmodell basiert auf einer Fallzahl (N=253), die insbesondere für WLS-Schätzungen und die Verwendung der asymptotischen Varianz/Kovarianzmatrix zu klein ist.
2. Die Autoren analysieren nur einen Teil der Theorie überlegten Handelns, nämlich das Verhältnis zwischen Verhaltensüberzeugungen (behavioral beliefs) und Einstellungen zum Verhalten (attitudes toward the behavior). Die Beziehung zwischen normativen Überzeugungen (normative beliefs) und subjektiven Normen (subjective norm) sind nicht berücksichtigt worden (vgl. auch Ajzen/Fishbein 1980: 49).

Diese Arbeit versucht, die genannten Einschränkungen zu überwinden. Eine entsprechende Stichprobengröße wird die Evidenz von Interaktionseffekten besser untermauern können. Außerdem werden sich die Analysen nicht nur auf Teile der Theorie des überlegten Handelns beziehen sondern explizit auch die Erweiterung dieser Theorie zur Theorie des geplanten Verhaltens (Ajzen 1988, 1991) berücksichtigen. Diese Erweiterung führt in Ergänzung zu Einstellungen und Normen ein weiteres Konzept, die wahrgenommene Verhaltenskontrolle, zur Erklärung von Verhaltensintentionen und Verhalten ein. Dieses dritte Konzept erfaßt den Grad der Kontrollmöglichkeiten, die der Handelnde zur Umsetzung seiner Verhaltensabsichten wahrnimmt.

Der folgende Abschnitt gibt eine kurze Einführung in das Konzept der Theorie des geplanten Verhaltens und ihrer Beziehung zu Wert×Erwartungsmodellen (Abschnitt 2). In Abschnitt 3 werden die Untersuchung, die Daten und die Meßinstrumente vorgestellt. Abschnitt 4 zeigt zwei statistische Verfahren zur Analyse von Interaktionseffekten: der multiple Gruppenvergleich zum Nachweis, ob überhaupt ein bedeutsamer Interaktionseffekt existiert und latente Produktmodelle zur Analyse der Einflußstärke solcher Interaktionseffekte. Die Ergebnisse, ermittelt durch drei Schätzverfahren (ML, GLS und WLS) werden anschließend miteinander verglichen. In Abschnitt 5 werden die Resultate zusammengefaßt, die verbliebenen Defizite erörtert und Hinweise für die Behandlung von Interaktionseffekten in zukünftigen Untersuchungen gegeben.

2 Theorie, Modell und nicht-lineare Strukturgleichungen

Die Theorie des geplanten Verhaltens (Ajzen 1988, 1991) baut auf Banduras Arbeiten zur Selbstwirksamkeitstheorie (Bandura 1977, 1982) auf und überwindet eine wesentliche Annahme der Theorie des überlegten Handelns (Ajzen/Fishbein 1980): Jegliches zu erklärende Verhalten steht immer unter der vollständigen, willentlichen Kontrolle der Person, die entsprechende Verhaltensabsichten äußert. Mit dem Konzept der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle braucht diese Annahme nicht weiter vorausgesetzt zu werden, da das Ausmaß der Fähigkeiten, das zu zeigende Verhalten in die Tat umzusetzen, als Prädiktor der Verhaltensintention und des Verhaltens postuliert wird. Die Einstellung und die subjektive Norm sind, wie in der Theorie überlegten Handelns, direkte Prädiktoren der Verhaltensabsicht (vgl. Ajzen 1988: 133).

Eine anwendungsbezogene Diskussion der Theorie innerhalb der Sozialpsychologie (vgl. hierzu die Übersicht Frey et al. 1993) und der verhaltenstheoretisch orientierten Soziologie (vgl. hierzu Reinecke 1997) sowie der Politikwissenschaft (vgl. hierzu Kunz 1997) soll an dieser Stelle nicht vorgenommen werden.

Die Konstrukte Einstellung, subjektive Norm und wahrgenommene Verhaltenskontrolle werden jeweils durch aufsummierte Produkte aus Wert- und einer Erwartungsvariablen bestimmt. Die Relevanz (saliency) der entsprechenden Wert- und Erwartungsvariablen wird in Vorstudien geprüft (vgl. Ajzen 1991). Für die Einstellung sind dies die Erwartungen, daß ein zu zeigendes Verhalten zu einem Ergebnis führt (b_i) und die Bewertungen des Ergebnisses (e_i):

$$(1) \quad \textit{Attitude (ATT)} = \sum_{i=1}^n b_i e_i$$

Das Produkt für die subjektive Norm besteht aus den Erwartungen über die Ausführung des zu zeigenden Verhaltens durch Mitglieder einer Bezugsgruppe (n_j) und den Motivationen, mit den wahrgenommenen Erwartungen übereinzustimmen (m_j):

$$(2) \quad \textit{Subjective Norm (SN)} = \sum_{j=1}^g n_j m_j$$

Wahrgenommene Verhaltenskontrolle wird bestimmt durch das Produkt aus Kontrollüberzeugungen (c_k) und der Wahrscheinlichkeit, die Fähigkeit aufzubringen, das Verhalten auszuführen (p_k):

$$(3) \quad \textit{Perceived Behavioral Control (PBC)} = \sum_{k=1}^l c_k p_k$$

Wenn die Wert×Erwartungsmodelle in den Gleichungen 1, 2 und 3 gültig sind, dann müssen die Überzeugungsmessungen bedeutsame Interaktionseffekte auf die jeweiligen Konstrukte (Einstellungen, subjektive Norm und Verhaltenskontrolle) haben. Die linearen Beziehungen zwischen Einstellung, subjektiver Norm, wahrgenommener Verhaltenskontrolle, Verhaltensintention und Verhalten werden hier nicht weiter untersucht, sondern ausschließlich das Verhältnis der Produktvariablen zu den Konstrukten Einstellung, subjektive Norm und wahrgenommene Verhaltenskontrolle.

Gleichungen 1, 2 und 3 machen deutlich, daß die Verwendung von Produktvariablen in Strukturgleichungen die Berücksichtigung nicht-linearer Komponenten in den Modellen zur Folge hat. Wenn die Vorteile des Strukturgleichungsansatzes (Berücksichtigung eines Meßmodells) auch bei nicht-linearen Komponenten ausgenutzt werden soll, dann muß zwischen manifesten und latenten Produktvariablen unterschieden werden. Kenny und Judd (1984) schlagen ein Verfahren zur Handhabung von Interaktionseffekten vor, daß der latenten Interaktionsvariablen explizit manifeste Produktvariablen als Indikatoren

zuordnet. Die Beziehungen zwischen abhängigen und unabhängigen latenten Variablen werden in der LISREL-Terminologie folgendermaßen spezifiziert.²

$$(4) \quad \eta_4 = \alpha + \beta_{41}\eta_1 + \beta_{42}\eta_2 + \beta_{43}\eta_3 + \zeta_4$$

η_1 und η_2 sind die zwei unabhängigen latente Variablen. η_3 ist die latente Interaktionsvariable, die aus dem Produkt von η_1 und η_2 besteht. η_4 ist die abhängige latente Variable. α ist der Vektor für den „intercept term“, β der Vektor der zu schätzenden Strukturgleichungskoeffizienten, der sich aus den Haupteffekten β_{41} und β_{42} sowie dem Interaktionseffekt β_{43} zusammensetzt. ζ repräsentiert die Residualgröße von η_4 (vgl. Kenny/Judd 1984: 201).³

Abbildung 1 zeigt die graphische Umsetzung des Modells von Kenny und Judd auf einen Teil der Theorie des geplanten Verhaltens: die Beziehung zwischen Kontrollüberzeugungen (c_k), Fähigkeiten (p_k) und wahrgenommener Verhaltenskontrolle (PBC). Wie in Gleichung 3 formuliert, werden die Kontrollüberzeugungen mit den Fähigkeiten über k Items multipliziert. Die Kontrollüberzeugungen und die Fähigkeiten repräsentieren in diesem Beispiel mit je drei Messungen (y_1 bis y_6) die latenten Variablen η_1 und η_2 . Dies ermöglicht drei Produktvariablen ($y_1 * y_3$, $y_2 * y_4$ und $y_3 * y_6$) als Messungen der latenten Produktvariable η_3 .⁴ η_4 ist die abhängige Variable PBC, die durch sogenannte „globale“ Indikatoren (in diesem Beispiel die Variablen y_{10} und y_{11}) gemessen wird (vgl. Ajzen 1991: 191). Eine Umsetzung dieses Interaktionsmodells auf die Konstrukte Einstellung (ATT) und subjektive Norm (SN) würde in der gleichen Weise erfolgen.

Die korrespondierende Meßgleichung zur Strukturgleichung 4 wird gegeben durch:

$$(5) \quad y = \tau_y + \lambda_y \eta + \varepsilon$$

wobei $y' = (y_1, y_2, \dots, y_p)$ der Vektor der gemessenen Variablen ist, τ_y ist der Vektor der „intercept terms“, λ_y die Matrix der Faktorenladungen und ε der Vektor der Fehlervarian-

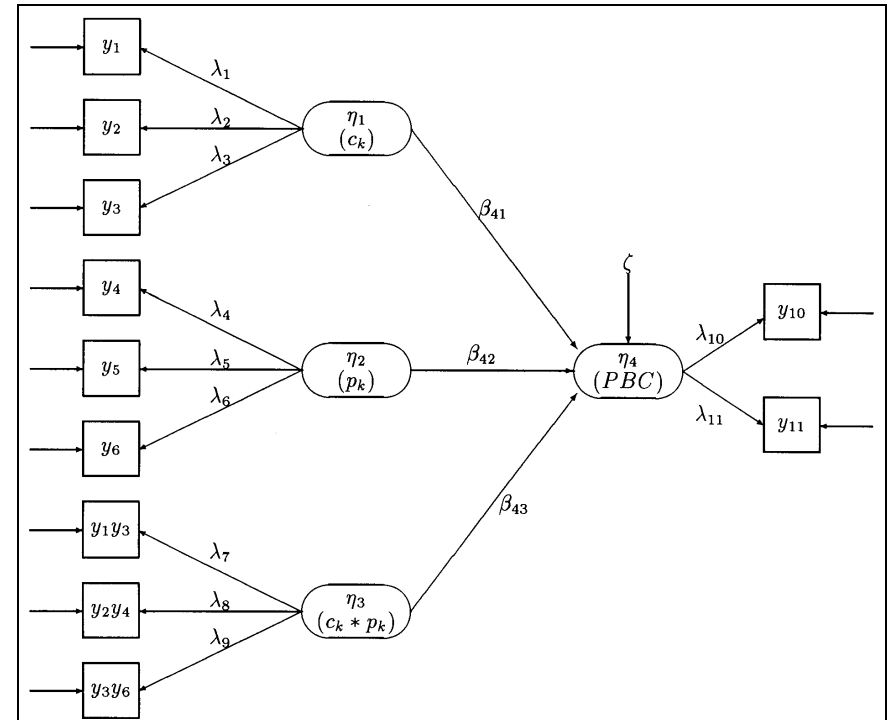
² Der Einfachheit halber ist das generalisierte LISREL-Modell verwendet worden: ξ , x und γ werden durch η , y and β ersetzt.

³ Yang Jonsson (1997: 7f.) weist darauf hin, daß Kenny und Judd keine „intercept terms“ der gemessenen und latenten Variablen berücksichtigen.

⁴ Nach Gleichung 4 ist jede Produktkombination der Indikatoren von η_1 und η_2 möglich. Die Bildung von Wert×Erwartungsprodukten nach der Theorie des geplanten Verhaltens erfordert aber ausschließlich die Produktbildung von inhaltlich korrespondierenden Wert- und Erwartungsmessungen (vgl. Gleichungen 1, 2 und 3). Die Reanalyse des Modells von Bagozzi/Baumgartner (1995) in Jöreskog/Yang (1996: 78) basiert auf einer der Theorie nicht entsprechenden Modellkonzeption, da alle Produktkombinationen als Indikatoren der latenten Produktvariablen verwendet werden. Das Modell ist aber in Yang Jonsson (1997: 135) durch die Beschränkung auf inhaltlich korrespondierende Produkte korrigiert worden.

zen der gemessenen Variablen. Die notwendigen nicht-linearen Restriktionen in den Gleichungen 4 und 5 werden in Abschnitt 4.2 diskutiert.

Abbildung 1: Graphische Umsetzung des Kenny-Judd-Modells auf ein Konstrukt (PBC) der Theorie des geplanten Verhaltens



3. Meßinstrumente und Daten

Das vorliegende Datenmaterial zur Untersuchung von Interaktionseffekten in Strukturgleichungsmodellen ist einer repräsentativen Längsschnittuntersuchung entnommen, die 1996 im Auftrag der Bundeszentrale für gesundheitliche Aufklärung (BZgA) durchgeführt wurde (vgl. Hübner et al. 1998). Die Themen dieser Untersuchung beziehen sich auf den Informationsstand zu Sexualität, Schwangerschaft, Verhütung und Partnerschaft sowie auf die Popularität von Verhütungsmethoden. Die Grundgesamtheit der Erhebung

besteht aus allen Jugendlichen und jungen Erwachsenen deutscher Staatsbürgerschaft im Alter von 16 bis einschließlich 24 Jahren. Insgesamt wurden bei der Erstbefragung 1.223 Interviews (615 Jungen/Männer und 608 Mädchen/Frauen) realisiert. Verhalten im Sinne der Theorie des geplanten Verhaltens bezieht sich in dieser Untersuchung auf die Verwendung der Antibabypille und des Kondoms zur Verhütung einer Schwangerschaft. In der Erstbefragung sind für beide Verhütungsmethoden alle Konstrukte der Theorie einschließlich der zugehörigen Wert- und Erwartungskonzepte operationalisiert worden. Ausschließlich Messungen, die sich auf die Verwendung des Kondoms beziehen, werden für die folgenden Analysen berücksichtigt. Jedes Item wurde auf einer 7-Punkt-Skala gemessen (zu den Itemformulierungen, siehe den Anhang). Die Konstrukte Verhaltensintention und Verhalten wurden mit je einem Item gemessen, die aber in den Interaktionsmodellen nicht berücksichtigt werden.

4. Methoden

4.1 Multiple Gruppenvergleiche zur Feststellung von Interaktionseffekten

Bevor die Effektstärke der Produktterme mit Hilfe latenter Interaktionsmodelle ermittelt wird, sollen zunächst multiple Gruppenvergleiche zeigen, ob die zugrundeliegenden Meßmodelle valide sind und ob bedeutsame und signifikante Interaktionseffekte zu erwarten sind. Wenn die Meßmodelle valide sind, aber keine Evidenz für Interaktionseffekte vorliegen, lassen sich die Beziehungen zwischen den Konstrukten der Theorie des geplanten Verhaltens durch ein lineares Modell beschreiben.

Für den multiplen Gruppenvergleich wird das Interaktionsmodell in Gleichung 4 folgendermaßen umformuliert:

$$(6) \quad \eta_4 = (\alpha + \beta_{42}\eta_2) + (\beta_{41} + \beta_{43}\eta_2)\eta_1 + \zeta_4$$

Die alternative Umformulierung der Gleichung 4 lautet:

$$(7) \quad \eta_4 = (\alpha + \beta_{41}\eta_1) + (\beta_{42} + \beta_{43}\eta_1)\eta_2 + \zeta_4$$

Gleichung 6 zeigt die Regression des unabhängigen Konstrukts η_1 auf η_4 in Abhängigkeit von η_2 . Existiert ein Interaktionseffekt, dann ist β_{43} größer als β_{41} für Personen, die über dem Mittelwert von η_2 liegen und kleiner für Personen, die unter dem Mittelwert von η_2 liegen. Werden die Indikatoren von η_2 zu einem Index aufsummiert, dann lassen sich mit Hilfe dieses Index zwei Gruppen bilden, für die die Variation des Regressionseffektes (η_1 auf η_4) geprüft werden kann.

Gleichung 7 zeigt die Regression des unabhängigen Konstrukts η_2 auf η_4 in Abhängigkeit von η_1 . Existiert ein Interaktionseffekt, dann ist β_{43} größer als β_{42} für Personen, die über dem Mittelwert von η_1 liegen und kleiner für Personen, die unter dem Mittelwert von η_1 liegen. Werden die Indikatoren von η_1 zu einem weiteren Index aufsummiert, dann lassen sich mit Hilfe dieses zweiten Index wiederum zwei Gruppen bilden, für die die Variation des Regressionseffektes (η_2 auf η_4) geprüft werden kann.

Für jedes Konstrukt der Theorie des geplanten Verhaltens (Einstellung, subjektive Norm und wahrgenommene Verhaltenskontrolle) werden durch Medianisierung der beschriebenen Indizes je zwei Gruppen gebildet. Dies führt gemäß den Gleichungen 6 und 7 zu zwei multiplen Gruppenvergleichen pro Konstrukt: Beispielsweise wird der Zusammenhang zwischen den Kontrollerwartungen (control beliefs) und der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle (perceived behavioral control) für die Gruppe mit niedrigen Kontrollbewertungen (low perceived facilitations) und für die Gruppe mit hohen Kontrollbewertungen (high perceived facilitations) simultan geprüft. Auf der anderen Seite kann der Zusammenhang zwischen den Kontrollbewertungen (perceived facilitations) und der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle (perceived behavioral control) für die Gruppe mit niedrigen Kontrollerwartungen (low control beliefs) und für die Gruppe mit hohen Kontrollerwartungen (high control beliefs) simultan geprüft werden.

Tabelle 1: Mittelwerte, Standardabweichungen und Gruppengröße für die Gruppierungsvariablen

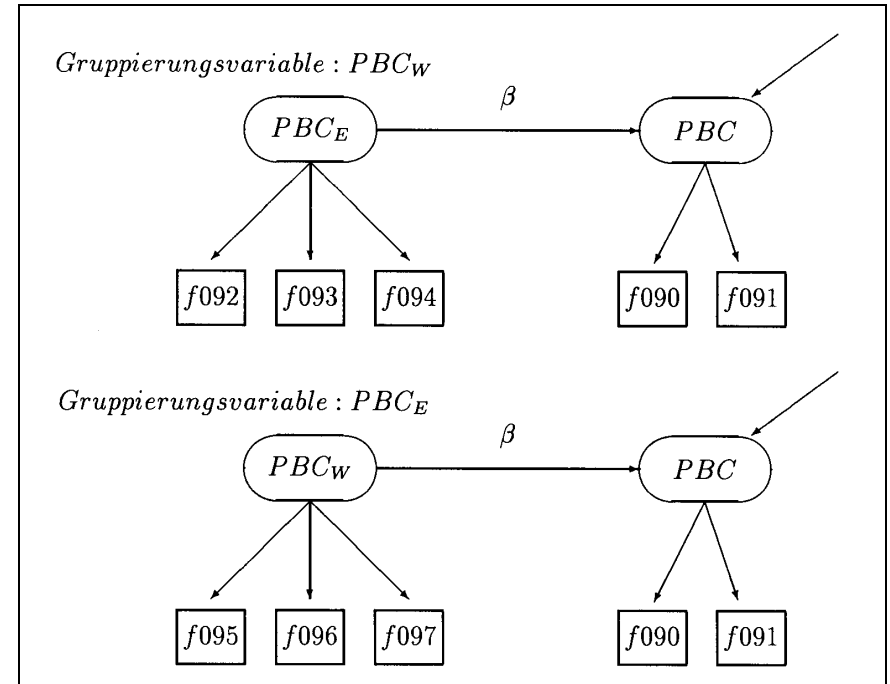
Gruppierungsvariable	\bar{x}	s	Gruppengröße	
			niedrig	hoch
ATT_W	12.14	2.90	536	586
ATT_E	11.78	2.45	601	521
SN_W	13.84	4.64	379	332
SN_E	12.91	5.85	360	351
PBC_W	9.16	4.60	569	397
PBC_E	8.46	4.45	540	426

Die Gruppierungsvariablen (Indizes) werden durch einfache Addition der jeweiligen Indikatoren gebildet, z. B. $PBC_W = f095 + f096 + f097$ und $PBC_E = f092 + f093 + f094$.⁵ Tabelle 1 informiert über Mittelwerte und Standardabweichungen der Gruppierungsvariablen und die einzelnen Gruppengrößen nach der Medianisierung. Die Einstellungs- und Normvariablen haben jeweils höhere Mittelwerte als die beiden Gruppierungs-

⁵ Die Suffixe **W** und **E** verdeutlichen die Unterscheidung nach **W**ert- und **E**rwartungskonstrukten.

riablen der Verhaltenskontrolle (PBC_W und PBC_E). Auffällig ist auch, daß die Streuungen bei den Gruppierungsvariablen der Einstellung (ATT_W und ATT_E) deutlich niedriger sind.

Abbildung 2: Subgruppenspezifische Regressionsmodelle für wahrgenommene Verhaltenskontrolle



Der obere Teil der Abbildung 2 zeigt den ersten multiplen Gruppenvergleich für die wahrgenommene Verhaltenskontrolle. Die Items $f092$, $f093$ und $f094$ sind die Messungen für die Erwartungsvariable (PBC_E). Die latente Variable PBC wird repräsentiert durch die Items $f090$ und $f091$ (zu den Itemformulierungen, siehe den Anhang). Der untere Teil der Abbildung 2 zeigt den zweiten multiplen Gruppenvergleich für die wahrgenommene Verhaltenskontrolle. Die Items $f095$, $f096$ und $f097$ sind die Messungen für die Bewertungsvariable (PBC_W). Die latente Variable PBC entspricht der Variablen im oberen Teil der Abbildung.

Ein unterschiedlicher Regressionskoeffizient (β) zwischen den Gruppen mit niedrigen und hohen Kontrollbewertungen (niedrige versus hohe PBC_W) bzw. mit niedrigen und

hohen Kontrollerwartungen (niedrige versus hohe PBC_E) würde jeweils eine nichtlineare Beziehung zwischen PBC_E und PBC bzw. PBC_W und PBC indizieren.

Tabelle 2: χ^2 -Werte und Freiheitsgrade der hierarchischen multiplen Gruppenvergleiche

Modelle	Einstellung		Subjektive Norm		Verhaltenskontrolle	
	ATT_E	ATT_W	SN_E	SN_W	PBC_E	PBC_W
Invarianzmodell	282.002 (19)	107.503 (19)	233.334 (19)	62.025 (19)	173.576 (19)	126.667 (19)
Meßfehler freigesetzt	182.307 (16)	48.064 (16)	107.710 (14)	30.709 (14)	61.726 (14)	89.233 (14)
Residuen freigesetzt	110.054 (14)	40.899 (14)	46.134 (12)	14.915 (12)	45.298 (12)	78.195 (12)
Strukturkoeffizient freigesetzt	108.541 (13)	37.945 (13)	45.992 (11)	13.437 (11)	42.463 (11)	72.847 (11)
χ^2 -Differenz (df-Differenz)	1.513 (14-13)	2.954 (14-13)	0.142 (12-11)	1.478 (12-11)	2.835 (12-11)	5.348 (12-11)

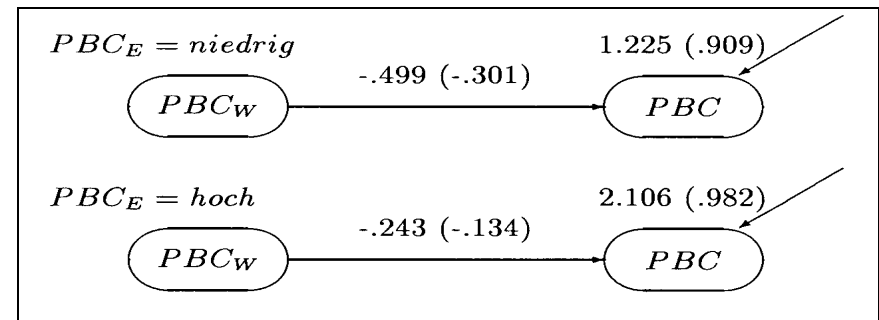
Die Zellen beinhalten χ^2 -Werte des Likelihood-Ratio-Test und in Klammern die Freiheitsgrade. Eine χ^2 -Differenz > 2.0 ist auf dem 5%-Niveau signifikant.

Die entsprechenden Modelle werden für die Konstrukte Einstellung und subjektive Norm berechnet. Wenn jeweils beide multiplen Gruppenvergleiche zu einem signifikant unterschiedlichen Regressionskoeffizient führen, dann ist von einem bedeutsamen Interaktionseffekt zwischen den Erwartungen und den Bewertungen auszugehen. Tabelle 2 zeigt die χ^2 -Tests für die berechneten multiplen Gruppenvergleiche. Für jedes Konstrukt sind, wie erörtert, je zwei Gruppenvergleiche durchgeführt worden. Die hierarchischen Modellanalysen starten mit einem Invarianzmodell, bei dem kein Parameter zwischen den Gruppen variiert. Bei der zweiten Modellvariante werden die Meßfehler der Indikatoren zwischen den Gruppen freigesetzt, bei der dritten die Residuen der abhängigen latenten Variablen. Bis zur dritten Modellvariante sind in allen Analysen signifikante Modellverbesserungen zu verzeichnen. Die vierte und letzte Modellvariante beinhaltet die Variation des Strukturkoeffizienten β , der die Existenz eines Interaktionseffektes nachweist. Drei signifikante Modellverbesserungen zwischen der dritten und vierten Modellvariante werden ermittelt (vgl. die letzte Zeile in Tabelle 2). Eine betrifft das Modell für die Einstellung (χ^2 -Differenz von 2.954) und zwei das Modell für die wahrgenommene Verhaltenskontrolle (χ^2 -Differenzen von 2.835 und 5.348). Diese Resultate zeigen, daß ein bedeutender Interaktionseffekt zwischen den Kontrollerwartungen und den Kontrollbewertungen

gen besteht, während für die Wert×Erwartungsmodelle der Einstellung und der subjektiven Norm ein solcher Effekt nicht vorliegt.

Die Abbildungen 3 und 4 zeigen die Regressionskoeffizienten und Fehlervarianzen der beiden multiplen Gruppenvergleiche für das Konstrukt wahrgenommene Verhaltenskontrolle. Unter der Restriktion, daß die Faktorenladungen zwischen beiden Gruppen invariant sind, werden für den ersten Gruppenvergleich folgende Regressionskoeffizienten ermittelt: $\beta_{niedrig} = -.499$ (t-Value = -4.986) für die Gruppe mit niedrigen Kontrollerwartungen und $\beta_{hoch} = -.243$ (t-Value = -2.317) für die Gruppe mit hohen Kontrollerwartungen (vgl. Abbildung 3). Beide Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden. Die Koeffizienten zeigen, daß für Personen mit niedriger Kontrollerwartung eine höhere Beziehung zwischen Kontrollbewertungen (PBC_W) und wahrgenommener Verhaltenskontrolle bezüglich des Gebrauchs von Kondomen (PBC) existiert als für Personen mit hoher Kontrollerwartung. Je mehr die Befragten anzeigen, daß bestimmte Umstände zu Schwierigkeiten beim Gebrauch von Kondomen führen, desto niedriger ist ihre wahrgenommene Verhaltenskontrolle. Diese negative Beziehung variiert mit ihren Kontrollerwartungen (PBC_E).

Abbildung 3: Ergebnis des multiplen Gruppenvergleichs für die Beziehung zwischen PBC_W und PBC



$\chi^2=42.463$ (11); RMSEA=.0769; GFI=.971; RMR=.0604

Standardisierte Koeffizienten in Klammern.

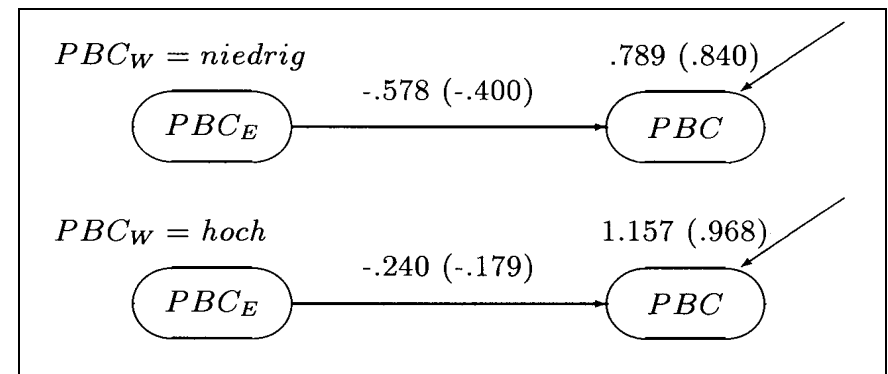
Ergebnisse des Meßmodells werden der Übersicht halber nicht gezeigt.

Für den zweiten Gruppenvergleich (Abbildung 4) werden folgende Regressionskoeffizienten ermittelt: $\beta_{niedrig} = -.578$ (t-Value = -5.162) und $\beta_{hoch} = -.240$ (t-Value = -2.353). Beide Koeffizienten sind auch hier signifikant von Null verschieden. Die Interpretation der Gruppenunterschiede sind ähnlich zum ersten Gruppenvergleich. Für Personen mit niedriger Kontrollbewertung existiert eine höhere Beziehung zwischen Kontrollerwartun-

gen (PBC_E) und wahrgenommener Verhaltenskontrolle bezüglich des Gebrauchs von Kondomen (PBC) als für Personen mit hoher Kontrollbewertung. Je mehr die Befragten bestimmte Schwierigkeiten beim Gebrauch von Kondomen erwarten, desto niedriger ist ihre wahrgenommene Verhaltenskontrolle. Diese negative Beziehung variiert mit ihren Kontrollbewertungen (PBC_W).

Die Goodness-of-Fit Maße der beiden Gruppenvergleiche zeigen eine deutliche Differenz bezüglich der Modellanpassung. Insbesondere das Ergebnis des zweiten Gruppenvergleichs ist wenig zufriedenstellend. Die Freigabe weiterer Parameter würde das Modell zwar verbessern, im Hinblick auf die Bedeutung des Interaktionseffektes würde sich aber an den getroffenen Schlußfolgerungen nichts ändern.

Abbildung 4: Ergebnis des multiplen Gruppenvergleichs für die Beziehung zwischen PBC_E und PBC



$\chi^2=72,847$ (11); RMSEA=.110; GFI=.969; RMR=.0612

Standardisierte Koeffizienten in Klammern.

Ergebnisse des Meßmodells werden der Übersicht halber nicht gezeigt.

4.2 Strukturgleichungsmodelle mit Produkttermen

Die multiplen Gruppenvergleiche haben gezeigt, daß kein Interaktionseffekt zwischen den Wert- und Erwartungsvariablen der Einstellung und der subjektiven Norm vorliegt. Demgegenüber liegt für die Wert- und Erwartungsvariablen der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle ein deutlicher Interaktionseffekt vor. Allerdings muß für den multiplen Gruppenvergleich eingeschränkt werden, daß die gewählte Gruppierungsform (ungewichtete Indexbildung und anschließende Medianisierung) eher ad hoc ist und eine andere Vorgehensweise mit den gleichen Variablen zu einem anderen Modellergebnis für den multiplen

Gruppenvergleich führen kann. Dazu kommt noch die Tatsache, daß der unsystematische Meßfehler der Gruppierungsvariable im multiplen Gruppenvergleich nicht berücksichtigt wird. Das wichtigste Argument für die Konstruktion einer latenten Interaktionsvariablen bezieht sich auf die Ermittlung des Strukturkoeffizienten (β_{43} in Gleichung 4), der die Stärke des Einflusses dieser Variablen auf die abhängige latente Variable zeigt. Die Stärke und damit die Bedeutung des Interaktionseffektes kann mit dem multiplen Gruppenvergleich nur indirekt über die Differenz der Parameter zwischen den Gruppen ermittelt werden.

Auch wenn die multiplen Gruppenvergleiche keine Hinweise für Interaktionseffekte zwischen den Wert- und Erwartungsvariablen der Einstellung und der subjektiven Norm geben, sollen diese aus Vergleichsgründen neben den entsprechenden Variablen der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle in jeweils getrennten Strukturgleichungsmodellen mit latenten Produkttermen behandelt werden. Zum Vergleich mit den zitierten Simulationsstudien (Baumgartner/Bagozzi 1995; Jöreskog/Yang 1996; Yang Jonsson 1997) werden alle im folgenden diskutierten Strukturgleichungsmodelle mit dem Maximum-Likelihood-Verfahren (ML), dem Generalized-Least-Squares-Verfahren (GLS) und dem Weighted-Least-Squares-Verfahren (WLS) berechnet (Jöreskog/Sörbom 1996a).

Das ML-Schätzverfahren setzt die multivariate Normalverteilung der gemessenen Variablen voraus. Das GLS-Schätzverfahren ist weniger restriktiv, setzt aber voraus, daß die vierten Momente der gemessenen Variablen (multivariate Kurtosis) Null sind. Werden Produkte von gemessenen Variablen gebildet, dann sind die genannten Voraussetzungen nicht erfüllt. Selbst wenn die gemessenen Variablen normalverteilt sind, können deren Produkte nicht normalverteilt sein. Neuere Simulationsstudien (z. B. Hoogland/Boomsma 1998) zeigen, daß die ML-Schätzer relativ robust gegen Abweichungen von der Normalverteilung sind, wenn die Stichprobengröße mehr als 200 Personen umfaßt. Es ist nach wie vor umstritten, ob die Standardfehler bei Verwendung von Produktvariablen für inferenzstatistische Aussagen genutzt werden können (vgl. Yang Jonsson 1997: 13). Als „guidelines“ (Jaccard/Wan 1996: 58) werden die Standardfehler auch bei Verwendung nicht-linearer Komponenten in Strukturgleichungsmodellen allgemein akzeptiert.

Das Problem schiefverteilter Daten wird am besten durch das WLS-Verfahren (vgl. Browne 1984) behandelt. Die Fit-Funktion berücksichtigt eine positiv definierte Gewichtungsmatrix W , die die asymptotischen Varianzen und Kovarianzen der empirischen Varianz/Kovarianzmatrix S beinhaltet. Weniger statistisch gesprochen werden durch die Gewichtungsmatrix die Informationen über die höheren Momente berücksichtigt und damit die Schiefe bei der Schätzung des Strukturgleichungsmodells korrigiert. Allerdings werden zur Schätzung asymptotischer Varianzen und Kovarianzen ausreichende Daten-

mengen benötigt, da ansonsten die Parameterschätzungen negativ beeinflusst werden (vgl. Jöreskog/Sörbom 1996a: 23).⁶

Um das Modell in Abbildung 5 schätzen zu können, wird der Mittelwertvektor \bar{z} , die Varianz/Kovarianzmatrix S und für das WLS-Verfahren die asymptotische Varianz/Kovarianzmatrix W mit PRELIS (vgl. Jöreskog/Sörbom 1996b) berechnet. Die LISREL-Spezifikation für das Strukturgleichungsmodell nach Gleichung (4) lautet folgendermaßen:

$$(8) \quad \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_1\eta_2 \\ \eta_4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \psi_{21} \\ \alpha_4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & 0 \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \eta_1\eta_2 \\ \eta_4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \\ \zeta_4 \end{pmatrix}$$

$$\eta = \alpha + B\eta + \zeta$$

Die Varianz/Kovarianzmatrix Ψ wird folgendermaßen spezifiziert:

$$(9) \quad \Psi = \begin{pmatrix} \psi_{11} & & & \\ \psi_{21} & \psi_{22} & & \\ 0 & 0 & \psi_{11}\psi_{22} + \psi_{21}^2 & \\ 0 & 0 & 0 & \psi_{44} \end{pmatrix}$$

⁶ Satorra/Bentler (1994) and Bentler/Dudgeon (1996) widmen sich dem Problem schiefverteilter Daten mit korrigierten χ^2 -Statistiken und korrigierten Standardfehlern. Modellschätzungen können mit der neuen Lisrel-Version 8.30 vorgenommen werden, die aber in einem weiteren Beitrag gesondert diskutiert werden müssen.

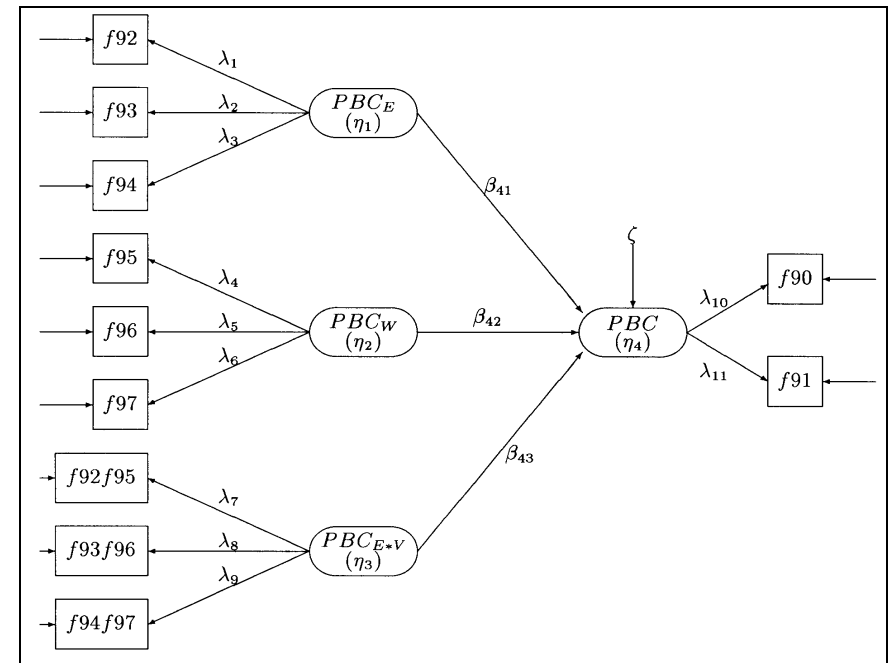
Die Meßfehlervarianzen der drei gemessenen Produktvariablen θ_{77} , θ_{88} und θ_{99} werden jeweils durch folgende Gleichungen restringiert (vgl. Yang Jonsson 1997: 143):

$$(12) \quad \theta_{77} = \tau_4^2 \theta_{11} + \tau_1^2 \theta_{44} + \psi_{11} \theta_{44} + \psi_{22} \theta_{11}^2 \theta_{44}$$

$$(13) \quad \theta_{88} = \tau_5^2 \theta_{22} + \tau_2^2 \theta_{55} + \lambda_{21}^2 \psi_{11} \theta_{55} + \lambda_{52}^2 \psi_{22} \theta_{22}^2 \theta_{55}$$

$$(14) \quad \theta_{99} = \tau_6^2 \theta_{33} + \tau_3^2 \theta_{66} + \lambda_{31}^2 \psi_{11} \theta_{66} + \lambda_{62}^2 \psi_{22} \theta_{33}^2 \theta_{66}$$

Abbildung 5: Empirisches Beispiel für ein latentes Interaktionsmodell angewendet auf ein Konstrukt (PBC) der Theorie des geplanten Verhaltens



Für die Einstellung (ATT) und subjektive Norm (SN) werden nach den Gleichungen 8 und 10 ebenfalls je ein latentes Interaktionsmodell mit den entsprechenden Mittelwertsvektoren und den Varianz/Kovarianzmatrizen geschätzt. Die Modellierung entspricht der Graphik in Abbildung 5. Die Datenbasis beträgt $N = 1120$ für ATT, $N = 711$ für SN und $N = 966$ für PBC. Eine ausreichende Datenbasis ist für alle Schätzverfahren (ML, GLS und WLS) vorhanden. Aus Vergleichsgründen haben alle Modelle die gleiche Anzahl von Parametern und damit die gleiche Anzahl von Freiheitsgraden.⁷

Der Vergleich der Goodness-of-Fit Maße für die drei latenten Interaktionsmodelle (ATT, SN, PBC) berechnet nach den drei erörterten Schätzverfahren (ML, GLS und WLS) führt zu einem relativ eindeutigen Ergebnis (vgl. Tabelle 3).

Tabelle 3: Goodness-of-fit Maße der latenten Interaktionsmodelle

<i>ATT</i>	χ^2	<i>Df</i>	<i>RMSEA</i>	GFI
ML	232.24	27	.0804	.969
GLS	219.60	27	.0902	.968
WLS	63.45	27	.0347	.967
<i>SN</i>	χ^2	<i>Df</i>	<i>RMSEA</i>	GFI
ML	238.76	46	.0760	.951
GLS	227.29	46	.0896	.952
WLS	183.44	46	.0649	.951
<i>PBC</i>	χ^2	<i>Df</i>	<i>RMSEA</i>	GFI
ML	708.62	46	.1220	.897
GLS	523.43	46	.1690	.924
WLS	315.61	46	.0779	.935

Bei jedem Modell wird der schlechteste χ^2 -Wert durch das ML-Verfahren ermittelt, der beste χ^2 -Wert durch das WLS-Verfahren. Der über das GLS-Verfahren berechnete χ^2 -Wert liegt in allen Fällen zwischen den Werten von ML und WLS. Hierbei fällt auf, daß der RMSEA, ermittelt über GLS, bei allen drei Modellen die schlechtesten Werte aufweist. Nach den Empfehlungen von Browne/Cudeck (1993) können die Werte des RMSEA, ermittelt über WLS, für das Einstellungsmodell als gut und für die beiden übrigen Modelle als moderat bezeichnet werden. Weitere Modellmodifikationen würden die Modellanpassungen, insbesondere beim Kontrollmodell (PBC), verbessern. Entscheidende Parameterveränderungen bezüglich der Haupt- und Interaktionseffekte würden daraus aber

⁷ Es ist zu beachten, daß Erwartungs- und Wertmessungen bezogen auf die Einstellung nur auf je zwei gemessenen Variablen basieren. Daher sind hier weniger Parameter zu schätzen.

nicht resultieren. Insgesamt werden mit diesem Ergebnis die Resultate der Simulationsstudien und empirischen Modelle von Baumgartner/Bagozzi (1995) und deren Reanalyse durch Yang Jonsson (1997) bestätigt. Mit einer ausreichenden Stichprobengröße kommt das WLS-Verfahren zu angemessenen Goodness-of-Fit Maßen unter Berücksichtigung der durch die Produktvariablen verletzten Annahme der Normalverteilung. Insbesondere beim ML-Verfahren macht sich die Verletzung dieser Annahme durch die hohen χ^2 -Werte bemerkbar. Tabelle 4 zeigt die unstandardisierten Schätzwerte der Strukturparameter, ihre Standardfehler und t-Werte für alle berechneten Modelle über alle drei Schätzverfahren. Wie aus den Ergebnissen der multiplen Gruppenvergleiche zu erwarten war (vgl. Abschnitt 4.1), ist der Interaktionseffekt (β_{43}) für das Einstellungs- und Normmodell (ATT und SN) nicht signifikant. Der Haupteffekt der Verhaltenserwartungen auf die Einstellung (β_{41} für ATT) ist signifikant für ML, GLS und WLS. Die Ergebnisbewertung erreicht dagegen nur einen signifikanten Effekt bei dem WLS-Verfahren. Ähnlich sind die Ergebnisse für das Normmodell: Der Haupteffekt der normativen Erwartungen auf die subjektive Norm (β_{41} für SN) ist ebenfalls signifikant für ML, GLS und WLS. Der Haupteffekt der normativen Bewertungen auf die subjektive Norm ist weder für ML, noch für GLS und WLS signifikant. Bei Betrachtung der einzelnen Verteilungen der gemessenen Wert- und Erwartungsvariablen des Einstellungs- und Normmodells zeigt sich, daß alle Verteilungen sehr schief sind (vgl. auch die entsprechenden Summenindizes in Tabelle 1). Wenn überwiegend hohe Wert- und Erwartungshaltungen bezüglich der Einstellung zum Kondomgebrauch bzw. der Übereinstimmung mit dem Lebenskontext zu verzeichnen sind, dann werden – statistisch gesehen – kaum signifikante Effekte der jeweiligen Interaktionsvariablen auftreten.

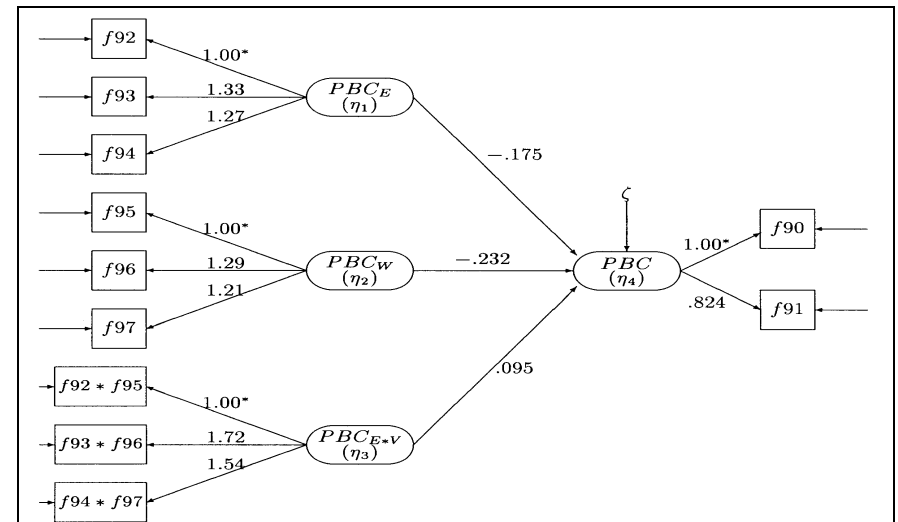
Die Ergebnisse für das Kontrollmodell (PBC) unterscheiden sich deutlich von dem Einstellungs- und Normmodell. Der Effekt der latenten Interaktionsvariable PBC_{E*V} ist signifikant für alle drei Schätzverfahren. Die Schätzwerte variieren zwischen .095 (WLS) und .122 (GLS). Dies bedeutet, daß der Effekt von den Kontrollserwartungen auf die Verhaltenskontrolle (β_{41}) und der Effekt von den Kontrollbewertungen auf die Verhaltenskontrolle (β_{42}) konditional abhängig voneinander sind. Die WLS-Schätzungen für das Kontrollmodell sind zur Verdeutlichung in Abbildung 6 eingetragen.

Der Interaktionseffekt (.095) bedeutet einerseits, daß die Stärke der Beziehung zwischen Kontrollserwartungen und Verhaltenskontrolle (-.175) abhängig von dem Niveau der Kontrollbewertung ist. Andererseits bedeutet der Interaktionseffekt auch, daß die Stärke der Beziehung zwischen Kontrollbewertungen und Verhaltenskontrolle (-.232) abhängig ist von dem Niveau der Kontrollserwartungen. Eine getrennte Interpretation der Haupteffekte (β_{41} und β_{42}) ist demnach nur möglich, wenn jeweils einer dieser Parameter auf Null fixiert wird.

Tabelle 4: Schätzungen, Standardfehler und T-Werte der Strukturparameter für die latenten Interaktionsmodelle

<i>ATT</i>	ML		GLS		WLS	
Parameter	Schätzung	T-Wert	Schätzung	T-Wert	Schätzung	T-Wert
β_{41}	.929	17.16	.937	16.82	.974	14.23
β_{42}	.052	1.22	.078	1.62	.153	2.40
β_{43}	.063	1.56	.053	0.95	-.085	-0.47
<i>SN</i>	ML		GLS		WLS	
Parameter	Schätzung	T-Wert	Schätzung	T-Wert	Schätzung	T-Wert
β_{41}	.485	9.94	.440	9.15	.486	12.14
β_{42}	.032	0.64	.065	1.32	.066	1.59
β_{43}	.013	0.89	.014	1.07	.026	1.38
<i>PBC</i>	ML		GLS		WLS	
Parameter	Schätzung	T-Wert	Schätzung	T-Wert	Schätzung	T-Wert
β_{41}	-.258	-2.33	-.211	-2.73	-.232	-4.15
β_{42}	-.175	-1.29	-.148	-2.08	-.170	-3.28
β_{43}	.118	4.18	.122	5.27	.095	3.19

Abbildung 6: WLS Schätzungen des latenten Interaktionsmodells für das Konstrukt PBC



Nichtlineare Restriktionen sind aus Gründen der Übersicht in der Abbildung nicht aufgeführt; die mit einem * versehenen Parameter sind zur Identifikation des Modells fixiert.

Inhaltlich kann folgende Interpretation bezüglich des Kontrollmodells getroffen werden: Die Stärke der Beziehung zwischen den Erwartungen, daß bestimmte Umstände (Erhältlichkeit, unkooperativer Partner und Ungeschicklichkeit) Schwierigkeiten mit Kondomen verursachen und der Kontrolle über den Gebrauch von Kondomen zur Kontrazeption, ist abhängig von dem Ausmaß, wie diese Schwierigkeiten bewertet werden. Oder, die Stärke der Beziehungen zwischen den Bewertungen, daß bestimmte Umstände Schwierigkeiten mit Kondomen verursachen und der Kontrolle über den Gebrauch von Kondomen zur Kontrazeption, ist abhängig von dem Ausmaß, wie diese Schwierigkeiten erwartet werden. Bei Betrachtung der einzelnen Verteilungen der gemessenen Wert- und Erwartungsvariablen des Kontrollmodells zeigt sich, daß diese teilweise U-förmig sind (vgl. auch die entsprechenden Summenindizes in Tabelle 1). Die unterschiedlichen Wert- und Erwartungshaltungen bezüglich der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle zum Kondomgebrauch lassen – statistisch gesehen – Raum für konditionale Abhängigkeiten zwischen Kontrollerwartungen und Kontrollbewertungen.

5. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Produkte von Variablen, die auf Wert- und Erwartungsmessungen basieren, sind oft integrative Bestandteile theoretischer Konzepte. Ein Beispiel dafür ist die Theorie des geplanten Verhaltens. Strukturgleichungsmodelle bieten angemessene Modellierungsmöglichkeiten dieser theoretischen Vorgaben. Die Konzeptualisierung einer Meßtheorie für Produktvariablen, die einhergeht mit der Konstruktion latenter Produktvariablen, ermöglicht die Schätzung des Interaktionseffektes unter Berücksichtigung der Konstruktvalidität der manifesten Produktindikatoren.

Es existieren kaum Arbeiten, die Produktvariablen in Strukturgleichungsmodellen bezogen auf die Theorien überlegten Handelns bzw. geplanten Verhaltens behandeln. Van den Putte/Hoogstraaten (1997: 327) resümieren zwar die Problematik der angemessenen Modellierung, verzichten aber auf Produktvariablen und verkürzen das von ihnen untersuchte Wert×Erwartungsmodell der subjektiven Norm auf die Erwartungskomponente. Die von Baumgartner/Bagozzi (1995) und von Yang Jonsson (1997) vorgeschlagenen Meßmodelle zur Berücksichtigung von Produktvariablen in Strukturgleichungsmodellen zeigen demgegenüber eine verbesserte Modellierung der Zusammenhänge zwischen den Konstrukten der Theorie überlegten Handelns bzw. geplanten Verhaltens auf. Allerdings beschränken sich ihre Analysen nur auf ein theoretisches Konstrukt der Theorie überlegten Handelns bzw. geplanten Verhaltens, nämlich auf die Einstellung. Deren Modellprüfung und Reanalysen basieren zudem auch noch auf einer relativ kleinen Stichprobe.

Mit diesem Beitrag sollte eine Formulierung von latenten Interaktionsmodellen erfolgen, die neben der Einstellung auch die Konstrukte subjektive Norm und wahrgenommene Verhaltenskontrolle aus der Theorie des geplanten Verhaltens berücksichtigen. Zudem sollte zur Schätzung eine ausreichende Datenbasis zur Verfügung stehen.

Wert- und Erwartungsmessungen für alle genannten Konstrukte der Theorie des geplanten Verhaltens sind in der repräsentativen Stichprobe dieser Untersuchung enthalten. Für jedes Konstrukt wurde gemäß den Gleichungen 1, 2 und 3 ein nichtlineares Strukturgleichungsmodell formuliert. Diesen Modellen wurden Analysen mit Hilfe von multiplen Gruppenvergleichen vorangestellt. Die Gruppenvergleiche zeigen, daß der Einfluß der Interaktion zwischen Kontrollerwartungen und Kontrollbewertungen (PBC_{E*V}) auf die Verhaltenskontrolle bedeutsam ist und die Signifikanz des Interaktionseffektes durch das nichtlineare Strukturgleichungsmodell bestätigt wird (vgl. Abbildung 6). Die Analysestrategie von Yang Jonsson (1997), multiple Gruppenvergleiche den aufwendigen Modellformulierungen für die nichtlinearen Strukturgleichungsmodelle (vgl. die Restriktionen in den Gleichungen 8 bis 14) voranzustellen, hat sich hier bestätigt: In den beiden Modellen (Einstellung und Norm), wo keine Interaktionseffekte aufgrund des Gruppenvergleichs festzustellen waren, erwies sich die Effektstärke der latenten Interaktionsvariable als nicht signifikant. In dem Kontrollmodell, wo der Gruppenvergleich auf einen bedeutsamen Interaktionseffekt hinwies, erwies sich die Effektstärke der latenten Interaktionsvariable als signifikant (vgl. Tabelle 4).

Der Vergleich zwischen den Schätzungen ermittelt durch drei in LISREL zur Verfügung stehenden Schätzverfahren (ML, GLS und WLS) ergibt keine Differenzen für eine substantielle Interpretation der latenten Interaktionsmodelle. Die Bedeutung der Effekte durch Vergleiche zwischen der Signifikanzstärke (T-Werten) führt bei allen Verfahren zu dem gleichen inhaltlichen Ergebnis. Die Differenzen zwischen den Schätzverfahren sind allerdings auf dem Hintergrund der Modellanpassung (Goodness-of-fit) und damit für statistische Diskussionen bedeutsam: Wo die statistischen Voraussetzungen durch die Verwendung von Produktvariablen am stärksten verletzt sind (ML), ist die Differenz zwischen empirischen und geschätzten Varianzen und Kovarianzen auch am größten. Die Verwendung der asymptotischen statistischen Theorie durch die Verwendung von WLS-Schätzverfahren und asymptotischer Varianz/Kovarianzmatrix führt zur Berechnung von korrekten Signifikanzwerten und Goodness-of-fit Maßen.

Zukünftige Analysen sollten die Integration der hier für jedes theoretische Konzept getrennt berechneten Interaktionsmodelle behandeln und dann diese integrierten Interaktionsmodelle mit dem linearen Teil des theoretischen Modells (d. h. die kausalen Effekte von Einstellung, Norm, und Verhaltenskontrolle auf das Verhalten) verknüpfen. Eine

Erweiterung und Integration der Beziehung zwischen Intention und Verhalten im Längsschnitt, wie sie in Reinecke et al. (1996) diskutiert wird, würde sich hieran anschließen. So könnte schrittweise eine auch statistisch angemessene und nicht nur auf lineare Beziehungen beschränkte Modellierung der Beziehungen zwischen den Konstrukten der Theorie des geplanten Verhaltens erfolgen.

Allerdings muß einschränkend darauf hingewiesen werden, daß die Aufnahme von Interaktionstermen in LISREL-Modellen immer die Berücksichtigung nicht-linearer Restriktionen bei der Modellkonstruktion erfordert, die u. U. zu Schwierigkeiten bei der Modellschätzung führen können. Die angesprochene Integration der einzelnen Interaktionsmodelle würde auch mit einer wachsenden Zahl von nicht-linearen Restriktionen einhergehen. Konvergenzprobleme bei der Modellschätzung sind zu befürchten, die auch im Rahmen der Simulationen von Yang Jonsson (1997: 28) erörtert werden. Auch in dieser Untersuchung sind Konvergenzprobleme aufgetreten, die aber in allen Fällen durch den Wechsel des Schätz-Algorithmus in LISREL (vom Davidon-Fletcher-Powell Algorithmus auf den Fisher Scoring Algorithmus) beseitigt werden konnten.

Abschließend sollen noch kurz Alternativen zu den hier behandelten Methoden erörtert werden. Hier ist einerseits das von Klein et al. (1997) entwickelte Verfahren für latente moderierte Strukturgleichungsmodelle (LMS) zu nennen, daß die für Interaktionsmodelle spezifische Verteilungssituation aus den Rohdaten berücksichtigt und ausnutzt. Der entwickelte Algorithmus liefert über die Berechnung bedingter Erwartungswerte eine ML-Schätzung der Parameter. Auf die in LISREL üblichen nicht-linearen Restriktionen kann verzichtet werden. Verschiedene Simulationsstudien weisen eine höhere Effizienz der durch LMS ermittelten Parameterschätzungen auf, die im Vergleich zu LISREL auch weniger anfällig für die Stichproben- und Verteilungsproblematik von Interaktionsvariablen sind (für weitere Ausführungen, vgl. Mossbrugger et al. 1997; Schermelleh-Engel et al. 1998). Die entwickelte Software ist bis jetzt allerdings nur als Demo-Version verfügbar.

Die andere Alternative zur Schätzung von latenten Interaktionsmodellen bezieht sich auf den zweistufigen Kleinstquadrateschätzer (two-stage least squares, abgekürzt 2SLS), der von Bollen (1995) vorgeschlagen wurde und auch keine aufwendigen nichtlinearen Restriktionen zur Modellierung benötigt. Ähnlich zum WLS-Verfahren wird keine multivariate Normalverteilung der Daten vorausgesetzt. Allerdings zeigen Simulationsstudien, daß die Effizienz der Schätzer erst bei großen Datenmengen erreicht wird. Der zweistufige Kleinstquadrateschätzer ist mittlerweile auch in PRELIS (vgl. Jöreskog/Sörbom 1996b) verfügbar, so daß nicht auf andere Statistikprogrammpakete, wie z. B. SAS ausgewichen werden muß (zu Beispielen und Programminputs durchgeführt mit SAS vgl. Bollen/Paxton

1998). Ein Vergleich mit dem hier vorgestellten Verfahren wäre allerdings über den Umfang dieser Arbeit hinausgegangen.

Korrespondenzadresse

*Jost Reinecke
Institut für Soziologie/Abt. II
Scharnhorststr. 121
48151 Münster
E-mail: reineck@uni-muenster.de*

Literatur

- Ajzen, I., 1988: Attitudes, personality, and behavior. Chicago: The Dorsey Press.
- Ajzen, I., 1991: The theory of planned behavior. *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 50: 179-211.
- Ajzen, I./Fishbein, M., 1980: Understanding attitudes and predicting social behavior. Englewood-Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Arbuckle, J./Wothke, W., 1999: AMOS 4.0 User' Guide. Chicago: Smallwaters Corporation.
- Bandura, A., 1977: Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84: 191-215.
- Bandura, A., 1982: Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 37: 122-147.
- Baumgartner, H./Bagozzi, R. P., 1995: Specification, estimation, and testing of moment structure models based on latent variates involving interactions among the exogenous constructs. *Sociological Methods & Research*, 24: 187-213.
- Bentler, P. M., 1995: EQS 5.0. Structural Equations Program Manual. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bentler, P. M./Dudgeon, P., 1996: Covariance structure analysis: Statistical practice, theory, and directions. *Annual Review of Psychology*, 47: 563-592.
- Bollen, K. A., 1995: Structural equation models that are nonlinear in latent variables: A least-squares estimator. *Sociological Methodology*, 25: 223-251.
- Bollen, K./Paxton, P., 1998: Interactions of latent variables in structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 5: 267-293.
- Browne, M. W., 1984: Asymptotically distribution - free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical & Statistical Psychology*, 37: 62-83.

- Browne, M. W./Cudeck, R., 1993: Alternative ways of assessing model fit. S. 136-162 in: Bollen, K. A./Long, J. S. (Eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park: Sage.
- Frey, D./Stahlberg, D./Gollwitzer, P. M., 1993: Einstellung und Verhalten: Die Theorie des überlegten Handelns und die Theorie des geplanten Verhaltens. S. 361-398 in: Frey, D./Irle, M. (Hrsg.), *Theorien der Sozialpsychologie*. Bern: Huber.
- Hayduk, L. A., 1987: *Structural equation modeling with LISREL*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Hoogland, J. J./Boomsma, A., 1998: Robustness studies in covariance structure modeling. *Sociological Methods & Research*, 26: 329-367.
- Hübner, M./Münch, K./Reinecke, J./Schmidt, P., 1998: *Kontrazeption und Sexualität Jugendlicher und junger Erwachsener. Eine repräsentative Wiederholungsbefragung. Reihe: Forschung und Praxis der Sexualaufklärung und Familienplanung. Bundeszentrale für gesundheitliche Aufklärung, Köln.*
- Jaccard, J./Wan, C. K., 1996: *LISREL approaches to interaction effects in multiple regression*. Newbury Park: Sage
- Jöreskog, K. G./Sörbom, D., 1996a: *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G./Sörbom, D., 1996b: *PRELIS 2 User's reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G./Yang, F., 1996: Non-linear structural equation models: The Kenny - Judd model with interaction effects. S. 57-88 in: Macoulides, G. A./Schumacker, R. E. (Eds.), *Advanced structural equation modeling. Issues and techniques*. Hillsdale: Erlbaum.
- Kenny, D. A./Judd, C. M., 1984: Estimating the nonlinear and interactive effects of latent variables. *Psychological Bulletin*, 96: 201-210.
- Klein, A./Moosbrugger, H./Schermelleh-Engel, K./Frank, D., 1997: A new approach to the estimation of latent interaction effects in structural equation models. S. 479-486 in: Bandilla, W./Faulbaum, F., (Eds.), *SoftStat '97. Advances in Statistical Software 6*. Stuttgart: Lucius & Lucius.
- Kunz, V., 1997: *Theorie rationalen Handelns. Konzepte und Anwendungsprobleme*. Opladen: Leske und Budrich.
- Moosbrugger, H./Schermelleh-Engel, K./Klein, A., 1997: Methodological problems of estimating latent interaction effects. *Methods of Psychological Research Online*, 2: 2.
- Reinecke, J., 1997: *AIDS-Prävention und Sexualverhalten. Die Theorie des geplanten Verhaltens im empirischen Test*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Reinecke, J./Schmidt, P./Ajzen I., 1996: Application of the theory of planned behavior to adolescents' condom use: A panel study. *Journal of Applied Social Psychology*, 26: 749-772.

Satorra, A./Bentler, P. M., 1994: Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. S. 399-419 in: von Eye, A./Clogg, C. C. (Eds.), *Latent Variable Analysis: Applications for Developmental Research*. Thousand Oaks: Sage.

Schermelleh-Engel, K./Klein, A./Moosbrugger, H., 1998: Estimating nonlinear effects using a latent moderated structural equations approach. S. 203-238 in: Schumacker, R. E./Marcoulides, G. A., (Eds.), *Interaction and nonlinear effects in structural equation modeling*. Mahwah: Erlbaum.

van den Putte, B./Hoogstraten, J., 1997: Applying structural equation modeling in the context of the theory of reasoned action. *Structural Equation Modeling*, 4: 320-337.

Yang Jonsson, F., 1997: Non-linear structural equation models. Simulation studies of the Kenny-Judd model. Uppsala: Studia Statistica Upsaliensia.

Anhang

Die Itembezeichnungen werden in Klammern angegeben und entsprechen den Bezeichnungen aus dem Originaldatensatz. Die Itemformulierungen sind dem für die weiblichen Befragten konstruierten Fragebogen entnommen.

Zwei Items messen Verhaltenserwartungen (b_i) für die Anwendung des Kondoms zur Schwangerschaftsverhütung: *Der Gebrauch des Kondoms würde mich vor einer Schwangerschaft schützen (f081)*, und *Der Gebrauch des Kondoms würde für mich gemeinsame Verantwortung für die Schwangerschaftsverhütung bedeuten (f083)*. Die Endpunkte der Skalen werden mit *sehr unwahrscheinlich* und *sehr wahrscheinlich* bezeichnet.

Zwei Items messen die entsprechenden Ergebnisbewertungen (e_i) für die Anwendung des Kondoms zur Schwangerschaftsverhütung: *Die Vermeidung einer Schwangerschaft ist zur Zeit für mich überhaupt nicht wichtig . . . sehr wichtig (f078)*, und *Die gemeinsame Verantwortung für die Schwangerschaftsverhütung ist für mich überhaupt nicht wichtig . . . sehr wichtig (f080)*.

Drei Items messen die normativen Erwartungen (n_j) bezüglich der Anwendung des Kondoms zur Schwangerschaftsverhütung: *Meine besten Freunde sind der Ansicht, daß mein Partner Kondome zur Verhütung nehmen sollte (f101)*, *Mein Partner ist der Ansicht, daß er Kondome zur Verhütung nehmen sollte (f102)*, und *Meine Eltern sind der Ansicht, daß mein Partner Kondome zur Verhütung nehmen sollte (f103)*. Die Endpunkte der Skalen werden mit *sehr unwahrscheinlich* und *sehr wahrscheinlich* bezeichnet.

Drei Items messen die entsprechenden Motivationen (m_i) zur Konformität mit den Erwartungen der Bezugspersonen: *Wie groß ist im allgemeinen Ihre Bereitschaft, das zu tun, was . . . Ihre besten Freunde bezüglich der Verwendung von Kondomen für richtig halten*

(f107); . . . Ihr Partner bezüglich der Verwendung von Kondomen für richtig hält (f108); und . . . Ihre Eltern bezüglich der Verwendung von Kondomen für richtig halten (f109). Die Endpunkte der Skalen tragen die Bezeichnung *überhaupt keine Bereitschaft* und *sehr große Bereitschaft*.

Drei Items messen die Kontrollerwartungen (c_k) bezüglich der Anwendung des Kondoms zur Schwangerschaftsverhütung: *Wie wahrscheinlich erschweren Ihnen bestimmte Umstände den Gebrauch von Kondomen zur Schwangerschaftsverhütung, wie z.B. die Erhältlichkeit (f092), wie z.B. ein unkooperativer Partner (f093), und wie z.B. Ungeschicklichkeit (f094)*. Die Endpunkte der Skalen werden mit *sehr unwahrscheinlich* und *sehr wahrscheinlich* bezeichnet.

Drei Items messen die entsprechenden wahrgenommenen Fähigkeiten (p_k) bezüglich der Anwendung des Kondoms zur Schwangerschaftsverhütung: *Wie oft können bestimmte Umstände dafür verantwortlich sein, keine Kondome zur Schwangerschaftsverhütung zu gebrauchen, wie z.B. die Erhältlichkeit (f095), wie z.B. ein unkooperativer Partner (f096), und wie z.B. Ungeschicklichkeit (f097)*. Die Befragten konnten auf einer Skala von *nie-mals* bis *oft* antworten.

Drei Items werden zur globalen Messung der Einstellung gegenüber bestimmten Verhalten (ATT) verwendet: *Halten Sie die Anwendung von Kondomen zur Schwangerschaftsverhütung für sehr schlecht . . . sehr gut (f085), sehr nutzlos . . . sehr nützlich (f086), und sehr unwichtig . . . sehr wichtig (f087)*.

Zwei Items werden zur globalen Messung der subjektiven Norm (SN) verwendet: *Wie gut oder wie schlecht finden es die Personen, die Ihnen wichtig sind, wenn Ihr Partner Kondome zur Schwangerschaftsverhütung anwendet (f088), und Die Personen, die mir wichtig sind, denken, daß mein Partner Kondome zur Schwangerschaftsverhütung benutzen sollte (f089)*. Die Endpunkte der Skala für das erste Item werden mit *sehr schlecht* und *sehr gut* bezeichnet, die Endpunkte der Skala für das zweite Item werden mit *sehr unwahrscheinlich* und *sehr wahrscheinlich* bezeichnet.

Zwei Items stehen zur globalen Messung der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle (PBC) zur Verfügung: *Für wie schwierig halten Sie die Anwendung von Kondomen zur Schwangerschaftsverhütung (f090), und Für wie wahrscheinlich halten Sie es, daß Ihr Partner gegenwärtig in der Lage ist, Kondome zur Schwangerschaftsverhütung richtig anzuwenden (f091)*. Die Endpunkte der Skala für das erste Item werden mit *sehr schwierig* und *überhaupt nicht schwierig* bezeichnet, die Endpunkte der zweiten Skala werden mit *sehr unwahrscheinlich* und *sehr wahrscheinlich* bezeichnet.