

SISS:

**Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften
der Universität Stuttgart**

No. 1 / 2007

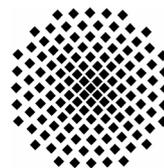
Antwortlatenzzeiten in TRA-Modellen.

Zur statistischen Erklärung von (Geld-) Spendenverhalten.

Dieter Urban

Jochen Mayerl

**Universität Stuttgart
Institut für Sozialwissenschaften
Abteilung für Soziologie und
empirische Sozialforschung (SOWI IV)
70174 Stuttgart**



SOWI

ISSN 0945-9197

**SISS:
Schriftenreihe
des Instituts für Sozialwissenschaften
der Universität Stuttgart: No. 1 / 2007**

Antwortlatenzzeiten in TRA-Modellen.

Zur statistischen Erklärung von (Geld-) Spendenverhalten.

Dieter Urban
Jochen Mayerl

**Universität Stuttgart
Institut für Sozialwissenschaften
Abteilung für Soziologie und
empirische Sozialforschung (SOWI IV)
70174 Stuttgart**

Antwortlatenzzeiten in TRA-Modellen.
Zur statistischen Erklärung von (Geld-) Spendenverhalten.

Z U S A M M E N F A S S U N G: In diesem Beitrag wird gezeigt, wie der Modus der Informationsverarbeitung bei der Beantwortung von Survey-Fragen mittels Antwortlatenzzeiten operationalisiert werden kann. Zu diesem Zweck werden empirische Daten eines deutschlandweiten CATI-Surveys aus dem Jahr 2005 zur Erklärung von Spendenintentionen und -verhalten untersucht. Der Modus der Informationsverarbeitung wird dabei zur Erweiterung der „klassischen“ Theory of Reasoned Action (TRA) eingesetzt. Empirisch bestätigt sich, dass Verhaltenseinstellungen und -intentionen innerhalb der TRA bei spontaner Informationsverarbeitung prädiktiver sind als bei überlegtem Prozessieren. Subjektive Normen wirken hingegen unabhängig vom Modus der Informationsverarbeitung. Diese Analyse zeigt, dass durch die Berücksichtigung von Antwortlatenzzeitmessungen auch „klassische“ Einstellungstheorien mit den aktuell diskutierten, dualen Prozessmodellen der Einstellungs-Verhaltens-Beziehung verknüpft werden können.

Response latency measurement and TRA-modeling.
Towards a statistical explanation of making money donations.

A B S T R A C T: The paper shows how to observe the mode of information processing of people responding to survey questions by measuring their response latencies. It reports about a study analyzing data of a 2005 German nationwide CATI-survey. In this study response latency measurements were used to explain intended and actual money donations as a special type of social behavior. When modeling this behavior we followed the specifications of the theory of reasoned action (TRA). In addition, we integrated the mode of information processing into these models as an extension of classical TRA-modeling. The results of our analysis show an increase of the predictive power attributed to behavioral attitudes and intentions when respondents' information processing is performed in a spontaneous instead of a reflexive mode. However, the TRA-effect of subjective norms acts independently of this influence. Our research indicates a possible connection between classical attitude research and actual research on dual process attitude models by specifying response latencies as an important component of attitude-behavior-modeling.

1 Problemstellung¹

Dieser Forschungsbericht erläutert die Ergebnisse von Modelltests zur Erklärung individuellen Geldspendens. Dabei interessieren wir uns vor allem für den „Modus der Informationsverarbeitung“, in dem die Generierung einer Verhaltensintention (hier: die Absicht, zu einem späteren Zeitpunkt Geld zu spenden) und deren Umsetzung in tatsächliches Verhalten (hier: eine tatsächlich vollzogene Geldspende) erfolgt. Dementsprechend soll auch untersucht werden, ob die statistische Erklärungskraft der „Theory of Reasoned Action“ (Abk. TRA), die bekanntermaßen den Zusammenhang zwischen Verhaltenseinstellung, Verhaltensintention und Verhalten thematisiert, durch Berücksichtigung des Modus-Konzepts gesteigert werden kann. Operationalisiert wird der Modus der Informationsverarbeitung durch die Länge der Antwortreaktionszeiten, die bei Beantwortung von Fragen zu beabsichtigten Geldspenden (zugunsten von gemeinnützigen Hilfsorganisationen) im Kontext eines computergestützten, deutschlandweiten Telefonsurveys zu messen waren.

Seit der Einführung der TRA wurden zahllose Vorschläge zu deren Erweiterung unterbreitet (vgl. zusammenfassend Ajzen 2005; Conner/Armitage 1998; Eagly/Chaiken 1993). Neu ist allerdings der hier angestrebte Versuch, die TRA mit einer anderen Hauptlinie der Einstellungs-Verhaltens-Forschung zusammen zu führen. Dabei geht es nicht darum, eine Neuauflage der theoretisch mehr oder weniger beliebigen (und uferlosen) Erweiterung der TRA um zusätzliche Modellkomponenten zu beginnen. Stattdessen interessieren wir uns für die Möglichkeit, zentrale Annahmen von dualen Prozessmodellen der Informationsverarbeitung sowie dementsprechende Ergebnisse der jüngeren Einstellungsforschung, nach denen die Einstellungs-Verhaltens-Beziehung in entscheidender Weise durch den dabei vorherrschenden Modus der Informationsverarbeitung beeinflusst werden kann (vgl. Fazio 1986, 1990a), in das TRA-Modell zu integrieren. Denn wenn die empirische Relevanz des Modus der Informationsverarbeitung für die Einstellungs-Verhaltens-Beziehung wirklich gegeben ist, würde es sich anbieten, das „neue“ Modus-Konzept auch in den „Klassiker“ der Einstellungsforschung, die „TRA“, aufzunehmen. Damit könnte dann nicht nur die statistische Erklärungskraft des TRA-Modells erhöht werden, sondern auch eine höhere substanzielle Erklärungskraft der TRA im Sinne einer besseren inhaltlichen Begründung der von ihr postulierten Wirkmecha-

¹ Dieser SISS-Beitrag entstand im Zusammenhang mit dem DFG-geförderten Forschungsprojekt „Antwortreaktionszeitmessungen in der Surveyforschung und die kognitive Analyse von Einstellungen und Prozessen der Informationsverarbeitung“ am Institut für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart unter der Leitung von Prof. Dr. D. Urban.

Der Beitrag ist eine Langversion des Zeitschriftenaufsatzes „Antwortlatenzzeiten in der survey-basierten Verhaltensforschung“ aus dem Jahr 2007 in der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 59(4): 692-713.

nismen erreicht werden. Denn eine Verbindung von TRA und dualen Prozessmodellen verspricht insbesondere einen Erkenntniszuwachs hinsichtlich der Beziehung von Verhaltensintention und Verhalten. So kann vielleicht mit Hilfe des Konzepts vom „Modus der Informationsverarbeitung“ sowohl die Urteilsbildung, die zur Entstehung von Verhaltensintentionen führt, als auch die Wirkweise der Verhaltensintention auf tatsächliches Verhalten besser verstanden werden.

In der vorliegenden Studie werden auf der Basis von dualen Prozessmodellen (vgl. Chaiken/Trope 1999; Fazio 1990a; Petty/Cacioppo 1986) zwei Modi der Informationsverarbeitung unterschieden, von denen angenommen wird, dass diese zu unterschiedlichen Ausprägungen der Einflussstärke von Verhaltenseinstellung und subjektiver Norm auf die Verhaltensintention sowie der Verhaltensintention auf das Spendenverhalten führen. Dabei werden jeweils stärkere Effekte bei einer spontanen Informationsverarbeitung im Unterschied zu den Effekten bei überlegten Prozessen erwartet. Diese Annahme ist *erstens* dadurch zu begründen, dass spontane Informationsverarbeitungsprozesse stärker auf einfachen Bewertungsheuristiken (z.B. Einstellungen und Normen) beruhen als überlegte. Wird die Verhaltensintention spontan prozessiert, so müsste diese folglich stärker von Verhaltenseinstellungen und subjektiv wahrgenommenen Normen beeinflusst werden als bei überlegtem Prozessieren. *Zweitens* ist ein stärkerer Zusammenhang zwischen Verhaltensintention und Spendenverhalten bei spontanem Prozessieren dadurch zu begründen, dass spontane Informationsverarbeitungsprozesse eng mit der hohen kognitiven Zugänglichkeit der entsprechenden (Verhaltens-)Optionsbewertung (hier ausgedrückt in einer entsprechenden Verhaltensintention) zusammenhängen. Von kognitiv hoch zugänglichen Verhaltensintentionen wird erwartet, dass diese verhaltensrelevanter sind als nicht oder nur schwach zugängliche Intentionen. Somit fungiert der Modus der Informationsverarbeitung in diesem erweiterten TRA-Modell als Moderatorvariable.

Antwortreaktionszeiten (d.h. die jeweilige Zeitspanne, die eine befragte Person zwischen Fragepräsentation und Antwortäußerung benötigt) sind als Indikator des Modus der Informationsverarbeitung bei der Beantwortung von Surveyfragen längst auch in repräsentativen Bevölkerungsumfragen mit großer Fallzahl² leicht zu messen und können die Datenqualität von sozialwissenschaftlichen Surveys erhöhen. Denn es gibt viele Gründe für die Durchführung von Antwortreaktionszeitmessungen anstatt von Direktbefragungen zur Messung von mentalen Befragten-Zuständen (z.B. mittels erfragter Selbsteinschätzung des Elaborationsgrades

² Vgl. Bassili/Bors 1997 (N=903); Fletcher 2000 (N=1260); Huckfeldt et al. 1998 (N=2147); Lavine et al. 2000 (N=1464).

von Antworten). Ein wesentlicher Grund dafür ist sicherlich, dass die Antwortreaktionszeitmessung ein nicht-reaktives Messverfahren ist und befragte Personen folglich nicht auf die Messung bewusst-intendiert einwirken können. Für Reaktionszeitmessungen spricht auch, dass Befragte nur in Ausnahmefällen korrekte subjektive Einschätzungen über ihre eigenen, mentalen Prozesse abgeben können, was Selbstreportfragen in diesem Zusammenhang generell in Frage stellt (Bassili 1996a). Die Messung von Antwortreaktionszeiten ermöglicht also insbesondere in Survey-Erhebungen, in denen Selbstreportfragen zur Erhebung mentaler Zustandsbeschreibungen oftmals keine validen Ergebnisse liefern können, einen Zugang zu latenten mentalen Prozessen ohne zusätzlichen Befragungsaufwand.

Als Erstes werden nachfolgend ein TRA-Moderatormodell zur Erklärung von Geldspendenverhalten und die damit verbundenen, hier zu überprüfenden Hypothesen näher ausgeführt (Abschnitt 2). Anschließend werden Messung und Datenbehandlungsverfahren von Antwortreaktionszeiten dargestellt (Abschnitt 3). Danach erläutern wir kurz die von uns erhobenen, empirischen Daten, die diesbezügliche Stichprobenauswahl sowie die Resultate von Tests zur Validierung der von uns benutzten Messmodelle (Abschnitt 4). In Abschnitt 5 wird die empirische Überprüfung der zuvor vorgestellten Hypothesen mittels statistischer Schätzung von latenten Strukturgleichungsmodellen in einem Multigruppen-Design beschrieben und interpretiert. In Abschnitt 6 werden noch einmal einige zentrale Ergebnisse unserer Analysen für die weitere Erforschung von Einstellungs-Verhaltens-Zusammenhängen herausgestellt.

2 Analytischer Hintergrund

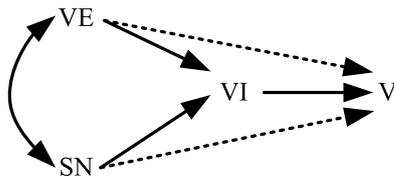
Eine institutionalisierte Form prosozialen Verhaltens ist die freiwillige, uneigennützig Geldspende. Bei ihr geht es um den freiwilliger Verzicht und die Weitergabe generalisierter Kaufkraft ohne äquivalente materielle Gegenleistung. Damit unterscheidet sie sich von anderen Formen prosozialen Verhaltens wie dem interaktiven Helfen bzw. Intervenieren, mit dem körperlicher Einsatz, Mühe oder Zeitaufwand sowie ein persönliches Engagement und mögliche körperliche oder soziale Gefahren verbunden sind (vgl. Heidbüchel 2000). Unter Spenden kann daher auch ganz allgemein ein „Transfer von Geld, Sachen und Leistungen für gemeinwohlorientierte Zwecke“ verstanden werden (Priller/Sommerfeld 2005: 8). In der vorliegenden Studie betrachten wir Geldspenden an Hilfsorganisationen für langfristige Entwicklungshilfe und für soziale Wohltätigkeitsprogramme.

In der Literatur zum Geldspenden (oder allgemeiner: prosozialem Verhalten) werden eine Vielzahl von Bestimmungsfaktoren für entsprechende Aktivitäten diskutiert. Hierzu zählen u.a. soziodemographische und -ökonomische Faktoren (u.a. Schulbildung, Einkommen, Erwerbsstatus, berufliche Stellung, Alter, Familienstand, Geschlecht, Haushaltstyp, Konfessionszugehörigkeit), Einstellungen und Persönlichkeitsmerkmale (z.B. Einstellungen zur Selbstorientierung und zu Sozialerfahrungen, Interesse an Politik und öffentlichem Leben, Empathie, Einstellung zur Religion, Vorurteile), momentane Stimmung, altruistische Motivation, soziale Normen, Möglichkeit bzw. Fähigkeit sowie Spendenbereitschaft (z.B. Bierhoff/Montada 1988; Bierhoff 1990, 2002; Frey et al. 2001; Heidbüchel 2000; Kerkhofs 1995; Labuhn et al. 2004; Meulemann/Breckers 2003; Priller/Sommerfeld 2005). Zumeist bleibt in den diesbezüglichen Analysen die kausale Beziehung dieser Variablen unklar. Um dies zu vermeiden, wird in der vorliegenden Studie das Theoriemodell der „Theory of Reasoned Action“ (TRA) nach Ajzen/Fishbein (1980) zur Analyse des Spendenverhaltens verwendet.³

Gemäß der TRA wird die Spendenabsicht (bzw. die Verhaltensintention VI) als einziger direkter Bestimmungsfaktor des Geldspendenverhaltens (V) modelliert. Die Verhaltenseinstellung zum Geldspenden (VE) sowie die subjektiv wahrgenommene Norm hinsichtlich des Geldspendens (SN) beeinflussen in direkter Weise allein die Verhaltensintention, aber nicht das tatsächliche Geldspendenverhalten (vgl. dazu Abbildung 1). Die Verhaltensintention stellt folgerichtig in dieser Konzeption eine Mediatorvariable dar, die die Effekte der Verhaltenseinstellung sowie der subjektiven Norm auf das Spendenverhalten vermittelt. Sozialstrukturelle Variablen, generalisierte Objekteinstellungen und Persönlichkeitsmerkmale sowie behaviorale und normative beliefs sind gemäß der TRA kausal vor der VE und SN anzusiedelnde Einflussfaktoren, die weder auf die Verhaltensintention noch auf das Verhalten direkte Effekte ausüben (weshalb diese Prädiktoren im Verlauf dieser Studie auch nicht weiter analysiert werden sollen).

³ Prinzipiell betrachtet könnte alternativ zur TRA auch die komplexere „Theory of Planned Behavior“ (TPB) für die Modellierung des Geldspendeverhalten benutzt werden. Nach unserer Einschätzung ist aber einer Erweiterung der TRA, wie sie die TPB vornimmt, im vorliegenden Anwendungsfall nicht notwendig, da bei Geldspenden eine autonome individuelle Entscheidungsmöglichkeit vorliegt und auch minimale Beträge gespendet werden können, so dass die wahrgenommene Verhaltenskontrolle (im Sinne der TPB) keine Modellkomponente werden muss.

Abbildung 1: Kernmodell der TRA



Wie bereits angekündigt soll die TRA für die nachfolgenden Analysen um die Moderatorvariable des „Modus der Informationsverarbeitung“ (im Kontext dualer Prozessmodelle der Informationsverarbeitung) erweitert werden. Zu den prominentesten Vertretern dualer Prozessmodelle zählen das MODE-Modell (vgl. z.B. Fazio 1990a), das Elaboration Likelihood Model (ELM) (vgl. z.B. Petty/Cacioppo 1986) sowie das Heuristic Systematic Model (HSM) (vgl. z.B. Chen/Chaiken 1999). Alle drei Modelle haben gemein, dass sie zwei Modi von Informationsverarbeitung unterscheiden: einen kognitiv unaufwändigen, spontan-automatischen Prozessmodus sowie einen kontrolliert-überlegten und kognitiv aufwändigen Prozessmodus. Je nach theoretischer Modellierung werden dafür unterschiedliche Begriffspaare verwendet, die letztlich aber genau auf diese Unterscheidung abzielen: theory driven versus data driven (MODE), peripher versus zentral (ELM) oder heuristisch versus systematisch (HSM).⁴ Diese prozesstheoretischen Einstellungskonzepte sollen im Folgenden mit der TRA verknüpft werden. Allerdings soll dies nicht in der Form geschehen, wie dies beispielsweise Fazio (1986, 1990a) vorschlägt, nämlich dadurch, dass die TRA auf den Geltungsbereich überlegter Informationsverarbeitung eingeschränkt wird (vgl. zur Kritik an Fazios Sichtweise auch Eagly/Chaiken 1993: 204f.). Stattdessen wollen wir sowohl überlegte als auch spontane Prozesse *innerhalb* der TRA untersuchen, was im Übrigen ganz im Sinne einer häufig übersehenen Konzeption der TRA nach Ajzen und Fishbein ist:

„[...] we do not mean to imply that prior to performing each and every action, people systematically scrutinize the determinants of their behavior. Rather, we view the processes involved as largely automatic or implicit, and only in rare cases do we become fully aware of these processes.“ (Ajzen/Fishbein 1980: 245).

Mit einem derart erweiterten Erklärungsmodell sollte auch näher untersucht werden können, welche kognitiven Wirkmechanismen den Prädiktoren des TRA-Modells zugrunde liegen.

⁴ Natürlich bestehen zwischen den einzelnen dualen Prozessmodellen auch begriffliche und inhaltliche Unterschiede. Diese sollen hier aber nicht diskutiert werden. Wichtig für die folgenden Analysen ist allein die Gemeinsamkeit der Modelle bei der Unterscheidung von zwei Modi bzw. Routen der Informationsverarbeitung: spontan-automatisch versus kontrolliert-überlegt (vgl. z.B. Bargh 1989, Eagly/Chaiken 1993 oder Chaiken/Trope 1999 zur eingehenden Diskussion dualer Prozessmodelle).

Dazu werden wir im Folgenden den Informationsverarbeitungsmodus der Handlungsentscheidung analysieren und diesen im Bereich der Herausbildung der Verhaltensabsicht auf empirische Weise identifizieren. Dass wir den Informationsverarbeitungsmodus der Verhaltensintention und nicht denjenigen anderer TRA-Modellkomponenten betrachten, hat mehrere Gründe: Zunächst einmal besitzt die Verhaltensintention in der TRA eine dominierende Verhaltensrelevanz. Sie ist der einzige unmittelbare Bestimmungsfaktor von Verhalten. Und wenn konzeptionell der aufgewendete Modus als Moderator der Verhaltensdetermination modelliert wird, so sollte folgerichtig dieser Modus auch beim unmittelbaren Verhaltensprädiktors analysiert werden. Zweitens ist die Verhaltensintention modelllogisch betrachtet die Schlüsselvariable innerhalb der TRA, da sie als Mediatorvariable die Effekte aller anderen Modellprädiktoren unterbricht. Daher ist der Modus der Informationsverarbeitung gerade an dieser Schlüsselstelle von entscheidender Bedeutung für die Analyse der Wirkweise der Prädiktorvariablen des TRA-Modells. Drittens besteht eine hohe Sensibilität der Urteilsbildung der Verhaltensintention in Abhängigkeit vom jeweils aktiven Modus der Informationsverarbeitung, was nachfolgend auch empirisch belegt wird.⁵

Die empirisch zu überprüfenden prozesstheoretischen Hypothesen über den Einfluss des Modus der Informationsverarbeitung auf die Wirkweise der TRA-Komponenten lauten demnach:

- H1: Wird die *Verhaltensintention* spontan prozessiert, dann ist diese prädiktiver gegenüber *Verhalten* als bei einem überlegten Informationsverarbeitungsprozess.
- H2: Wird die *Verhaltensintention* spontan prozessiert, dann wird diese stärker von der *Verhaltenseinstellung* beeinflusst als bei einem überlegten Informationsverarbeitungsprozess.
- H3: Wird die *Verhaltensintention* spontan prozessiert, dann wird diese stärker von der *subjektiv wahrgenommenen Norm* beeinflusst als bei einem überlegten Informationsverarbeitungsprozess.

Die Hypothese H1 kann theoretisch dadurch begründet werden, dass die kognitive Zugänglichkeit von Options- und Objektbewertungen und der aufgewendete Modus der Informations-

⁵ Prinzipiell wäre es möglich, die Modellierung um die zusätzliche Berücksichtigung der Informationsverarbeitungsmodi bei den Angaben zur Verhaltenseinstellung und zur subjektiven Norm zu erweitern. Allerdings würde eine solche Modellierung die Komplexität des Modells so sehr erhöhen, dass die TRA eine ihrer wesentlichen Stärken (ihre Einfachheit und Effizienz) verlieren würde. Die hier vorgeschlagene Modifikation hingegen begnügt sich ausschließlich mit der Modellierung des Modus einer bestimmten und begründeten TRA-Komponente und bleibt dadurch in ihrer Komplexität vergleichsweise sparsam.

verarbeitung eng zusammenhängen. Im Gedächtnis kognitiv hoch zugängliche Informationen und Bewertungen (wie z.B. Einstellungen oder Intentionen) werden im Vergleich zu kognitiv nicht oder weniger zugänglichen Elementen unter sonst gleichen Bedingungen mit geringerem Elaborationsaufwand (d.h. spontan) kognitiv prozessiert und letztlich mit kurzer Antwortreaktionszeit geäußert.⁶ Und je kognitiv zugänglicher eine mentale Options- bzw. Objektbewertung ist, d.h. je stärker diese Bewertung ist, desto prädiktiver sollte sie auch sein (vgl. z.B. Fazio et al. 1982; Fazio et al. 1989 und Krosnick/Petty 1995 bei Einstellungen sowie Bassili 1995; Fletcher 2000 und Stein/Johnson 2001 bei Verhaltensintentionen).

Hypothese H2 bezieht sich auf die Argumentation, dass spontan-automatische Informationsverarbeitungsprozesse stärker durch einfache Heuristiken geleitet werden als die überlegte Informationsverarbeitung (vgl. z.B. Petty/Cacioppo 1986; Chen/Chaiken 1999). Neben Response-Sets wie z.B. Zustimmungstendenzen wird dabei gerade den Einstellungen eine solche heuristische Funktion zugesprochen (vgl. z.B. Fazio 1986, 1989, 2001; Katz 1960; Pratkanis/Greenwald 1989). Denn Einstellungen wirken nach Fazio (1986) über automatische Prozesse der selektiven Wahrnehmung und bestimmen maßgeblich die Situationsdefinition. Je spontaner also die Äußerung der Verhaltensintention, desto stärker wird diese durch die Verhaltenseinstellung als einfache Bewertungsheuristik beeinflusst werden (so die Annahme).

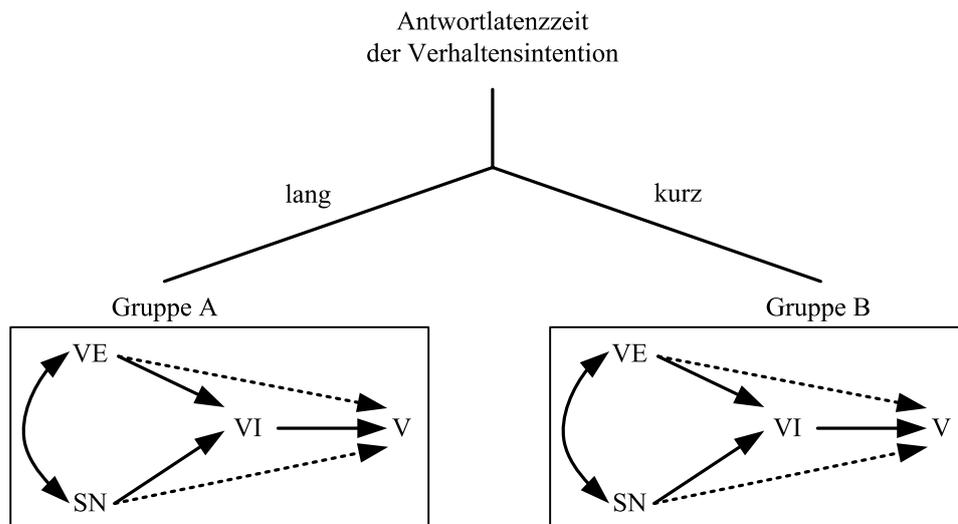
Die gleiche theoretische Argumentation zur heuristischen Funktion von Einstellungen bei spontanen Prozessen lässt sich auch bezüglich Hypothese H3 zum Einfluss von Normen entwickeln. So konzipiert beispielsweise Esser (2000, 2005) normatives Verhalten als Gegenpol zu überlegt-zweckrationalem Verhalten. Normen werden dabei als gedankliche Modelle bzw. Frames der Situationsdefinition verstanden, die von Akteuren in spontan-automatischer Art und Weise, ebenso wie Einstellungen, als einfache Situationsheuristiken in Verhaltenssituationen eingesetzt werden (Esser 2000: 153f). Auch innerhalb des Modells spontanen Prozessierens nach Fazio (1986, 1990a) sind Normen neben Einstellungen als Bestimmungsfaktor der Definition desjenigen Ereignisses vorgesehen, aus dem sich spontan-automatisches Verhalten ergibt. Daher kann nach Hypothese H3 erwartet werden, dass auch der verhaltensbezogene, indirekte Effekt der subjektiven Norm durch spontanes Prozessieren verstärkt werden sollte.

⁶ Ajzen hat in neueren Arbeiten zur TRA den Begriff der Zugänglichkeit aufgegriffen und damit den Salienzbezug ersetzt (z.B. Ajzen 2005). Allerdings bezieht sich dies in der „klassischen“ TRA vornehmlich auf die Leichtigkeit des Aktivierens bzw. Erinnerns von beliefs und nicht von anderen Modellkomponenten.

Allerdings steht Hypothese H3 hinsichtlich ihrer theoretischen Begründung auf dünnerem Boden als die beiden anderen Hypothesen. In Fazios Modell des spontanen Prozessierens wird dem Wirkmechanismus von Normen weit weniger Aufmerksamkeit geschenkt als demjenigen von Einstellungen und deren Interaktion mit kognitiver Zugänglichkeit und der daraus resultierenden Wirkung über Prozesse selektiver Wahrnehmung: Normen erscheinen in Fazios Modell eher als Bündel für alle möglichen situationalen Drittvariablen, d.h. weiterer Faktoren neben Einstellungen. Auf den spezifischen, spontan-automatischen Wirkmechanismus von Normen wird dort nicht weiter eingegangen. Zudem ist zu berücksichtigen, dass in der Literatur auch alternative Argumentationen zu finden sind, denen zufolge (subjektive) Normen überhaupt erst bei einer überlegten Informationsverarbeitung an Verhaltensrelevanz gewinnen sollten (vgl. Smith/Terry 2003; Terry et al. 2000). Begründet wird dies mit Hilfe von Fazios MODE Modell (Fazio 1990a), demzufolge die systematische Berücksichtigung aller verfügbaren Informationen neben Einstellungen – und hierzu zählen gemäß der TRA nicht zuletzt subjektiv wahrgenommene Normen – erst bei einem überlegt-rationalen Prozessieren erfolgen kann (Smith/Terry 2003: 593). Neben einer solchen Aussage, die empirisch genau das Gegenteil von dem in Hypothese H3 postulierten Moderatoreffekt des Modus der Informationsverarbeitung erwarten lässt, finden sich jedoch in der Literatur auch empirische Hinweise darauf, dass Normen gänzlich unabhängig vom Modus der Informationsverarbeitung wirken. So stellen Terry et al. (2000) und Smith/Terry (2003) empirisch fest, dass der als Moderatoreffekt modellierte Einfluss von Gruppennormen auf den Einstellungs-Verhaltens-Zusammenhang unabhängig vom Modus der Informationsverarbeitung ist. Denn in beiden Modi träte der Moderatoreffekt gleichermaßen auf. Und schließlich müssen wir auch noch darauf hinweisen, dass Fazios MODE Modell eine gewisse Inkonsistenz der Wirkweise von Normen impliziert, wenn einerseits angenommen wird, dass Normen neben Einstellungen erst im Zuge der TRA bei überlegten Prozessen relevant werden, andererseits Normen aber auch Bestandteil von Fazios Modell des spontanen Prozessierens sind.

Als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung bei der Äußerung der Verhaltensintention wird nachfolgend die Antwortlatenzzeit (d.h. die basisgeschwindigkeitsbereinigte Antwortreaktionszeit, Abk. LZ) bei der Intentionsangabe verwendet. Die statistische Schätzung des Moderatormodells zum Test der drei oben aufgeführten Hypothesen erfolgt im Design einer Multigruppenanalyse. Hierzu werden die Antwortlatenzzeiten per Median-Split in zwei Gruppen unterteilt (kurze Latenzzeit versus lange Latenzzeit). Eine solche Dichotomisierung entspricht der Unterscheidung zweier Modi der Informationsverarbeitung, wie sie oben skizziert wurden. Die nachfolgende Abbildung 2 veranschaulicht diese Moderator-Modellierung.

Abbildung 2: Moderatoranalyse



Bevor wir über die empirische Überprüfung der Moderator-Hypothesen berichten werden (vgl. Abschnitt 4), sollen im nachfolgenden Abschnitt noch die Messung und Datenbehandlung von Antwortreaktionszeiten in Survey-Befragungen erläutert werden.

3 Messung und Datenbehandlung von survey-basierten Antwortlatenzzeiten

Bereits seit dem 19. Jahrhundert werden in der (Sozial-)Psychologie auch Antwortreaktionszeitmessungen zur Analyse mentaler Prozesse angewendet (vgl. Bassili 2000; Faust et al. 1999). Typischerweise wird die Antwortreaktionszeit als das Zeitintervall zwischen der Präsentation eines Stimulus und der Initialisierung der Reaktion auf diesen Stimulus durch eine befragte Person definiert. Dabei ist der exakte Beginn der Stimuluspräsentation nicht immer leicht zu bestimmen. Wird z.B. die Reaktionszeit bis zur Beantwortung einer Interviewfrage gemessen, so benötigt die Präsentation des Stimulus selbst einige Zeit zum (Vor-) Lesen, und manche Befragte antworten schon während der Fragepräsentation, indem sie von einem Teil der Frage auf die gesamte Frage schließen. Gerade in der Surveyforschung ist es deshalb sinnvoll, nicht den Beginn der Stimuluspräsentation, sondern das Ende der Stimuluspräsentation als Beginn der Zeitmessung mentaler Verarbeitungsprozesse zu definieren. Ähnliche Probleme ergeben sich auch für die exakte Bestimmung der Initialisierung der Antwortreaktion, wenn Befragte z.B. die Antwort in einem längeren Satz äußern, der von einem lauten Nachdenken „fließend“ in die tatsächliche Antwort – typischerweise in numerischer Form auf

einer Zahlenskala – übergeht. Bei der sog. aktiven Zeitmessung, welche das Standard-Verfahren in CATI-Surveys ist, lösen die Interviewer nach dem Vorlesen der Frage per Knopfdruck die Zeitmessung in der CATI-Software aus. Beginnt die befragte Person inhaltlich zu antworten, wird die Zeitmessung durch die Interviewer wieder per Knopfdruck beendet. Bassili (1996b) berichtet, dass die durchschnittliche Verzögerung der Interviewer bis zum Stoppen der Messung ca. 400 ms beträgt. Diese Verzögerung muss bei der Interpretation der Reaktionszeit angemessen berücksichtigt werden (z.B. in Form einer Basisgeschwindigkeitsbereinigung, s.u.).

Mit der Entwicklung computergestützter Umfragetechniken und den Arbeiten der Forschergruppe um Bassili (z.B. Bassili 1993, 1995, 1996a, 1996b; Bassili/Fletcher 1991) wurde die Durchführung von Antwortreaktionszeitmessungen auch in repräsentativen Bevölkerungsumfragen, insbesondere in CATI-Studien, ermöglicht. Bisher haben sich jedoch fast ausschließlich Studien der angelsächsischen Surveyforschung mit der Erhebung von Reaktionszeiten in CATI-Surveys beschäftigt (vgl. z.B. Bassili/Krosnick 2000; Fletcher 2000; Grant et al. 2000; Huckfeldt et al. 1998; Johnson et al. 2002; Lavine et al. 2000; Mulligan et al. 2003; Stein/Johnson 2001).⁷

Generell betrachtet gibt die Messung von Antwortreaktionszeiten einige Hinweise auf diejenigen kognitiven Prozesse, die bei Respondenten zur Beantwortung von Survey-Fragen führen. Antwortreaktionszeit ist jedoch ein multidimensionaler Indikator und kann ohne weitergehende analytische Konzeptionierung und ohne methodische Kontrolle von Störfaktoren nicht adäquat interpretiert werden. „There may be nothing scientifically less meaningful than the simple observation that subjects respond in x milliseconds.“ (Fazio 1990b: 89).

In der vorliegenden Studie wird Antwortreaktionszeit als Indikator des aufgewendeten Modus der Informationsverarbeitung interpretiert.⁸ Dabei wird davon ausgegangen, dass mit einem

⁷ Ausnahmen in der deutschsprachigen Sozialforschung sind die Studien der Autoren dieses Beitrags zu Reaktionszeitmessungen in CATI-Surveys (z.B. Mayerl 2003, 2005; Mayerl/Sellke/Urban 2005; Mayerl/Urban 2007; Sellke/Mayerl 2005) und die Studien von Stocké zu computergestützten Face-to-face-Interviews mit Reaktionszeitmessungen mittels Laptop (z.B. Stocké 2002, 2003).

⁸ Neben dem hier vorgestellten Verständnis von Reaktionszeiten finden sich in der Literatur noch viele weitere Interpretationsvarianten von Reaktionszeiten, die aber häufig sehr eng mit dem Modus der Informationsverarbeitung zusammenhängen. Hierzu zählt v.a. die Anwendung von Reaktionszeitmessungen als Maß der kognitiven Zugänglichkeit von Objekt- und Optionsbewertungen wie Einstellungen, Vorurteilen oder Intentionen (z.B. Bassili/Fletcher 1991; Brömer 1999; Devine et al. 2002; Doll/Ajzen 1992; Fazio 1989; Goschke/Kuhl 1993; Neumann/Seibt 2001; Stocké 2003). Diese Konzeption weist aber eine große Nähe zu Vorstellung über die Art (bzw. den Modus) der Informationsverarbeitung auf, da eine hohe kognitive Zugänglichkeit von (Verhaltens)Optionsbewertungen hauptsächlich bei spontanen Prozessen relevant ist (vgl. z.B. das Modell spontanen Prozessierens nach Fazio 1986, 1989, 1990a, 2001) (vgl. hierzu auch die Ausführungen in Abschnitt 2).

zunehmenden Grad an Elaboration (bei ansonsten konstanten Randbedingungen) auch die Antwortreaktionszeit ansteigt. Dies basiert auf der Annahme, dass ein elaboriert-überlegtes Prozessieren als ein rationaler Prozess der Erinnerung und Abwägung von Einzelinformationen und darauf aufbauend der Generierung eines Bilanzurteils zu verstehen ist (z.B. Fazio 1990a) und damit mehr Zeit in Anspruch nimmt, als ein automatisch-unreflektiertes Prozessieren vorhandener Bilanzurteile oder situativer Hinweisreize (vgl. z.B. Areni et al. 1999; Doll/Ajzen 1992; Brömer 1999; Carlston/Skowronski 1986; Gibbons/Rammsayer 1999; Hertel/Bless 2000; Ruder 2001; Smith et al. 1996; Tormala/Petty 2001). In sozialpsychologischen Anwendungen finden sich viele Interpretationsvarianten von Antwortreaktionszeiten, die direkt oder indirekt als Maße des Elaborationsgrades bzw. des Modus der Informationsverarbeitung verstanden werden können: Reaktionszeit als Maß für die Entscheidungszeit oder Zeit des Nachdenkens (Faust et al. 1999; Kail/Salthouse 1994; Pachella 1974; Pligt et al. 2000), als Maß der Menge prozessierter Informationen (Bassili/Scott 1996; Faust et al. 1999; Kail/Salthouse 1994; Pachella 1974; Pligt et al. 2000), als Grad des kognitiven Aufwandes (Sudman et al. 1996) oder direkt als Indikator spontaner vs. überlegter Informationsverarbeitung (z.B. Baxter/Hinson 2001; Carlston/Skowronski 1986; Gibbons/Rammsayer 1999; Hertel/Neuhof et al. 2000; Sheppard/Teasdale 2000).

Die Analyse von Antwortreaktionszeiten wird dadurch erschwert, dass diese immer auch von solchen Faktoren abhängen, die nicht dem analytischen Verständnis des Konzepts entsprechen. So muss der Identifikation und Kontrolle solcher (Stör-)Faktoren bei der Analyse von Antwortreaktionszeiten besondere Aufmerksamkeit geschenkt werden. Hierbei ist insbesondere die individuelle Basisgeschwindigkeit zu nennen. Sie wird definiert als die vom Frageinhalt unabhängige, generelle „Grund“-Geschwindigkeit eines jeden Befragten bei der Beantworten von Survey-Fragen. Die Basisgeschwindigkeit hängt von individuellen Faktoren ab wie beispielsweise von Alter und Bildungsgrad, aber auch von methodischen Faktoren wie Interviewanweisungen oder durch verschiedene Interviewer hervorgerufene Unterschiede in den Zeitmessungen (vgl. Mayerl/Sellke/Urban 2005). Ohne Kontrolle der Basisgeschwindigkeit ist eine angemessene Interpretation und ein interindividueller Vergleich von Reaktionszeiten nicht möglich. Deshalb wird in der nachfolgenden Untersuchung auf „Latenzzeiten“ im Unterschied zu „Reaktionszeiten“ abgestellt. Zu deren Messung werden die empirisch beobachteten Reaktionszeiten in einem statistischen Schätzverfahren um die individuellen Basisgeschwindigkeiten bereinigt. Die Latenzzeit ist demgemäß ein Zeitmaß, welches nur den fragespezifischen Anteil an der beobachteten Antwortgesamtzeit eines Respondenten ausdrückt.

Die Kontrolle der Basisgeschwindigkeit und damit die Transformation von „rohen“ Reaktionszeiten in Latenzzeiten erfolgt mittels sog. Transformationsmaße (z.B. Fazio 1990b; Mayerl/Sellke/Urban 2005). Der von Mayerl/Sellke/Urban (2005) vorgeschlagene Residual-Index basiert auf einer OLS-Regression der interessierenden Antwortreaktionszeit auf das Basisgeschwindigkeitsmaß. Die Residuen dieser Regressionsanalyse stellen dann das von der Basisgeschwindigkeit unabhängige Latenzzeitmaß dar. Die Messung der Basisgeschwindigkeit erfolgt daher als arithmetisches Mittel von Antwortreaktionszeiten auf solche Fragen, die nicht Teil der inhaltlichen Analyse sind (vgl. Mayerl/Sellke/Urban 2005 zum Einfluss und zur Konstruktion unterschiedlicher Basisgeschwindigkeitsmaße).

Neben der Bereinigung der Antwortreaktionszeit um die Basisgeschwindigkeit ist ein wichtiger Punkt der Datenbehandlung die Identifikation ungültiger Antwortreaktionszeitmessungen. Hierzu werden in der Literatur hauptsächlich zwei Verfahren vorgeschlagen: Validierungsangaben der Interviewer und Outlier-Bestimmungen.

Bei Validierungseinschätzungen müssen die Interviewer nach jeder Zeitmessung beurteilen, ob diese gültig war oder nicht (z.B. Grant et al. 2000). Als ungültig werden Zeitmessungen behandelt, bei denen den Interviewern Messfehler unterlaufen (z.B. zu frühes oder zu spätes Starten oder Stoppen der Zeitmessung; Hin- und Herspringen zwischen Fragen in der CATI-Software, was dazu führt, dass Zeitmessungen überschrieben werden). Als ungültig gelten aber auch Zeitmessungen bei denen die Befragten selbst die Messfehler verursachen (z.B. wenn die Respondenten noch während der Verlesung von Fragen mit ihrer Antwort starten, wenn sie Rückfragen stellen, wenn sie falsche Antwortskalen verwenden, wenn sie ihrer Antwort längere Bemerkungen vorausschicken, die nicht als ein lautes Nachdenken gewertet werden können, oder wenn sie bei ihren Antworten durch externe Einflüsse gestört werden). Deshalb sollte in der CATI-Software nach jeder Zeitmessung den Interviewern eine Zeitvalidierungsfrage gestellt werden. Um den dafür notwendigen, zeitlichen Aufwand so gering wie möglich zu halten, wurde in der vorliegenden Studie die Antwortkategorienzahl der Interviewvalidierungsangaben auf drei Kategorien beschränkt, womit wir sehr gute Erfahrungen gemacht haben.⁹

⁹ So erzielten wir auf diese Weise gültige Zeitmessungen bei 89% aller Fragen (auf Interviewer-„Fehler“ entfielen 2%, auf Befragten-„Fehler“ 9%). Bei insgesamt 145 Fragen mit Antwortreaktionszeitmessungen und einer durchschnittlichen Gesamtdauer für diese Fragen von 30 Minuten entfielen durchschnittlich *insgesamt* pro Interview lediglich 81 Sekunden, d.h. etwas über eine Minute, auf die Validierungsangaben (dies macht im Durchschnitt 12,5 Sekunden Zeitaufwand pro Frage, wovon 0,6 Sekunden für die Zeitvalidierungen benötigt wurden). Dies zeigt, dass der Gewinn an Datenqualität bei Erhebung von Zeitvalidierungsangaben deutlich über den Kosten für den zusätzlichen Zeitaufwand liegt (der minimal ist).

Reaktionszeiten weisen typischerweise eine stark rechtsschiefe Verteilung auf (z.B. Bassili 1996b; Fazio 1990b; Pachella 1974). Dies ist insbesondere auf wenige, extrem lange Reaktionszeiten zurückzuführen, sog. „Outlier“. Die extrem rechtsschiefe Verteilung ist vor allem dann ein Problem, wenn statistische Verfahren angewendet werden sollen, die normal- oder symmetrisch verteilte Daten voraussetzen (z.B. das arithmetische Mittel als Maß der zentralen Tendenz). Extrem lange und extrem kurze Reaktionszeiten können zudem auf invalide Antwortreaktionszeitmessungen hindeuten (z.B. Fehler bei der Zeitmessung durch die Interviewer, Abgelenktheit der Befragten, etc.). Selbst wenn Interviewvalidierungsangaben zur Verfügung stehen, kann es deshalb dennoch sinnvoll sein, zusätzlich die Antwortreaktionszeiten um Outlier zu bereinigen. Denn Interviewer haben am Telefon nur eine begrenzte Wahrnehmungs- und Kontrollmöglichkeit über das parallel zum Interview laufende Verhalten der Befragten. So können z.B. Befragte eine Vielzahl von Handlungen während des Interviews durchführen (z.B. Hausarbeit), gestört werden oder gedanklich abschweifen, was zu untypisch langen und letztlich ungültigen Reaktionszeitmessungen führen kann. Die Interviewer können dies in vielen Fällen am Telefon nicht oder nicht sofort bemerken. Deshalb erachten wir bei der Reaktionszeitanalyse eine Outlier-Kontrolle als absolut erforderlich. Zur Identifikation von Outlier-Werten kann der in der empirischen Sozialforschung geläufigste Schwellenwert, das „arithmetische Mittel plus/minus zwei Standardabweichungen“, benutzt werden (vgl. z.B. Amelang/Müller 2001; Bassili/Fletcher 1991).

Wie nachfolgend noch gezeigt wird, können Antwortreaktionszeitmessungen nach ihrer sorgfältigen Bereinigung (d.h. als aktiv durch Interviewer gemessene und validierte, basisgeschwindigkeitsbereinigte und outlier-bereinigte Latenzzeiten) als valide Indikatoren mentaler Antwortprozesse (z.B. während einer telefonischen Befragung) verwendet werden – in unserem Fall als Maß des Modus der Informationsverarbeitung.

4 Stichprobe, Daten und Test der Messmodelle

Die empirischen Daten dieser Studie stammen aus einer deutschlandweiten CATI-Erhebung mit Zufallsstichprobenziehung aus dem Jahre 2005 zum Thema „Geldspenden an Hilfsorganisationen“. Darin wurden in einer ersten Befragungswelle die Konstrukte „subjektive Norm, Verhaltenseinstellung und -intention“ erhoben. In einer zweiten Welle, die vier Wochen später stattfand, wurde das tatsächliche Spendenverhalten abgefragt. Nach Ausschluss von Fällen mit fehlenden Werten (aufgrund von Panelmortalität, Item-Nonresponse oder ungültigen Messwerten) umfasst die Stichprobe für alle nachfolgend berichteten Analysen konstant 896 Beobachtungsfälle.¹⁰

In den in Abschnitt 5 vorgestellten Analysen werden gemäß des Erklärungsmodells der TRA die latenten Konstrukte „Verhaltenseinstellung“ (VE), „Verhaltensintention“ (VI) und „subjektive Norm“ (SN) sowie die manifeste Verhaltensvariable „Spendenhöhe“ (V) verwendet. Die drei Konstrukte VE, VI und V wurden dabei in Bezug auf zwei verschiedene Objektbereiche erhoben: a) im Bereich von Geldspenden an Entwicklungshilfeorganisationen (EH), b) im Bereich von Geldspenden an soziale Wohltätigkeitsorganisationen (SW). Dadurch können nachfolgend alle statistischen Hypothesentests getrennt für zwei unterschiedliche Objektbereiche durchgeführt und verglichen werden.

Zur Messung von Verhaltenseinstellung und Verhaltensintention wurde pro Objektbereich jeweils ein Indikator verwendet. Für die subjektive Norm wurden zwei Indikatoren zum Thema „Geldspenden“ (in einem allgemeinen Sinne) benutzt. Zur Messung von Items der Verhaltenseinstellung und subjektiven Norm wurden fünfstufige Rating-Skalen eingesetzt (1 „trifft überhaupt nicht zu“ bis 5 „trifft voll und ganz zu“). Die Items der Verhaltensintention wurden zunächst in Prozentangaben abgefragt und für die nachfolgenden Analysen zwecks einer besseren Vergleichbarkeit unstandardisierter Koeffizienten fünfstufig rekodiert (1 „0%“, 2 „1-25%“, 3 „26-50%“, 4 „51-80%“, 5 „81-100%“). Die Spendenhöhe wurde in Euro-Beträgen abgefragt und aufgrund der typischen Rechtsschiefe von Spendenvariablen sechsstufig rekodiert (1 „0 Euro“, 2 „1-5 Euro“, 3 „6-10 Euro“, 4 „11-20 Euro“, 5 „21-50 Euro“, 6 „mehr als

¹⁰ An der ersten Befragungswelle nahmen 2002 Befragte und an den beiden Wellen insgesamt 1580 Befragte teil. Nach Ausschluss von Fällen mit fehlenden Werten bei den Variablen VE, VI, SN, V oder fehlenden Antwortreaktionszeiten in beiden Objektbereichen (Entwicklungshilfe, soziale Wohltätigkeit) beträgt die Fallzahl N=896. Eine Analyse der ausgeschlossenen Fälle zeigt, dass sich die empirischen Verteilungen und deskriptiven Kennwerte der hier interessierenden Variablen zwischen dem unbereinigten und dem bereinigten Sample nicht gravierend unterscheiden (Mittelwertunterschiede n.s. mit $p > 0,1$). Zudem zeigt eine logistische Regression ($Y =$ Teilnahme an der zweiten Welle), dass die Panelmortalität unabhängig von den Modellvariablen ist ($p > 0,1$).

50 Euro).¹¹ Der nachfolgenden Tabelle 1 können die genauen Frageformulierungen entnommen werden.

Tabelle 1: Indikatoren der Verhaltenseinstellung (VE) und Verhaltensintention (VI) in den Bereichen von Entwicklungshilfe (EH) und soziale Wohltätigkeit (SW) sowie Indikatoren der subjektiven Norm (SN)

VE-EH: „Ich finde es äußerst positiv, Geld an Organisationen zu spenden, die langfristige weltweite Entwicklungshilfe durchführen“
VE-SW: „Und ich finde es äußerst positiv, Geld an soziale Wohltätigkeitsorganisationen zu spenden“
VI-EH: „Für wie wahrscheinlich halten Sie es, dass Sie innerhalb der nächsten vier Wochen Geld an Hilfsorganisationen für langfristige weltweite Entwicklungshilfe spenden werden?“
VI-SW: „Und dass Sie Geld an soziale Wohltätigkeitsorganisationen spenden werden?“
SN1: „Die für mich wichtigsten Menschen meinen, ich sollte Geld spenden.“
SN2: „Diese Menschen finden es sehr gut, wenn ich Geld spende.“

Eine Überprüfung der Konstruktvalidität der latenten Konstrukte VE, VI und SN ergab ausreichende Diskriminanz- und Konvergenzwerte in beiden Objektbereichen. Zusätzlich wurde die Validität der Messmodelle mittels einer externen Kriteriumsvalidierung überprüft. Als externe Kriterien dienten Religiosität (2 Indikatoren), Empathie (2 Indikatoren), Altruismus (1 Indikator), Mitgliedschaft oder Mitarbeit in einer Hilfsorganisation sowie Diskussionshäufigkeit über Geldspenden in den letzten 12 Monaten. Dabei zeigte sich, dass die VE und VI (in beiden Objektbereichen) sowie die SN (objektbereichsübergreifend) in signifikanter Weise (mit $p < 0,05$) und in erwarteter Richtung mit den genannten Kriteriumsvariablen korrelieren, sodass die verwendeten Messmodelle auch als kriteriumsvalide betrachtet werden können.¹²

Zur Operationalisierung der Latenzzeit-Variable wurden die aktiv durch einen Interviewer in Hundertstel-Sekunden gemessenen Antwortzeiten bei den beiden Verhaltensintentionsfragen (Entwicklungshilfe und soziale Wohltätigkeit) verwendet. Die Ermittlung der individuellen

¹¹ Das Spendenverhalten wurde pro Hilfsorganisationstyp zweistufig erhoben. In der ersten Stufe wurde gefragt, ob Geld gespendet wurde: „Haben Sie in den letzten vier Wochen Geld für *Hilfsorganisationstyp* gespendet?“. Wurde diese Frage mit „ja“ beantwortet, dann folgte jeweils eine Frage nach der Spendenhöhe: „Und wie viel Euro haben Sie dabei in etwa gespendet?“. Hierdurch wurde sichergestellt, dass tatsächliches und nicht z.B. subjektiv erwünschtes Verhalten abgefragt wurde. Dennoch kann bei retrospektiven Verhaltensfragen nie gänzlich ausgeschlossen werden, dass soziale Erwünschtheit oder Erinnerungslücken die Antworten beeinflussen. Eine Sensitivitätsanalyse zeigte zudem, dass die nachfolgend vorgestellten Ergebnisse unabhängig sind von der Kodierung der Verhaltensvariablen: es ergeben sich inhaltlich identische Ergebnisse, wenn die Euro-Spendenvariablen nicht jeweils in sechsstufige Skalen kategorisiert sondern stattdessen logarithmiert werden.

¹² Die Fit-Werte fast aller Validierungsmodelle (bis auf eine Ausnahme) sind sehr gut mit jeweils $CFI \geq 0,99$, $RMSEA \leq 0,04$ und nicht-signifikanten χ^2 -Werten ($p > 0,05$). Lediglich die SN-Modellierung weist ein signifikantes χ^2 auf, hat aber dennoch sehr gute CFI- und RMSEA-Werte.

Basisgeschwindigkeit erfolgte gemäß Mayerl/Sellke/Urban (2005) als durchschnittliche Antwortreaktionszeit bei drei Fragen, die nicht direkt mit den Spendenitems in Zusammenhang stehen (Self-Efficacy, Bedürfnis nach sozialer Anerkennung, Tendenz zur Nutzung von Heuristiken¹³). Um aus den „rohen“, unbereinigten Reaktionszeiten die basisgeschwindigkeitsbereinigten Antwortlatenzzeiten zu ermitteln, wurde der in Mayerl/Sellke/Urban (2005) vorgestellte Residual-Index berechnet. Zudem wurden die von Interviewern als ungültig ausgewiesenen Reaktionszeitmessungen sowie Ausreißermessungen (2 Standardabweichungen über bzw. unter dem arithmetischen Mittel) als fehlende Werte aus der Analyse ausgeschlossen (vgl. Näheres zur Methode der hier verwendeten Antwortreaktionszeitmessung in Mayerl/Sellke/Urban 2005).

Im Durchschnitt beantworteten die befragten Personen die Frage zur Spendenintention für Entwicklungshilfe in 1,39 Sekunden (unbereinigte Messung, Standardabweichung: 0,99 Sek., Median: 1,1 Sek.) und die Frage zur Spendenintention für soziale Wohltätigkeit in 1,42 Sekunden (unbereinigte Messung, Standardabweichung: 1,03 Sek., Median: 1,04 Sek.).¹⁴

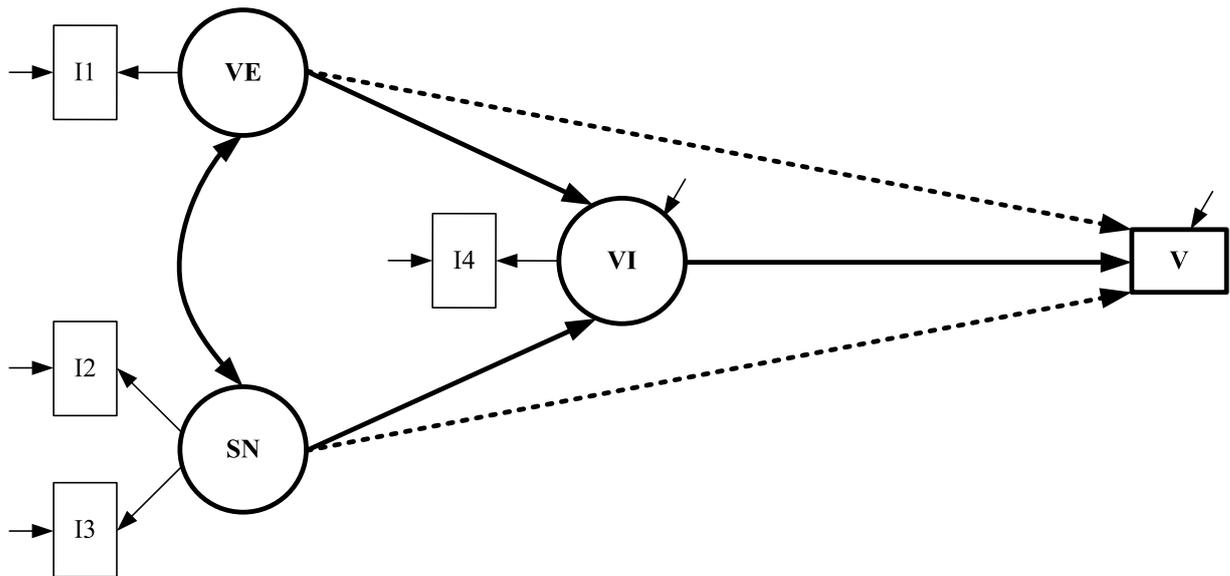
5 Hypothesentest mittels Multigruppenanalyse

In diesem Abschnitt wird die statistische Überprüfung der in Abschnitt 2 vorgestellten Moderator-Hypothesen H1, H2 und H3 beschrieben. Für die Hypothesentests wurden mittels Strukturgleichungsmodellierung und getrennt für beide Objektbereiche mehrere latente Multigruppenanalysen durchgeführt (mit der Statistik-Software EQS 6.1). In der nachfolgenden Abbildung 3 wird die Grundstruktur des von uns spezifizierten Strukturgleichungsmodells vorgestellt. Die gestrichelten Linien verdeutlichen, dass sich die direkten Effekte der Verhaltenseinstellung und der subjektiven Norm, die auf Verhalten gerichtet sind, gemäß der TRA als statistisch nicht-signifikant erweisen sollten und der Verhaltensintention somit ein totaler Mediatoreffekt zugeschrieben wird.

¹³ Der genaue Wortlaut der drei Items (jeweils fünfstufige Rating-Skala) zur Bestimmung der individuellen Basisgeschwindigkeiten ist wie folgt: Self-Efficacy: „Ich fühle mich den meisten Anforderungen im Leben gewachsen.“; Bedürfnis nach sozialer Anerkennung: „Ich bin stets ein guter Zuhörer, gleichgültig, wer mein Gesprächspartner ist.“; Heuristik-Tendenz: „Ich vertraue Experten eher als Laien.“

¹⁴ Diese Angaben gelten für interviewer-validierte sowie outlier-bereinigte Reaktionszeiten vor der Basisgeschwindigkeitsbereinigung, da die Werte des Residual-Index nicht mehr in der Metrik von Sekunden ausgegeben werden können und daher nicht intuitiv interpretierbar sind.

Abbildung 3: Schematische Darstellung des Strukturgleichungsmodells



Erläuterung: Bei den Ein-Indikator-Messmodellen („I“=Indikator) werden die Messfehler fixiert mit $E=(1-\text{Reliabilität}) \cdot \text{Varianz}$, wobei für die Reliabilität ein Wert von 0,8 angenommen wird (mit 0,7 ergeben sich identische Schätzwerte).

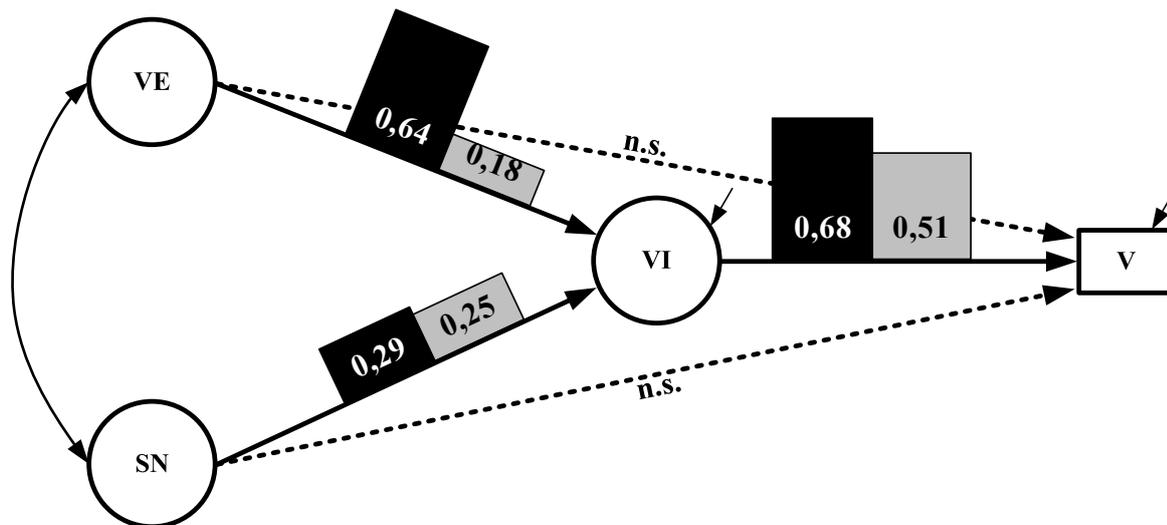
Die Operationalisierung der Unterscheidung zwischen spontaner und überlegter Informationsverarbeitung erfolgte mittels Median-Split der bereinigten Latenzzeiten. Die zwei Befragtengruppen mit kurzer bzw. langer Latenzzeit umfassen damit jeweils $N_i=448$ Fälle. Gemäß der Hypothesen sollte sich in der Multigruppenanalyse zeigen, dass die Antwortlatenzzeit als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung den direkten VI-V-Effekt (H1) sowie die direkten Effekte von VE (H2) und SN (H3) auf VI moderiert, wodurch diese Effekte jeweils bei kurzen Latenzzeiten (d.h. bei spontanem Prozessieren) signifikant stärker werden als bei langen Latenzzeiten (d.h. bei überlegtem Prozessieren).

Die deskriptiven Statistiken der Modellvariablen für beide Objektbereiche werden in den Tabellen 2 und 3 (im Anhang) vorgestellt. Aus diesen geht hervor, dass insbesondere die beiden Verhaltensvariablen nicht annähernd normalverteilt sind (siehe die Schiefe- und Kurtosis-Maße), weshalb wir zur Analyse robuste ML-Schätzverfahren benutzen mussten.¹⁵

¹⁵ ML-ROBUST (implementiert u.a. im Programmpaket EQS) ist ein Maximum-Likelihood-Schätzverfahren, das verteilungsrobust korrigierte Schätzwerte für Standardfehler, χ^2 -Statistik (Satorra-Bentler-SCALED- χ^2 -Statistik) und den Anpassungsindex CFI liefert (vgl. Hu/Bentler/Kano 1992; Satorra/Bentler 1994). Die damit erzielten Schätzwerte sind selbst bei Verwendung von Skalen mit geringer Breite (z.B. bei 5-Punkte-Ratingskalen) noch hinreichend genau und zuverlässig (vgl. Bentler/Chou 1987; Faulbaum/Bentler 1994; Finch et al. 1997; Green et al. 1997). So werden damit auch die bekannten Nachteile vermindert, die entstehen, wenn Ratingskalen mit geringer Breite als Ergebnis einer ordinalen Messung behandelt werden und sodann polychorische Korrelationskoeffizienten zur Berücksichtigung der nicht kontinuierlichen Datenqualität als Ausgangswerte im Schätzverfahren eingesetzt werden. Denn die bei Verwendung von polychorischen Korrelationskoeffizienten entstehenden Probleme zeigen sich ganz unabhängig von der verwendeten Fit-Funktion (obwohl die ULS- bzw. WLS-Schätzung bei sehr großen Fallzahlen zur Ermittlung der Weight-Funktion noch immer am besten

In der nachfolgenden Abbildung 4 werden die unstandardisierten Koeffizientenschätzungen aus der Multigruppenanalyse für den Objektbereich der Entwicklungshilfe graphisch veranschaulicht. In Tabelle 4 (im Anhang) werden weitere Ergebnisse zu Koeffizientenschätzungen, χ^2 -Signifikanz-Differenzentests sowie Modellanpassung berichtet. Die Fit-Werte sind als sehr gut einzustufen und die gruppeninvariant gesetzten Faktorladungen aller Messmodelle liegen in einem zufrieden stellenden Bereich mit hoch signifikanten Schätzwerten.

Abbildung 4: Koeffizientenschätzung der Multigruppenanalyse im Bereich Entwicklungshilfe



Erläuterung: Dargestellt werden signifikante unstandardisierte Strukturkoeffizienten ($p \leq 0,05$) für die beiden Latenzzeit-Gruppen (kurze Zeiten: schwarz, lange Zeiten: grau). Die Beschriftung „n.s.“ bedeutet, dass die Koeffizienten in beiden Gruppen nicht signifikant sind mit $p > 0,05$. Ausführliche Angaben zu den Koeffizienten sowie zur Modellgüte finden sich in Tabelle 4 im Anhang.

Für den Test der Moderator-Hypothesen H1, H2 und H3 müssen die unstandardisierten Effekte aus beiden Befragten Gruppen (mit kurzen bzw. langen Latenzzeiten) miteinander verglichen werden. Die diesbezüglichen Werte lassen sich der Abbildung 4 entnehmen. Danach kann die Moderatorhypothese H1 empirisch bestätigt werden: Die Verhaltensintention übt hypothesenkonform einen signifikant stärkeren Effekt bei kurzen Latenzzeiten auf das Spendenverhalten aus als bei langen Latenzzeiten (0,68 versus 0,51; $\Delta p = 0,022$; vgl. Tabelle 4 im Anhang zu den Signifikanz-Differenzentests). Dies bestätigt die Annahme, dass spontan geäußerte Verhaltensintentionen stärker verhaltensrelevant sind als überlegt geäußerte Intentionen, was – wie in Abschnitt 2 dargelegt – vor allem damit zu tun hat, dass eine hohe mentale Zugänglichkeit von (Verhaltens-)Optionsbewertungen zu einer spontanen Angabe entsprechender Verhaltensabsichten führt (unter sonst gleichen Bedingungen). Die Kenntnis der

geeignet erscheint) vor allem in Schätzungen für Standardfehler und Chi-Quadrat-Statistiken (inkl. der darauf basierenden Fit-Indizes), die stark bis extrem stark verzerrt sind (vgl. Babakus et al. 1987; Rigdon/Ferguson 1991).

Antwortreaktionszeit bei der Intentionsäußerung erhöht folgerichtig die Prognostizierbarkeit von tatsächlichem Verhalten.

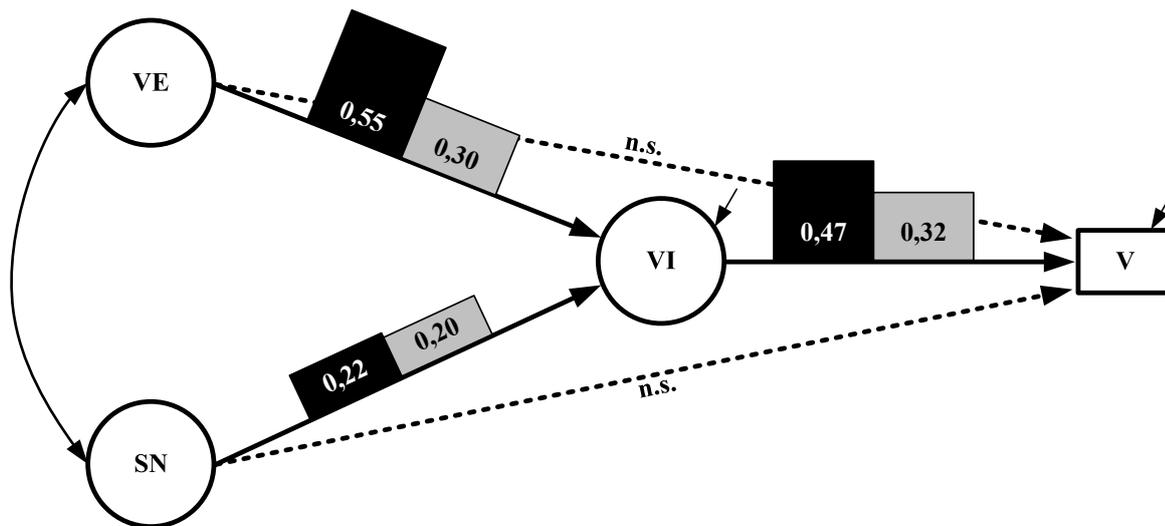
Auch die Hypothese H2 kann empirisch bestätigt werden. Der in beiden Latenzzeitgruppen signifikante VE-VI-Effekt ist unter der Bedingung kurzer Latenzzeit deutlich und signifikant höher als bei langer Latenzzeit (0,64 versus 0,18; $\Delta p=0,00$). Für die Herausbildung spontan geäußerter Verhaltensintentionen hat die Verhaltenseinstellung also hypothesenkonform eine deutlich stärkere heuristische Bedeutung als bei überlegten Äußerungen.

Allein für Hypothese H3 findet sich keine empirische Bestätigung, sodass diese hier verworfen werden muss. Die signifikanten Effekte der subjektiven Norm auf Verhaltensintention sind bei einem Vergleich beider Latenzzeitgruppen nahezu identisch. Bei einem Chi-Quadrat-Differenzentest ergibt sich kein signifikanter Unterschied zwischen den geschätzten Koeffizienten ($\Delta p>0,1$). Die subjektive Norm wirkt dementsprechend bei spontanen wie überlegten Prozessen in gleichem Maße auf die Bildung der Verhaltensintention ein.

Zusammenfassend betrachtet können also im ersten hier untersuchten Objektbereich (Geldspenden für Entwicklungshilfemaßnahmen) die Hypothesen H1 und H2 empirisch bestätigt werden während H3 als widerlegt gelten muss. Zur Absicherung dieser Ergebnisse sollen nun die Koeffizientenschätzungen im zweiten Objektbereich (Geldspenden für soziale Wohltätigkeitsorganisationen) betrachtet werden (vgl. die nachfolgende Abbildung 5 und die Tabelle 5 im Anhang). Die Fit-Werte dieser Modellschätzung sind ebenfalls sehr gut (vgl. Tabelle 5 im Anhang) und auch die gruppeninvariant gesetzten Faktorladungen sind hoch signifikant.

Abbildung 5 zeigt, dass die Koeffizientenschätzungen im Bereich sozialer Wohltätigkeit die Ergebnisse der Hypothesentests im Objektbereich Entwicklungshilfe vollständig replizieren können.

Abbildung 5: Koeffizientenschätzung der Multigruppenanalyse für soziale Wohltätigkeit



Vgl. die Erläuterungen zu Abbildung 4

Wieder können die Moderator-Hypothesen H1 und H2 empirisch bestätigt werden (Abbildung 5). Die VI ist gemäß H1 bei kurzen Latenzzeiten signifikant verhaltensrelevanter als bei langen Latenzzeiten (0,47 versus 0,32; $\Delta p=0,029$, vgl. Tabelle 5 im Anhang), und die VE übt gemäß H2 einen signifikant stärkeren Effekt auf die VI bei kurzen Latenzzeiten aus (0,55 versus 0,30; $\Delta p=0,001$). Zudem zeigen auch hier die Koeffizientenschätzungen keinerlei Anhaltspunkte für die Gültigkeit von H3, sodass diese auch im Bereich sozialer Wohltätigkeit verworfen werden muss: Der signifikante SN-Effekt auf Verhaltensintention ist in beiden Latenzzeitgruppen gleich stark ($\Delta p > 0,1$) und damit unabhängig vom Modus der Informationsverarbeitung bei der Bildung von Verhaltensintentionen.

Zusammenfassend gilt, dass sich die Antwortlatenzzeit als Indikator des Modus der Informationsverarbeitung in beiden getesteten Objektbereichen als eine statistisch signifikante Moderatorvariable der VI-V- sowie VE-VI-Beziehung erweist. Damit können die beiden Hypothesen H1 und H2 empirisch (wissenschaftstheoretisch wie immer vorläufig) bestätigt werden. Die subjektive Norm hingegen übt in beiden Latenzzeitgruppen gleich starke, direkte Effekte auf die Verhaltensintention aus (und dies in beiden Objektbereichen). Im Fall der subjektiven Norm liegt folglich keine Moderation durch den Modus der Informationsverarbeitung vor und Hypothese H3 muss verworfen werden. Die Wirkung der subjektiven Norm bei der Herausbildung von Verhaltensintentionen ist damit unabhängig von der Art der Informationsverarbeitung.

Neben der empirischen Überprüfung von H1 bis H3 bezüglich der Moderatorwirkung des Modus der Informationsverarbeitung können die oben vorgestellten Modellschätzungen auch

zur Klärung der Frage herangezogen werden, in wie weit die vorgeschlagene Erweiterung des TRA-Modells zu einer Verbesserung von dessen statistischer „Erklärungskraft“ im Sinne einer Erhöhung des ausgeschöpften (bzw. „erklärten“) Varianzanteils führt. Zu fragen wäre dabei, ob sich die statistische Erklärungskraft des TRA-Modells in der Gruppe mit verstärkten Effekten (hier: kurze Latenzzeiten) von derjenigen in einem unmoderierten Modell (d.h. ohne Berücksichtigung von Latenzzeiten) unterscheidet.

Diesbezüglich zeigt sich, dass die ausgeschöpften Varianzen im Modell der kurzen Latenzzeiten deutlich höher sind als im ungruppierten Modell. Im Objektbereich der *Entwicklungshilfe* (vgl. Tabelle 4 im Anhang) beträgt R^2 bei der Erklärung der Verhaltensintention bei kurzen Latenzzeiten 36% im Vergleich zu 23% im ungruppierten Modell (nicht abgedruckt). Und auch hinsichtlich der statistischen Erklärung des Verhaltens ist eine Verbesserung der Erklärungsleistung zu beobachten. Die Differenz ist zwar geringer als bei der Verhaltensintention, aber mit 7% immer noch substantiell bedeutsam (27% versus 20%). Im Objektbereich der *sozialen Wohltätigkeit* (vgl. Tabelle 5 im Anhang) liegt der Anstieg des Anteils ausgeschöpfter Varianz bei 8% (Verhaltensintention; 29% versus 21%) bzw. 6% (Verhalten; 19% versus 13%). Diese Werte liegen zwar etwas tiefer als diejenigen bei der Entwicklungshilfe, sind aber in substanzieller Hinsicht immer noch als bedeutsam zu interpretieren. Die hier vorgeschlagene Erweiterung des TRA-Modells ermöglicht also nicht nur einem tieferen Einblick in die Wirkmechanismen der Modelleffekte, sondern erhöht auch die statistische Erklärungskraft des Modells für die Teilpopulation der „kurz entschlossenen Antwortler“.¹⁶

6 Schlussbemerkung

Mit der hier vorgestellten Studie verfolgten wir das Ziel, eine prozesstheoretisch begründete Erweiterung des TRA-Modells empirisch zu überprüfen. Dabei erfolgte die Erweiterung des TRA-Modells durch Hinzunahme der Moderatorvariablen „Modus der Informationsverarbeitung“. Zur Datenanalyse wurde, basierend auf den Annahmen dualer Prozesstheorien über eine Unterscheidung zwischen spontanen und überlegten Prozessen der Informationsverarbei-

¹⁶ Einschränkung muss bei dieser R^2 -Interpretation bedacht werden, dass der Gruppenvergleich von R^2 -Werten denselben potentiellen Fehlerquellen unterliegen kann, wie derjenige von standardisierten Koeffizienten im Allgemeinen (vgl. Urban/Mayerl 2006: Kap. 2.2.3 und 2.3.4). Zudem ist die Interpretation von R^2 im Kontext von Strukturgleichungsmodellen besonders fehleranfällig (vgl. Jöreskog 1999, 2000). Der Vergleich der R^2 -Werte wird daher hier unter Vorbehalt und alleine als Tendenz interpretiert. Hinzu kommt die Eigenlogik des Moderatoransatzes an sich, die bei solch einem Vergleich von statistischer „Erklärungskraft“ stets berücksichtigt werden muss: Moderatoranalysen können immer nur Subpopulationen identifizieren, für die sich die Erklärungs- bzw. Prognosekraft erhöhen lässt. Dies impliziert zwangsläufig, dass stets auch Gruppen identifiziert werden, für die sich die Erklärungskraft der Erklärungsmodelle im Vergleich zum unmoderierten Modell verringert.

tung, der Modus der Informationsverarbeitung durch statistische Schätzung einer latenten Antwortzeit ermittelt. Für die dabei erforderliche statistische Schätzung wurden die Daten von empirischen Reaktionszeitmessungen aus einer Survey-Erhebung benutzt.

Die vorgestellten empirischen Analysen zeigen in zwei getrennt untersuchten Objektbereichen (Geldspenden für Entwicklungshilfe bzw. für soziale Wohltätigkeit), dass die Antwortlatenzzeit der Verhaltensintention als Maß für den aufgewendeten Modus ein statistisch signifikanter Moderator sowohl des Effekts der Verhaltensintention auf Verhalten als auch des Effekts der Verhaltenseinstellung auf die Verhaltensintention ist. Diese Moderatoreffekte sowie höhere Anteile ausgeschöpfter Varianz von ca. 6-13% bei automatisch-spontaner Informationsverarbeitung (d.h. bei kurzen Latenzzeiten) im Vergleich zu den Werten in ungruppierten Modellen werden als klarer Hinweis darauf gewertet, dass die Einbindung des Modus der Informationsverarbeitung in die Modellierung der TRA sowohl theoretisch als auch empirisch sinnvoll ist.

Interessant ist auch der Befund, dass in beiden Objektbereichen kein Moderatoreffekt des Einflusses der subjektiven Norm auf die Verhaltensintention festgestellt werden kann und die diesbezügliche Hypothese zu verwerfen ist. Der Effekt der subjektiven Norm ist – ganz im Unterschied zu denjenigen der Verhaltenseinstellung und der Verhaltensintention – unbeeinflusst vom Modus der Informationsverarbeitung, d.h. dieser Effekt ist bei spontaner wie überlegter Informationsverarbeitung gleich hoch. Somit erbringen auch unsere Analysen einige Hinweise darauf, dass im TRA-Modell die Wirkweise von Normen eine andere ist als die von Einstellungen (vgl. Abschnitt 2).

Die vorgestellten Analysen zeigen, dass klassische Einstellungsmodelle (wie das TRA-Modell) bei entsprechender Respezifikation durchaus an die aktuelle prozesstheoretische Debatte anschlussfähig sind. Dabei ist insbesondere der Befund hervorzuheben, dass die Prädiktoreffekte der Verhaltenseinstellung sowie der Verhaltensintention innerhalb der TRA bei spontanem Prozessieren stärker sind als bei überlegter Informationsverarbeitung. Dass die TRA ihren Geltungsbereich bislang auf überlegte Prozesse beschränkte, erscheint somit weder theoretisch noch empirisch notwendig zu sein.

Als eine Einschränkung der vorgestellten empirischen Ergebnisse könnte vorgebracht werden, dass die ausbleibende Moderierung des SN-VI-Effekts möglicherweise durch die geringere Objektspezifität der SN bedingt sei. Bei diesem Argument bleibt jedoch unklar, warum die geringere Objektspezifität die moderierende Wirkung des Modus der Informationsver-

arbeitung der Verhaltensintentionsangabe komplett aufheben sollte. Denn erstens sieht Fazios MODE-Modell insbesondere für generalisierte Bewertungen einen Moderatoreffekt des Modus vor, sodass auf theoretischer Ebene die Verwendung einer über Geldspenden bilanzierenden subjektiven Norm gerechtfertigt werden kann. Und zweitens zeigte sich in unseren Analysen der VE- und VI-Effekte, dass die moderierende Wirkung des Modus nicht objektspezifisch ist. Daher erscheint es uns als wenig wahrscheinlich, dass die geringere Spezifität der subjektiven Norm die Moderatorwirkung des Modus gänzlich verhindern könnte.

Antwortreaktionszeiten, die statistisch um Störeffekte sowie ungünstige Zeitmessungen bereinigt werden und auch in umfangreichen CATI-Surveys gemessen werden können, sind nach unseren Analysen zur Klassifikation von kognitiven Prozessen einzusetzen, die bei der Beantwortung von Surveyfragen eine Rolle spielen können. Mit Berücksichtigung dieser Zeiten kann letztlich theoretisch sowie empirisch die Erklärungs- und Vorhersagekraft einstellungstheoretischer Modelle erhöht werden. Der dazu zusätzlich aufzubringende Zeit- und Kostenaufwand (zur Messung von Antwortreaktionszeiten und von Zeitvalidierungsangaben) ist minimal und daher vernachlässigbar. Zumal Befragungen mit Reaktionszeitmessungen auch Zeit und Geld sparen können, wenn z.B. in Omnibus-Umfragen anstatt zusätzlicher Einstellungsstärke- oder Elaborationsitems, die eigentlich in jeder Befragung zu allen Einstellungsitems erhoben werden müssten, ausschließlich Antwortreaktionszeiten gemessen werden.

Dies alles spricht dafür, Reaktionszeitmessungen standardmäßig bei jeder computergestützten telefonischen Bevölkerungsumfrage durchzuführen. Alternativen zu der damit gegebenen Möglichkeit, nicht-reaktive Messungen zur Klassifikation kognitiver Prozesse des Antwortverhaltens durchzuführen und diese in der anschließenden Datenanalyse zur Erhöhung von Messvaliditäten und modellbezogenen Erklärungsleistungen einzusetzen, können wir im Bereich computergestützter Survey-Befragungen nicht erkennen.

Literaturverzeichnis

- Ajzen, I., 2005: Attitudes, personality, and behavior (2. Auflage). Milton-Keynes: Open University Press (McGraw-Hill).
- Ajzen, I. / Fishbein, M., 1980: Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior. London et al.: Prentice-Hall.
- Amelang, M. / Müller, J., 2001: Reaktionszeit-Analysen der Beantwortung von Eigenschaftswörtern. *Psychologische Beiträge* 43(4): 731-750.
- Areni, C.S. / Ferrell, M.E. / Wilcox, J.B., 1999: The effects of need for cognition and topic importance on the latency and extremity of responses to attitudinal inquiries. *Advances in consumer research* 26: 63-68.
- Babakus, E. / Ferguson, C.E. / Jöreskog, K.G., 1987: The Sensivity of Confirmatory Maximum Likelihood Factor Analysis to Violations of Measurement Scale and Distributional Assumptions. *Journal of Marketing Research* 24: 222-228.
- Bargh, J.A., 1989: Conditional Automaticity: Varieties of Automatic Influence in Social Perception and Cognition. S. 3-51. In: Uleman, J.S. / Bargh, J.A. (Hrsg.), *Unintended Thought*. New York: Guilford Press.
- Bassili, J.N., 1993: Response latency versus certainty as indexes of the strength of voting intentions in a CATI survey. *Public Opinion Quarterly* 57: 54-61.
- Bassili, J. N., 1995: Response Latency and the Accessibility of Voting Intentions: What Contributes to Accessibility and How It Affects Vote Choice. *Personality and Social Psychology Bulletin* 21(7): 686-695.
- Bassili, J.N., 1996a: Meta-judgmental versus operative indexes of psychological attributes: The case of measures of attitude strength. *Journal of Personality and Social Psychology* 71: 637-653.
- Bassili, J.N., 1996b: The How and Why of Response Latency Measurement in Telephone Surveys. S. 319-346. In: Schwarz, N. / Sudman, S. (Hrsg.), *Answering Questions. Methodology for Determining Cognitive and Communicative Process in Survey Research*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Bassili, J.N., 2000: Editor's Introduction: Reflections on Response Latency Measurement in Telephone Surveys. *Political Psychology* 21(1): 1-6.
- Bassili, J.N. / Bors, D.A., 1997: Using response latency to increase lead time in election forecasting. *Canadian Journal of Behavioral Science* 29(4): 231-238.
- Bassili, J.N. / Fletcher, J.F., 1991: Response-time measurement in survey research - A method for CATI and a new look at nonattitudes. *Public Opinion Quarterly* 55: 331-346.
- Bassili, J.N. / Krosnick, J. A., 2000: Do Strength-Related Attitude Properties Determine Susceptibility to Response Effects? New Evidence From Response Latency, Attitude Extremity, and Aggregate Indices. *Political Psychology* 21(1): 107-132.
- Bassili, J.N. / Scott, B.S., 1996: Response latency as a signal to question problems in survey research. *Public Opinion Quarterly* 60(3): 390-399.
- Baxter, B.W. / Hinson, 2001: Is smoking automatic? Demands of smoking behavior on attentional resources. *Journal of Abnormal Psychology* 110(1): 59-66.
- Bentler, P.M. / Chou, C.P., 1987: Practical Issues in Structural Modeling. *Sociological Methods and Research* 16: 78-117.
- Bierhoff, H.-W., 1990: *Psychologie hilfreichen Verhaltens*. Stuttgart/Berlin/Köln: W. Kohlhammer GmbH.
- Bierhoff, H.-W., 2002: *Prosocial Behaviour*. London: Psychology Press.
- Bierhoff, H.-W. / Montada, L., 1988: *Altruismus - Bedingungen der Hilfsbereitschaft*. Göttingen: Verlag für Psychologie.
- Brömer, P., 1999: *Informationsverarbeitung bei ambivalenten Einstellungen*. Regensburg: Roderer.
- Carlston, D.E. / Skowronski, J.J., 1986: Trait Memory and Behavior Memory: The Effects of Alternative Pathways on Impression Judgment Response Times. *Journal of Personality and Social Psychology* 50(1): 5-13.
- Chaiken, S. / Trope, Y. (Hrsg.), 1999: *Dual process theories in social psychology* New York/London: Guilford Press.

- Chen, S. / Chaiken, S., 1999: The Heuristic-Systematic Model in its Broader Context. S. 73-96. In: Chaiken, S. / Trope, Y. (Hrsg.), *Dual process theories in social psychology*. New York/London: Guilford Press.
- Conner, M. / Armitage, C.J., 1998: Extending the Theory of Planned Behavior: A Review and Avenues For Future Research. *Journal of Applied Social Psychology* 28: 1429-1464
- Devine, P.G. / Plant, E.A. / Amodio, D.M. / Harmon-Jones, E. / Vance, S.L., 2002: The regulation of explicit and implicit race bias: The role of motivations to respond without prejudice. *Journal of Personality and Social Psychology* 82(5): 835-848.
- Doll, J. / Ajzen, I., 1992: Accessibility and stability of predictors in the theory of planned behavior. *Journal of Personality and Social Psychology* 63: 754-756.
- Eagly, A.H. / Chaiken, S., 1993: *The Psychology of Attitudes*. Fort Worth: Harcourt Brace Jovanovich.
- Esser, H., 2000: Normen als Frames: Das Problem der "Unbedingtheit" des normativen Handelns. S. 137-155. In: Metzke, R. / Mühler, K. / Opp, K.-D. (Hrsg.), *Normen und Institutionen: Entstehung und Wirkungen*. Leipzig: Leipziger Universitäts-Verlag.
- Esser, H., 2005: Rationalität und Bindung – Das Modell der Frame-Selektion und die Erklärung des normativen Handelns. S. 85-112. In: Held, M., Kubon-Gilke, G. und Sturn, R. (Hrsg.): *Jahrbuch Normative und institutionelle Grundfragen der Ökonomik (Reputation und Vertrauen)*, Band 4, Marburg.
- Faulbaum, F. / Bentler, P.M., 1994: Causal Modeling: Some Trends and Perspectives. S. 224-241. In: Borg, I. / Mohler, P.P. (Hrsg.), *Trends and Perspectives in Empirical Social Research*. Berlin: Walter de Gruyter.
- Faust, M.E. / Balota, D.A. / Spieler, D.H. / Ferraro, F.R., 1999: Individual Differences in Information-Processing Rate and Amount: Implications for Group Differences in Response Latency. *Psychological Bulletin* 125(6): 777-799.
- Fazio, R.H., 1986: How do attitudes guide behavior? S. 204-243. In: Sorrentino, R. M. / Higgins, E. T. (Hrsg.), *The handbook of motivation and cognition: Foundation of social behavior*. New York: Guilford Press.
- Fazio, R.H., 1989: On the Power and Functionality of Attitudes: The Role of Attitude Accessibility. S. 153-179. In: Pratkanis, A. R. / Breckler, S. J. / Greenwald, A. G. (Hrsg.), *Attitude, Structure and Function*. Hillsdale/New Jersey et al.: Erlbaum.
- Fazio, R.H., 1990a: Multiple Processes by which Attitudes guide Behavior: the MODE Model as an integrative framework. *Advances in experimental social psychology* 23: 75-109.
- Fazio, R.H., 1990b: A Practical Guide to the Use of Response Latency in Social Psychological Research. S. 74-97. In: Hendrick, C. / Clark, M.S. (Hrsg.), *Research methods in personality and social research*. Newbury: Sage.
- Fazio, R.H., 2001: On the automatic activation of associated evaluations: An overview. *Cognition & Emotion* 15(2): 115-141.
- Fazio, R.H. / Chen, J.-M. / McDonel, E.C. / Sherman, S.J., 1982: Attitude Accessibility, Attitude-Behavior Consistency, and the Strength of the Object-Evaluation Association. *Journal of Experimental Social Psychology* 18: 339-357.
- Fazio, R.H. / Powell, M.C. / Williams, C.J., 1989: The Role of Attitude Accessibility in the Attitude-to-Behavior Process. *Journal of Consumer Research* 16: 280-288.
- Finch, J.F. / West, S.G. / MacKinnon, D.P., 1997: Effects of Sample Size and Nonnormality on the Estimation of Mediated Effects in Latent Variable Models. *Structural Equation Modeling* 4: 87-107.
- Fletcher, J.F., 2000: Two-Timing: Politics and Response Latencies in a Bilingual Survey. *Political Psychology* 21(1): 27-55.
- Frey, D. / Neumann, R. / Schäfer, M., 2001: Determinanten von Zivilcourage und Hilfeverhalten. S. 93-122. In: Bierhoff, H.-W. (Hrsg.), *Solidarität: Konflikt, Umwelt und Dritte Welt*. Opladen: Leske und Budrich.
- Gibbons, H. / Rammsayer, T., 1999: Auswirkungen der Vertrautheit mit einer Reizdimension auf Entscheidungsprozesse: Der modulierende Einfluss kontrollierter vs. automatischer Informationsverarbeitung. S. 159-164. In: Wachsmuth, I. / Jung, B. (Hrsg.), *KogWis99, Proceedings der 4. Fachtagung der Gesellschaft für Kognitionswissenschaft / Bielefeld / St. Augustin*.

- Goschke, T. / Kuhl, J., 1993: Representation of Intensions: Persisting Activation in Memory. *Journal of Experimental Psychology - Learning, Memory, and Cognition* 19(5): 1211-1226.
- Grant, J.T. / Mockabee, S.T. / Monson, Q., 2000: The Accessibility of Party Identification During a Political Campaign Season. *Forschungsbericht, Department of Political Science, Ohio State University*.
- Green, S.B. / Akey, T.M. / Fleming, K.K. / Hersberger, S.L. / Marquis, J.G., 1997: Effect of the Number of Scale Points on Chi-Square Fit Indices in Confirmatory Factor Analysis. *Structural Equation Modeling* 4: 108-120.
- Heidbüchel, A., 2000: *Psychologie des Spendenverhaltens - Analyse eines theoriegeleiteten Prozessmodells*. Frankfurt a.M.: Peter Lang GmbH.
- Hertel, G. / Bless, H., 2000: "On-line" und erinnerungsgestützte Urteilsbildung: Auslösefaktoren und empirische Unterscheidungsmöglichkeiten. *Psychologische Rundschau* 51(1): 19-28.
- Hertel, G. / Neuhof, J. / Theuer, T. / Kerr, N.L., 2000: Mood effects on cooperation in small groups: Does positive mood simply lead to more cooperation? *Cognition & emotion* 14(4): 441-472.
- Hu, L. / Bentler, P.M. / Kano, Y., 1992: Can Test Statistics in Covariance Structure Analysis Be Trusted? *Psychological Bulletin* 112 (2): 351-362.
- Huckfeldt, R. / Levine, J. / Morgan, W. / Sprague, J., 1998: Election campaigns, social communication, and the accessibility of perceived discussant preference. *Political Behavior* 20(4): 263-294.
- Johnson, M. / Shively, W.P./ Stein, R.M., 2002: Contextual Data and the Study of Elections and Voting Behavior: Connecting Individuals to Environment. *Electoral Studies* 21(2): 219-233.
- Jöreskog, K.G., 1999: What is the interpretation of R^2 ? <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/WhatistheinterpretationofR2.pdf>, Stand 17.10.2006
- Jöreskog, K.G., 2000: Interpretation of R^2 Revisited. <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/r2rev.pdf>, Stand 17.10.2006
- Kail, R. / Salthouse, T.A., 1994: Processing speed as a mental capacity. *Acta Psychologica* 86: 199-225.
- Katz, D., 1960: The functional approach to the study of attitudes. *Public Opinion Quarterly* 24: 336-346.
- Kerkhofs, J., 1995: Einstellung der Gläubigen zu prosozialem Verhalten. S. 135-178. In: Kerber, W. (Hrsg.), *Religion und prosoziales Verhalten*. München: Kindt Verlag.
- Krosnick, J.A. / Petty, R.E., 1995: Attitude Strength: An Overview. S. 1-24. In: Petty, R. E. / Krosnick, J.A. (Hrsg.), *Attitude strength: Antecedents and consequences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum.
- Labuhn, A.S. / Wagner, U. / van Dick, R. / Christ, O., 2004: Determinanten zivilcouragierten Verhaltens: Ergebnisse einer Fragebogenstudie. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 35 (2): 93-103.
- Lavine, H. / Borgida, E. / Sullivan, J.L., 2000: On the relationship between attitude involvement and attitude accessibility: Toward a cognitive-motivational model of political information processing. *Political Psychology* 21(1): 81-106.
- Mayerl, J., 2003: Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden? Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews. *Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften (SISS) Nr. 2/2003*: Stuttgart.
- Mayerl, J., 2005: Controlling The Baseline Speed Of Respondents: An Empirical Evaluation Of Data Treatment Methods Of Response Latencies. In: van Dijkum, C./ Blasius, J./ Durand, C. (Hrsg.): *Recent Developments and Applications in Social Research Methodology. Proceedings of the Sixth International Conference on Logic and Methodology* (2. Auflage). Leverkusen-Opladen: Barbara Budrich.
- Mayerl, J. / Sellke, P. / Urban, D., 2005: Analyzing cognitive processes in CATI-Surveys with response latencies: An empirical evaluation of the consequences of using different baseline speed measures. *Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart, SISS No. 2/2005*.
- Mayerl, J. / Urban, D., 2007: Der Tsunami-Faktor: Die Naturkatastrophe als temporärer Verstärker der Beziehung zwischen Spendenabsicht und Spendenverhalten. (in Druck, *soziale Probleme* 1/2007).
- Meulemann, H. / Beckers, T., 2003: Hat die Flut vom August 2002 die Spendenaktivität gesteigert? Ein Vergleich der Häufigkeit und der Hintergründe habitueller und spontaner Spenden. *ZA-Information*, 52, S. 37-57.
- Mulligan, K. / Grant, J.T. / Mockabee, S.T. / Monson, J.Q., 2003: Response latency methodology for survey research : Measurement and modeling strategies. *Political Analysis* 11(3): 289-301.

- Neumann, R. / Seibt, B., 2001: The structure of prejudice: associative strength as a determinant of stereotype endorsement. *European Journal of Social Psychology* 31(6): 609-620.
- Pachella, R.G., 1974: The interpretation of reaction time in information-processing research. S. 41-82. In: Kantowitz, B.H. (Hrsg.), *Human information processing: Tutorials in performance and cognition*. Hillsdale: Erlbaum.
- Petty, R.E. / Cacioppo, J.T., 1986: The Elaboration Likelihood Model of Persuasion. *Advances in Experimental Social Psychology* 19: 123ff.
- Pligt, J. van der / de Vries, N.K. / Manstead, A.S.R. et al., 2000: The Importance of Being Selective: Weighing the Role of Attribute Importance in Attitudinal Judgement. In: Zanna, M.P. (Hrsg.): *Advances in experimental social psychology*, Vol.32. New York: Academic Press
- Pratkanis, A.R. / Greenwald, A.G. 1989: A Sociocognitive Model of Attitude Structure and Function, *Advances in experimental Social Psychology*, 22, S.245-285
- Priller, E. / Sommerfeld, J., 2005: *Wer spendet in Deutschland? Eine sozialstrukturelle Analyse*. Berlin: WZB Discussion Paper.
- Rigdon, E.E. / Ferguson, C.E., 1991: The Performance of the Polychoric Correlation Coefficient and Selected Fitting Functions in Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data. *Journal of Marketing Research* 28: 491-497.
- Ruder, M., 2001: *Die Nutzung der Verfügbarkeitsheuristik - eine Frage der Stimmung? Studienreihe Psychologische Forschungsergebnisse, Band 79 Hamburg: Kovac.*
- Satorra, A. / Bentler, P.M., 1994: Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. S. 399-419. In: Eye, A. / Clogg, C.C. (Hrsg.), *Latent Variable Analysis: Applications to Developmental Research*. Newbury Park: Sage.
- Sellke, P. / Mayerl, J., 2005: How Long Does It Take To Be Ignorant? Measuring Nonattitudes With Response Latencies In Surveys. In: van Dijkum, C./ Blasius, J./ Durand, C. (Hrsg.): *Recent Developments and Applications in Social Research Methodology. Proceedings of the Sixth International Conference on Logic and Methodology* (2. Auflage). Leverkusen-Opladen: Barbara Budrich.
- Sheppard, L.C. / Teasdale, J.D., 2000: Dysfunctional thinking in major depressive disorder: A deficit in metacognitive monitoring? *Journal of Abnormal Psychology* 109(4): 768-776.
- Smith, E. R. / Fazio, R. H. / Cejka, M. A., 1996: Accessible attitudes influence categorization of multiply categorizable objects. *Journal of Personality and Social Psychology* 71(3): 888-898.
- Smith, J.R. / Terry, D.J., 2003: Attitude-behaviour consistency: the role of group norms, attitude accessibility, and mode of behavioural decision-making. *European Journal of Social Psychology* 33(5): 591-608.
- Stein, R.M. / Johnson, M., 2001: *Who Will Vote? The Accessibility of Intention to Vote and Validated Behavior at the Ballot Box*. Paper for presentation at the 2001 Annual Meeting of the American Political Science Association.
- Stocké, V., 2002: Die Vorhersage von Fragenreihenfolgeeffekten durch Antwortlatenzen: Eine Validierungsstudie. *ZUMA-Nachrichten* 50.
- Stocké, V., 2003: Informationsverfügbarkeit und Response-Effects: die Prognose von Einflüssen unterschiedlich kategorisierter Antwortskalen durch Antwortssicherheiten und Antwortlatenzen. *ZA-Information* 52: 6-36.
- Sudman, S. / Bradburn, N.M. / Schwarz, N., 1996: Methods for determining cognitive processes and questionnaire problems. S. 15-54. In: Sudman, S. / Bradburn, N.M. / Schwarz, N. (Hrsg.), *Thinking about answers*. San Francisco: Jossey-Bass
- Terry, D.J. / Hogg, M.A. / McKimmie, B.M., 2000: Attitude-behaviour relations: The role of in-group norms and mode of behavioural decision-making. *British Journal of Social Psychology* 39: 337-361.
- Tormala, Z.L. / Petty, R.E., 2001: On-line versus memory-based processing: The role of "need to evaluate" in person perception. *Personality and Social Psychology Bulletin* 27(12): 1599-1612.
- Urban, D. / Mayerl, J., 2006: *Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung* (2. Auflage). Wiesbaden: VS Verlag.

Anhang

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der Modellvariablen des Entwicklungshilfe (EH)-Modells

LZ EH		VE-EH	SN1	SN2	VI-EH	V-EH
kurz	Mittelwert	4,05	2,67	3,17	2,64	1,84
	Standardabweichung	1,06	1,36	1,28	1,45	1,57
	Schiefte	-1,02	,163	-,33	,37	1,54
	Kurtosis	,50	-1,17	-,83	-1,18	,713
lang	Mittelwert	4,14	2,84	3,38	2,84	1,70
	Standardabweichung	,93	1,23	1,12	1,16	1,43
	Schiefte	-1,00	,01	-,35	,13	1,81
	Kurtosis	,74	-,85	-,41	-,68	1,78

LZ=Latenzzeit; VE=Verhaltenseinstellung; SN=Subjektive Norm; VI=Verhaltenseinstellung; V=Spenderverhalten

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken der Modellvariablen des soziale Wohltätigkeits (SW)-Modells

LZ SW		VE-SW	SN1	SN2	VI-SW	V-SW
kurz	Mittelwert	3,54	2,56	3,12	2,31	1,72
	Standardabweichung	1,06	1,31	1,25	1,32	1,49
	Schiefte	-,48	,26	-,30	,67	1,85
	Kurtosis	-,27	-1,07	-,81	-,68	1,91
lang	Mittelwert	3,61	2,94	3,43	2,65	1,82
	Standardabweichung	,89	1,26	1,14	1,13	1,51
	Schiefte	-,30	-,09	-,41	,21	1,50
	Kurtosis	,01	-,88	-,39	-,69	,56

LZ=Latenzzeit; VE=Verhaltenseinstellung; SN=Subjektive Norm; VI=Verhaltenseinstellung; V=Spenderverhalten

Tabelle 4: Koeffizientenschätzungen der Multigruppenanalyse im Objektbereich „Entwicklungshilfe“

	Latenzzeit kurz (N _i =448)					Latenzzeit lang (N _i =448)					b _i -Differenz LZ kurz vs. lang
	b _i	SE _i	b* _i	sig.	R ²	b _i	SE _i	b* _i	sig.	R ²	
SN→SN1	1,00	---	,76	---	58%	1,00	---	,71	--	50%	
SN→SN2	1,03	,10	,84	**	71%	1,03	,10	,80	**	65%	
VE→VI	,64	,08	,47	**	36%	,18	,08	,15	**	8%	Δb _i =0,46** (Δχ ² =34,925, Δdf=1, p=0,000)
SN→VI	,29	,08	,23	**		,25	,08	,21	**		Δb _i =0,04 n.s. (Δχ ² =0,326, Δdf=1, p=0,568)
VI→V	,68	,08	,56	**	27%	,51	,07	,37	**	14%	Δb _i =0,17* (Δχ ² =5,242, Δdf=1, p=0,022)
VE→V	-,11	,11	-,07	n.s.		,10	,09	,06	n.s.		
SN→V	-,03	,09	-,02	n.s.		-,07	,09	-,04	n.s.		
Fit	χ ² =9,874; df=5, p=,079; CFI=,992, RMSEA=,033 (,000 - ,063)										

b=unstandardisierter Koeffizient; SE=Standardfehler; b*=standardisierter Koeffizient; ** p≤0,01; * p≤0,05; n.s. p>0,05; Spalte ganz rechts: χ²-Signifikanz-Differenztest mit vs. ohne b_i-Gleichsetzung;

Tabelle 5: Koeffizientenschätzungen der Multigruppenanalyse im Objektbereich „soziale Wohltätigkeitsorganisationen“

	Latenzzeit kurz (N _i =448)					Latenzzeit lang (N _i =448)					b _i -Differenz LZ kurz vs. lang
	b _i	SE _i	b* _i	sig.	R ²	b _i	SE _i	b* _i	sig.	R ²	
SN→SN1	1,00	---	,70	---	49%	1,00	---	,66	---	43%	
SN→SN2	1,22	,13	,90	**	81%	1,22	---	,87	**	76%	
VE→VI	,55	,08	,44	**	29%	,30	,08	,23	**	10%	Δb _i =0,25** (Δχ ² =10,376, Δdf=1, p=0,001)
SN→VI	,22	,08	,17	**		,20	,07	,16	**		Δb _i =0,02 n.s. (Δχ ² =0,084, Δdf=1, p=0,772)
VI→V	,47	,07	,42	**	19%	,32	,07	,27	**	7%	Δb _i =0,15* (Δχ ² =4,792, Δdf=1, p=0,029)
VE→V	,08	,09	,06	n.s.		-,02	,09	-,01	n.s.		
SN→V	-,07	,08	-,05	n.s.		,01	,08	,01	n.s.		
Fit	χ ² =5,476; df=5, p=,361; CFI=,999, RMSEA=,010 (,000 - ,048)										

b=unstandardisierter Koeffizient; SE=Standardfehler; b*=standardisierter Koeffizient; ** p≤0,01; * p≤0,05; n.s. p>0,05; Spalte ganz rechts: χ²-Signifikanz-Differenztest mit vs. ohne b_i-Gleichsetzung

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart
bisher sind erschienen:**

- No. 1/1994 "Vertrauen" - soziologisch betrachtet. Ein Beitrag zur Analyse binärer Interaktionssysteme.
Peter Antfang, Dieter Urban
- No. 2/1994 Report on the German Machine Tool Industry.
Frank C. Englmann, Christian Heyd, Daniel Köstler, Peter Paustian
with the assistance of Susanne Baur and Peter Bergmann
- No. 3/1994 Neue württembergische Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht.
Udo Kornblum
- No. 4/1994 Rechtstatsachen zum Unternehmens- und Gesellschaftsrecht aus den neuen Bundesländern.
Udo Kornblum
- No. 1/1995 Die Bedeutung Neuronaler Netze in der Ökonomie.
Hermann Schnabl
- No. 2/1995 Regionale Strukturprobleme.
Sammelband der Beiträge zum Symposium vom 13. und 14. Oktober 1994.
Frank C. Englmann (Hrsg.)
- No. 3/1995 Latent Attitude Structures Directing the Perception of New Technologies.
An Application of SEM-Methodology to the Construction of Attitude
Measurement Models Related to Technologies of Prenatal Genetic
Engineering and Testing.
Dieter Urban
- No. 4/1995 Handbuch zur empirischen Erhebung von Einstellungen/Kognitionen zur Bio- und Gentechnologie (inklusive Diskette)
(zweite, überarbeitete und erweiterte Auflage)
Uwe Pfenning, Dieter Urban, Volker Weiss
- No. 5/1995 Social Indicators in a Nonmetropolitan County: Testing the Representativeness of a Regional
Nonrandom Survey in Eastern Germany.
Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No. 1/1996 Jugend und Politik im Transformationsprozeß. Eine Fallstudie zur Stabilität
und Veränderung von politischen Einstellungen bei ostdeutschen
Jugendlichen zwischen 1992 und 1995.
Dieter Urban, Joachim Singelmann, Helmut Schröder
- No. 2/1996 Einstellungsmessung oder Einstellungsgenerierung? Die Bedeutung der
informationellen Basis bei Befragten für die empirische Rekonstruktion von
Einstellungen zu gentechnischen Anwendungen.
Martin Slaby
- No. 1/1997 Gentechnik: „Fluch oder Segen“ versus „Fluch und Segen“.
Bilanzierende und differenzierende Bewertungen der Gentechnik in der
öffentlichen Meinung.
Dieter Urban und Uwe Pfenning

(Fortsetzung ...)

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart
bisher sind erschienen (Fortsetzung):**

- No. 2/1997 Die soziale Vererbung von Ausländer“feindlichkeit“. Eine empirische Längsschnittanalyse der intra- und intergenerativen Transmission von sozialen Einstellungen.
Dieter Urban und Joachim Singelmann
- No. 3/1997 Politische Sozialisation im Transformationsprozeß: Die Entwicklung demokratiebezogener Einstellungen von ostdeutschen Jugendlichen und deren Eltern zwischen 1992 und 1996.
Barbara Schmidt, Dieter Urban, Joachim Singelmann
- No. 1/1998 Bewertende Einstellungen zur Gentechnik: ihre Form, ihre Inhalte und ihre Dynamik. Kurzbericht zu Ergebnissen des Forschungsprojektes „Einstellungen zur Gentechnik“.
Dieter Urban, Uwe Pfenning, Joachim Allhoff
- No. 2/1998 Technikeinstellungen: gibt es die überhaupt? Ergebnisse einer Längsschnittanalyse von Bewertungen der Gentechnik.
Dieter Urban
- No. 3/1998 Zur Interaktion zwischen Befragten und Erhebungsinstrument. Eine Untersuchung zur Konstanz des Meinungsurteils von Befragten im Interviewverlauf.
Martin Slaby
- No. 1/1999 Role Models and Trust in Socio-Political Institutions: A Case Study in Eastern Germany, 1992-96.
Joachim Singelmann, Toby A. Ten Ayck, Dieter Urban
- No. 1/2000 Die Zufriedenheit von Stuttgarter Studierenden mit ihrer Lebens- und Wohnsituation. Erste deskriptive Ergebnisse einer sozialwissenschaftlichen Studie zu allgemeinen und bereichsspezifischen Zufriedenheiten der Studierenden des Campus Vaihingen und des Campus Hohenheim.
Projektgruppe Campus: Slaby, M.; Grund, R.; Mayerl, J.; Noak, T.; Payk, B.; Sellke, P.; Urban, D.; Zudrell, I.
- No. 2/2000 Längsschnittanalysen mit latenten Wachstumskurvenmodellen in der politischen Sozialisationsforschung.
Dieter Urban
- No. 1/2001 Unser „wir“ - ein systemtheoretisches Modell von Gruppenidentitäten.
Jan A. Fuhse
- No. 2/2001 Differentielle Technikakzeptanz, oder: Nicht immer führt die Ablehnung einer Technik auch zur Ablehnung ihrer Anwendungen.
Eine nutzentheoretische und modell-statistische Analyse.
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 3/2001 Religiosität und Profession. Longitudinale Analysen zur Entwicklung des religiösen Selbstbildes bei Erzieherinnen.
Heiko Lindhorst
- No. 4/2001 Ist Glück ein affektiver Sozialindikator subjektiven Wohlbefindens?
Dimensionen des subjektiven Wohlbefindens und die Differenz zwischen Glück und Zufriedenheit.
Jochen Mayerl

(Fortsetzung ...)

**SISS: Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart
bisher sind erschienen (Fortsetzung):**

- No. 1/2002 Risikoakzeptanz als individuelle Entscheidung.
Zur Integration der Risikoanalyse in die nutzentheoretische
Entscheidungs- und Einstellungsforschung.
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 2/2002 Vertrauen und Risikoakzeptanz. Zur Relevanz von Vertrauen
bei der Bewertung neuer Technologien.
Martin Slaby, Dieter Urban
- No. 3/2002 Probleme bei der Messung individueller Veränderungsraten.
13 empirisch und methodisch induzierte Effekte, die es schwierig machen,
Veränderungen von generalisierten Bewertungen zu ermitteln.
Dieter Urban
- No. 1/2003 Systeme, Netzwerke, Identitäten. Die Konstitution sozialer Grenzziehungen
am Beispiel amerikanischer Straßengangs.
Jan A. Fuhse
- No. 2/2003 Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden?
Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews.
Jochen Mayerl
- No. 1/2004 Erhöht ein Opfer-Täter-Zyklus das Risiko, Sexualstraftaten als pädosexuelle Straftaten zu be-
gehen? Ergebnisse einer ereignisanalytischen Pilotstudie
Dieter Urban, Heiko Lindhorst
- No. 1/2005 Persönliche Netzwerke in der Systemtheorie
Jan A. Fuhse
- No. 2/2005 Analyzing cognitive processes in CATI-Surveys with response latencies:
An empirical evaluation of the consequences of using different
baseline speed measures.
Jochen Mayerl, Piet Sellke, Dieter Urban
- No. 1/2006 Ist Bildung gleich Bildung? Der Einfluss von Schulbildung auf ausländerablehnende Einstel-
lungen in verschiedenen Alterskohorten.
Klaus Hadwiger
- No. 2/2006 Zur soziologischen Erklärung individuellen Geldspendens.
Eine Anwendung und Erweiterung der Theory of Reasoned Action unter Verwendung von
Antwortlatenzzeiten in einem Mediator-Moderator-Design (2., überarbeitete Auflage).
Jochen Mayerl
- No. 1/2007 Antwortlatenzzeiten in TRA-Modellen.
Zur statistischen Erklärung von (Geld-) Spendenverhalten.
Dieter Urban, Jochen Mayerl