

ANTWORTLATENZZEITEN IN DER SURVEY-BASIERTEN VERHALTENSFORSCHUNG*

Dieter Urban und Jochen Mayerl

Zusammenfassung: Die Studie überprüft im Kontext dualer Prozessmodelle drei Moderatorhypothesen, nach denen der Modus der Informationsverarbeitung die von der „Theory of Reasoned Action“ (TRA) bestimmten Effekte zur Erklärung von Verhaltensintention und tatsächlichem Verhalten moderiert. Die zur Analyse benutzten empirischen Daten stammen aus einer deutschlandweiten CATI-Erhebung aus dem Jahre 2005 zum Thema „Geldspenden an Hilfsorganisationen“. Die Ergebnisse von Strukturmodellenschätzungen zeigen, dass die Antwortlatenzzeit als Maß des Modus der Informationsverarbeitung (wie postuliert) ein statistisch signifikanter Moderator sowohl des Effekts der Verhaltensintention auf Verhalten als auch des Effekts der Verhaltenseinstellung auf die Verhaltensintention ist. Der Effekt der subjektiven Norm auf die Verhaltensintention wird hingegen nicht moderiert. Die vorgestellten Analysen veranschaulichen, dass klassische Einstellungs-Verhaltensmodelle (wie z.B. die TRA) durchaus mit Konzepten aus prozesstheoretischen Modellen (wie z.B. dem MODE-Modell) erweiterbar sind.

I. Problemstellung

Seit der Einführung der Theory of Reasoned Action (TRA) wurden zahlreiche Vorschläge zu deren Erweiterung unterbreitet (vgl. zusammenfassend Ajzen 2005; Conner und Armitage 1998; Eagly und 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 wird (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

* Diese Publikation 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.

auch eine höhere substanzielle Erklärungskraft der TRA im Sinne einer besseren inhaltlichen Begründung der von ihr postulierten Wirkmechanismen erreicht werden. Dies betrifft sowohl die Urteilsbildung, die zur Entstehung von Verhaltensintentionen führt, als auch die Wirkweise der Verhaltensintention auf tatsächliches Verhalten.

Dementsprechend soll im Folgenden untersucht werden, ob die statistische Erklärungskraft der TRA durch Berücksichtigung des Modus-Konzepts gesteigert werden kann. Operationalisiert wird der Modus der Informationsverarbeitung durch die Länge der Antwortreaktionszeiten, die bei der Beantwortung von Fragen zu beabsichtigten Geldspenden (zugunsten von gemeinnützigen Hilfsorganisationen) im Kontext eines computergestützten, deutschlandweiten Telefonsurveys zu messen waren.

Als Erstes werden nachfolgend ein TRA-Moderatormodell zur Erklärung von Geldspendenverhalten und die damit verbundenen, hier zu überprüfenden Hypothesen näher ausgeführt (*Abschnitt II*). Anschließend werden Messung und Datenbehandlung von Antwortreaktionszeiten dargestellt (*Abschnitt III*). 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 IV*). In *Abschnitt V* wird die empirische Überprüfung der zuvor vorgestellten Hypothesen mittels statistischer Schätzung von latenten Strukturgleichungsmodellen in einem Multigruppen-Design beschrieben und interpretiert. In *Abschnitt VI* werden noch einmal einige zentrale Ergebnisse unserer Analysen für die weitere Erforschung von Einstellungs-Verhaltens-Zusammenhängen herausgestellt.

II. Analytischer Hintergrund

Die folgenden Analysen zur Relevanz des Modus der Informationsverarbeitung werden am Beispiel von Untersuchungen zum Geldspendeverhalten durchgeführt. Betrachtet wird die individuelle Entscheidung zur freiwilligen, uneigennützigen Geldspende an Hilfsorganisationen für langfristige Entwicklungshilfe und für soziale Wohltätigkeitsprogramme.

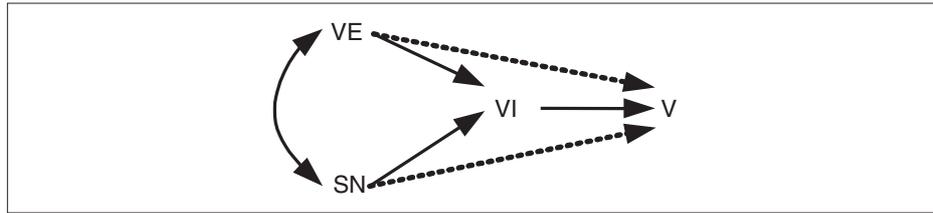
In der Literatur zum Geldspenden (oder allgemeiner: prosozialem Verhalten) werden eine Vielzahl von Bestimmungsfaktoren für entsprechende Aktivitäten diskutiert.¹ Die kausale Beziehung dieser Variablen bleibt jedoch häufig unklar. Um dies zu vermeiden, wird in der vorliegenden Studie das Theoriemodell der „Theory of Reasoned Action“ (TRA) nach Ajzen und Fishbein (1980) zur Analyse des Spendenverhaltens verwendet.² Gemäß der TRA wird die Spendenabsicht (bzw. die Verhaltensintention

1 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, Kompetenzeinschätzung), momentane Stimmung, altruistische Motivation, soziale Normen, Möglichkeit bzw. Fähigkeit sowie Spendenbereitschaft (z.B. Bierhoff und Montada 1988; Bierhoff 1990, 2002; Frey et al. 2001; Heidebüchel 2000; Kerkhofs 1995; Labuhn et al. 2004; Meulemann und Breckers 2003; Priller und Sommerfeld 2005).

2 Prinzipiell betrachtet könnte alternativ zur TRA auch die komplexere „Theory of Planned Be-

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.

Abbildung 1: Kernmodell der TRA



Wie 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 und Cacioppo 1986) sowie das Heuristic Systematic Model (HSM) (vgl. z.B. Chen und Chaiken 1999). Diese drei Modelle unterscheiden zwei Modi der Informationsverarbeitung: 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).³ 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 und Chaiken 1993: 204f.). Stattdessen wollen wir sowohl überlegte als auch spontane Prozesse *innerhalb* der TRA untersuchen.

havior“ (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.

³ 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 und Chaiken 1993 oder Chaiken und Trope 1999 zur eingehenden Diskussion dualer Prozessmodelle).

Mit einem derart erweiterten Erklärungsmodell sollte auch näher untersucht werden können, welche kognitiven Wirkmechanismen den Prädiktoren des TRA-Modells zugrunde liegen. Dazu werden wir im Folgenden den Informationsverarbeitungsmodus der Handlungsentscheidung analysieren und diesen im Bereich der Herausbildung der Verhaltensabsicht auf empirische Weise identifizieren. Denn die Verhaltensintention ist 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.

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 Informationsverarbeitung 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.⁴ Und je kognitiv zugänglicher eine mentale Options- bzw. Objektbewertung ist, d.h. je stärker diese Bewertung ist, desto prädiktiver sollte sie auch sein.⁵

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 und Cacioppo 1986; Chen und 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 und Greenwald 1989). Denn Einstellungen wirken nach Fazio (1986) über automatische Prozesse der selektiven Wahrnehmung und bestimmen maßgeblich die Situationsdefinition. Je spontaner also die Äußerung

⁴ Ajzen hat in neueren Arbeiten zur TRA den Begriff der Zugänglichkeit aufgegriffen und damit den Saliensbegriff 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.

⁵ Vgl. hierzu z.B. Fazio et al. (1982), Fazio et al. (1989) und Krosnick und Petty (1995) bei Einstellungen sowie Bassili (1995), Fletcher (2000) und Stein und Johnson (2001) bei Verhaltensintentionen.

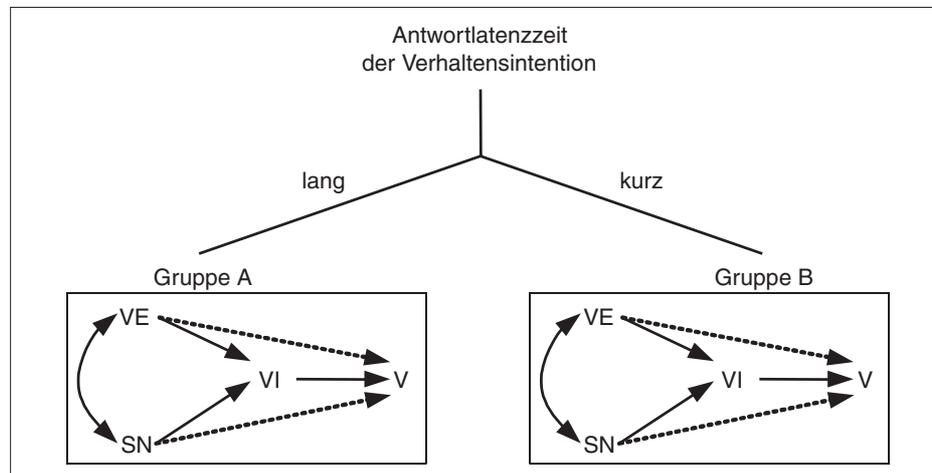
der Verhaltensintention, desto stärker wird diese durch die Verhaltenseinstellung als einfache Bewertungsheuristik beeinflusst werden (so die Annahme).

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 oder als 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.

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. Auf den spezifischen, spontan-automatischen Wirkmechanismus von Normen wird dort nicht weiter eingegangen, sodass Normen eher als Bündel für alle möglichen situationalen Drittvariablen erscheinen. 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 und 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 und Terry 2003: 593). Empirisch stellen Terry et al. (2000) und Smith und Terry (2003) fest, dass der als Moderatoreffekt modellierte Einfluss von Gruppennormen auf den Einstellungs-Verhaltens-Zusammenhang unabhängig vom Modus der Informationsverarbeitung ist und der Moderatoreffekt in beiden Modi gleichermaßen aufträte.

Als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung bei der Äußerung der Verhaltensintention wird nachfolgend die Antwortlatenzzeit (d.h. die um die Basisgeschwindigkeit bereinigte Antwortreaktionszeit, 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 skizzierten Unterscheidung zweier Modi der Informationsverarbeitung. *Abbildung 2* veranschaulicht diese Moderator-Modellierung.

Abbildung 2: Moderatoranalyse



III. Messung und Datenbehandlung von survey-basierten Antwortlatenzzeiten

Mit der Entwicklung computergestützter Umfragetechniken und den Arbeiten der Forschergruppe um Bassili (z.B. Bassili 1993, 1995, 1996a, 1996b; Bassili und 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.⁶ Bei der sogenannten 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.

Generell betrachtet gibt die Messung von Antwortreaktionszeiten einige Hinweise auf diejenigen kognitiven Prozesse, die bei Respondenten zur Beantwortung von Survey-Fragen führen. In der vorliegenden Studie wird Antwortreaktionszeit als Indikator des angewendeten Modus der Informationsverarbeitung interpretiert.⁷ Es wird davon

⁶ Vgl. z.B. Bassili und 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 und Johnson (2001). Ausnahmen in der deutschsprachigen Sozialforschung sind die Studien der Autoren dieses Beitrags zu Reaktionszeitmessungen in CATI-Surveys (z.B. Mayerl 2003, 2005; Mayerl et al. 2005; Mayerl und Urban 2007; Sellke und Mayerl 2005) und die Studien von Stocké zu computergestützten Face-to-face-Interviews mit Reaktionszeitmessungen mittels Laptop (z.B. Stocké 2002, 2003).

⁷ 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 Op-

ausgegangen, dass mit einem 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.⁸

Die Analyse von Antwortreaktionszeiten wird dadurch erschwert, dass diese immer auch von solchen Faktoren abhängen, die nicht dem analytischen Verständnis des Konzepts entsprechen. „There may be nothing scientifically less meaningful than the simple observation that subjects respond in x milliseconds“ (Fazio 1990b: 89). Der Identifikation und Kontrolle solcher (Stör-)Faktoren muss bei der Analyse von Antwortreaktionszeiten besondere Aufmerksamkeit geschenkt werden. Hierbei ist insbesondere die individuelle Basisgeschwindigkeit zu berücksichtigen. Sie wird definiert als die vom Frageinhalt unabhängige, generelle „Grund“-Geschwindigkeit eines jeden Befragten bei der Beantwortung von Survey-Fragen. Die Basisgeschwindigkeit hängt von individuellen Faktoren ab wie beispielsweise dem Alter und dem Bildungsgrad, aber auch von methodischen Faktoren wie Interviewanweisungen oder durch verschiedene Interviewer hervorgerufene Unterschiede in den Zeitmessungen (vgl. Mayerl et al. 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 so genannter Transformationsmaße (z.B. Fazio 1990b; Mayerl et al. 2005). Der von Mayerl, Sellke und Urban (2005) vorgeschlagene Residual-Index basiert auf einer OLS-Regression der Antwortreaktionszeit auf das Basisgeschwindigkeitsmaß. Die Residuen dieser Regressionsanalyse stellen dann das von der Basisgeschwindigkeit unabhängige Latenzzeitmaß dar. Die Messung der Basisgeschwindigkeit erfolgt als arithmetisches Mittel von Antwortreaktionszeiten auf solche Fragen, die nicht Teil der inhaltlichen Analyse sind (vgl. Mayerl et al. 2005 zum Einfluss und zur Konstruktion unterschiedlicher Basisgeschwindigkeitsmaße).

Neben der Bereinigung der Antwortreaktionszeit um die Basisgeschwindigkeit ist

tionsbewertungen wie Einstellungen, Vorurteilen oder Intentionen (z.B. Bassili und Fletcher 1991; Brömer 1999; Devine et al. 2002; Doll und Ajzen 1992; Fazio 1989; Goschke und Kuhl 1993; Neumann und Seibt 2001; Stocké 2003). Diese Konzeption weist aber eine große Nähe zur 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 II*).

⁸ Vgl. z.B. Areni et al. (1999), Doll und Ajzen (1992), Brömer (1999), Carlston und Skowronski (1986), Gibbons und Rammsayer (1999), Hertel und Bless (2000), Ruder (2001), Smith et al. (1996), Tormala und Petty (2001).

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 oder bei denen die Befragten selbst die Messfehler verursachen. Deshalb sollte in der CATI-Software nach jeder Zeitmessung den Interviewern eine Zeitvalidierungsfrage gestellt werden.⁹

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, so genannte „Outlier“. Die extrem rechtsschiefe Verteilung ist vor allem dann ein Problem, wenn statistische Verfahren angewendet werden sollen, die normal- oder symmetrisch verteilte Daten voraussetzen. Extrem lange und extrem kurze Reaktionszeiten können zudem auf invalide Antwortreaktionszeitmessungen hindeuten, sodass Antwortreaktionszeiten zusätzlich zur Berücksichtigung von Interviewvalidierungsangaben um Outlier bereinigt werden sollten. Zur Identifikation von Outlier-Werten kann der in der empirischen Sozialforschung geläufigste Schwellenwert, das „arithmetische Mittel plus/minus zwei Standardabweichungen“, benutzt werden (vgl. bei Antwortreaktionszeitstudien z.B. Amelang und Müller 2001; Bassili und Fletcher 1991).

IV. 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

⁹ 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: „Zeitmessung gültig“, „Interviewer-Fehler“ (z.B. zu frühes oder zu spätes Starten oder Stoppen der Zeitmessung; Hin- und Herspringen zwischen Fragen in der CATI-Software) und „Befragten-Fehler“ (z.B. Rückfragen, Antworten während der Fragepräsentation, Verwendung falscher Antwortskalen, Ablenkung, abschweifende Bemerkungen).

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 Re-

In den in *Abschnitt V* 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 dafür 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 Prozent“, 2 „1–25 Prozent“, 3 „26–50 Prozent“, 4 „51–80 Prozent“, 5 „81–100 Prozent“). 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 50 Euro“).¹¹ *Tabelle 1* können die genauen Frageformulierungen entnommen werden.

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 externer Kriteriumsvalidierung überprüft. 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 sieben verschiedenen Kriteriumsvariablen korrelieren, sodass die verwendeten Messmodelle auch als kriteriumsvalide betrachtet werden können.¹²

Zur Operationalisierung der Latenzzeit-Variable wurden die aktiv durch Interviewer in Hundertstel-Sekunden gemessenen Antwortzeiten bei beiden Verhaltensintentionen-

gression ($Y =$ Teilnahme an der zweiten Welle), dass die Panelmortalität unabhängig von den Modellvariablen ist ($p > 0,1$).

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 von der Kodierung der Verhaltensvariablen sind: werden die berichteten Eurobeträge nicht, wie oben beschrieben, sechs-stufig kategorisiert, sondern als kontinuierlich verteilte, logarithmierte Werte analysiert, ergeben sich inhaltlich identische Ergebnisse.

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.

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.“

fragen (Entwicklungshilfe und soziale Wohltätigkeit) verwendet. Die Ermittlung der individuellen Basisgeschwindigkeit erfolgte gemäß Mayerl, Sellke und 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 um die Basisgeschwindigkeiten bereinigten Antwortlatenzzeiten zu ermitteln, wurde der in Mayerl, Sellke und 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.¹⁴

V. Hypothesentest mittels Multigruppenanalyse

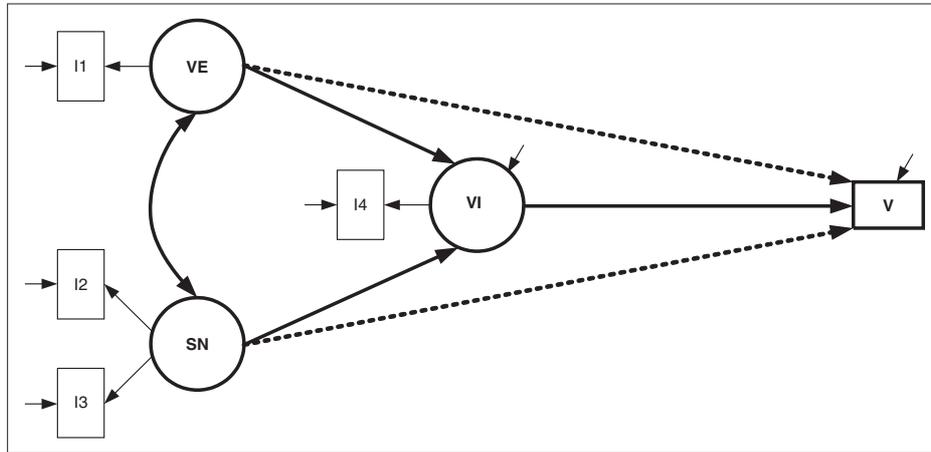
Für die statistische Überprüfung der in *Abschnitt II* vorgestellten Moderator-Hypothesen *H1*, *H2* und *H3* wurden mittels Strukturgleichungsmodellierung und getrennt für beide Objektbereiche mehrere latente Multigruppenanalysen durchgeführt (mit der Statistik-Software EQS 6.1). In *Abbildung 3* wird 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.

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 $N_i =$

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 Vgl. Näheres zur Methode der hier verwendeten Antwortreaktionszeitmessung in Mayerl et al. (2005).

Abbildung 3: Schematische Darstellung des Strukturgleichungsmodells



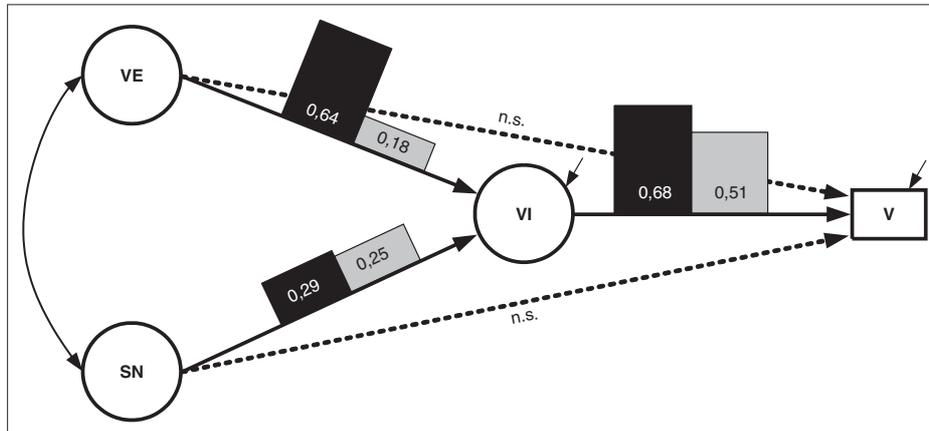
Erläuterung: Bei den Ein-Indikator-Messmodellen („I“ = Indikator) werden die Messfehler fixiert mit $E = (1 - \text{Reliabilität}) \times \text{Varianz}$, wobei für die Reliabilität ein Wert von 0,8 angenommen wird (mit 0,7 ergeben sich identische Schätzwerte).

448 Fälle. 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

In *Abbildung 4* werden die unstandardisierten Koeffizientenschätzungen aus der Multigruppenanalyse für den Objektbereich der Entwicklungshilfe graphisch veranschaulicht. In *Tabelle A4* (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.

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 und Kano 1992; Satorra und Bentler 1994). Die damit erzielten Schätzwerte sind selbst bei Verwendung von Skalen mit geringer Breite (z.B. bei Fünf-Punkte-Ratingskalen) noch hinreichend genau und zuverlässig (vgl. Bentler und Chou 1987; Faulbaum und 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 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 und Ferguson 1991).

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 A4* 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 aus *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 A4* 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 II* 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 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.

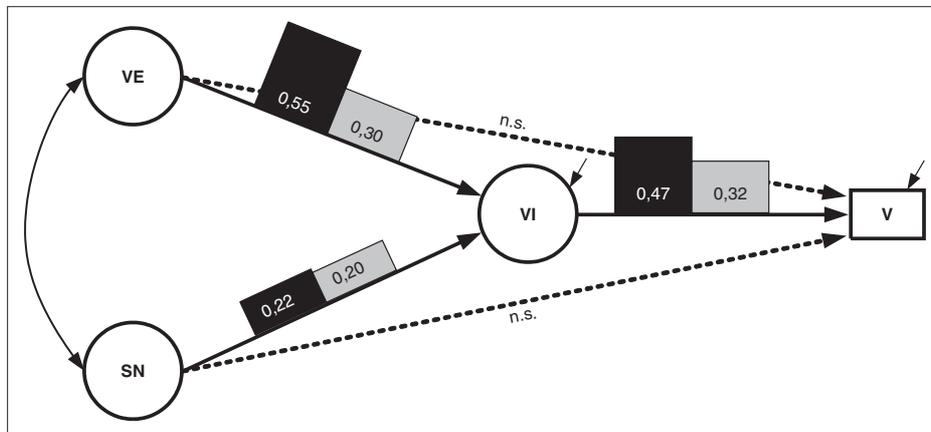
Allein für Hypothese *H3* findet sich keine empirische Bestätigung, sodass diese hier verworfen werden muss. Die signifikanten Effekte der subjektiven Norm auf Verhaltensintention sind bei einem Vergleich beider Latenzzeitgruppen nahezu identisch. Bei einem Chi-Quadrat-Differenzentest ergibt sich kein 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.

Zur Absicherung dieser Ergebnisse sollen nun die Koeffizientenschätzungen im zweiten Objektbereich (Geldspenden für soziale Wohltätigkeitsorganisationen) betrachtet werden (vgl. dazu die nachfolgende *Abbildung 5* und die *Tabelle A5* im Anhang). Die Fit-Werte dieser Modellschätzung sind ebenfalls sehr gut 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 bestätigen 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. 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 A5* 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.

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 der VE-VI-Beziehung erweist. Damit können die beiden Hypothesen *H1* und *H2* empirisch bestätigt werden. Die subjektive Norm hingegen übt in beiden Latenzzeitgruppen gleich starke, direkte Effekte auf die Verhaltensintention aus (und dies in beiden Objektbereichen), und Hypothese *H3* muss verworfen werden. Die Wirkung der subjektiven Norm bei der Herausbildung von Verhaltensintentionen ist damit unabhängig von der Art der Informationsverarbeitung.

Was bedeutet dies für die „Erklärungskraft“ des Modells? Unterscheidet 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)? Nach unseren Analysen sind die ausgeschöpften Varianzen im Modell der kurzen Latenzzeiten deutlich höher als im ungruppierten Modell. Im Objektbereich der *Entwicklungshilfe* (vgl. *Tabelle A4* im Anhang) beträgt R^2 bei der Erklärung der Verhaltensintention bei kurzen Latenzzeiten 36 Prozent im Vergleich zu 23 Prozent im ungruppierten Modell (nicht abgedruckt). Auch hinsichtlich der statistischen Erklärung des Verhaltens ist eine Verbesserung der Erklärungsleistung von immerhin 7 Prozent zu beobachten (27 Prozent versus 20 Prozent). Im Objektbereich der *sozialen Wohltätigkeit* (vgl. *Tabelle A5* im Anhang) liegt der Anstieg des Anteils ausgeschöpfter Varianz bei 8 Prozent (Verhaltensintention; 29 Prozent versus 21 Prozent) bzw. 6 Prozent (Verhalten; 19 Prozent versus 13 Prozent). Diese Werte liegen zwar etwas tiefer als diejenigen bei der Entwicklungshilfe, sind aber in substantieller Hinsicht immer noch als bedeutsam zu interpretieren. Die hier vorgeschlagene Erweiterung des TRA-Modells ermöglicht also nicht nur einen tieferen Einblick in die Wirkmechanismen der Modelleffekte, sondern erhöht auch die statistische Erklärungskraft des Modells für die Teilpopulation der „kurz entschlossenen Antwortler“.¹⁶

VI. Schlussbemerkung

Mit der hier vorgestellten Studie verfolgten wir das Ziel, eine prozesstheoretisch begründete Erweiterung des TRA-Modells empirisch zu überprüfen. Dazu wurde das TRA-Modell durch Hinzunahme der Moderatorvariablen „Modus der Informationsverarbeitung“ erweitert. Zur Datenanalyse wurde, basierend auf den Annahmen dualer Prozesstheorien über eine Unterscheidung zwischen spontanen und überlegten Prozessen der Informationsverarbeitung, der Modus der Informationsverarbeitung durch statistische Schätzung einer latenten Antwortzeit ermittelt.

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 Moderatorwirkungen sowie höhere Anteile ausgeschöpfter Varianz von ca. 6 bis 13 Prozent bei automatisch-spontaner Informationsverarbeitung (d.h. bei kurzen Latenzzeiten) im Vergleich zu den Werten in ungruppierten Modellen sind klare Hinweise

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 und 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.

darauf, 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 Moderatorereffekt 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 II*).

Die vorgestellten Analysen zeigen, dass klassische Einstellungsmodelle (wie das TRA-Modell) bei entsprechender Respezifikation durchaus an die aktuelle prozesstheoretische Debatte anschlussfähig sind. Es 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 Informationsverarbeitung der Verhaltensintentionsangabe komplett aufheben sollte. Denn erstens sieht Fazios MODE-Modell insbesondere für generalisierte Bewertungen einen Moderatorereffekt 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 computer-gestützten telefonischen Bevölkerungsumfrage durchzuführen. Alternativen zu der damit gegebenen Möglichkeit, nicht-reaktive Messungen zur Klassifikation kognitiver Prozesse des Antwortverhaltens durchzuführen und diese in der anschließenden Daten-

analyse zur Erhöhung von Messvaliditäten und modellbezogenen Erklärungsleistungen einzusetzen, können wir im Bereich computergestützter Survey-Befragungen nicht erkennen.

Anhang

Tabelle A2: 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
	Schiefe	-1,02	0,16	-0,33	0,37	1,54
	Kurtosis	0,50	-1,17	-0,83	-1,18	0,71
lang	Mittelwert	4,14	2,84	3,38	2,84	1,70
	Standardabweichung	0,93	1,23	1,12	1,16	1,43
	Schiefe	-1,00	0,01	-0,35	0,13	1,81
	Kurtosis	0,74	-0,85	-0,41	-0,68	1,78

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

Tabelle A3: 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
	Schiefe	-0,48	0,26	-0,30	0,67	1,85
	Kurtosis	-0,27	-1,07	-0,81	-0,68	1,91
lang	Mittelwert	3,61	2,94	3,43	2,65	1,82
	Standardabweichung	0,89	1,26	1,14	1,13	1,51
	Schiefe	-0,30	-0,09	-0,41	0,21	1,50
	Kurtosis	0,01	-0,88	-0,39	-0,69	0,56

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

Tabelle A4: 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	–	0,76	–	58%	1,00	–	0,71	–	50%	
SN → SN2	1,03	0,10	0,84	**	71%	1,03	0,10	0,80	**	65%	
VE → VI	0,64	0,08	0,47	**	36%	0,18	0,08	0,15	**	8%	Δb _i = 0,46** (Δχ ² = 34,925, Δdf = 1, p = 0,000)
SN → VI	0,29	0,08	0,23	**		0,25	0,08	0,21	**		Δb _i = 0,04 n.s. (Δχ ² = 0,326, Δdf = 1, p = 0,568)
VI → V	0,68	0,08	0,56	**	27%	0,51	0,07	0,37	**	14%	Δb _i = 0,17* (Δχ ² = 5,242, Δdf = 1, p = 0,022)
VE → V	-0,11	0,11	-0,07	n.s.		0,10	0,09	0,06	n.s.		
SN → V	-0,03	0,09	-0,02	n.s.		-0,07	0,09	-0,04	n.s.		
Fit	χ ² = 9,874; df = 5; p = 0,079; CFI = 0,992; RMSEA = 0,033 (0,000 – 0,063)										

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.

Table A5: 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	-	0,70	-	49%	1,00	-	0,66	-	43%	
SN → SN2	1,22	0,13	0,90	**	81%	1,22	0,10	0,87	**	76%	
VE → VI	0,55	0,08	0,44	**	29%	0,30	0,08	0,23	**	10%	Δb _i = 0,25** (Δχ ² = 10,376, Δdf = 1, p = 0,001)
SN → VI	0,22	0,08	0,17	**		0,20	0,07	0,16	**		Δb _i = 0,02 n.s. (Δχ ² = 0,084, Δdf = 1, p = 0,772)
VI → V	0,47	0,07	0,42	**	19%	0,32	0,07	0,27	**	7%	Δb _i = 0,15* (Δχ ² = 4,792, Δdf = 1, p = 0,029)
VE → V	0,08	0,09	0,06	n.s.		-0,02	0,09	-0,01	n.s.		
SN → V	-0,07	0,08	-0,05	n.s.		0,01	0,08	0,01	n.s.		
Fit	χ ² = 5,476; df = 5; p = 0,361; CFI = 0,999; RMSEA = 0,010 (0,000 – 0,048)										

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

Literatur

- Ajzen, *Icek*, 2005: Attitudes, Personality, and Behavior. 2. Aufl. Milton-Keynes: Open University Press (McGraw-Hill).
- Ajzen, *Icek*, und *Martin Fishbein*, 1980: Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior. London et al.: Prentice-Hall.
- Amelang, *Manfred*, und *Jörg Müller*, 2001: Reaktionszeit-Analysen der Beantwortung von Eigenschaftswörtern. *Psychologische Beiträge* 43: 731–750.
- Areni, *Charles S.*, *M. Elizabeth Ferrell* und *James B. Wilcox*, 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, *Emin*, *Carl E. Ferguson* und *Karl G. Jöreskog*, 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, *John A.*, 1989: Conditional Automaticity: Varieties of Automatic Influence in Social Perception and Cognition. S. 3–51 in: *James S. Uleman* und *John A. Bargh* (Hg.), *Unintended Thought*. New York: Guilford Press.
- Bassili, *John 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, *John 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: 686–695.
- Bassili, *John 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, *John N.*, 1996b: The How and Why of Response Latency Measurement in Telephone Surveys. S. 319–346 in: *Norbert Schwarz* und *Seymour Sudman* (Hg.), *Answering Questions. Methodology for Determining Cognitive and Communicative Process in Survey Research*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Bassili, *John N.*, und *Joseph F. Fletcher*, 1991: Response-time Measurement in Survey Research – A Method for CATI and a New Look at Nonattitudes. *Public Opinion Quarterly* 55: 331–346.
- Bassili, *John N.*, und *Jon A. Krosnick*, 2000: Do Strength-Related Attitude Properties Determine Susceptibility to Response Effects? New Evidence From Response Latency, Attitude Extremity, and Aggregate Indices. *Political Psychology* 21: 107–132.
- Benler, *Peter M.*, und *Chih-Ping Chou*, 1987: Practical Issues in Structural Modeling. *Sociological Methods and Research* 16: 78–117.
- Bierhoff, *Hans-Werner*, 1990: *Psychologie hilfreichen Verhaltens*. Stuttgart/Berlin/Köln: W. Kohlhammer GmbH.
- Bierhoff, *Hans-Werner*, 2002: *Prosocial Behaviour*. London: Psychology Press.
- Bierhoff, *Hans-Werner*, und *Leo Montada*, 1988: *Altruismus – Bedingungen der Hilfsbereitschaft*. Göttingen: Verlag für Psychologie.
- Brömer, *Philip*, 1999: *Informationsverarbeitung bei ambivalenten Einstellungen*. Regensburg: Roderer.
- Carlston, *Donal E.*, und *John J. Skowronski*, 1986: Trait Memory and Behavior Memory: The Effects of Alternative Pathways on Impression Judgment Response Times. *Journal of Personality and Social Psychology* 50: 5–13.
- Chaiken, *Shelly*, und *Yaacov Trope*, 1999: *Dual Process Theories in Social Psychology*. New York/London: Guilford Press.
- Chen, *Serena*, und *Shelly Chaiken*, 1999: The Heuristic-Systematic Model in its Broader Context. S. 73–96 in: *Shelly Chaiken* und *Yaacov Trope* (Hg.), *Dual Process Theories in Social Psychology*. New York/London: Guilford Press.
- Conner, *Mark*, und *Christopher J. Armitage*, 1998: Extending the Theory of Planned Behavior: A Review and Avenues For Future Research. *Journal of Applied Social Psychology* 28: 1429–1464.

- Devine, Patricia G., E. Asby Plant, David M. Amodio, Eddie Harmon-Jones und Stephanie L. Vance*, 2002: The Regulation of Explicit and Implicit Race Bias: The Role of Motivations to Respond Without Prejudice. *Journal of Personality and Social Psychology* 82: 835–848.
- Doll, Jörg, und Icek Ajzen*, 1992: Accessibility and Stability of Predictors in the Theory of Planned Behavior. *Journal of Personality and Social Psychology* 63: 754–756.
- Eagly, Alice H., und Shelly Chaiken*, 1993: *The Psychology of Attitudes*. Fort Worth: Harcourt Brace Jovanovich.
- Esser, Hartmut*, 2000: Normen als Frames: Das Problem der „Unbedingtheit“ des normativen Handelns. S. 137–155 in: *Regina Metze, Kurt Mühlner und Karl-Dieter Opp* (Hg.), *Normen und Institutionen: Entstehung und Wirkungen*. Leipzig: Leipziger Universitäts-Verlag.
- Esser, Hartmut*, 2005: Rationalität und Bindung – Das Modell der Frame-Selektion und die Erklärung des normativen Handelns. S. 85–112 in: *Martin Held, Gisela Kubon-Gilke und Richard Sturm* (Hg.), *Jahrbuch Normative und institutionelle Grundfragen der Ökonomik (Reputation und Vertrauen)*, Band 4. Marburg: Metropolis.
- Faulbaum, Frank, und Peter M. Bentler*, 1994: Causal Modeling: Some Trends and Perspectives. S. 224–241 in: *Ingwer Bork und Peter Ph. Mohler* (Hg.), *Trends and Perspectives in Empirical Social Research*. Berlin: Walter de Gruyter.
- Fazio, Russell H.*, 1986: How do Attitudes Guide Behavior? S. 204–243. In: *Richard M. Sorrentin und E. Tory Higgins* (Hg.), *The Handbook of Motivation and Cognition: Foundation of Social Behavior*. New York: Guilford Press.
- Fazio, Russell H.*, 1989: On the Power and Functionality of Attitudes: The Role of Attitude Accessibility. S. 153–179 in: *Anthony R. Pratkanis, Steven J. Breckler und Anthony G. Greenwald* (Hg.), *Attitude, Structure and Function*. Hillsdale/New Jersey et al.: Erlbaum.
- Fazio, Russell 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, Russell H.*, 1990b: A Practical Guide to the Use of Response Latency in Social Psychological Research. S. 74–97 in: *Clyde Hendrick und Margaret S. Clark* (Hg.), *Research Methods in Personality and Social Research*. Newbury: Sage.
- Fazio, Russell H.*, 2001: On the Automatic Activation of Associated Evaluations: An Overview. *Cognition & Emotion* 15: 115–141.
- Fazio, Russell H., Jeaw-Mei Chen, Elizabeth C. McDonel und Steven J. Sherman*, 1982: Attitude Accessibility, Attitude-Behavior Consistency, and the Strength of the Object-Evaluation Association. *Journal of Experimental Social Psychology* 18: 339–357.
- Fazio, Russell H., Martha C. Powell und Carol J. Williams*, 1989: The Role of Attitude Accessibility in the Attitude-to-Behavior Process. *Journal of Consumer Research* 16: 280–288.
- Finch, John F., Stephen G. West und David P. MacKinnon*, 1997: Effects of Sample Size and Nonnormality on the Estimation of Mediated Effects in Latent Variable Models. *Structural Equation Modeling* 4: 87–107.
- Fletcher, Joseph F.*, 2000: Two-Timing: Politics and Response Latencies in a Bilingual Survey. *Political Psychology* 21: 27–55.
- Frey, Dieter, Renate Neumann und Mechthild Schäfer*, 2001: Determinanten von Zivilcourage und Hilfeverhalten. S. 93–122 in: *Hans-Werner Bierhoff* (Hg.), *Solidarität: Konflikt, Umwelt und Dritte Welt*. Opladen: Leske + Budrich.
- Gibbons, Henning, und Thomas Rammsayer*, 1999: Auswirkungen der Vertrautheit mit einer Reizdimension auf Entscheidungsprozesse: Der modulierende Einfluss kontrollierter vs. automatischer Informationsverarbeitung. S. 159–164 in: *Ipke Wachsmuth und Bernhard Jung* (Hg.), *Kog-Wis99, Proceedings der 4. Fachtagung der Gesellschaft für Kognitionswissenschaft*. Bielefeld/St. Augustin.
- Goschke, Thomas, und Julius Kuhl*, 1993: Representation of Intensions: Persisting Activation in Memory. *Journal of Experimental Psychology – Learning, Memory, and Cognition* 19: 1211–1226.
- Grant, J. Tobin, Stephen T. Mockabee und Joseph Quin Monson*, 2000: The Accessibility of Party Identification During a Political Campaign Season. *Forschungsbericht, Department of Political Science, Ohio State University*.

- Green, Samuel B., Theresa M. Akey, Kandance K. Fleming, Scott L. Hersberger und Janet G. Marquis, 1997: Effect of the Number of Scale Points on Chi-Square Fit Indices in Confirmatory Factor Analysis. *Structural Equation Modeling* 4: 108–120.
- Heidbüchel, Andreas, 2000: *Psychologie des Spendenverhaltens – Analyse eines theoriegeleiteten Prozessmodells*. Frankfurt a.M.: Peter Lang GmbH.
- Hertel, Guido, und Herbert Bless, 2000: „On-line“ und erinnerungsgestützte Urteilsbildung: Auslösefaktoren und empirische Unterscheidungsmöglichkeiten. *Psychologische Rundschau* 51: 19–28.
- Hu, Li-Tze, Peter M. Bentler und Yutaka Kano, 1992: Can Test Statistics in Covariance Structure Analysis Be Trusted? *Psychological Bulletin* 112: 351–362.
- Huckfeldt, Robert, Jeffrey Levine, William Morgan und J. Sprague, 1998: Election Campaigns, Social Communication, and the Accessibility of Perceived Discussant Preference. *Political Behavior* 20: 263–294.
- Johnson, Martin, W. Phillips Shively und Robert M. Stein, 2002: Contextual Data and the Study of Elections and Voting Behavior: Connecting Individuals to Environment. *Electoral Studies* 21: 219–233.
- Jöreskog, Karl G., 1999: What is the Interpretation of R²? <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/WhatistheinterpretationofR2.pdf>, Stand 17.10.2006.
- Jöreskog, Karl G., 2000: Interpretation of R² Revisited. <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/r2rev.pdf>, Stand 17.10.2006.
- Katz, Daniel, 1960: The Functional Approach to the Study of Attitudes. *Public Opinion Quarterly* 24: 336–346.
- Kerkhofs, Jan, 1995: Einstellung der Gläubigen zu prosozialem Verhalten. S. 135–178 in: Walter Kerber (Hg.), *Religion und prosoziales Verhalten*. München: Kindt Verlag.
- Krosnick, John A., und Richard E. Petty, 1995: Attitude Strength: An Overview. S. 1–24 in: Richard E. Petty und John A. Krosnick. (Hg.), *Attitude Strength: Antecedents and Consequences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum.
- Labuhn, Andju S., Ulrich Wagner, Rolf van Dick und Oliver Christ, 2004: Determinanten zivilcouragierten Verhaltens: Ergebnisse einer Fragebogenstudie. *Zeitschrift für Sozialpsychologie* 35: 93–103.
- Lavine, Howard, Eugene Borgida und Sullivan, John L., 2000: On the Relationship between Attitude Involvement and Attitude Accessibility: Toward a Cognitive-motivational Model of Political Information Processing. *Political Psychology* 21: 81–106.
- Mayerl, Jochen, 2003: Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden? Eine empirische Analyse comuptergestützter Telefoninterviews. *Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften (SISS) Nr. 2/2003*: Stuttgart.
- Mayerl, Jochen, 2005: Controlling the Baseline Speed of Respondents: An Empirical Evaluation of Data Treatment Methods of Response Latencies. In: Cor van Dijkum, Jörg Blasius und Claire Durand (Hg.), *Recent Developments and Applications in Social Research Methodology. Proceedings of the Sixth International Conference on Logic and Methodology*. 2. Aufl. Leverkusen/Opladen: Barbara Budrich.
- Mayerl, Jochen, Piet Sellke und Dieter Urban, 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, Jochen, und Dieter Urban, 2007: Der Tsunami-Faktor: Die Naturkatastrophe als temporärer Verstärker der Beziehung zwischen Spendenabsicht und Spendenverhalten *Soziale Probleme* 18: 90–108.
- Meulemann, Heiner, und Tilo Beckers, 2003: Hat die Flut vom August 2002 die Spendenaktivität gesteigert? Ein Vergleich der Häufigkeit und der Hintergründe habitueller und spontaner Spenden. *ZA-Information* 52: 37–57.
- Mulligan, Kenneth, J. Tobin Grant, Stephen T. Mockabee und Joseph Quin Monson, 2003: Response Latency methodology for Survey Research: Measurement and Modeling Strategies. *Political Analysis* 11: 289–301.

- Neumann, Roland, und Beate Seibt, 2001: The Structure of Prejudice: Associative Strength as a Determinant of Stereotype Endorsement. *European Journal of Social Psychology* 31: 609–620.
- Pachella, Robert G., 1974: The Interpretation of Reaction Time in Information-processing Research. S. 41–82 in: Barry H. Kantowitz (Hg.), *Human information Processing: Tutorials in Performance and Cognition*. Hillsdale: Erlbaum.
- Petty, Richard E., und John T. Cacioppo, 1986: The Elaboration Likelihood Model of Persuasion. *Advances in Experimental Social Psychology* 19: 123ff.
- Pratkanis, Anthony R., und Anthony G. Greenwald, 1989: A Sociocognitive Model of Attitude Structure and Function. *Advances in experimental Social Psychology* 22: 245–285.
- Priller, Eckhard, und Jana Sommerfeld, 2005: Wer spendet in Deutschland? Eine sozialstrukturelle Analyse. Berlin: WZB Discussion Paper.
- Rigdon, Edward E., und Carl E. Jr. Ferguson, 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, Markus, 2001: Die Nutzung der Verfügbarkeitsheuristik – eine Frage der Stimmung? Studienreihe Psychologische Forschungsergebnisse, Band 79. Hamburg: Kovac.
- Satorra, Albert, und Peter M. Bentler, 1994: Corrections to Test Statistics and Standard Errors in Covariance Structure Analysis. S. 399–419 in: Alexander von Eye und Clifford C. Clogg (Hg.), *Latent Variable Analysis: Applications to Developmental Research*. Newbury Park: Sage.
- Sellke, Piet, und Jochen Mayerl, 2005: How Long Does It Take To Be Ignorant? Measuring Nonattitudes With Response Latencies In Surveys. In: Cor van Dijkum, Jörg Blasius und Claire Durand (Hg.), *Recent Developments and Applications in Social Research Methodology. Proceedings of the Sixth International Conference on Logic and Methodology*. 2. Aufl. Leverkusen/Opladen: Barbara Budrich.
- Smith, Eliot R., Russell H. Fazio und Mary A. Cejka, 1996: Accessible Attitudes Influence Categorization of Multiply Categorizable Objects. *Journal of Personality and Social Psychology* 71: 888–898.
- Smith, Joanne R., und Deborah J. Terry, 2003: Attitude-behaviour Consistency: The Role of Group Norms, Attitude Accessibility, and Mode of Behavioural Decision-making. *European Journal of Social Psychology* 33: 591–608.
- Stein, Robert M., und Martin Johnson, 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, Volker, 2002: Die Vorhersage von Fragenreihenfolgeeffekten durch Antwortlatenzen: Eine Validierungsstudie. *ZUMA-Nachrichten* 50.
- Stocké, Volker, 2003: Informationsverfügbarkeit und Response-Effects: die Prognose von Einflüssen unterschiedlich kategorisierter Antwortskalen durch Antwort sicherheiten und Antwortlatenzen. *ZA-Information* 52: 6–36.
- Terry, Deborah J., Martin A. Hogg und Blake M. McKimmie, 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, Zakary L., und Richard E. Petty, 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, Dieter, und Jochen Mayerl, 2006: *Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung*. 2. Aufl. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Korrespondenzanschriften:* Prof. Dr. Dieter Urban, Universität Stuttgart, Institut für Sozialwissenschaften – Abt. IV, Seidenstraße 36, KII, 70174 Stuttgart
E-Mail: Dieter.Urban@sowi.uni-stuttgart.de
- Jochen Mayerl, M.A., Universität Stuttgart, Institut für Sozialwissenschaften – Abt. IV, Seidenstraße 36, 70174 Stuttgart
E-Mail: jochen.mayerl@sowi.uni-stuttgart.de