

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

No. 2 / 2006

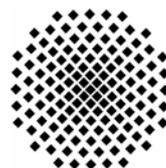
Zur soziologischen Erklärung individuellen Geldspendens.

**Eine Anwendung und Erweiterung der Theory of Reasoned Action
unter Verwendung von Antwortlatenzzeiten in einem
Mediator-Moderator-Design**

2., überarbeitete Auflage

Jochen Mayerl

**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. 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

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

Zur soziologischen Erklärung individuellen Geldspendens.
Eine Anwendung und Erweiterung der Theory of Reasoned Action unter Verwendung von Antwortlatenzzeiten in einem Mediator-Moderator-Design.

Z U S A M M E N F A S S U N G: Die Studie stellt eine empirische Überprüfung von Mediator- und Moderator-Effekten im Rahmen einer modellgebundenen, statistischen Erklärung von Geldspendeverhalten vor. Mittels Daten eines deutschlandweiten CATI-Surveys mit zwei Erhebungswellen aus dem Jahr 2005 wird nachgewiesen, dass Effekte der Verhaltenseinstellung und der subjektiv wahrgenommenen Norm, die auf das Spendenverhalten einwirken, komplett durch die Verhaltensintention vermittelt werden (wie von Ajzen/Fishbein 1980 postuliert). Zudem zeigt sich in einem erweiterten Modell im Kontext dualer Prozesstheorien der Informationsverarbeitung, dass die Antwortlatenzzeit der Verhaltensintensionsangabe (als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung) ein signifikanter Moderator des direkten Effektes der Verhaltensintention sowie des indirekten Effektes der Verhaltenseinstellung auf das Spendenverhalten ist: beide Effekte sind signifikant stärker bei kurzen Latenzzeiten der Verhaltensintention (versus langen).

Towards a sociological explanation of individual money donations.
An application and extension of the Theory of Reasoned Action with response latency measurements in a mediator-moderator-design.

A B S T R A C T: The study presents an empirical test of mediator and moderator effects when predicting individual money donations. The analysis is based on data from a nation-wide two-wave German CATI-survey conducted in 2005. It is shown that effects of the attitude toward money donations and of the respective subjective perceived norm (both influencing observed money donations) are totally mediated by the behavioural intention to donate money (as expected from Ajzen/Fishbein 1980). Additionally, applying an extended model of dual mode information processing it is found that the response latency of behavioural intentions (as a measure of mode of information processing) is a significant moderator of the direct effect of behavioural intentions and of the indirect effect of attitudes influencing money donations: both effects are significant stronger when the response latency of behavioural intentions is short (versus long).

1 Einleitung¹

In dieser Studie steht die empirische Überprüfung von Mediator- und Moderator-Effekten bei der Erklärung von Geldspenden an soziale Hilfsorganisationen im Mittelpunkt der Analyse. Ausgangspunkt ist dabei die Theory of Reasoned Action (TRA) nach Ajzen/Fishbein (1980), dergemäß das Spendenverhalten nur durch die Spendenintention direkt beeinflusst wird, während die Verhaltenseinstellung (gegenüber Geldspenden) sowie die subjektiv wahrgenommene Norm (Geld zu spenden) zwar in direkter Weise die Verhaltensintention beeinflussen, nicht jedoch das Verhalten. Die Spendenintention stellt in dieser Konzeption also eine Mediator-Variable dar (auch intervenierende Variable genannt). Diese zentrale Annahme der Mediator-Funktion von Verhaltensintention im Objektbereich des Geldspendens wird nachfolgend empirisch überprüft.

Zudem wird die TRA nachfolgend erweitert um Annahmen aus der neueren Einstellungsforschung dualer Prozesstheorien (z.B. Fazio 1990). Dabei werden zwei Modi der Informationsverarbeitung unterschieden (hier: bezüglich der Angabe von Verhaltensintentionen), von denen nachfolgend angenommen wird, dass diese zu unterschiedlichen Ausprägungen der Einflussstärke von Verhaltenseinstellungen auf die Verhaltensintention sowie der Verhaltensintention auf das Verhalten (und damit auch des indirekten Effekts der Verhaltenseinstellung auf das Spendenverhalten) führen. Dabei werden jeweils stärkere Effekte bei einer spontanen Informationsverarbeitung im Unterschied zu den Effekten bei einer überlegten Informationsverarbeitung erwartet. Diese Annahme wird *erstens* dadurch begründet, dass spontane Informationsverarbeitungsprozesse stärker auf Bewertungsheuristiken (z.B. Einstellungen) beruhen als überlegte (betrifft das Verhältnis von Verhaltenseinstellung und -intention). Wird die Verhaltensintention also spontan prozessiert, so müsste diese deutlich stärker von Verhaltenseinstellungen beeinflusst werden als bei einem überlegten Prozessieren der Verhaltensintention. *Zweitens* kann ein stärkerer Zusammenhang zwischen Verhaltensintention und Spendenverhalten bei einem spontanem Prozessieren der Verhaltensintention dadurch begründet werden, dass spontane Informationsverarbeitungsprozesse eng mit der hohen kognitiven Zugänglichkeit der entsprechenden Objektbewertung (hier: Verhaltensintention) zusammenhängen. Von kognitiv hoch zugänglichen Verhaltensintentionen wird dann erwartet, dass diese verhaltensrelevanter sind als nicht oder nur schwach zugängliche Intentionen. Der Modus der Informationsverarbeitung stellt in diesem erweiterten Modell folgerichtig eine Moderator-Variable dar. Als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung wird die dichotomisierte Ant-

¹ Diese Publikation entstand im Zusammenhang des DFG-geförderten Forschungsprojektes „Antwortreaktionszeitmessungen in der Surveyforschung und die kognitive Analyse von Einstellungen und Prozessen der Informationsverarbeitung“ unter der Leitung von Prof. Dr. D. Urban sowie der Mitarbeit von Piet Sellke.

wortlatenzzeit (d.h. die basisgeschwindigkeitsbereinigte Antwortreaktionszeit) der Verhaltensintention verwendet.

Als erstes werden nachfolgend die skizzierten Mediator- und Moderatormodelle des Geldspendens näher ausgeführt (Abschnitt 2). Anschließend werden Logik und Verfahren des empirischen Nachweises von Mediator- und Moderatoreffekten mittels klassischer OLS-Regressionsanalyse dargestellt (Abschnitt 3). Dabei werden auch die Durchführung von Signifikanztests direkter, indirekter und totaler Effekte (Abschnitt 3.1) sowie Kriterien für das empirische Vorliegen von Mediator-Effekten vorgestellt (Abschnitt 3.2). In Abschnitt 4 folgt sodann die empirische Überprüfung der formulierten Hypothesen des Mediator-Effekts der Verhaltensintention (Abschnitt 4.1) sowie des erweiterten Modells, bei der die Antwortlatenzzeit der Verhaltensintention (als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung) als Moderatorvariable eingesetzt wird (Abschnitt 4.2). Dabei kommen Daten einer deutschlandweiten CATI-Erhebung inklusive Antwortreaktionszeitmessungen von 2002 Personen in zwei Wellen aus dem Jahr 2005 zum Einsatz, die im Zusammenhang des DFG-geförderten Forschungsprojektes „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 erhoben wurden.

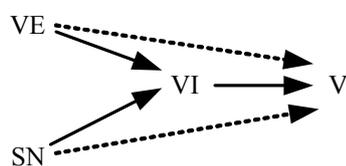
2 Erklärungsmodell des Geldspendens

Eine Form prosozialen Verhaltens ist das Spenden, bei dem es primär um das Geben (Verzicht und Weitergabe knapper Güter wie Geldspende oder Sachspende) im Unterschied zum Helfen (verbunden mit mehr körperlichem Einsatz, Mühe und Zeitaufwand als beim Geben) oder Intervenieren (persönliches Engagement bei möglichen körperlichen oder sozialen Gefahren) geht (vgl. Heidbüchel 2000). Zudem können habituelle („gewöhnliche“) und spontane („ungewöhnliche“) Spenden unterschieden werden (Meulemann/Breckers 2003). Im Falle des Geldspendens bezieht sich die habituelle Geldspende auf regelmäßige Spendenbeiträge, aber auch auf einzelne Spenden, die nicht im Zusammenhang mit einzelnen Ereignissen wie Naturkatastrophen oder Kriegen stehen. Spontane Spenden sind hingegen einmalige Spenden aufgrund von Naturkatastrophen oder weiteren einmaligen Ereignissen.

Nachfolgend stehen habituelle Geldspenden an Hilfsorganisationen für langfristige Entwicklungshilfe sowie für soziale Wohltätigkeit im Zentrum der Analyse. Beide Typen von Hilfsorganisationen werden hier auch unter dem Oberbegriff „soziale Hilfsorganisationen“ zusammengefasst.

In der Literatur zu Geldspenden (oder allgemeiner: prosozialem Verhalten) werden eine Vielzahl von Bestimmungsfaktoren für entsprechende Aktivitäten diskutiert. Hierzu zählen z.B. soziodemographische und -ökonomische Variablen (z.B. Schulbildung, HH-Netto-Einkommen, Alter, Familienstand (verheiratet)), Einstellungen und Persönlichkeitsmerkmale (z.B. Einstellungen zur Selbstorientierung und zu Sozialerfahrungen, Empathie, Altruismus, Einstellung zur Religion), soziale Normen sowie Spendenbereitschaft (z.B. Bierhoff/Montada 1988, Bierhoff 1990, Heidbüchel 2000, Kerkhofs 1995, Meulemann/Breckers 2003). Die kausale Beziehung dieser Variablen bleibt jedoch ohne eine theoriegeleitete Modellierung unklar bzw. beliebig. Daher wird in diesem Beitrag als Modell zur Analyse des Spendenverhaltens die Einstellungstheorie „Theory of Reasoned Action“ (TRA) nach Ajzen/Fishbein 1980 verwendet.² Gemäß der TRA wird die Spendenbereitschaft (bzw. 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 ihrerseits in direkter Weise die Verhaltensintention, aber nicht das Verhalten. Die Verhaltensintention stellt folgerichtig in dieser Konzeption eine Mediator-Variable dar, die die Effekte der Verhaltenseinstellung sowie der subjektiven Norm auf das Spendenverhalten vermittelt. Gemäß den Annahmen von Ajzen/Fishbein (1980) soll jeweils von totalen Mediator-Effekten ausgegangen werden, d.h. VE und SN üben keinerlei direkte Effekte mehr auf das Verhalten aus bei Kontrolle der Verhaltensintention (mehr zum Begriff des totalen Mediatoreffekts in Abschnitt 3). Aus diesem Grund sind die direkten Effekte von VE und SN auf V in nachfolgender Abbildung 1 nur gestrichelt eingezeichnet. Objekteinstellungen und Persönlichkeitsmerkmale (z.B. Empathie, Altruismus) sowie kognitive und normative Beliefs sind gemäß der TRA Einflussfaktoren, die wiederum kausal vor der VE und SN anzusiedeln sind und weder direkte Effekte auf die Verhaltensintention noch das Verhalten ausüben, weshalb diese Prädiktoren hier nicht analysiert werden.

Abbildung 1: postulierte Mediator-Variable Verhaltensintention



In einem ersten Schritt soll nachfolgend statistisch die Annahme überprüft werden, dass die Verhaltensintention die Effekte der Verhaltenseinstellung sowie der subjektiven Norm in vollem Maße vermittelt und die Verhaltenseinstellung sowie die subjektive Norm keine direkten Einflüsse auf das Spendenver-

²Die Verwendung der Theory of Planned Behavior anstatt der TRA ist hier nicht notwendig, da bei Geldspenden eine autonome individuelle Entscheidungsmöglichkeit vorliegt und daher die wahrgenommene Verhaltenskontrolle unbedeutend ist.

halten, sondern nur indirekte (über die Verhaltensintention) ausüben.

Die diesbezüglich empirisch zu testenden Hypothesen lauten also:

H1a: Der Einfluss der Verhaltenseinstellung (gegenüber Geldspenden) auf das Spendenverhalten wird durch die Verhaltensintention (Geld zu spenden) interveniert, wobei kein direkter Effekt mehr zwischen der Verhaltenseinstellung und dem Spendenverhalten bei Kontrolle der Verhaltensintention auftritt („totaler Mediatoreffekt“).

H1b: Der Einfluss der subjektiv wahrgenommenen Norm (Geld zu spenden) auf das Spendenverhalten wird durch die Verhaltensintention (Geld zu spenden) interveniert, wobei kein direkter Effekt mehr zwischen der subjektiv wahrgenommenen Norm und dem Spendenverhalten bei Kontrolle der Verhaltensintention auftritt („totaler Mediatoreffekt“).

Ausgehend von dieser Mediator-Analyse wird das TRA-Modell zudem erweitert um die Moderator-Variable des Modus der Informationsverarbeitung im Kontext dualer Prozesstheorien (d.h. spontanes versus überlegtes Prozessieren, vgl. Fazio 1990). Die diesbezüglichen Hypothesen lauten:

H2a: Wird die Verhaltensintention spontan prozessiert, dann ist der Effekt der Verhaltenseinstellung auf die Verhaltensintention stärker als bei einem überlegten Informationsverarbeitungsprozess.

H2b: Wird die Verhaltensintention spontan prozessiert, dann ist diese prädiktiver gegenüber Verhalten als bei einem überlegten Informationsverarbeitungsprozess.

H2c: Aus H2a und H2b folgt, dass der indirekte Effekt von VE über VI auf V ebenfalls stärker ist, wenn die Informationsverarbeitung der Verhaltensintention spontan erfolgt.

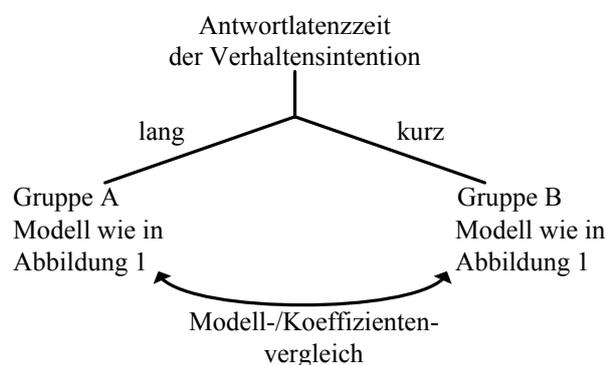
Hypothese H2a wird theoretisch dadurch begründet, dass spontane Äußerungen (auch oder gerade in Befragungssituationen) stärker durch einfache Heuristiken wie z.B. Response-Sets aber auch Einstellungen geleitet werden (vgl. z.B. Fazio 1986, 1989, 1990, 2001). Je spontaner also die Äußerung der Verhaltensintention, desto stärker wird diese durch die Verhaltenseinstellung beeinflusst, so die Annahme. Anders verhält es sich im Falle der subjektiven Norm: Im Unterschied zur in der Literatur gut dokumentierten Rolle von Einstellungen als einfache Bewertungsheuristiken kann die subjektive Norm nicht ohne weiteres als eine solche Bewertungsheuristik verstanden werden, da die subjektiv wahrgenommene Norm keine direkte Bewertung des Objektes impliziert, sondern eine indirekte über die Einschätzung der Objektbewertung Dritter. Daher ist es theoretisch fraglich, ob subjektiv wahrgenommene Normen als einfache Heuristiken bei spontanen Äußerungen verwendet werden, oder ob diese nicht vielmehr erst bei einem überlegten Prozessieren relevant werden. Aus diesem Grund wird hier keine Moderatorhypothese bezüglich der direkten und indirekten Effekte der subjektiven Norm formuliert.

Hypothese H2b kann theoretisch dadurch begründet werden, dass die kognitive Zugänglichkeit von Objektbewertungen und der aufgewendete Modus der Informationsverarbeitung eng zusammenhängen: im Gedächtnis kognitiv hoch zugängliche Informationen und Objektbewertungen (wie z.B. Einstellungen oder Intentionen) werden im Vergleich zu kognitiv nicht oder weniger zugänglichen unter sonst gleichen Bedingungen mit geringerem Elaborationsaufwand (d.h. spontan) kognitiv prozessiert und letztlich mit kurzer Antwortreaktionszeit geäußert. Und je kognitiv zugänglicher eine mentale Objektbewertung ist, d.h. je stärker diese Bewertung ist, desto prädiktiver ist diese (vgl. z.B. Fazio/Chen/McDonel/Sherman 1982, Fazio/Powell/Williams 1989, Krosnick/Petty 1995, Mayerl/Sellke/Urban 2005).

Als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung bei der Äußerung der Verhaltensintention wird nachfolgend die durchschnittliche Antwortlatenzzeit (d.h. basisgeschwindigkeitsbereinigte Antwortreaktionszeit, Abk. LZ) der Intentionsangaben verwendet. Die Korrespondenzhypothese lautet dabei: je kognitiv elaborierter eine Person antwortet, desto mehr Zeit wird diese zur Beantwortung benötigen.

Die statistische Schätzung des Moderatormodells erfolgt in Form einer Multigruppenanalyse. Hierbei wird die Antwortlatenzzeit per Median-Split in zwei Gruppen unterschieden (kurze Latenzzeit versus lange Latenzzeit). Eine solche Umsetzung entspricht auch der theoretischen Annahme der Unterscheidung zweier qualitativer Modi der Informationsverarbeitung spontanen versus überlegten Prozessierens (Fazio 1990). Die nachfolgende Abbildung 2 verdeutlicht diese kombinierte Mediator-Moderator-Modellierung.

Abbildung 2: Kombinierte Moderator- und Mediatoranalyse



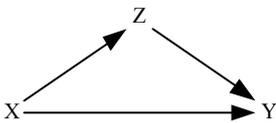
Vor der empirischen Überprüfung der formulierten Mediator- und Moderator-Hypothesen in Abschnitt 4 werden in nachfolgendem Abschnitt 3 Logik und Testverfahren des Nachweises von Mediator- und Moderator-Effekten erläutert.

3 Logik und Nachweis von Mediator- und Moderator-Effekten

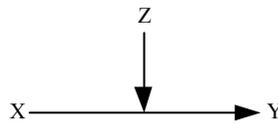
Wie in nachfolgender Abbildung 3 zum Unterschied von Mediator- und Moderator-Effekten dargestellt, liegt ein *Mediator-Effekt* (Abb. 3a) dann vor, wenn die Kausalbeziehung zwischen X und Y durch einen Mediator Z interveniert bzw. unterbrochen wird. Der Mediator-Variablen Z kommt dabei eine besondere Bedeutung zu, da diese gleichzeitig eine abhängige Variable darstellt (im Verhältnis zu X) und eine unabhängige Variable (im Verhältnis zu Y) ist. Ein *Moderator-Effekt* (Abb. 3b) liegt hingegen dann vor, wenn die Moderator-Variablen Z den Einfluss von X auf Y beeinflusst. Die Moderator-Variablen Z kann dabei die Einflussstärke, Signifikanz und/oder Einflussrichtung beeinflussen bzw. moderieren.

Abbildung 3: Unterscheidung von Mediator- und Moderator-Effekten

3a: Mediator-Effekt



3b: Moderator-Effekt

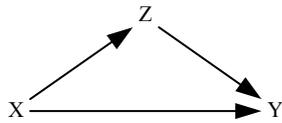


Moderator-Analysen können mittels Multigruppen- oder Interaktionsanalyse durchgeführt werden, wobei die Vorteile der Multigruppenanalyse u.a. in der Vermeidung von Multikollinearitätsproblemen sowie der geringeren Anzahl zu spezifizierender Variablen (und damit geringerer Modellkomplexität) zu sehen sind. Lediglich die Stärke des Moderatoreffekts ist mit Multigruppenanalysen nicht darstellbar, wohl aber die Signifikanz, was für den empirischen Test von Hypothesen, die Unterschiede zwischen Gruppen postulieren (wie z.B. die oben ausgeführten Hypothesen H2a, H2b und H2c), zumeist ausreicht (mehr zu Moderator-Effekten in Abschnitt 4.2 sowie ausführlich in Urban/Mayerl 2006: Kapitel 5.2).

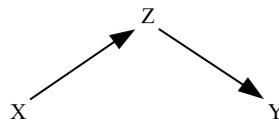
Hinsichtlich des Mediator-Effekts unterscheidet man zudem einen *partiellen Mediator-Effekt* von einem *totalen Mediator-Effekt* (vgl. Abbildung 4). Ein partieller Mediator-Effekt liegt dann vor, wenn Z von X beeinflusst wird und zugleich Y von Z, aber X zudem auch einen direkten Effekt auf Y ausübt, der nicht durch Z interveniert wird (Abb. 4a). Ein totaler Mediator-Effekt liegt hingegen vor, wenn der Effekt von X auf Y komplett durch Z interveniert wird und kein direkter Effekt mehr zwischen X und Y besteht (Abb. 4b).

Abbildung 4: totaler und partieller Mediator-Effekt

4a: partieller Mediator-Effekt



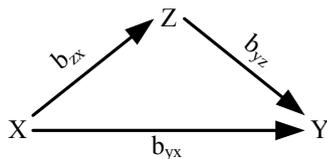
4b: totaler Mediator-Effekt



Wichtig wird an dieser Stelle die Unterscheidung von *direkten*, *indirekten* und *totalen Effekten*. Direkte Effekte bezeichnen direkte Einflussbeziehungen, die nicht durch dritte Variablen unterbrochen bzw. interveniert werden. In nachfolgender Abbildung 5 sind dies drei direkte Effekte:

- der Einfluss von X auf Z: b_{zx}
- der Einfluss von X auf Y: b_{yx}
- der Einfluss von Z auf Y: b_{yz}

Abbildung 5: direkte Effekte im Mediator-Modell



Der indirekte Effekt von X auf Y über Z kann unmittelbar aus den direkten Effekten b_{zx} und b_{yz} berechnet werden. Er beträgt:

$$\text{indirekter Effekt}_{zx \cdot yz} = \text{direkter Effekt}_{zx} \times \text{direkter Effekt}_{yz} \quad (1)$$

oder:

$$b_{zx \cdot yz} = b_{zx} \times b_{yz}$$

Der totale Effekt auf Y entspricht dann der Summe des direkten und indirekten Effekts von X auf Y:

$$\text{totaler Effekt}_{yx} = \text{direkter Effekt}_{yx} + \text{indirekter Effekt}_{zx \cdot yz} \quad (2)$$

oder:

$$b_{yx \text{ total}} = b_{yx} + b_{zx \cdot yz}$$

Diese Form der Berechnung der totalen und indirekten Effekte gilt sowohl für unstandardisierte als auch standardisierte Regressionskoeffizienten.

Der geschätzte totale Regressionskoeffizient, der sich gemäß Gleichung (2) aus indirektem und direktem Effekt in einem Mediator-Modell zusammensetzt, entspricht exakt demjenigen Regressionskoeffizienten, den man erhält, wenn eine einfache Regression von Y auf X ohne Berücksichtigung des Mediators Z durchgeführt wird. Regressionskoeffizienten in bivariaten Regressionsmodellen sind also immer Schätzungen totaler Effekte.

Alles, was wir für die Ermittlung von totalen und indirekten Effekten benötigen, sind also die Regressionskoeffizienten der drei direkten Effekte b_{zx} , b_{yx} und b_{yz} (vgl. Abbildung 5). Diese erhält man mittels zweier Regressionsschätzungen:

a) eine bivariate Regression von Z auf X zur Bestimmung des direkten Effekts b_{zx} :

$$Z = a + b_{zx} X + U$$

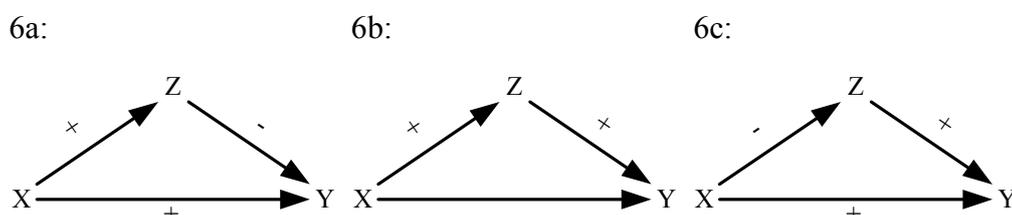
b) eine multiple Regression von Y auf X und Z zur Bestimmung der direkten Effekte b_{yz} und b_{yx} :

$$Y = a + b_{yx} X + b_{yz} Z + U$$

Enthält ein Mediator-Modell mehrere unabhängige Variablen X_k , so kann nach dem gleichen Schema je nach Modellierung für jede X-Variable ein direkter, indirekter und totaler Effekt ermittelt werden, mit dem einzigen Unterschied, dass die Regression a) nun mehrere X-Variablen enthält und folglich keine bivariate Regression mehr ist, sondern eine multivariate.

Durch die Berücksichtigung einer Mediator-Variablen im Regressionsmodell kann sich sogar erweisen, dass eine X-Variable, die keinen signifikanten totalen Effekt auf Y aufweist, durchaus starke und statistisch signifikante indirekte und direkte Effekte auf Y ausübt, die aber in gegenläufiger Einflussrichtung wirken und sich daher in der Summe im totalen Effekt aufheben. Dies bedeutet auch, dass ein nicht-signifikanter bivariater Regressionskoeffizient von 0,00 (= totaler Effekt) noch lange nicht heißen muss, dass X überhaupt keinen Einfluss auf Y hat – die Abhängigkeitsstruktur kann auch lediglich komplexer sein. In nachfolgender Abbildung 6 werden drei Fälle von Suppression bei Schätzung eines Mediator-Modells vorgestellt.

Abbildung 6: Suppressor-Effekte bei der Mediatoranalyse



Bei allen drei in Abbildung 6 vorgestellten Suppressor-Effekten wird der totale Effekt von X auf Y durch gegensätzliche Vorzeichen der direkten und indirekten Effekte verringert oder verschwindet gänzlich. Somit wird in allen drei Modellen der Einfluss von X auf Y unterschätzt.

In Abbildung 6a übt X zwar gleichgerichtete Effekte auf den Mediator Z und auf Y aus, der Mediator weist allerdings einen gegenläufigen Effekt auf Y auf. In der Summe verringert sich dadurch der totale Effekt und im Extremfall können sich der indirekte und direkte Effekt auch gegenseitig komplett aufheben. In Abbildung 6b ist der direkte Effekt negativ und der indirekte positiv, was dieselben Konsequenzen haben kann. In Abbildung 6c üben Z und X gleichgerichtete Effekte auf Y aus, aber ein Anstieg der Variablenwerte in X führt zu einer Verringerung der Werte im Mediator Z. Und auch dies führt zu einer Verringerung des totalen Effekts.

In diesen vorgestellten Fällen kann folgerichtig die Zerlegung totaler Effekte in direkte und indirekte Effekte dazu beitragen, die kausale Bedeutung einer X-Variablen bei der Varianzaufklärung von Y adäquater zu spezifizieren als in einer Modellschätzung, in der lediglich totale Effekte (bivariate Regression von Y auf X) oder direkte Effekte (multiple Regression von Y auf X und Z) betrachtet werden. Denn eine solche Modellschätzung kann leicht zu falschen Schlussfolgerungen über die Einflussstärke oder -richtung von X führen.

In einer einfachen multivariaten Regressionsanalyse kann eine hohe Multikollinearität zwischen zwei X-Variablen ein empirischer Hinweis darauf sein, dass möglicherweise eine der beiden X-Variablen eine Mediator-Variable darstellt. Welche der X-Variablen dies betrifft, kann jedoch nur aus theoretischen bzw. analytischen Überlegungen heraus bestimmt werden (wie in unserem Falle bei der Anwendung der TRA, vgl. Abschnitte 2 und 4).

3.1 Signifikanz der direkten, indirekten und totalen Effekte

Was bislang in der allgemeinen Erläuterung zu Mediator-Effekten noch offen blieb, ist die Frage, wie die statistische Signifikanz der direkten, indirekten und totalen Effekte statistisch bestimmt werden kann.

Im Falle des *totalen* Effektes ist die Signifikanzbestimmung denkbar einfach. Hierzu muss lediglich der Mediator aus dem Regressionsmodell herausgenommen werden und ein alleiniger direkter Effekt von X auf Y spezifiziert werden. Das Ergebnis einer solchen Regressionsschätzung in SPSS liefert dann nicht

nur einen direkten Effekt, der identisch ist mit der Summe aus indirektem und direktem Effekt im Mediator-Modell, sondern auch einen Signifikanztest zu diesem Effekt, der dem t-Test des totalen Effektes im Mediator-Modell entspricht (zur Logik von t-Tests vgl. Kap. 3 in Urban/Mayerl 2006).

Die Signifikanz der *direkten* Effekte ist ebenfalls mittels t-Test leicht zu bestimmen. Hierzu werden die beiden oben beschriebenen Regressionsschätzungen a) und b) benötigt, die bereits zur Ermittlung der Regressionskoeffizienten der direkten Effekte dienen, um die Standardfehler der direkten Effekte zu ermitteln. Mit deren Hilfe können dann t-Tests durchgeführt werden. Somit ist wieder erforderlich:

a) eine Regression von Z auf X zur Bestimmung von $SE_{b_{zx}}$

b) eine Regression von Y auf X *und* Z zur Bestimmung von $SE_{b_{yx}}$ und $SE_{b_{yz}}$

Etwas komplizierter ist ein Signifikanztest des *indirekten* Effekts. Hierzu wurden der sog. „Sobel-Test“ und zwei Varianten des „Goodman-Tests“ entwickelt. Alle drei Versionen sind Vorschläge, wie der Standardfehler des indirekten Effekts zu ermitteln ist, mit dessen Hilfe in gewohnter Weise ein t-Test durchgeführt werden kann. Der Unterschied zwischen den drei Varianten besteht allein darin, ob bzw. in welcher Weise ein Interaktionsterm der Standardfehler der direkten Effekte in die Berechnung einbezogen werden soll.

In der Literatur wird häufig in irreführender Weise von „dem“ Sobel-Test gesprochen. Es bestehen jedoch drei verschiedene Varianten dieses Tests. Sobel (1982) selbst hat nur eine dieser Varianten vorgeschlagen, aber bereits Jahre vor ihm hatte Goodman (1960) die beiden anderen Varianten publiziert. Baron/Kenny (1986) popularisierten jedoch auch die Goodman-Varianten unter dem Begriff „Sobel-Test“. Der Argumentation von MacKinnon/Dwyer (1993) und MacKinnon/Warsi/Dwyer (1995) folgend wird zur klaren begrifflichen Trennung nachfolgend vom „Sobel-Test“ nach Sobel (1982) sowie vom „Goodman (I)-Test“ und „Goodman (II)-Test“ nach Goodman (1960) gesprochen.

Die drei Varianten des Standardfehlers nach Sobel (1982) und Goodman (1960) lauten wie folgt:

Sobel:

$$SE_{b_{zx-yz}} = \sqrt{b_{yz}^2 \times SE_{b_{zx}}^2 + b_{zx}^2 \times SE_{b_{yz}}^2} \quad (3)$$

Goodman (I):

$$SE_{b_{zx-yz}} = \sqrt{b_{yz}^2 \times SE_{b_{zx}}^2 + b_{zx}^2 \times SE_{b_{yz}}^2 + SE_{b_{zx}}^2 \times SE_{b_{yz}}^2} \quad (4)$$

Goodman (II):

$$SE_{b_{zx-yz}} = \sqrt{b_{yz}^2 \times SE_{b_{zx}}^2 + b_{zx}^2 \times SE_{b_{yz}}^2 - SE_{b_{zx}}^2 \times SE_{b_{yz}}^2} \quad (5)$$

Durch das additive Einbinden des Interaktionsterms der Standardfehler von b_{zx} und b_{yz} führt die Goodman (I)-Formel zu größeren Werten als die beiden anderen Formeln. Die Goodman (II)-Formel führt durch Subtraktion des Interaktionsterms zu kleineren Werten als die beiden anderen. In Extremfällen kann also nach Goodman (I) ein Effekt knapp nicht signifikant sein, während er nach Sobel oder Goodman (II) knapp signifikant sein kann.

Üblicherweise werden in der Praxis der Sobel-Test oder der Goodman (I)-Test verwendet, die gemäß einer Monte-Carlo-Studie von MacKinnon/Warsi/Dwyer (1995) ab einer Fallzahl von ca. 50 Fällen auch annähernd identische Ergebnisse bei t-Tests ergeben. Die Goodman (II)-Variante hat den Nachteil, dass durch Subtraktion des Interaktionsterms der Standardfehler null werden kann, was dazu führt, dass der t-Test dann nicht mehr durchgeführt werden kann.

Zur Berechnung aller drei Varianten des Standardfehlers des indirekten Effekts werden also folgende Werte benötigt:

- der unstandardisierte (!) Regressionskoeffizient des Effekts von X auf Z;
- der Standardfehler des Regressionskoeffizienten des Effekts von X auf Z;
- der unstandardisierte (!) Regressionskoeffizient des Effekts von Z auf Y;
- der Standardfehler des Regressionskoeffizienten des Effekts von Z auf Y.

Diese Regressionskoeffizienten und Standardfehler können wieder mittels der beiden oben verwendeten Regressionsschätzungen a) und b) (z.B. mit Hilfe von SPSS) ermittelt werden.

Ein t-Test zur Ermittlung der Signifikanz des indirekten Effekts kann dann mit Hilfe der oben ermittelten Standardfehler durchgeführt werden:

$$t = \frac{b_{zx \cdot yz}}{SE_{b_{zx \cdot yz}}} \quad (6)$$

Bei einem Signifikanzniveau von 5% ist der indirekte Effekt dann signifikant, wenn der ermittelte t-Wert größer als der kritische Wert von 1,96 ist (ab einer Fallzahl von ca. N=120, vgl. Urban/Mayerl 2006).

3.2 Statistischer Nachweis von Mediator-Effekten

Zum Nachweis eines Mediator-Effekts reicht es nicht aus, wie man meinen könnte, dass ein indirekter Effekt spezifiziert und geschätzt wird und dann auf Signifikanz getestet wird. Denn nicht jeder indirek-

te Effekt ist auch automatisch ein Mediator-Effekt, was nachfolgend erläutert wird.

Nach Baron/Kenny (1986) und Holmbeck (1997) müssen folgende vier Bedingungen erfüllt sein, damit eine Variable als Mediator-Variable bezeichnet werden kann:

- a) Der Prädiktor (X) muss einen signifikanten Effekt auf den Mediator (Z) ausüben.
- b) Der Prädiktor (X) muss in einem Regressionsmodell ohne Kontrolle des Einflusses der Mediator-Variablen einen signifikanten Effekt auf die abhängige Variable (Y) ausüben (über Ausnahmen in Folge von Suppressor-Effekten haben wir zuvor berichtet, dazu auch nachfolgend mehr).
- c) Der Mediator (Z) muss einen signifikanten Effekt auf die abhängige Variable (Y) ausüben.
- d) Der Effekt des Prädiktors (X) auf die abhängige Variable (Y) muss sich verringern, wenn in einer multivariaten Regression als zusätzlicher Prädiktor die Variable Z aufgenommen wird.

Die zweite Bedingung (b) hat zur logischen Folge, dass zwischen einem indirekten Effekt und einem Mediator-Effekt unterschieden werden muss. Dabei ist ein Mediator-Effekt immer ein indirekter Effekt, aber ein indirekter Effekt muss kein Mediator-Effekt sein. Der Grund hierfür ist einfach: Bedingung (b) fordert, dass der Einfluss von X auf Y in einem Regressionsmodell ohne Mediator-Kontrolle signifikant sein muss. Andernfalls kann auch kein Mediator-Effekt vorliegen, da in diesem Falle überhaupt kein empirischer Einfluss von X auf Y vorliegt, der interveniert werden könnte. Es kann also die Situation auftreten, in der die Effekte zwischen X und Z sowie zwischen Z und Y signifikant sind und auch der indirekte Effekt von X über Z auf Y signifikant ist, in der aber kein signifikanter Effekt zwischen X und Y in einem Regressionsmodell ohne Mediator-Variable (totaler Effekt) vorliegt. Dann liegt zwar ein indirekter Effekt von X auf Y vor, aber kein Mediator-Effekt: Z interveniert nicht den Effekt zwischen X und Y und trägt nicht zur Klärung des Wirkmechanismus zwischen X und Y bei, da ein solcher Effekt eben gar nicht empirisch vorliegt. Aus diesem Grund wird auch klar, warum der Nachweis eines signifikanten indirekten Effekts noch nicht ausreicht, um einen Mediator-Effekt nachzuweisen.

Falls jedoch die oben beschriebenen Suppressor-Effekte (vgl. Abbildung 6) wirken, ist es möglich, dass Bedingung (b) nicht erfüllt wird. So können sich wie gesehen indirekte und direkte Effekte auch aufheben, was zur Folge hat, dass kein signifikanter totaler Effekt zwischen X und Y auftritt, aber durchaus ein signifikanter direkter sowie indirekter Effekt nachzuweisen ist. In diesem Spezialfalle kann von

dem Vorliegen eines Suppressor-Mediators gesprochen werden.

Die vierte Bedingung (d) fordert, dass bei statistischer Kontrolle des Mediators der Effekt des Prädiktors auf die abhängige Variable geringer oder sogar nicht signifikant werden sollte. Wird der Effekt von X auf Y bei Kontrolle von Z nicht-signifikant (während der Effekt von X auf Y vor der Kontrolle noch signifikant war, vgl. Bedingung b), so liegt der oben beschriebene Fall eines totalen Mediator-Effekts vor. Wird der Effekt von X auf Y hingegen geringer, aber bleibt signifikant, so liegt der Fall eines partiellen Mediator-Effekts vor. In diesem Fall kann die Reduktion des Effekts bei Kontrolle des Mediators als ein Maß für die Stärke bzw. Wirksamkeit des Mediators interpretiert werden.

Die vier Bedingungen a) bis d) können mit Hilfe von drei Regressionsschätzungen überprüft werden:

1. Eine Regressionsschätzung von Z auf X zur Überprüfung der ersten Bedingung, wobei sich dieser Effekt als signifikant erweisen muss sowie die erwartete Richtung aufweisen sollte:

$$Z = a + b X + U$$

2. Eine Regressionsschätzung von Y auf X zur Überprüfung der zweiten Bedingung, wobei auch hier Signifikanz und erwartete Effektrichtung vorliegen müssen:

$$Y = a + b X + U$$

3. Eine multivariate Regressionsschätzung von Y auf X und Z zur Überprüfung der dritten und vierten Bedingung. Dabei muss erstens der Effekt von Z auf Y signifikant sein und die erwartete Effektrichtung aufweisen (dritte Bedingung). Und zweitens muss der Effekt von X auf Y nicht signifikant sein oder zumindest geringer sein, als er es bei der zweiten Regressionsschätzung war (vierte Bedingung):

$$Y = a + b_1 X + b_2 Z + U$$

Die drei zuletzt genannten Regressionsschätzungen sind also stets durchzuführen, um ein Mediator-Modell zu schätzen. Neben der Überprüfung der Bedingungen a) bis d) werden die erste und dritte Regression zur Schätzung der direkten Effekte b_{zx} , b_{yx} und b_{yz} sowie der Standardfehler dieser Regressionskoeffizienten benötigt. Mit Hilfe dieser Werte können dann der indirekte und totale Effekt sowie der Standardfehler und damit die Signifikanz des indirekten Effekts ermittelt werden. Die zweite Regressionsschätzung wird zudem zum Signifikanztest des totalen Effekts benötigt.

4 Empirische Analyse

Nach der Darstellung der Logik des Verfahrens zur empirischen Überprüfung von Mediator- und Moderator-Effekten kann nun der empirische Test der formulierten Mediator-Hypothesen H1a und H1b erfolgen (vgl. Abschnitt 4.1). Anschließend werden die in den Hypothesen H2a, H2b und H2c postulierten Moderator-Effekte durch Antwortlatenzzeit als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung empirisch überprüft (Abschnitt 4.2).

4.1 Mediator-Effekt der Verhaltensintention

Bei der empirischen Überprüfung der postulierten Mediator-Effekte nach H1a und H1b durch Verhaltensintention muss sich gemäß den in Abschnitt 3.2 vorgestellten Bedingungen Folgendes erweisen, damit die Mediator-Hypothesen H1a und H1b vorläufig empirisch bestätigt werden können:

- Die Verhaltenseinstellung (VE) sowie die subjektive Norm (SN) müssen jeweils einen signifikant positiven Effekt auf die Verhaltensintention (VI) ausüben;
- Die Verhaltenseinstellung (VE) sowie die subjektive Norm (SN) müssen jeweils einen signifikant positiven Effekt auf das Verhalten (V) ausüben in einem Regressionsmodell ohne Kontrolle der Verhaltensintention (VI);
- die Verhaltensintention (VI) muss in einem Regressionsmodell mit Kontrolle der Effekte von VE und SN einen signifikant positiven Effekt auf das Verhalten (V) ausüben und die VE sowie SN dürfen in diesem Modell keinen signifikanten Effekt mehr auf das Verhalten ausüben (totaler Mediator-Effekt).

Zum empirischen Test dieser Bedingungen werden nachfolgend die drei in Abschnitt 3.2 erläuterten Regressionsschätzungen durchgeführt. Hierzu werden wie eingangs angekündigt Daten einer CATI-Erhebung aus dem Jahr 2005 zum Thema Geldspenden an Hilfsorganisationen verwendet. Verhaltenseinstellungen und -intentionen wurden dabei in einer ersten Befragungswelle erhoben, und vier Woche später wurde das tatsächliche Verhalten in einer zweiten Welle abgefragt (nach Ausschluss von missing values aufgrund von Panelmortalität sowie Item-Nonresponse und ungültigen Messwerten beträgt der Stichprobenumfang bei allen nachfolgend berichteten Regressionsanalysen N=896).³

³ Der Stichprobenumfang der ersten Welle beträgt N=2002. An beiden Wellen nahmen N=1580 Befragte teil. Nach Ausschluss von missings der VE, VI, SN, V und Antwortreaktionszeiten (vgl. Abschnitt 4.2) beträgt die Fallzahl N=896. Eine Analyse der missings zeigt, dass sich die empirischen Verteilungen und deskriptiven Kennwerte der im Erklärungsmodell beteiligten Variablen nicht zwischen der ursprünglichen und der um alle missings bereinigten Stichprobe unterscheiden (Mittelwertunterschiede n.s. mit $p > 0,1$). Zudem wird die Panelmortalität in einer logistischen Regression ($Y = \text{Teilnahme an zweiter Welle}$) nicht signifikant beeinflusst von den Modellvariablen ($p > 0,1$), sodass die Panelmortalität unabhängig von den Modellvariablen ist.

Die Verhaltenseinstellung (VE) wird nachfolgend als additiv gemittelter Index aus folgenden zwei Indikatoren mit einem Wertebereich von jeweils 1 (stimme überhaupt nicht zu) bis 5 (stimme voll und ganz zu) operationalisiert: „Ich finde es äußerst positiv, Geld an Organisationen zu spenden, die langfristige weltweite Entwicklungshilfe durchführen“ und „Und ich finde es äußerst positiv, Geld an soziale Wohltätigkeitsorganisationen zu spenden“. Cronbachs Alpha dieser Skala beträgt 0,625 (was angesichts der geringen Indikatorenanzahl zufrieden stellend ist) und die VE-Indikatoren laden in einer Hauptkomponentenanalyse (Oblimin-Rotation) auf einem gemeinsamen Faktor mit Faktorladungen größer 0,85 sowie Kreuzladungen zu den Indikatoren der anderen Konstrukte (s.u.) nicht über 0,33, sodass die Skala als ausreichend reliabel und konstruktvalide angesehen werden kann.

Die Verhaltensintention (VI) wird ebenfalls als gemittelter additiver Index aus zwei Indikatoren operationalisiert. Die Intentionen zum Geldspenden wurden dabei als Wahrscheinlichkeitsurteile von 0 bis 100% abgefragt: „Für wie wahrscheinlich halten Sie es, dass Sie innerhalb der nächsten vier Wochen Geld an Hilfsorganisationen für langfristige weltweite Entwicklungshilfe spenden werden?“; „Und dass Sie Geld an soziale Wohltätigkeitsorganisationen spenden werden?“. Die VI-Skala weist ein befriedigendes Cronbachs Alpha von 0,714 und die Indikatoren laden auf einem gemeinsamen Faktor mit Faktorladungen über 0,88 sowie Kreuzladungen unter 0,34. Damit ist auch die VI-Skala ausreichend reliabel und konstruktvalide.

Auch die subjektive Norm zum Geldspenden wird als gemittelter additiver Index aus folgenden zwei Indikatoren mit einem Wertebereich von jeweils 1 (stimme überhaupt nicht zu) bis 5 (stimme voll und ganz zu) gebildet: „Die für mich wichtigsten Menschen meinen, ich sollte Geld spenden.“ und „Diese Menschen finden es sehr gut, wenn ich Geld spende.“. Cronbachs Alpha beträgt 0,758 und die Indikatoren laden ebenfalls auf einem gemeinsamen Faktor mit Faktorladungen größer 0,89 sowie Kreuzladungen nicht über 0,34, sodass auch die SN-Skala ausreichend reliabel und konstruktvalide ist.

Das Spendenverhalten wurde vier Wochen nach der Ersterhebung in kontinuierlicher Form (Spendenhöhe in Euro an den jeweiligen Hilfsorganisationstyp) abgefragt. Nachfolgend wird das Spendenverhalten als additiv gemittelte Spendenhöhe an Entwicklungshilfe und soziale Wohltätigkeitsorganisationen operationalisiert. Aufgrund der Rechtsschiefe wird die Spendenhöhe zudem logarithmiert, was zu einer akzeptablen Schiefe führt (vgl. nachfolgende Tabelle 1).

Die deskriptiven Kennwerte der vier Index-Variablen Verhaltenseinstellung, subjektive Norm, Verhaltensintention und Verhalten werden in nachfolgender Tabelle 1 dargestellt.

Tabelle 1: deskriptive Kennwerte

	Verhaltens- einstellung	subjektive Norm	Verhaltens- intention	Spenden- verhalten
Mittelwert	3,8337	3,0106	34,8622	,4373
Median	4,0000	3,0000	30,0000	-,6931
Modus	4,00	3,00	,00	-,69
Standardabweichung	,84147	1,12446	28,62346	1,68037
Varianz	,708	1,264	819,302	2,824
Schiefe	-,765	-,131	,542	1,087
Kurtosis	,583	-,639	-,591	-,179
Spannweite	4,00	4,00	100,00	8,07
Minimum	1,00	1,00	,00	-,69
Maximum	5,00	5,00	100,00	7,38

Nachfolgend werden die empirischen Koeffizientenschätzungen der drei durchzuführenden Regressionen (vgl. Abschnitt 3.2) vorgestellt. Modell 1 (M1) bezieht sich dabei immer auf die erste Regressions-schätzung der Effekte von X_1 und X_2 auf Z (hier: VE und SN auf VI), Modell 2 (M2) bezieht sich auf die zweite Regressionsschätzung der Effekte von X_1 und X_2 auf Y (VE und SN auf V) und Modell 3 (M3) bezieht sich auf die dritte Regression von Y auf X_1 und X_2 und Z (Effekt von VE und SN auf V).

Nachfolgende Tabelle 2 stellt die in SPSS gewonnenen Koeffizientenschätzungen vor.⁴

Tabelle 2: Koeffizientenschätzung der drei separaten Regressionsschätzungen

		a	b _i	SE _i	b* _i	T _i	p _i	Tol _i	R ²	F, df, p
M1	VE → VI	-20,485	10,784	1,091	,317	9,882	,000	,903	0,170	F=91,425, df=2, p=,000
	SN → VI		4,651	,817	,183	5,696	,000	,903		
M2	VE → V	-1,294	,350	,069	,175	5,100	,000	,903	0,048	F=22,340, df=2, p=,000
	SN → V		,129	,051	,087	2,519	,012	,903		
M3	VE → V	-,744	,061	,065	,030	,925	,355	,814	0,221	F=84,418, df=3, p=,000
	SN → V		,005	,047	,003	,096	,924	,871		
	VI → V		,027	,002	,457	14,096	,000	,830		

M=Modell, a=Intercept, b=unstandardisierter Regressionskoeffizient, SE=Standardfehler, b*=standardisierter Regr.koeffizient, T=Testwert des t-Tests, p=Irrtumswahrscheinlichkeit, TOL=Toleranz, R²=ausgeschöpfte Varianz, F=F-Statistik; df=Freiheitsgrade

Die Koeffizientenschätzungen der Regressionsmodelle M1 und M3 können nun ganz wie in Abschnitt 3 beschrieben zur Bestimmung des indirekten Effekts und dessen Signifikanz verwendet werden (mit VE= X_1 , SN= X_2 , VI= Z , V= Y).

In einem ersten Schritt werden die indirekten und totalen Effekte ermittelt:

- der indirekte unstandardisierte Effekt von VE über VI auf V beträgt:

$$b_{zx_1,yz} = b_{zx_1} \times b_{yz} = 10,784 \times 0,027 = 0,291$$

und der standardisierte indirekte VE-Effekt beträgt $0,317 \times 0,457 = 0,145$;

- der indirekte unstandardisierte Effekt von SN über VI auf V beträgt:

$$b_{zx_2,yz} = b_{zx_2} \times b_{yz} = 4,651 \times 0,027 = 0,126$$

und der standardisierte indirekte SN-Effekt beträgt $0,183 \times 0,457 = 0,084$;

⁴ Residuenanalysen (Plots zwischen standardisierten Residuen und standardisierten vorhergesagten Werten, vgl. Urban/Mayerl 2006) zeigen insgesamt akzeptable Ergebnisse, sodass die Regressionskoeffizientenschätzungen inhaltlich interpretiert werden können. Für alle drei Modellschätzungen (M1, M2, M3) gilt dabei, dass der Zusammenhang zwischen standardisierten Residuen und standardisierten vorhergesagten Werten wie gefordert linear ist. Zudem verlaufen die Regressionsgeraden in diesen Plots parallel zur Y-Achse auf der Höhe standardisierter Residuen von 0. Die Plots verweisen zwar auf eine schwache negative Beziehung zwischen standardisierten Residuen und standardisierten vorhergesagten Werten, R² beträgt dabei jedoch in allen drei Modellen 0,0, sodass dies vernachlässigt werden kann. Bei Ausschluss von Outliern über 2 Standardabweichungen (standardisierte Residuen) ergeben sich dieselben Ergebnisse. Die Residuen sind zudem in M1 und M3 annähernd normalverteilt. Lediglich in Modell M2 sind die Residuen nicht mehr annähernd normalverteilt. Da M2 aber ansonsten in der Residuenanalyse nicht weiter auffällig ist, kann dies an dieser Stelle akzeptiert werden. Des Weiteren liegen gemäß Tabelle 2 keine Multikollinearitätsprobleme vor und die F-Statistik ist in allen drei Modellen hoch signifikant.

- der totale unstandardisierte Effekt von VE auf V beträgt folgerichtig:

$$b_{zx_1 \text{ total}} = b_{yx_1} + b_{zx_1 \cdot yz} = 0,061 + 0,291 = 0,352$$

und der totale standardisierte VE-Effekt beträgt: $0,030 + 0,145 = 0,175$;

Diese Werte entsprechen genau den geschätzten totalen Koeffizienten aus M2 (Abweichungen zwischen dem „per Hand“ berechneten totalen unstandardisierten Effekt von 0,352 und dem exakten Schätzwert von 0,350 kommen nur durch Rundungen zustande, da SPSS mit über 10 Stellen hinter dem Komma arbeitet).

- der totale unstandardisierte Effekt von SN auf V beträgt:

$$b_{zx_2 \text{ total}} = b_{yx_2} + b_{zx_2 \cdot yz} = 0,005 + 0,126 = 0,131$$

und der totale standardisierte SN-Effekt beträgt: $0,003 + 0,084 = 0,087$.

Nach der Bestimmung der indirekten und totalen Effekte kann nun die Berechnung des Standardfehlers für die indirekten Effekte erfolgen, um deren statistische Signifikanz zu ermitteln. Beginnen wir mit der Ermittlung der Signifikanz des indirekten VE-Effekts:

Der Standardfehler des indirekten VE-Effekts beträgt nach Sobel:

$$SE_{b_{zx_1 \cdot yz}} = \sqrt{b_{yz}^2 \times SE_{b_{zx_1}}^2 + b_{zx_1}^2 \times SE_{b_{yz}}^2}$$

$$SE_{b_{zx_1 \cdot yz}} = \sqrt{0,027^2 \times 1,091^2 + 10,784^2 \times 0,002^2} = 0,037$$

und nach Goodman (I):

$$SE_{b_{zx_1 \cdot yz}} = \sqrt{b_{yz}^2 \times SE_{b_{zx_1}}^2 + b_{zx_1}^2 \times SE_{b_{yz}}^2 + SE_{b_{zx_1}}^2 \times SE_{b_{yz}}^2}$$

$$SE_{b_{zx_1 \cdot yz}} = \sqrt{0,027^2 \times 1,091^2 + 10,784^2 \times 0,002^2 + 1,091^2 \times 0,002^2} = 0,037$$

und nach Goodman (II):

$$SE_{b_{zx_1 \cdot yz}} = \sqrt{b_{yz}^2 \times SE_{b_{zx_1}}^2 + b_{zx_1}^2 \times SE_{b_{yz}}^2 - SE_{b_{zx_1}}^2 \times SE_{b_{yz}}^2}$$

$$SE_{b_{zx_1 \cdot yz}} = \sqrt{0,027^2 \times 1,091^2 + 10,784^2 \times 0,002^2 - 1,091^2 \times 0,002^2} = 0,036$$

Auf Basis dieser Standardfehler des indirekten VE-Effekts ergibt sich der nachfolgende t-Test zur Bestimmung der Signifikanz des indirekten Effekts:

$$\text{nach Sobel: } t_{x_1} = \frac{b_{zx_1 \cdot yz}}{SE_{b_{zx_1 \cdot yz}}} = \frac{0,291}{0,037} = 7,865$$

$$\text{nach Goodman I: } t_{x_1} = \frac{b_{zx_1 \cdot yz}}{SE_{b_{zx_1 \cdot yz}}} = \frac{0,291}{0,037} = 7,865$$

$$\text{nach Goodman II: } t_{x_1} = \frac{b_{zx_1 \cdot yz}}{SE_{b_{zx_1 \cdot yz}}} = \frac{0,291}{0,036} = 8,083$$

Demnach ist nach allen drei Berechnungsvarianten der indirekte Effekt der Verhaltenseinstellung (X_1) über die Verhaltensintention (Z) auf das Spendenverhalten (Y) deutlich signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% (da der t-Wert größer als der kritische Wert von 2,58 ist).

Die statistische Signifikanz des indirekten SN-Effekts wird auf dieselbe Art und Weise ermittelt, sodass an dieser Stelle die Darstellung der Ergebnisse ausreicht:

- der Standardfehler ergibt nach allen drei Berechnungsformen: $SE_{b_{zx_2 \cdot yz}} = 0,024$;
- damit beträgt der t-Wert: $t_{x_2} = 5,250$;

Folgerichtig ist auch der indirekte SN-Effekt statistisch hoch signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1%.

Zudem sind gemäß der Koeffizientenschätzungen von M2 in Tabelle 2 auch die totalen Effekte von VE und SN auf V statistisch signifikant mit $p \leq 0,01$.

Damit können wir uns nun unserer zentralen Frage an dieser Stelle zuwenden: liegt jeweils ein totaler Mediator-Effekt der Einflüsse von SN und VE auf V vor, wie dieser in der TRA (vgl. H1a und H1b) postuliert wird? Betrachten wir hierzu die ermittelten Koeffizienten (vgl. Tabelle 2) gemäß der in Abschnitt 3.2 genannten vier Kriterien:

a) *Kriterium: Der Prädiktor (X_1 bzw. X_2) muss einen signifikanten Effekt auf den Mediator (Z) ausüben.*

Wie M1 in Tabelle 2 zu entnehmen, wird dieses Kriterium in unserem Beispiel sowohl für SN als auch VE erfüllt: beide X-Variablen üben jeweils einen signifikant positiven Effekt auf die Verhaltensintention, Geld zu spenden, aus ($p < 0,05$).

b) *Kriterium: Der Prädiktor (X_1 bzw. X_2) muss in einem Regressionsmodell ohne Kontrolle des Einflusses der Mediator-Variablen einen signifikanten Effekt auf die abhängige Variable (Y) ausüben.* Auch dieses Kriterium wird von beiden X-Variablen erfüllt: gemäß M2 in Tabelle 2 üben beide X-Variablen jeweils einen direkten signifikanten sowie positiven Einfluss auf das Spendenverhalten aus ($p < 0,05$).

c) *Kriterium: Der Mediator (Z) muss einen signifikanten Effekt auf die abh. Variable (Y) ausüben.* Gemäß M3 in Tabelle 2 ist auch dieses Kriterium in unserem Beispiel erfüllt: die Verhaltensintention übt einen signifikant positiven Effekt auf das Spendenverhalten aus ($p < 0,05$).

d) *Kriterium: Der Effekt des Prädiktors (X_1 bzw. X_2) auf die abhängige Variable (Y) muss sich verringern, wenn in einer multivariaten Regression als zusätzlicher Prädiktor die Variable Z aufgenommen wird.*

Wie Tabelle 2 (Modellschätzung M3) zu entnehmen, trifft auch dieses letzte Kriterium zu: die direkten Effekte der Verhaltenseinstellung sowie der subjektiven Norm auf das Verhalten sind nunmehr nicht mehr signifikant ($p > 0,1$) bei Kontrolle des Effekts der Verhaltensintention (M3), während der unkontrollierte Effekt der Verhaltenseinstellung sowie der subjektiven Norm auf das Verhalten noch signifikant waren (M2).

Gemäß diesen Ausführungen kann also geschlossen werden, dass im Modell zur statistischen Erklärung des Geldspendens an Hilfsorganisationen tatsächlich – ganz wie in H1a und H1b nach Ajzen/Fischbein postuliert – totale Mediator-Effekte durch die Mediator-Variable der Verhaltensintention vorliegen: die indirekten Effekte der Verhaltenseinstellung und subjektiven Norm auf das Spendenverhalten (interveniert durch die Verhaltensintention) sind statistisch hoch signifikant und die Verhaltenseinstellung und subjektive Norm üben keine signifikanten direkten Effekte auf das Verhalten aus, sobald (und nur dann!) der Effekt der Verhaltensintention auf Verhalten in einem multivariaten Regressionsmodell mit aufgenommen und dadurch kontrolliert wird. Die empirisch vorgefundenen signifikanten indirekten Effekte können also als totale Mediator-Effekte bezeichnet werden.

Die berichteten Koeffizienten- und Signifikanzschätzungen der direkten, indirekten und totalen Effekte werden abschließend in Tabelle 3 zusammengefasst.

Tabelle 3: direkte, indirekte und totale Effekte (Y=Spendenverhalten)

Prädiktorvariable	direkt unstandardisiert; standardisiert	indirekt über VI unstandardisiert; standardisiert	total unstandardisiert; standardisiert
Verhaltenseinstellung (VE)	0,061 n.s.; 0,030	0,291 **; 0,145	0,350 **; 0,175
Subjektive Norm (SN)	0,005 n.s.; 0,003	0,126 **; 0,084	0,129 **; 0,087
Verhaltensintention (VI)	0,027 **; 0,457		

** signifikant mit $p < 0,01$; n.s. nicht signifikant mit $p > 0,05$

Ausgehend von diesem Mediator-Modell werden nun im nächsten Abschnitt als Erweiterung der TRA die Moderatorhypothesen H2a, H2b und H2c empirisch überprüft.

4.2 Moderator-Effekt der Antwortlatenzzeit

Gemäß den Hypothesen H2a, H2b und H2c sollte sich in einer Multigruppenanalyse zeigen, dass die Antwortlatenzzeit der Verhaltensintention als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung den direkten VE-VI-Effekt (H2a), den direkten VI-V-Effekt (H2b), sowie den durch VI intervenierten indirekten VE-V Effekt (H2c) moderiert, indem diese Effekte jeweils bei kurzen Latenzzeiten (d.h. spontanem Prozessieren) signifikant stärker sind als bei langen Latenzzeiten (d.h. überlegtem Prozessieren).

Hierzu werden aktiv (d.h. durch Interviewer per Tastendruck) gemessene sowie um die individuelle Basisgeschwindigkeit eines jeden Befragten bereinigte Antwortlatenzzeitmessungen verwendet. Die individuelle Basisgeschwindigkeit wird hierbei gemäß Mayerl/Sellke/Urban (2005) als basale Geschwindigkeit kognitiv aufwändiger Prozesse konzipiert und als durchschnittliche Antwortreaktionszeit zu insgesamt drei Items aus Messskalen, die nichts mit den Spendenitems zu tun haben, operationalisiert (Self-Efficacy, Bedürfnis nach sozialer Anerkennung, Tendenz zur Nutzung von Heuristiken). Als Transformationsmaß roher Reaktionszeiten hin zu basisgeschwindigkeitsbereinigten Antwortlatenzzeiten wird der von Mayerl/Sellke/Urban (2005) vorgestellte Residual-Index verwendet. Zudem werden von Interviewern als ungültig ausgewiesene Reaktionszeitmessungen sowie Outlier von 2 Standardabweichungen über bzw. unter dem Mean als fehlende Werte aus der Analyse ausgeschlossen (vgl. Näheres zur Methode der hier verwendeten Antwortreaktionszeitmessung: Mayerl 2005, Mayerl/ Sellke/ Urban 2005, Sellke/ Mayerl 2005 sowie grundlegend für CATI-Surveys Bassili 1996).

Die Umsetzung dieses Moderatormodells erfolgt wie angekündigt als Multigruppenanalyse mittels Median-Split der durchschnittlichen Latenzzeit der beiden Verhaltensintentionsindikatoren (vgl. Abbildung 2). Getrennt für die Befragtengruppen muss hierfür jeweils eine Regression von Z auf X_1 und X_2 sowie von Y auf X_1 und X_2 und Z durchgeführt werden. Zum Test der Bedingungen (b) und (d) für das Vorliegen eines Mediator-Effekts muss zudem eine Regression von Y auf X_1 und X_2 ohne Kontrolle des Mediators geschätzt werden. Daneben müssen für beide Latenzzeitgruppen jeweils die indirekten und totalen Effekte sowie jeweils ihre Signifikanzen ermittelt werden. Die Koeffizientenschätzungen

ergeben folgende in Tabelle 4 dargestellten Ergebnisse.

Tabelle 4: Koeffizienten der kombinierten Moderator-Mediator-Analyse⁵

			A	b _i	SE _i	b* _i	T _i	p _i	Tol _i	R ²	F, df, p
La- tenz- zeit lang	M1 _i	VE→VI	-2,231	7,682	1,616	,222	4,754	,000	,949	,085	F=20,441, df=2, p=,000
		SN→VI		3,590	1,160	,145	3,095	,002	,949		
	M2 _i	VE→V	-,712	,175	,105	,080	1,663	,097	,949	,021	F=4,800, df=2, p=,009
		SN→V		,164	,075	,105	2,173	,030	,949		
	M3 _i	VE→V	-,662	,005	,101	,002	,047	,962	,903	,135	F=22,850, df=3, p=,000
		SN→V		,084	,072	,054	1,177	,240	,929		
VI→V	,022	,003		,352	7,597	,000	,915				
La- tenz- zeit kurz	M1 _k	VE→VI	-31,070	12,590	1,475	,379	8,535	,000	,865	,235	F=68,771, df=2, p=,000
		SN→VI		4,955	1,141	,193	4,341	,000	,865		
	M2 _k	VE→V	-1,666	,479	,091	,256	5,248	,000	,865	,080	F=19,530, df=2, p=,000
		SN→V		,087	,071	,060	1,227	,221	,865		
	M3 _k	VE→V	-,694	,085	,085	,045	1,002	,317	,744	,315	F=68,616, df=3, p=,000
		SN→V		-,068	,062	-,047	-1,098	,273	,830		
VI→V	,031	,003		,554	12,389	,000	,765				

MX_i=Modell bei kurzer LZ, *MX_k*=Modell bei langer LZ, *a*=Intercept, *b*=unstandardisierter Regressionskoeffizient, *SE*=Standardfehler, *b**=standardisierter Regr.koeffizient, *T*=Testwert des *t*-Tests, *p*=Irrtumswahrscheinlichkeit, *TOL*=Toleranz, *R*²=ausgeschöpfte Varianz, *F*=*F*-Statistik; *df*=Freiheitsgrade

Aus diesen Koeffizientenschätzungen (Tab. 4) können wieder die direkten, indirekten und totalen Effekte ermittelt werden, wie dies oben beschrieben wurde, mit dem Unterschied, dass dies nun getrennt für beide Latenzzeitgruppen durchgeführt wird. Nachfolgende Tabelle 5 zeigt diese Ergebnisse des Spendenmodells getrennt für kurze und lange Latenzzeiten:

Tabelle 5: direkte, indirekte und totale Effekte (Y=Spendenverhalten)

	X _{1...i}	direkt unstandardisiert; standardisiert	indirekt über VI unstandardisiert standardisiert	total unstandardisiert standardisiert
Latenzzeit lang	Verhaltens- einstellung (VE)	0,005 n.s.; 0,002 SE=0,101	0,169 **; 0,078 SE=0,043 (Sobel)	0,175 n.s.; 0,080 SE=0,105
	Subjektive Norm (SN)	0,084 n.s.; 0,054 SE=0,072	0,079 **; 0,051 SE=0,028 (Sobel)	0,164*; 0,105) SE=0,075
	Verhaltens- intention (VI)	0,022 **; 0,352 SE=0,003		
Latenzzeit kurz	Verhaltens- einstellung (VE)	0,085 n.s.; 0,045 SE=0,085	0,390 **; 0,210 SE=0,059 (Sobel)	0,479 **; 0,256 SE=0,091
	Subjektive Norm (SN)	-0,068 n.s.; -0,047 SE=0,062	0,154 **; 0,107 SE=0,038 (Sobel)	0,087 n.s.; 0,060 SE=0,071
	Verhaltens- intention (VI)	0,031 **; 0,554 SE=0,003		

** signifikant mit $p < 0,01$; * signifikant mit $p < 0,05$; n.s. nicht signifikant mit $p > 0,05$; SE=Standardfehler (bei den indirekten Effekten unterscheiden sich die drei vorgestellten SE-Berechnungsarten lediglich ab der vierten Kommastelle, sodass nur das gerundete Ergebnis nach Sobel berichtet wird)

⁵ Die Auskünfte zur Residuenanalyse in Fußnote 4 gelten auch für die Regressionsanalysen getrennt für beide Latenzzeitgruppen.

Wie den Schätzwerten in Tabelle 4 zu entnehmen, ist der unstandardisierte Effekt von VE auf VI in der Gruppe kurzer Latenzzeiten hypothesenkonform (H2a) höher als bei langen Latenzen. Und hinsichtlich H2b zeigt sich ebenfalls hypothesenkonform, dass der unstandardisierte direkte VI-Effekt in der Gruppe kurzer Latenzzeiten höher ist als in der Gruppe langer Latenzzeiten (Tabelle 5). Zudem ist auch der indirekte VE-Effekt auf V (interweniert durch VI) bei kurzen Latenzzeiten deutlich höher als bei langen (H2c, vgl. Tabelle 5). Absolute Latenzzeitgruppen-Differenzen der unstandardisierten Effekte der subjektiven Norm (direkt auf VI und indirekt auf V) treten zwar ebenfalls nach dem Muster auf, dass die Effekte bei kurzen Latenzzeiten tendenziell stärker sind – die Differenzen sind jedoch lange nicht so deutlich wie bei der Verhaltenseinstellung. Die Frage ist nun, ob all diese berichteten Differenzen in den unstandardisierten Regressionskoeffizienten auch statistisch signifikant sind.

Gemäß Urban/Mayerl (2006: 301) kann die Signifikanz der Differenzen der Regressionskoeffizienten zwischen zwei Gruppen ermittelt werden mittels folgenden t-Tests:

$$t_{df} = \frac{b_1 - b_2}{SE_{b_1 - b_2}}$$

$$\text{mit } SE_{b_1 - b_2} = \sqrt{(SE_{b_1})^2 + (SE_{b_2})^2}$$

Mit Hilfe dieses t-Tests ergeben sich in unserem Fall folgende Signifikanzen der Koeffizienten-Unterschiede bei einem Vergleich kurzer versus langer Antwortlatenzzeiten:

- t-Test der Differenz des indirekten VE-Effekts auf V (Tabelle 5):
t= 3,027 (damit signifikant mit p<0,01)
- t-Test der Differenz des VE-VI-Effekts (Tabelle 4):
t= 2,243 (damit signifikant mit p<0,05)
- t-Test der Differenz des indirekten SN-Effekts auf V (Tabelle 5):
t= 0,678 (damit nicht signifikant mit p>0,1)
- t-Test der Differenz des SN-VI-Effekts (Tabelle 4):
t= 0,839 (damit nicht signifikant mit p>0,1)
- t-Test der Differenz des direkten VI-V-Effekts (Tabelle 5):
t= 2,121 (damit signifikant mit p<0,05)

Alle drei Moderatorhypothesen bestätigen sich demnach empirisch: Die Verhaltensintention wird bei spontanem Prozessieren signifikant stärker durch die Verhaltenseinstellung beeinflusst als bei überlegtem Prozessieren (H2a). Zudem ist die Verhaltensintention gegenüber Verhalten signifikant prädiktiver, wenn die Verhaltensintention spontan prozessiert und geäußert wird (H2b). Und der indirekte, durch die Verhaltensintention intervenierte Effekt der Verhaltenseinstellung auf das Spendenverhalten ist bei spontanem Prozessieren der Verhaltensintention ebenfalls signifikant stärker als bei überlegtem (H2c).

Auch hinsichtlich des totalen Mediator-Effekts zeigt sich ein Moderatoreffekt der Latenzzeit: lediglich in der Gruppe mit kurzen Latenzzeiten werden alle vier oben genannten Kriterien für den Nachweis eines Mediator-Effekts erfüllt. Bei langen Latenzzeiten ist der totale (direkte) Effekt der Verhaltenseinstellung auf das Spendenverhalten hingegen nicht mehr signifikant (M2 in Tabelle 4), sodass gemäß Kriterium b) in Abschnitt 3.2 auch kein Mediator-Effekt auftreten kann. Der signifikante indirekte Effekt von VE auf V bei langen Latenzzeiten (vgl. Tabelle 5) ist also kein Mediator-Effekt mehr im strengen Sinne.

Interessanterweise unterscheidet sich der indirekte Effekt der subjektiven Norm im Unterschied zu demjenigen der Verhaltenseinstellung nicht signifikant in den beiden Latenzzeitgruppen. Dies unterstreicht die oben dargelegten Überlegungen, dass die subjektive Norm nicht als eine einfache Bewertungsheuristik (wie z.B. eine Einstellung) fungiert, die vor allem bei spontanen Prozessen angewendet wird. Zudem ist der totale Effekt der subjektiven Norm auf Verhalten lediglich bei langen Latenzzeiten der VI signifikant, was daran liegt, dass der nicht-signifikante direkte Effekt von SN auf V in Modell M3 (Tabelle 4) bei kurzen Latenzzeiten negativ ist und so den signifikanten indirekten (positiven!) Effekt abschwächt (vgl. Tabelle 5).

Bei Betrachtung der ausgeschöpften Varianz des Gesamtmodells kann zudem festgestellt werden, dass der Anteil ausgeschöpfter Varianz der Vorhersage des Spendenverhaltens bei Berücksichtigung des Modus der Informationsverarbeitung (gemessen über Latenzzeit) deutlich erhöht werden kann: während R^2 im Regressionsmodell ohne Gruppendifferenzierung 0,221 beträgt, kann R^2 bei kurzen Latenzzeiten auf 0,315 angehoben werden, während R^2 bei langen Latenzzeiten nur 0,135 beträgt. R^2 ist damit zwar absolut gesehen immer noch nicht sehr hoch und eine Reihe von Drittvariablen sind offensichtlich noch nicht im Regressionsmodell enthalten, aber diese Differenz heißt auch, dass bei langen Latenzzeiten deutlich mehr bzw. bedeutsamere Drittvariablen nicht modelliert wurden als bei kurzen Latenzzeiten (oder es treffen andere Gründe für einen geringeren R^2 -Wert zu, vgl. Urban/Mayerl 2006: Kap. 2.2.3 und 2.3.4).

Insgesamt zeigt diese Analyse, dass a) eine kombinierte Moderator-Mediator-Modellierung sinnvoll sein kann und mittels OLS-Regression möglich ist, sowie b) Antwortlatenzzeiten als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung empirische Tests von theoretischen Modellierungen erlauben, die ohne solche Zeitmessungen kaum denkbar wären. Zudem erwies sich Antwortlatenzzeit als Maß für den Modus der Informationsverarbeitung empirisch als signifikanter Moderator im TRA-Modell.

Inhaltlich kann bezüglich der „Erklärung“ des Spendenverhaltens (genauer: der Spendenhöhe) konstatiert werden, dass dieses ganz gemäß der TRA nach Ajzen/Fishbein (1980) in direkter Weise nicht von Verhaltenseinstellungen oder subjektiv wahrgenommenen subjektiven Normen abhängt, sondern von der Intention, dies auch zu tun. Über die Intention vermittelt wirken allerdings auch Verhaltenseinstellungen und subjektiv wahrgenommene subjektive Normen als Hintergrundvariablen signifikant auf das Spendenverhalten. Zudem wirken die Verhaltenseinstellung und die Verhaltensintention verstärkt im Falle eines spontanen Prozessierens der Verhaltensintention.

5 Schlussbemerkungen

Die Studie verfolgte zwei zentrale Ziele:

- 1) Empirische Überprüfung der in der Theory of Reasoned Action (TRA) postulierten totalen Mediation der Einflüsse der Verhaltenseinstellung sowie der subjektiven Norm auf das Spendenverhalten durch den Mediator „Spendenintention“.
- 2) Empirischer Test der Erweiterung der TRA durch Hinzunahme der Moderator-Variablen „Modus der Informationsverarbeitung“ basierend auf dualen Prozesstheorien spontaner versus überlegter Informationsverarbeitung.

Die vorliegende empirische Analyse zeigte, dass ausgehend von der TRA erstens das Geldspendenverhalten wie angenommen nur durch die Verhaltensintention direkt beeinflusst wird und Effekte der Verhaltenseinstellung sowie subjektiven Norm alleine indirekt – d.h. vermittelt durch die Verhaltensintention – auf das Spendenverhalten wirken. Zudem zeigte sich gemäß des statistischen Verfahrens nach Baron/Kenny (1986), dass diese indirekten Effekte auch empirische Mediator-Effekte sind.

Zweitens konnte in einem kombinierten Moderator-Mediator-Modell, welches einer Erweiterung der TRA im Kontext dualer Prozesstheorien der Informationsverarbeitung darstellt, empirisch nachgewiesen werden, dass die Antwortlatenzzeit der Verhaltensintention (als Maß für den aufgewendeten Modus der Informationsverarbeitung bei der Verhaltensintentionsangabe) wie postuliert ein statistisch signifikanter Moderator des Effekts der Verhaltenseinstellung auf die Verhaltensintention, des Effekts der Intention auf das Verhalten sowie des indirekten Effekts der Verhaltenseinstellung auf das Verhalten ist.

Statistisch bereinigte Antwortreaktionszeiten, die mittels CATI-Surveys gemessen werden können, erweisen sich somit als sinnvolle Messung solcher kognitiver Prozesse, die während der Befragung ablaufen, um letztlich theoretisch sowie empirisch die Erklärungs- und Vorhersagekraft einstellungstheoretischer Modelle zu erhöhen.

Literaturverzeichnis

Ajzen, I. / Fishbein, M., 1980: *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*. London et al.: Prentice-Hall.

Baron, R. M. / Kenny, D. A., 1986: The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, S. 1173-1182.

Bassili, J.N., 1996: 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.

Bierhoff, H.W., 1990: *Psychologie hilfreichen Verhaltens*. Stuttgart/Berlin/Köln: W. Kohlhammer GmbH.

Bierhoff, H.W. / Montada, L., 1988: *Altruismus - Bedingungen der Hilfsbereitschaft*. Göttingen: Verlag für Psychologie.

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., 1990: 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., 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.

Goodman, L., 1960: On the Exact Variance of Products. *Journal of the American Statistical Association*, December, 1960, S. 708-713.

Heidbüchel, A., 2000: *Psychologie des Spendenverhaltens - Analyse eines theoriegeleiteten Prozessmodells*. Frankfurt a.M.: Peter Lang GmbH.

Holmbeck, G. N., 1997: Toward terminological, conceptual, and statistical clarity in the study of mediators and moderators: Examples from the child-clinical and pediatric psychology literatures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65, S. 599-610.

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.

MacKinnon, D. P. / Dwyer, J. H., 1993: Estimating mediated effects in prevention studies. *Evaluation Review*, 17, S. 144-158.

MacKinnon, D. P. / Warsi, G. / Dwyer, J. H., 1995: A simulation study of mediated effect measures. *Multivariate Behavioral Research*, 30, S. 41-62.

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./ van Hilton, B. (eds.): Recent Developments and Applications in Social Research Methodology. Proceedings of the Sixth International Conference on Logic and Methodology (2nd edition). 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.

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.

Sobel, M. E., 1982: Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhardt (Ed.), *Sociological Methodology* 1982, S. 290-312. Washington DC: American Sociological Association.

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./ van Hilton, B. (eds.): Recent Developments and Applications in Social Research Methodology. Proceedings of the Sixth International Conference on Logic and Methodology (2nd edition). Leverkusen-Opladen: Barbara Budrich.

Urban, D. / Mayerl, J., 2006: Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung (2., überarbeitete Auflage). Wiesbaden: VS Verlag.

**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 begehen?
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 Einstellungen 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