

## Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden? Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews

Mayerl, Jochen

Forschungsbericht / research report

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

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Mayerl, J. (2003). Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden? Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews. (Schriftenreihe des Instituts für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart -SISS-, 2/2003). Stuttgart: Universität Stuttgart, Fak. 10 Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Institut für Sozialwissenschaften. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-111893>

### Nutzungsbedingungen:

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

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

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

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

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

**No. 2 / 2003**

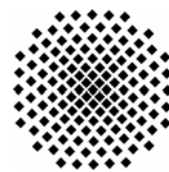
**Können Nonattitudes durch die Messung von  
Antwortreaktionszeiten ermittelt werden?**

**Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews**

**Jochen Mayerl**

**Universität Stuttgart  
Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung für Soziologie I**

**70174 Stuttgart**



**SOWI**

ISSN 0945-9197

**SISS:  
Schriftenreihe  
des Instituts für Sozialwissenschaften  
der Universität Stuttgart: No. 2 / 2003**

---

Können Nonattitudes durch die Messung  
von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden?  
Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews

---

Jochen Mayerl

**Institut für Sozialwissenschaften  
Abteilung für Soziologie I  
Universität Stuttgart  
70174 Stuttgart**

Können Nonattitudes durch die Messung von Antwortreaktionszeiten ermittelt werden?  
Eine empirische Analyse computergestützter Telefoninterviews.

**Z u s a m m e n f a s s u n g:** Antwortreaktionszeitmessungen sind dank der Entwicklung computergestützter Telefoninterviews (CATI) auch in repräsentativen Bevölkerungsumfragen möglich geworden, werden jedoch selten genutzt. Einstellungstheoretisch wird die Antwortreaktionszeit zumeist als ein Indikator für die Einstellungszugänglichkeit als ein Maß der Einstellungsstärke verwendet. Gemäß dieser Vorstellung werden Einstellungsäußerungen mit kurzen Reaktionszeiten als starke Einstellungen und solche mit langen als Nonattitudes interpretiert. Die vorliegende empirische Analyse einer repräsentativen CATI-Studie mit ca. 2000 Befragten zeigt jedoch, dass kurze Reaktionszeiten auch unter der Kontrolle von Störeffekten nicht generell als ein Zeichen hoher Einstellungszugänglichkeit und lange Reaktionszeiten nicht generell als ein Maß für das Vorliegen von Nonattitudes interpretiert werden können. Stattdessen verweisen die Ergebnisse auf die Multidimensionalität von Antwortreaktionszeit, die sich aus der Einstellungszugänglichkeit und dem verwendeten Informationsprozessmodus zusammensetzt. Zudem zeigt sich theoretisch wie empirisch, dass eine Vielzahl einstellungstheoretisch unerwünschter Effekte Antwortreaktionszeiten beeinflussen und damit ihre Interpretation erschweren. Aus diesem Grund werden alternative Datenbehandlungsverfahren zur Bereinigung der ‚rohen‘ Reaktionszeitdaten eingesetzt und evaluiert.

Can We Measure Nonattitudes by Response Reaction Time?  
A Statistical Analysis Using Survey Data.

**A b s t r a c t:** Due to modern techniques of computer assisted telephone interviewing it has become possible to implement response latency measurements in large scale survey studies. However, this has not been done very often. This paper reports about the results of a nationwide German survey study with 2000 respondents that was also designed to measure response latencies. It is argued that in attitude theory, response latencies are regarded as indicators of attitude accessibility and attitude strength. Accordingly, short response latencies should point to strong attitudes whereas long response latencies should indicate the presence of so-called 'nonattitudes'. However, our empirical findings do not support these assumptions. Even when we controlled our measurements for various potentially biasing influences we could not verify the traditional hypotheses connecting response latencies with attitude properties. In contrast, our results lead to an interpretation of response latencies as a multidimensional construct concerning attitude accessibility as well as characteristics of information processing. In addition, this paper reports in its technical parts about various methods of data treatment to control for biasing effects and to clean raw reaction time data.

## 1 Einleitung

In der Psychologie werden bereits seit Ende des 19. Jahrhunderts Reaktionszeitmessungen zur Analyse unterschiedlichster mentaler Prozesse und Eigenschaften wie kognitive Effizienz, prozessuale kognitive Geschwindigkeit oder verarbeitete Informationsmenge verwendet. Mit dem Aufkommen repräsentativer CATI-Umfragen (computergestützter Telefoninterviews) und den Arbeiten der Forschungsgruppe um Bassili (Bassili/Fletcher 1991, Bassili 1993) besteht mittlerweile auch die grundsätzliche aber bislang wenig genutzte Möglichkeit, diese Messungen nicht nur im Labor, sondern auch im breiten Anwendungsfeld sozialwissenschaftlicher Bevölkerungsumfragen zu nutzen. Die Vorteile einer solchen zusätzlichen chronometrischen Messung sind vielfältig. Erstens erhält man für jedes Item die doppelte Informationsmenge über die Urteile des Befragten, wenn man sowohl die gewählte Antwortkategorie, als auch die zugehörige Reaktionszeit zur Messung der zugrunde liegenden Informationsverarbeitungsprozesse erhebt. Und zweitens ist die Antwortreaktionszeitmessung nicht-reaktiv, d.h. im Gegensatz zu Antworten per Kategorienwahl ist eine für den Befragten „unauffällige“ chronometrische Messung nicht oder nur minimal von bewusst-intendierten Antwortverzerrungen seitens des Befragten beeinflusst.

Die Forschungsgruppe um R. H. Fazio diskutiert im Kontext sozialpsychologischer Einstellungsforschung die Antwortreaktionszeit als Indikator für die Stärke der Assoziation zwischen Einstellung und Einstellungsobjekt. Die Assoziationsstärke bzw. kognitive Zugänglichkeit (‘accessibility’) wird dabei als ein Maß der Einstellungsstärke verstanden, welche als Moderatorvariable der Verhaltensrelevanz von Einstellungen dient. Die mehr oder weniger hohe kognitive Zugänglichkeit einer Einstellung kann dann als ein Attitude-Nonattitude-Kontinuum interpretiert werden (vgl. z.B. Fazio 1986, 1989, 1990b). Die zentrale Forschungsfrage dieser Arbeit lautet folgerichtig: Können Antwortreaktionszeiten auf Einstellungsfragen in standardisierten Umfragen zur Messung eines Attitude-Nonattitude-Kontinuums nach Fazio verwendet werden? Daran knüpfen sich, je nach Ausgang der empirischen Analyse, zwei weitere Fragen an: Können Bedingungen identifiziert werden, die eine solchen Interpretation ermöglichen? Und wenn nein, wie können Reaktionszeiten dann einstellungstheoretisch interpretiert werden?

Hierzu wird in einem ersten Schritt die Diskussion von Antwortreaktionszeitmessungen im Kontext des Einstellungsstärkekonzepts und der Modellierung spontanen Prozessierens der Einstellungs-Verhaltens-Relation aufgegriffen und präzisiert (Abschnitt 2.1). Die zentrale Forschungsfrage wird dabei in zwei empirisch zu prüfende Hypothesen übersetzt. In einem weiteren Schritt werden theoretische Bestimmungsfaktoren identifiziert, die die einstellungstheoretische Interpretation von Reaktionszeitdaten potentiell verzerren können (Abschnitt 2.2). Die anschließende empirische Analyse gliedert sich in die Diskussion und vergleichende Analyse verschiede-

ner Datenbehandlungsmethoden bei der Messung von Reaktionszeiten (Abschnitt 3.1) sowie einen empirischen Hypothesentest (Abschnitt 3.2). Aus den empirischen Ergebnissen ergeben sich dann weitere theoretische Überlegungen zur Multidimensionalität von Antwortreaktionszeit (Abschnitt 4).

## **2 Antwortreaktionszeitmessungen in der Einstellungsforschung**

### **2.1 Antwortreaktionszeit als Einstellungsstärkemaß**

Spätestens seit den siebziger Jahren wird das Konstrukt der Einstellungsstärke als Moderatorvariable der Einstellungs-Verhaltens-Relation intensiv erforscht. Ausgangspunkt der Einstellungsstärkediskussion ist die Überlegung, temporär dauerhafte und einflussreiche Einstellungen von solchen zu unterscheiden, die diese Merkmale eben nicht aufweisen. Die Dauerhaftigkeit bezieht sich dabei auf die temporäre Persistenz (häufig auch Stabilität genannt) und Resistenz gegen Persuasion, und die Einflusstärke einer Einstellung verweist auf die Wirkung von Einstellungen auf beliebiges Verhalten, Informationsverarbeitungsprozesse und Urteile.

Grob betrachtet lassen sich zwei theoretische Auffassungen von Einstellungsstärke unterscheiden (vgl. Krosnick/Petty 1995): Einstellungsstärke einerseits als „a latent psychological construct“ (Krosnick/Petty 1995: 3) und andererseits als ein heuristisches Label.

Im ersteren Fall nimmt man an, dass Einstellungsstärke durch verschiedene Einstellungsmerkmale im Gedächtnis repräsentiert wird. Dauerhaftigkeit und Einflusstärke sind dann Konsequenzen von starken Einstellungen. Hierbei bleibt jedoch ungeklärt, was letztlich eine starke Einstellung ist, denn wenn sie über die genannten Charakteristika definiert würde, beginge man einen tautologischen Fehlschluss.

Als heuristisches Label betrachtet geht man davon aus, dass die Einstellungsstärke nicht im Gedächtnis repräsentiert wird. Dauerhaftigkeit und Einflusstärke sind dann kausale Indikatoren von Einstellungsstärke: Je dauerhafter und/oder einflussreicher eine Einstellung, desto stärker ist diese (vgl. auch Pomerantz et al. 1995). Häufig wird dann die Stärke von Einstellungen definiert als „the extent to which attitudes manifest the qualities of durability and impactfulness“ (Krosnick/Petty 1995: 3). Da jedoch originär das Einstellungsstärkekonzept als Moderator der fluktuierenden Einstellungs-Verhaltens-Konsistenz betrachtet wird, hat auch diese Sichtweise einen tautologischen Charakter: man begründet dann eine hohe Konsistenz, d.h. eine einflussreiche Einstellung, rückwirkend damit, dass die Einstellung stark war, was dieser Sichtweise folgend jedoch nichts anderes bedeutet, als dass sie eben einflussreich ist.

Diesem Problem ausweichend beschäftigt sich die Einstellungsstärkeforschung mit Indikatoren für Einstellungsstärke. Einstellungsstärke wird dann, je nach herangezogenen Indikatoren und

variierend von Forscher zu Forscher, zumeist operational definiert. Zu den in der Einstellungsstärkediskussion am häufigsten eingesetzten Indikatoren gehören Urteilssicherheit, Wichtigkeit, Interesse, Wissen, Extremität und Einstellungszugänglichkeit (vgl. z.B. Bassili 1993, 1995, 1996b, Bassili/ Krosnick 2000, Boninger et al. 1995, Downing et al. 1992, Fazio 1995, Fazio/Williams 1986, Krosnick et al. 1993, Krosnick/Abelson 1991, Krosnick/Petty 1995, Manfreda et al. 1992, Prislín 1996). Zuletzt wurden mehrfach Versuche unternommen, eine Reihe der diskutierten Einstellungsstärkeindikatoren mittels Faktorenanalysen in verschiedene Dimensionen zu differenzieren (vgl. mit jeweils abweichenden Dimensionierungsvorschlägen Abelson 1988, Bassili 1993, Boninger et al. 1995, Krosnick et al. 1993, Plies/Schmidt 1996). Ausgangspunkt dieser Versuche ist die Feststellung, dass die genannten Indikatoren nicht zur Generierung *eines* in sich konsistenten Einstellungsstärkeindex` verwendet werden können (vgl. zusammenfassend Krosnick et al. 1993 und Bassili/ Krosnick 2000).

Die insgesamt vielleicht vielversprechendste dimensionale Unterscheidung ist diejenige nach Bassili (1993, 1995, 1996a, 1996b, Bassili/Krosnick 2000) zwischen direkten Metaeinstellungsmaßen und indirekten, operativen Maßen. Während unter Metaeinstellungsmaßen alle Indikatoren auf Basis von Selbsteinschätzungen seitens des Befragten verstanden werden, sind operative Maße „direct manifestations of the information processing involved in an attitude judgement“ (Bassili 1993: 55). Zu solchen operativen Maßen zählt Bassili die Einstellungszugänglichkeit gemessen als Antwortreaktionszeit, die Extremität von Einstellungen operationalisiert über den Abstand zur Skalenmittelkategorie und die Ambivalenz gebildet aus positiven und negativen Bewertungen zum Einstellungsobjekt. Bassili (1996b) geht davon aus, dass Urteile zweiter Ordnung wie Metaeinstellungsmaße – also Urteile über Urteile – typischerweise *nicht* im Gedächtnis repräsentiert sind. Hierin liegt dann eines der Hauptprobleme bei der alleinigen Erhebung von Einstellungsstärke über eben diese Maße, da im Gedächtnis nicht repräsentierte Urteile temporär und ad hoc generiert werden müssen und stark von situativen Kontexteffekten beeinflusst werden. Zudem sind kognitive Prozesse selten offen für ihre bewusste Überprüfung, was bedeutet, dass man alleine über Befragtenaussagen zur Einstellungsstärke den zugrunde liegenden kognitiven Prozess eines Urteiles nicht direkt abbilden kann. Operative Maße basieren hingegen auf den kognitiven Prozessen, die den Einstellungen unterliegen, was ganz besonders für die Einstellungszugänglichkeit zutrifft. Faktorenanalysen bestätigen – mit Einschränkungen – diese Dimensionierung (vgl. Bassili 1996a, 1996b). Die Unterscheidung in Metaeinstellungs- und operative Maße kann jedoch auch alleine unter dem Gesichtspunkt einer plausiblen Kategorisierung der Messmethoden verwendet werden.

Als operativem Maß von Einstellungsstärke kommt der Einstellungszugänglichkeit also eine

besondere Bedeutung zu. Konzeptionell geht diese Vorstellung hauptsächlich auf Fazio (1986, 1989, 1990a, 1990b) zurück. Einstellungen variieren in ihrer Einstellungsstärke hinsichtlich der Assoziationsstärke von Einstellungsobjekt und Bewertung. Je stärker diese Assoziation, desto chronisch zugänglicher ist diese, was die Wahrscheinlichkeit der Aktivierung einer Einstellung bei bloßer Wahrnehmung des Einstellungsobjektes erhöht. Dies führt Fazio zu folgender Überlegung: Je stärker diese Assoziation, desto *schneller* müsste der Proband die betreffende Einstellung äußern können. Antwortreaktionszeit als Einstellungszugänglichkeit kann so als Indikator von Einstellungsassoziationsstärke verstanden werden.

Fazio (1986, 1989, 1990a) hat es jedoch nicht nur bei der Konzeption der Einstellungszugänglichkeit als Einstellungsstärkeindikator belassen, sondern bettet diese in ein Prozessmodell der Einstellungs-Verhaltens-Relation ein. Grundgedanke dabei ist die Eufunktionalität handlungsleitender Heuristiken, Frames, Schemata oder situativer Hinweisreize ('cues'). Eine solche heuristische Funktion erfüllen gerade starke und damit leicht zugängliche Einstellungen. Denn im Alltag wird der Mensch nicht alles hinterfragen, im Gegenteil: Habitualisiertes Handeln und diesem zugrunde liegende automatisch-spontane Informationsverarbeitung machen den Großteil aller Handlungen aus. Spontan meint dann, dass Einstellungen unbewusst aus dem Gedächtnis aktiviert werden und das Beurteilen eines Einstellungsobjektes wenig Aufmerksamkeit und Aufwand erfordert.

Auf dem Kontinuum der Objekt-Bewertungs-Assoziationsstärke stellt Fazio dem Pol der automatischen Aktivierung einer kognitiv leicht zugänglichen Einstellung den Pol der sog. 'Nonattitudes' gegenüber, die Converse in die Einstellungsdebatte einbrachte (vgl. Converse 1964, 1970, Schuman/Presser 1988, Brody 1986). Ein Nonattitude liegt dann vor, wenn keine Einstellung zugänglich ist und damit eine solche nicht aktiviert werden kann. Stattdessen müssen Befragte in solch einem Falle eine Einstellung „on the spot“ (Fazio et al. 1989: 280) generieren. „Such construction presumably will involve some assessment of attributes of the object that are recalled from memory and/or apparent in the external environment.“ (Fazio et al. 1989: 280/281).

Die Hauptannahme folgender Analysen lautet folgerichtig: Antwortreaktionszeiten auf Einstellungsfragen sind ein Indikator für mehr oder weniger starke Einstellungen auf einem Attitude-Nonattitude-Kontinuum. Auf Basis dieser Argumentation können folgende empirisch zu testende Korrespondenzhypothesen zum Verhältnis von Antwortreaktionszeiten und einem Attitude-Nonattitude-Kontinuum formuliert werden:

H1: Je näher eine Einstellungsäußerung am Pol „Nonattitude“ liegt (auf dem Attitude-Nonattitude-Kontinuum), desto länger ist die Antwortlatenzzeit dieser Einstellungsäußerung.



H2: Je näher eine Einstellungsäußerung am Pol „Attitude“ liegt (auf dem Attitude-Nonattitude-Kontinuum), d.h. je höher die Einstellungszugänglichkeit, desto kürzer ist die Antwortlatenzzeit dieser Einstellungsäußerung.

Der empirische Hypothesentest wird nachfolgend mittels eines Extremgruppenvergleichs kurzer versus langer Antwortreaktionszeiten durchgeführt. Dabei ergibt sich aus den oben formulierten Hypothesen zum Attitude-Nonattitude-Kontinuum, dass in der Gruppe langer Latenzzeiten die Einstellungsäußerungen als „Nonattitudes“ weniger prädiktiv und persistent sein sollten als diejenigen in der Gruppe kurzer Latenzzeiten, während in der Gruppe kurzer Latenzzeiten die Einstellungsäußerungen als „Attitudes“ prädiktiver und persistenter sein sollten. Dies impliziert auch, dass in der Gruppe kurzer Latenzzeiten Nonattitudes nicht systematisch auftreten sollten.

Vor einem empirischen Hypothesentest müssen einige Störfaktoren bestimmt werden, die die Interpretation von Antwortreaktionszeiten empfindlich verzerren können. Die Kenntnis dieser ist der erste Schritt zu einer adäquaten Datenbehandlung in der empirischen Analyse.

## **2.2 Bestimmungsfaktoren von Antwortreaktionszeit und Konsequenzen für die empirische Analyse von Informationsverarbeitungsprozessen**

Da die Antwortreaktionszeit als Indikator für einen der Einstellungsäußerung zugrunde liegenden Prozess der Informationsverarbeitung eingesetzt werden soll, muss eine Vielzahl von Bestimmungsfaktoren der Reaktionszeit identifiziert, strukturiert und letztlich kontrolliert werden. Ein gängiges Modell des Beantwortungsprozesses von Fragebogenitems unterteilt diesen in vier Phasen (vgl. Bassili 1996a, Bassili/Scott 1996, Tourangeau 1992, Tourangeau/Rasinski 1988, mit geringfügigen Abweichungen auch Strack/Martin 1987): (1) die Interpretation der Frage, (2) das Erinnern mit der Frage assoziierter relevanter Informationen, (3) das Generieren eines Urteiles aus den erinnerten Informationen und (4) die Übersetzung des Urteiles in eine Antwort. Die Phasen zwei und drei werden hier zusammengefasst auch als Informationsverarbeitung verstanden. In allen vier Phasen ist die Reaktionszeit verschiedenen Bestimmungsfaktoren unterzogen, die möglichst identifiziert und je nach Forschungsinteresse kontrolliert werden müssen.

(ad 1) Bestimmungsfaktoren während der Interpretationsphase beziehen sich zumeist auf Eigenschaften der Frage selbst. Beispielsweise kann einfaches Faktenwissen (etwa Fragen nach dem Alter oder Geschlecht) in aller Regel schneller beantwortet werden als die Frage nach einer bestimmten Einstellung des Befragten (vgl. Bassili 1996a). Dieser Effekt betrifft den Schwierigkeitsgrad der Frage, der sich auch in längeren kognitiven Verarbeitungsprozessen der Phasen (2) und (3) widerspiegelt (vgl. Bassili/Fletcher 1991). Lange Reaktionszeiten können auch bei um-

ständlichen, ambigüenten, langen oder komplexen Frageformulierungen auftauchen (vgl. z.B. Bassili 1993, 1996a, Bassili/Krosnick 2000, Kohler/Schneider 1995).<sup>1</sup> Auch bekannte Kontexteffekte wie eine doppelte Verneinung in der Formulierung der Frage verzögern Reaktionszeiten (vgl. Bassili 1996a, Bassili/Krosnick 2000). Die Unterscheidung der Itemcharakteristik in state- und trait-Urteile korreliert ebenfalls mit Reaktionszeiten: state-Fragen über momentane Zustände können schneller beantwortet werden als trait-Fragen (vgl. Amelang 1994). Die meisten dieser Bestimmungsfaktoren sind innerhalb einer standardisierten Umfrage inter-individuell konstant und werden vor allem dann entscheidend, wenn man Reaktionszeitmessungen unterschiedlicher Studien oder Reaktionszeiten verschiedener Fragebogenitems innerhalb einer Umfrage vergleichen will. Einzig über generelle Persönlichkeitseigenschaften (z.B. hohe Auffassungsgabe oder hohe Intelligenz) wirken Eigenschaften der Frage auch in einem inter-individuellen Vergleich von Reaktionszeiten innerhalb einer Frage (vgl. später zu Persönlichkeitsfaktoren). Dies gilt insbesondere dann, wenn die Frage einen hohen Verständnis-Schwierigkeitsgrad aufweist. Bei kurzen und leicht verständlichen Fragen dürfte dieser Persönlichkeitseffekt in der Interpretationsphase keine Rolle spielen.

(ad 2) Das Erinnern von Einzelinformationen oder Bilanzurteilen war schon Diskussion der vorhergehenden Abschnitte. Hauptdeterminante von Reaktionszeit ist hier die Assoziationsstärke des wahrgenommenen Objektes mit einer Einstellung (vgl. Fazio 1986, 1990a) oder mit bestimmten beliefs (Ajzen et al. 1995, Doll/Ajzen 1992): Je stärker diese Assoziation ist, desto schneller erfolgt der Erinnerungs- und Aktivierungsprozess. Auslöser für eine spontane Aktivierung eines im Gedächtnis gespeicherten Urteils sind entweder eine andauernde Fragewiederholung (vgl. Bassili 1996a und Smith/Lerner 1986) oder die direkte Erfahrung des Befragten mit dem abgefragten Einstellungsobjekt (vgl. Bright/Manfredo 1995, Fazio 1986, Fazio/Williams 1986).

(ad 3) Die dritte Phase bezieht sich auf die Informationsbasis und die Art und Weise des Generierens eines Bilanzurteils. Ist bereits ein Bilanzurteil im Gedächtnis verfügbar (vgl. on-line versus memory-based Urteile nach Hastie/Park 1986) und zugänglich, so wird dieses schneller prozessiert (vgl. Hertel/Bless 2000). Zusätzlich steigt die Reaktionszeit bei vorhandener Inkonsistenz bzw. Ambivalenz der urteilsrelevanten Informationen (vgl. Bassili 1996a, Brömer 2000, Klauer/Musch 1999) und mit der Anzahl verarbeiteter Informationen (vgl. Bassili/ Scott 1996, Houlihan et al. 1994). Bassili (1995) stellt zudem fest, dass bei hoher Sicherheit bzw. Endgültigkeit des Urteils die Reaktionszeit sinkt. Auch mit reaktionszeitverkürzenden Priming-Effekten

---

<sup>1</sup> Der aus Experimenten berichtete Effekt der Itemlänge (vgl. z.B. Klauer/Musch 1999, Kohler/Schneider 1995, Pachella 1974) ist im Falle von Telefoninterviews weniger bedeutend, wenn man die Reaktionszeitmessung erst nach

(vgl. Tourangeau 1992) muss in dieser Phase wie berichtet gerechnet werden.

(ad 4) In der Phase der Antwortselektion können ebenfalls – für die Zwecke dieser Arbeit unerwünschte – Effekte auf die Reaktionszeit auftreten. So verzögern die Antwortlänge und Antwortkomplexität die Reaktionszeit (vgl. Pachella 1974), wobei ersteres für standardisierte Telefoninterviews unter häufiger Verwendung von Zahlenangaben als Antworten voraussichtlich irrelevant sein wird. Die Antwortkomplexität hingegen kann man mit der Anzahl zur Verfügung stehender Antwortkategorien vergleichen: je mehr Kategorien, desto schwieriger bzw. komplexer wird die Wahl und desto länger dauert die Selektion (vgl. Bassili 1993, Bassili 1996a, Fazio 1990b, Smith 1968). Fazio (1990b) warnt explizit davor, nicht mehr als fünf Antwortkategorien anzubieten. Auch die Vertrautheit mit der Antwortskala spielt eine Rolle, so dass während einer Befragung mit Übungs- und Lerneffekten zu rechnen ist, was sich in zunehmend schnelleren Reaktionszeiten ausdrückt (vgl. Smith 1968). Dieser Effekt stellt sich zumeist nach mehreren Fragen ein, weshalb die ersten Fragen in einer Befragung theoretisch unbedeutende oder explizite Übungsfragen sein sollten. Von hoher Bedeutung für die Anwendung von Reaktionszeitmessungen in der Surveyforschung ist der Befund, dass eine fehlende ‘don’t know‘(dk)-Kategorie bei all denjenigen Befragten lange Reaktionszeiten erzeugt, die diese, wenn angeboten, bevorzugen würden, nun aber versuchen, ihr (fehlendes) Urteil in den zur Verfügung stehenden Antwortkategorien abzubilden (vgl. Bassili 1996a) - z.B. durch die Wahl einer Mittelkategorie. Ein weiterer bedeutsamer Effekt ist der Einfluss der Extremität: Antwortkategorien an den Enden der Pole sind für den Befragten leichter angebar als in den Abstufungen dazwischen (vgl. Bassili 1996a, Fazio 1990b, Fazio/Williams 1986, Klauer/Musch 1999). Dies hängt offenbar damit zusammen, dass extreme Urteile leicht extremen Kategorien zugeordnet werden können, die Zuordnung zu mittleren Antwortkategorien jedoch eine ungleich höhere kognitive Anstrengung bei der Umsetzung des Urteils in die Antwortkategorien erfordert. Der Zusammenhang wird kurvilinear beobachtet, d.h. extrem negative und extrem positive Valenzen werden schneller angegeben als Valenzen mittlerer Stärke.

Neben diesen werden eine Reihe von *situativen* und *individuellen* Bestimmungsfaktoren der Reaktionszeit diskutiert, die alle vier Phasen gleichermaßen betreffen. Zu den *situativen* Bestimmungsfaktoren zählen mögliche ‘speed versus accuracy‘-Intervieweranweisungen (möglichst schnell und korrekt zu antworten oder nur eines von beiden, was erhebliche Zeitdifferenzen ausmachen kann, vgl. Fazio 1990b, Houlihan et al. 1994, Pachella 1974, Smith 1968), Reaktionszeiten hemmende Effekte wie mögliche Aufmerksamkeitsverluste durch die Ablenkung des

Befragten z.B. durch Familienmitglieder während des Telefoninterviews (vgl. Bassili 1996a) und situative Komplexität (Kail/Salthouse 1994) sowie Reaktionszeiten beschleunigende Effekte wie (subjektiv empfundener) Zeitdruck seitens des Befragten, soziale Erwünschtheit (vgl. Amelang 1994, Kohler/Schneider 1995) und eine gute Stimmung zum Zeitpunkt der Befragung (vgl. Görsch 2000, Fazio 1995). Starke Emotionen verhindern überlegtes Prozessieren und können als ein zusätzlicher Aspekt der Ability betrachtet werden. Unter *individuellen* Bestimmungsfaktoren werden in der Literatur auch Persönlichkeitsfaktoren wie allgemeine kognitive Geschwindigkeit, Alter oder Geschlecht genannt (wobei sich der Effekt des Geschlechts uneinheitlich darstellt, vgl. Amelang 1994). Zudem werden Reaktionszeiten verkürzende Faktoren wie Intelligenz, Verhaltenskontrolle, Selbstdarstellung oder Impulsivität und Reaktionszeiten hemmende gesundheitliche Faktoren diskutiert (vgl. Amelang 1994, Azorin et al. 1995, Faust et al. 1999, Fisher/Glaser 1996, Freedman/Lips 1996, Houlihan et al. 1994, Kail/Salthouse 1994). Bleiben diese Faktoren unberücksichtigt, ist jeder inter-individuelle Vergleich 'roher' Reaktionszeitdaten der Gefahr einer fehlerhaften Datenanalyse ausgesetzt.

In Anbetracht all dieser Effekte, die auf Reaktionszeiten wirken können, ist Pachellas Warnung vor vorschnellen Reaktionszeitinterpretationen verständlich: „great patience and care must be taken in order to limit the possibility of serious error in their interpretation“ (Pachella 1974: 80). Statistische Verfahren zur Datenbehandlung 'roher' Reaktionszeiten sind deshalb unverzichtbar, um mögliche Verzerrungen so gering wie möglich zu halten.

Eine Präzisierung dieser Problemstellung kann anhand der *Differenzierung von Reaktionszeiten und Latenzzeiten* erfolgen: Unter der *Antwortreaktionszeit* (kurz Reaktionszeit) wird nachfolgend diejenige Zeit verstanden, die zwischen Ende der Darbietung eines Fragebogenitems und der Initiierung der Antwort durch den Befragten vergeht. Die *Antwortlatenzzeit* (kurz Latenzzeit) hingegen ist die Antwortreaktionszeit in Relation zur individuellen Basisgeschwindigkeit des Befragten. Die Basisgeschwindigkeit bezieht sich dabei auf eine als konstant angenommene, personenspezifische Informationsverarbeitungsgeschwindigkeit eines jeden Befragten. Somit bietet die Antwortlatenzzeit gegenüber der Antwortreaktionszeit in einer statistischen Analyse den Vorteil, dass diese um die Auswirkungen der oben als individuelle Störeffekte diskutierten Prädiktoren bereinigt werden kann. Empirische Differenzen in den Latenzzeiten zwischen Befragten können so unabhängig von den genannten Störeffekten auf Aspekte kognitiver Informationsverarbeitung zurückgeführt werden. „Otherwise, one is simply identifying a continuum of generally fast versus slow responders.“ (Fazio 1990b: 87).

### 3 Empirische Analyse

Im Rahmen des DFG-Projektes „Entwicklung kognitiver Modelle der Informationsverarbeitung zur empirischen Analyse von Einstellungen/Risikoperzeptionen gegenüber Anwendungen der modernen Gentechnologie“, durchgeführt am Institut für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart unter der Leitung von Prof. Dr. D. Urban im Zeitraum 1997-1999, wurden in einer repräsentativen CATI-Umfrage mit einem Stichprobenumfang von 2008 Befragten Antwortreaktionszeitdaten zu ausgewählten Items erhoben (für detaillierte Angaben zur Stichprobe vgl. Slaby/Urban 2002). Nachfolgend stehen die Variablen der bilanzierenden, fünfstufigen Einstellungserst- und zweitmessung (E1, E2) gegenüber gentechnischem Obst und Gemüse im Mittelpunkt der Analysen (vgl. Anhang A und B zum Fragebogen und zur deskriptiven Statistik der relevanten Variablen).<sup>2</sup>

Die Antwortreaktionszeitmessungen wurden in Anlehnung an die Methode nach Bassili durchgeführt (vgl. Bassili 1993, 1995, 1996a, 1996b, Bassili/Fletcher 1991). Der Interviewer löst dabei per Tastendruck an einem Computer unmittelbar nach dem Ende des Vorlesens der Frage die chronometrische Messung aus. Die Zeitregistrierung erfolgt dann durch einen weiteren Tastendruck, sobald der Befragte seine Antwort äußert.<sup>3</sup>

#### 3.1 Datenbehandlung: Reaktionszeit und Latenzzeit

Die statistische Behandlung der Reaktionszeitdaten erfolgt in mehreren Schritten. So werden zunächst ungültige Reaktionszeitmessungen aus den Analysen entfernt<sup>4</sup> und die Reaktionszeitdaten daraufhin geprüft, ob diese systematisch mit der kognitiven Basisgeschwindigkeit eines jeden Befragten kovariieren. Die individuelle Basisgeschwindigkeit jedes Befragten wird als arithmetisches Mittel der Reaktionszeiten mehrerer Fragebogenitems ermittelt (die Bereinigung von

---

<sup>2</sup> Antwortreaktionszeitdaten werden dabei mit „t“ für „time“ in die Variablenbezeichnung aufgenommen (z.B. tE1, tE2).

<sup>3</sup> Parallel zu dieser aktiven Reaktionszeitmessung setzt Bassili auch das sog. „voice key“ Verfahren ein. Dabei wird ein präparierter Telefonhörer mit dem Computer verbunden, der die Zeitmessung ab einer bestimmten Dezibel-Lautstärke stoppt. Durch die Interviewer- und voice key- Messung kann die Reaktionszeitmessung validiert werden, da beide Varianten jeweils komplementäre Schwächen aufweisen: der Interviewer überschätzt die Reaktionszeit, da seine eigene Reaktionszeit mit einfließt, und der Computer unterschätzt diese im Falle von Störgeräuschen. Insgesamt berichtet Bassili (1990a) 60% gültige Messungen des voice key und 90% gültige Messungen der Interviewer. Die Reliabilität zwischen beiden Messungen ist hoch, Korrelationen bewegen sich um  $r=0,85$  bis  $r=0,99$ . Aus diesem Grund und dem deutlichen Mehraufwand der Anwendung des voice key Verfahrens wurde in der vorliegenden Studie auf dieses verzichtet und lediglich die aktive Interviewermessung umgesetzt.

<sup>4</sup> Als ungültige Reaktionszeitmessungen werden nachfolgend auf Basis der vorliegenden Datenlage all diejenigen verstanden, deren Reaktionszeitregistrierung nach einmaligem Vorlesen der Frage aufgrund der impliziten Antwortkategorien ‘weiß nicht/ keine Ahnung’, ‘keine Angabe’ oder ‘Rückfrage’ zustande gekommen ist. Lange Reaktionszeiten durch Frageverständnisprobleme können so nahezu ausgeschlossen werden – mit Ausnahme derjenigen Befragten, die aufgrund *fehlender expliziter* Antwortkategorien zur Urteilsverweigerung ohne

Verteilungsproblemen erfolgt in einem späteren Schritt). Dabei unterscheidet man die zur Basisgeschwindigkeitsberechnung verwendeten sog. 'filler latencies' von den theoretisch interessierenden 'target latencies' (vgl. Fazio 1990b). Die als 'filler latencies' verwendeten Items sollten in einer möglichst großen Anzahl vorliegen und aufgrund der Erfahrung mit Lerneffekten nicht die einleitenden Übungsfragen beinhalten (vgl. Fazio 1990b, Shrum/O'Guinn 1993). Empirisch zeigt sich im vorliegenden Datensatz ein Lerneffekt im Umgang mit den Antwortskalen (bei angenommenem identischem Schwierigkeitsgrad aller drei Übungsfragen) durch Reaktionszeitunterschiede bei den Antworten auf die drei den Fragebogen einleitenden Übungsfragen: für die erste Übungsfrage benötigten die Befragten durchschnittlich 487 Hundertstelsekunden (Median 346), für die zweite 372 (253) und für die dritte 317 (236).

Da nach Fazio (1990b) so viele 'filler latencies' wie möglich verwendet werden sollten, ohne dabei die theoretisch oder substantiell interessierenden 'target latencies' zu beinhalten, wird in der vorliegenden empirischen Analyse das arithmetische Mittel der Reaktionszeitmessungen von 11 Umwelt- und Technik-Items zur Berechnung der individuellen Basisgeschwindigkeiten herangezogen (Fragebogenblöcke Extern1 und Extern2, vgl. Anhang A).<sup>5</sup>

Des Weiteren muss von einem möglichen Interviewereffekt ausgegangen werden: Da insgesamt 25 unterschiedliche InterviewerInnen die 2002 Interviews durchführten, können die berechneten Basisgeschwindigkeiten auch Ausdruck von Interviewerdifferenzen darstellen, wie sie Bassili (1996a) beschreibt. Aus diesen Überlegungen abgeleitet lässt sich die Annahme formulieren, dass sich die über die 'filler latencies' berechnete Basisgeschwindigkeit additiv aus der generellen individuellen und der generellen interviewerspezifischen Geschwindigkeit zusammensetzt.<sup>6</sup> Der Interviewereffekt wird demnach wie die individuelle kognitive Prozessgeschwindigkeit des Befragten mittels der Bereinigung um die Basisgeschwindigkeit in den Latenzzeitmaßen berücksichtigt. Theoretische Voraussetzung hierfür ist allerdings die Konstanz der spezifischen Interviewergeschwindigkeit über den Verlauf eines Interviews hinweg. Die Analyse dieser Interviewerkonstanz ergibt, dass 22 der 25 Interviewer bei den 11 Items zur Basisgeschwindigkeitsberechnung konstant langsamere bzw. schnellere Reaktionszeiten als der jeweilige Gesamt-

---

Nachzufragen versuchen, ihr eigentlich fehlendes Urteil in der vorgegebenen Skala auszudrücken.

<sup>5</sup> Sechs weitere Umwelt- und Technik-Items wurden dabei aus der Analyse ausgeschlossen, da in der ursprünglichen Studie mehrere Fragebogenversionen mit unterschiedlicher Fragereihenfolge verwendet wurden und diese sechs Items signifikante Positioneffekte aufweisen.

<sup>6</sup> Sowohl nonparametrische Tests als auch parametrische mit logarithmierten Variablen ergeben für alle 25 InterviewerInnen hoch signifikante ( $p < 0,05$ ) Rang-, Median- bzw. logarithmierter Mittelwertunterschiede der Reaktionszeiten der 11 Basisgeschwindigkeitsitems und der Items E1 und E2, was die Notwendigkeit der Beachtung von Interviewereffekten empirisch in unserem Datensatz bestätigt: bei tE1 variieren die Reaktionszeit-Mittelwerte aufgesplittet in die einzelnen InterviewerInnen zwischen 234 Hundertstelsekunden (Median 143) und 603 (Median 406), bei tE2 zwischen 343 Hundertstelsekunden (Median 291) und 1031 (Median 737).

Median gemessen haben.<sup>7</sup> Die Basisgeschwindigkeit dürfte also einen solchen Interviewereffekt beinhalten. Betrachten wir nun die Korrelationen zwischen der Basisgeschwindigkeit und der Antwortreaktionszeit:

Tabelle 1: Produkt-Moment-Korrelationen zwischen Basisgeschwindigkeit und Reaktionszeit der Erstmessung (tE1) und Zweitmessung (tE2) der Einstellung zu gentechnischen Verfahren bei Obst und Gemüse

	tE1	tE2
Basisgeschwindigkeit (alle Befragten)	0,266** (N=1609)	0,255** (N=1558)
Basisgeschwindigkeit (Interviewereffekt konstant)	0,263** (N=910)	0,344** (N=1131)
Basisgeschwindigkeit (Interv.Effekt nicht konstant)	0,272** (N=699)	0,099* (N=454)

\* p < 0,050 \*\* p = 0,000

Bei der Interpretation von Korrelationsunterschieden zwischen Subgruppen ist jedoch Vorsicht geboten: Da sich Pearsons r als Kovarianz der beiden Variablen dividiert durch das Produkt der jeweiligen Standardabweichung berechnet und folgerichtig einen *standardisierten* Korrelationskoeffizienten darstellt, können die Korrelationsunterschiede auch auf subgruppenspezifisch unterschiedliche Varianzen der verwendeten Variablen zurückgeführt werden. Differenzen in den Korrelationen sollten deshalb inhaltlich nicht ohne einen Test auf Varianzhomogenität interpretiert werden.<sup>8</sup>

Für die Reaktionszeiten von E1 und E2 liegt über die Subgruppen konstanter und unkonstanter Interviewer hinweg Varianzhomogenität vor (beide p>0,3), sodass (deutliche) Korrelationsunterschiede inhaltlich betrachtet werden können. Mit Korrelationen von r=0,266 (tE1) bzw. r=0,255 (tE2) ist von einem schwachen bis moderaten aber gleichwohl statistisch signifikantem Zusammenhang zwischen der berechneten Basisgeschwindigkeit und den Reaktionszeiten der Befragten zu den Einstellungsmessungen E1 und E2 auszugehen (vgl. Tabelle 1). Die Berechnung und Verwendung von Antwortlatenzzeiten, d.h. die Bereinigung der Reaktionszeiten um die Basisge-

Die Befragtenanzahl der jeweiligen InterviewerInnen ist akzeptabel (zwischen 14 und 187 Interviews).

<sup>7</sup> Zur Berechnung der Konstanz wurden für alle InterviewerInnen jeweils für jedes Item Median-Splits durchgeführt und mit dem Gesamt-Median jedes Items verglichen. Als konstant wurde ein Interviewer dann eingestuft, wenn er bei mehr als 2/3 der Basisgeschwindigkeitsitems konsistent langsamere bzw. schnellere Reaktionszeiten registriert hat. Bei insgesamt 11 Items müssen also bei diesem Schwellenwert die Reaktionszeitmessungen von mindestens 8 Items Konsistenz aufweisen.

<sup>8</sup> Eine statistische Möglichkeit, mit diesem Problem umzugehen, bietet der von Levene entwickelte Varianzhomogenitätstest, den SPSS mit ANOVA-Analysen ausgeben kann. Dabei wird die Nullhypothese getestet, dass die Varianz der entsprechenden Variable über die einzelnen Subgruppen hinweg gleich ist. Wird diese Null-Hypothese signifikant falsifiziert (p<0,05), so muss von Varianzheterogenität ausgegangen werden. Bei vorliegender Varianzheterogenität können die Korrelationen substantiell nicht zuverlässig verglichen werden. Der statistische Umgang mit Varianzheterogenität wird nachfolgend erläutert, wenn diese empirisch vorliegt. Wenn bei Korrelationsvergleichen nicht nur Aussagen über Tendenzen getroffen werden sollen, sondern empirische Hypothesen über Korrelationsdifferenzen getestet werden, bietet sich hierfür zusätzlich ein Signifikanztest auf Basis Fishers Z-Transformation an (vgl. Bortz 1999: 209ff.). Fishers Z-Transformation ermöglicht dabei eine Annäherung der Korrelationsverteilung theoretisch unendlich vieler Stichproben an eine Normalverteilung mit  $Z = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+r}{1-r} \right)$  und  $\sigma_{(Z_1-Z_2)} = \sqrt{\left[ \frac{1}{(n_1-3)} + \frac{1}{(n_2-3)} \right]}$ , sodass ein einseitiger Hypothesentest zur Überprüfung von signifikanten Korrelationsunterschieden zweier Stichproben mit einem Signifikanztestwert  $z = (Z_1 - Z_2) / \sigma_{(Z_1-Z_2)}$  angewendet werden kann.

geschwindigkeiten, erweist sich somit als notwendig. Bei tE2 zeigt sich zudem, dass die Basisgeschwindigkeit einen deutlich höheren Einfluss auf die Reaktionszeit bei konstanten gegenüber unkonstanten Interviewereffekten hat (vgl.  $r=0,344$  gegenüber  $r=0,099$ ), was die oben getroffene Annahme bestätigt (diese Differenz ist zudem gemäß Fishers Z-Transformation signifikant mit  $z=4,69$ ;  $p<0,05$ ; Varianzhomogenität der Variablen zwischen den Gruppen besteht).

Zur Bereinigung der Reaktionszeitmessungen um die empirisch in Tabelle 1 nachgewiesenen Basisgeschwindigkeits- und Interviewereffekte werden hier vier alternative statistische Verfahren evaluiert: die Differenzwertmethode, das Erstellen eines Ratio-Index<sup>9</sup>, die Z-Score-Transformation in eine skalunenabhängige Metrik (vgl. Fazio 1996b, Bassili 1996a) und ein auf Basis von Überlegungen nach Faust et. al. (1999) eigens entwickelter Rate-Amount-Index.

Zur Vereinfachung der Darstellung steht nachfolgend 'tl' für 'target latency' (die Antwortreaktionszeit der Zielvariable) und 'bg' für 'Basisgeschwindigkeit'. Der Vorteil der Differenzwertmethode ( $tl - bg$ ) ist sowohl ihre Schlichtheit als auch ihre Plausibilität: Begreift man die Reaktionszeit als Summe der 'wahren' Reaktionszeit und einem Fehlerterm (inkl. Basisgeschwindigkeit), so kann angenommen werden, dass man sich durch das Subtrahieren der Basisgeschwindigkeit von der gemessenen Reaktionszeit der 'wahren' Reaktionszeit nähert. Voraussetzung dieser Annahme ist jedoch ein linearer Zusammenhang zwischen Basisgeschwindigkeit und Reaktionszeit.<sup>9</sup> Negative Werte stehen bei der Differenzwertmethode für Befragte, die bei der entsprechenden Frage schneller waren als ihr individueller Vergleichswert der Basisgeschwindigkeit. Nachteil dieses Verfahrens kann die implizite Annahme sein, „that a difference score of a given value for an individual with a slow baseline is equivalent to the same difference score for an individual with a fast baseline“ (Fazio 1990b: 88). Dies muss theoretisch nicht immer erwünscht sein. Der Ratio Index hingegen reagiert auf diese Unterschiede: Durch das Dividieren der 'target latency' durch die Summe dieser mit der Basisgeschwindigkeit ( $tl/(tl+bg)$ ) erhält man einen Index mit einem Wertebereich von 0 bis 1, wobei ein Wert von 0,5 anzeigt, dass die 'target latency' genau der Basisgeschwindigkeit entspricht. Bei der Z-Score-Transformation wird die 'target latency' mit dem arithmetischen Mittel und der Standardabweichung der Basisgeschwindigkeit verrechnet ( $(tl-bg)/ (stddev(bg))$ ). Fazio merkt allerdings an, dass bei dieser Variante eine große Menge an 'filler latencies' zur Verfügung stehen sollten (in einer Studie verwendete er über 90 'filler latencies', vgl. Fazio 1990b). Eine weitere Transformationsvariante lässt sich aus dem Rate-Amount-Modell von Faust et al. (1999) ableiten, demzufolge man die gemessene Reaktionszeit als Quotient aus der Informationsmenge geteilt durch die individuelle kognitive Prozessrate ('cognitive speed') modellieren kann. Die individuelle Prozessrate eines Befragten kann – diese Gedanken umsetzend – aus der Relation zu den übrigen Befragten ermittelt werden: Bei gleicher Informationsmenge weist dann ein Befragter gegenüber einem zweiten eine halb so lange Reaktionszeit bei einer entsprechend doppelt so schnellen kognitiven Prozessrate auf. Die Latenzzeit, in diesem Falle als Maß der verarbeiteten Informationsmenge, lässt sich so als  $tl \times \text{Prozessrate}$  mit  $\text{Prozessrate} = (\text{mittlere } bg \text{ aller Befragten}) / (\text{individuelle } bg)$  berechnen. Als Maß der mittleren Basisgeschwindigkeit wird hier aufgrund der schiefen Verteilung (Anhang B1) der Median anstatt des arithmetischen Mittels benutzt.

<sup>9</sup> Über bivariate Regressionsanalysen logarithmierter Reaktionszeiten tE1 und tE2 in Abhängigkeit von der Basisgeschwindigkeit kann für unseren Datensatz empirisch anhand der standardisierten Residuen und vorhergesagten Werte der abhängigen Variablen ein linearer Zusammenhang zwischen Basisgeschwindigkeit und Reaktionszeit festgestellt werden, was die Interpretierbarkeit der Latenzzeitmaße gerade hinsichtlich ihrer unterschiedlichen Ausprägungen im Grenzbereich deutlich erleichtert.



Durch die Verwendung der vier Latenzzeiten (Z-Score, Differenzwert, Ratio Index und Rate-Amount-Index) jeweils für die Erstmessung (E1) und Zweitmessung (E2) der bilanzierenden Einstellung zu gentechnischen Verfahren an Obst und Gemüse ergeben sich gegenüber rohen Reaktionszeitdaten deutlich geringere Korrelationen mit der Basisgeschwindigkeit (vgl. Tabellen 1 und 2).

Tabelle 2: Produkt-Moment-Korrelationen zwischen Basisgeschwindigkeit und Latenzzeit von E1 und E2

		Z-Score		Differenzwert		Ratio Index		Rate-Amount	
		E1	E2	E1	E2	E1	E2	E1	E2
Basisgeschwindigkeit (alle Befragten)	N	-0,170**	-0,167**	-0,196**	-0,047	-0,233**	-0,204**	-0,175**	-0,146**
		1609	1585	1609	1585	1609	1585	1609	1585
Basisgeschwindigkeit (Int. konstant)	N	-0,137**	-0,155**	-0,161**	0,012	-0,213**	-0,160**	-0,142**	-0,135**
		910	1131	910	1131	910	1131	910	1131
Basisgeschwindigkeit (Int. nicht konstant)	N	-0,210**	-0,196**	-0,246**	-0,150*	-0,261**	-0,310**	-0,214**	-0,173**
		699	454	699	454	699	454	699	454

\*  $p < 0,050$ ; \*\*  $p = 0,000$ ; Int. = Interviewereffekt

Damit ist mit allen Latenzzeitvarianten das Ziel erreicht worden, die unerwünschte Kovarianz zu reduzieren. Bis auf den Differenzwert bei E2 verbleiben jedoch signifikante Kovarianzen, die nicht über diese Transformationen entfernt werden konnten. Welches Transformationsverfahren eignet sich nun im vorliegenden Falle am besten? Auf empirischer Basis kann die in Tabelle 2 aufgezeigte jeweilige Kovarianz der Basisgeschwindigkeit mit der Latenzzeit als Bewertungskriterium dienen (vgl. Fazio 1990b: 88): Da die Kovarianz von Reaktionszeit und Basisgeschwindigkeit den Anlass für die Notwendigkeit der Latenzzeitberechnung darstellt, ist folgerichtig demjenigen Transformationsverfahren mit der nunmehr entsprechend niedrigsten Kovarianz Vorrang zu geben. Diesem Kriterium folgend sollte im Falle von E1 der Z-Score oder der Rate-Amount Index und im Falle von E2 der Differenzwert zum Einsatz kommen. Vom Ratio Index ist demnach abzuraten. Auffällig ist zudem, dass (wie erwartet) die Reduktion der Latenzzeit-Basisgeschwindigkeits-Kovarianz bei konstanten Interviewereffekten am stärksten ist.<sup>10</sup>

<sup>10</sup> Bei allen vier Latenzzeitmaßen gilt jeweils für E1 und E2, dass die Korrelationen mit der Basisgeschwindigkeit bei konstantem Interviewereffekt gegenüber den Effekten für alle Befragten durch die Latenzzeitberechnung tendenziell noch stärker reduziert werden konnten. Zudem zeigt die drastische Reduktion der höchsten aufgetretenen Kovarianz bei konstanten Interviewereffekten und rohen Reaktionszeiten im Falle von E2 durch die Latenzzeitberechnung ( $r=0,344$  gegenüber Differenzwert  $r=0,012$  ( $z>2,33$  und  $p>0,01$ ), vgl. Tabellen 1 und 2), dass der Interviewereffekt durch die Basisgeschwindigkeitsbereinigung eindeutig berücksichtigt wird. Dass bei E2 das Verhältnis höherer bzw. niedrigerer Kovarianz zwischen Reaktionszeit und Basisgeschwindigkeit gegenüber Latenzzeit und Basisgeschwindigkeit für Befragte getrennt in konstante und unkonstante InterviewerInnen sogar umgedreht werden konnte, zeigt die Effektivität der Basisgeschwindigkeitsbereinigung hinsichtlich des Interviewereffektes bei konstantem Interviewereffekt (signifikant sind diese Korrelationsunterschiede mit Fishers  $z<-1,65$  beim Differenzwert und Ratio Index). Mittlere Ranganalysen bestätigen diesen Befund: Während die 'rohen' Reaktionszeiten sowohl für konstante als auch unkonstante Interviewer signifikante Interviewereffekte aufweisen ( $\chi^2>25$ ,  $df>6$ ,  $p<0,01$ ), treten diese Effekte bei allen Latenzzeitmaßen im Falle konstanter Interviewer nicht mehr auf ( $\chi^2\leq 25$ ,  $df>6$ ,  $p>0,06$ ). Bei unkonstanten Interviewern hingegen liegt auch nach der Transformation ein je nach Zielvariable unterschiedlicher Interviewereffekt vor ( $\chi^2>30$ ,  $df>6$ ,  $p=0,00$ ).

Die berechneten Latenzzeiten werden zudem um Fragebogenpositionseffekte der Zielvariablen und um den Effekt der Extremität bereinigt: Signifikante Unterschiede der Reaktionszeiten sowie der vier Latenzzeitmaße von E1 und E2 treten bei den unterschiedlichen Fragebogenversionen auf, je nach Reihenfolge der beiden großen Themenblöcke Lebensmittel und Medizin: statistisch signifikant ( $\chi^2 > 18$ ,  $df=1$ ,  $p=0,000$ ) längere Reaktions- und Latenzzeiten weist der Lebensmittelblock auf. Als Hauptgründe sind sicherlich Übungseffekte und sinkende Aufmerksamkeit und/oder Motivation zu nennen. Auch der Effekt der Extremität tritt empirisch wie theoretisch antizipiert auf: Die Mittelkategorien weisen durchweg die längsten Reaktions- bzw. Latenzzeiten auf, und in jedem Falle ist der Zusammenhang wie erwartet kurvilinear zu beobachten. In den entsprechenden Ranganalysen mittlerer Reaktionszeiten ist der Effekt sowohl bei den Reaktions- als auch den Latenzzeiten signifikant (alle  $\chi^2 > 17$ ,  $df=4$ ,  $p < 0,010$ ). Durch eine z-Standardisierung der Latenzzeitmaße getrennt für die 10 Subgruppen (Fragebogenversion  $\times$  Antwortkategorie= $2 \times 5$ ) können beide Effekte bereinigt werden. Alle vier Latenzzeitmaße weisen dann keinerlei signifikante Effekte der Fragebogenposition ( $\chi^2 < 1$ ,  $df=1$ ,  $p > 0,5$ ) und der Antwortkategorie ( $\chi^2 < 6$ ,  $df=4$ ,  $p > 0,2$ ) mehr auf (deskriptive Statistiken vgl. Anhang B4).

Damit wurden durch Ausschluss ungültiger Fälle, über die Berücksichtigung von Interviewereffekten und individueller Geschwindigkeitsunterschiede sowie über die z-Standardisierung für die zehn Subgruppen (Fragebogenversion  $\times$  Antwortkategorie) die wichtigsten Störfaktoren weitestgehend beseitigt.

Als letzter Schritt der Datenbehandlung müssen Verteilungsprobleme gelöst werden. Verteilungen von Reaktionszeitdaten sind meist stark rechtsschief (vgl. Bassili 1996a, Huckfeldt et al. 1999, Johnson et al. 1999, zur Diskussion Fazio 1990b, Pachella 1974), was empirisch auch im vorliegenden Datensatz auftritt (vgl. Anhang B1). Bei einem Extremgruppenvergleich bietet es sich deshalb beispielsweise an, aufgrund der Schiefe nicht das arithmetische Mittel, sondern den Median als Maß zentraler Tendenz einzusetzen. Zur Verwendung von Reaktionszeiten als kontinuierliche Variablen können alternativ logarithmische oder reziproke Transformationen der Reaktionszeitdaten zur Verringerung der Schiefe eingesetzt werden (vgl. z.B. Fazio 1990b, Kohler/Schneider 1995), was zusätzlich den Vorteil mit sich bringt, dass auch das arithmetische Mittel wieder zuverlässiger zur Extremgruppenanalyse eingesetzt werden kann. Ein Problem der logarithmischen Transformation ist allerdings, dass hierbei kurze Reaktionszeiten über- und lange untergewichtet werden. Für nachfolgende Analysen hat die Verteilungsschiefe der Antwortreaktionszeiten zur Konsequenz, dass nonparametrische verteilungsunabhängige Verfahren auf Basis von Rängen oder der Mediane eingesetzt

werden. Alternativ können auch ANOVA-Analysen mit logarithmierten Latenzzeiten verwendet werden.

### 3.2 Hypothesentest

In diesem Abschnitt sollen die formulierten Hypothesen H1 und H2 empirisch überprüft werden. Diese wurden aus der Attitude-Nonattitude-Diskussion auf Basis der theoretischen Überlegungen nach Fazio abgeleitet, demzufolge *erstens* Antwortlatenzzeiten länger sind, je näher eine Einstellungsäußerung auf einem Attitude-Nonattitude-Kontinuum dem Pol der „Nonattitudes“ liegt (H1), und *zweitens* Antwortlatenzzeiten kürzer sind, je näher die Angabe dem Pol der „Attitudes“ liegt (H2). Methodisch kommt dabei ein Extremgruppenvergleich kurzer versus langer Antwortreaktionszeiten zum Einsatz. H1 impliziert für einen solchen Extremgruppenvergleich, dass Einstellungsäußerungen bei langen Latenzzeiten auf Zufallsangaben, Kontexteffekten oder jeder denkbaren Definition der Situation basieren, wobei *keine* objektbezogenen Einstellungen aktiviert werden und demzufolge Nonattitudes vorliegen. Die Einstellungsäußerung ist dann bei langen Latenzzeiten weniger persistent und prädiktiv als bei kurzen. Und H2 zufolge sollten Nonattitudes in der Extremgruppe kurzer Latenzzeiten nicht systematisch auftreten. Einstellungsäußerungen bei kurzen Latenzzeiten müssten sich folgerichtig als entsprechend persistenter und prädiktiver erweisen als bei langen Latenzzeiten.

Als Maß für das Vorliegen eines Nonattitudes soll hier der Argumentation von Converse (1964, 1970) folgend fehlende Persistenz der Einstellung dienen. Converse identifiziert diese primär über Analysen der Antwortkonsistenz von Befragten in Panel-Studien. Prinzipiell müsste dann aber gerade fehlende Persistenz *innerhalb eines* Interviews zu zwei Messzeitpunkten ein noch restriktiveres Kriterium für das Vorliegen von Nonattitudes darstellen. Befragte, die die zweite Einstellungsäußerung nicht konsistent mit der ersten beantworten (als Indiz fehlender Persistenz), werden nachfolgend als ‘mover‘ bezeichnet. Konkret bedeutet dies, dass ‘mover‘ in der Bewertung von gentechnischem Obst und Gemüse auf der Skala von 1 (sehr gut) bis 5 (sehr schlecht) von 1 oder 2 in der Erstmessung auf 3, 4 oder 5 in der Zweitmessung wechseln, von 3 auf 1, 2, 4 oder 5 oder von 4 oder 5 auf 1, 2 oder 3. Als ‘nonmover‘ gelten folgerichtig diejenigen, die in ihrer Bewertung zwischen den Antwortkategorien 1 und 2, auf der Antwortkategorie 3 oder zwischen 4 und 5 zwischen Erst- und Zweitmessung verbleiben. Dieser Operationalisierung zufolge sind im vorliegenden Datensatz 521 von 1863 Befragten ‘mover‘ (28%), während 1342 Befragte in ihrer Bewertungsrichtung E1 und E2 konsistent beantworten (72%).

Als ein weiteres Nonattitude-Maß kann zudem die Bekanntheit der Existenz gentechnischer

Verfahren bei Obst und Gemüse (V7) interpretiert werden. Die anschließenden Einstellungsäußerungen von Befragten, die noch nie von solchen Verfahren gehört haben und folgerichtig bewerten, was sie nicht kennen, werden mit einiger Gewissheit Nonattitudes darstellen. Dass diese spezifische Einstellungsäußerung zu gentechnischem Obst und Gemüse beispielsweise durch das Assoziieren mit allgemeinen Technik- oder Gentechnik-Einstellungen im Moment der Befragung zustande kommen kann, ändert nicht den Umstand, dass die *spezifische* Einstellungsäußerung hinsichtlich eines *spezifischen* Einstellungsobjekts (hier: gentechnische Lebensmittel) ein Nonattitude darstellt, wenn der Befragte das zu bewertende Einstellungsobjekt nicht einmal kennt. Insgesamt haben 92 Befragte angegeben, von gentechnischen Verfahren an Obst und Gemüse noch nie gehört zu haben (4,8%), während 1905 Befragten die Existenz solcher Verfahren bekannt ist (95,2%).

Mittlere Rangvergleiche der standardisierten Latenzzeiten differenziert nach V7 (gehört – nie gehört) zeigen keine Unterschiede der Latenzzeiten ( $\chi^2 < 1$ ,  $df=1$ ,  $p > 0,06$ ), wobei hier das Problem geringer Fallzahlen mitunter ausschlaggebend sein dürfte. Differenziert in mover und nonmover zeigen sich hingegen eindeutig signifikant längere Latenzzeiten für mover ( $\chi^2 > 16$ ,  $df=1$ ,  $p < 0,01$ ). Unmittelbar hieraus den Rückschluss zu ziehen, dass Befragte mit langen Latenzzeiten mover sind und lange Latenzzeiten dementsprechend als ein Zeichen für Nonattitudes interpretiert werden können, ist jedoch unzulässig. Dies bedarf einer näheren Analyse der Verteilung der mover differenziert nach Latenzzeit. Betrachten wir diese Verteilungen in einem Latenzzeit-Mediansplit:

Tabelle 3: Häufigkeitsverteilungen differenziert nach Antwortlatenz und Persistenz/Bekanntheit

Latenzzeit <sup>1</sup>		Persistenz		Bekanntheit gentechnischer Verfahren an Obst/Gemüse (V7)	
		'mover'	'nonmover'	unbekannt/ nie gehört	bekannt/ schon gehört
Z-Score E1	lang	251 % lang: 32,3% % mover: 57,6%	525 % lang: 67,7% % nonmover: 46,6%	35 % lang: 4,4% % unbekannt: 46,1%	768 % lang: 95,6% % bekannt: 50,1%
	kurz	185 % kurz: 23,5% % mover: 42,4%	602 % kurz: 76,5% % nonmover: 53,4%	41 % kurz: 5,1% % unbekannt: 53,9%	764 % kurz: 94,9% % bekannt: 49,9%
Cramer's V = 0,099				Cramer's V = 0,017	
Rate- Amount E1	lang	258 % lang: 33,3% % mover: 59,2%	516 % lang: 66,7% % nonmover: 45,8%	37 % lang: 4,6% % unbekannt: 48,7%	766 % lang: 95,4% % bekannt: 50%
	kurz	178 % kurz: 22,6% % mover: 40,8%	611 % kurz: 77,4% % nonmover: 54,2%	39 % kurz: 4,8% % unbekannt: 51,3%	766 % kurz: 95,3% % bekannt: 50%
Cramer's V = 0,120				Cramer's V = 0,006	

<sup>1</sup> z-standardisiert (vgl. Abschnitt 3.1 zur Datenbehandlung)

Für beide Latenzzeitmaße zeigt sich jeweils dasselbe Ergebnis: Etwa 10% *mehr* Befragte ändern ihre Einstellungseinschätzung bei langen Latenzzeiten gegenüber kurzen. Dies spricht auf den

ersten Blick für die Nonattitude-Hypothese H1. Allerdings können immerhin ca. 67% konsistente Einstellungsäußerungen bei langen Latenzzeiten nicht (vorschnell) als Nonattitudes bezeichnet werden. Ebenso sind ca. 23% der Einstellungsäußerungen bei kurzen Latenzzeiten nicht persistent, was gegen die generelle Gültigkeit der Hypothese H2 spricht. Offenbar ist sowohl bei langen, als auch bei kurzen Latenzzeiten jeweils systematisch mit Nonattitudes zu rechnen. Die niedrigen Korrelationen zwischen Latenzzeit und Bekanntheit bzw. Persistenz von 0,006 bis 0,120 unterstreichen diesen Befund (vgl. Tabelle 3). Auch die Prozentanteile innerhalb der mover-Subgruppe weisen hierauf hin: immerhin beachtliche 42,4% (bzw.40,8%) der mover zeigen tendenziell kurze Latenzzeiten. Betrachtet man die Verteilung der Befragten mit Einstellungsäußerungen ohne jede Kenntnis über die Existenz des Einstellungsobjektes (V7), so lässt sich hier sogar feststellen, dass die Personengruppe mit kurzen Latenzzeiten einen knapp höheren Anteil an Befragten mit Unkenntnis aufweist. Hier treffen die Nonattitude-Hypothesen H1 und H2 sicherlich nicht zu.

Nun ließe sich gegen diese Folgerungen der Einwand anbringen, dass gerade für die Persistenz (mover-nonmover) der Latenzzeit-Mediansplit die Verteilung der mover verzerrt, da mover innerhalb der Subgruppen kurzer versus langer Latenzzeiten jeweils wiederum deutlich längere Latenzzeiten aufweisen könnten als nonmover. Dies trifft jedoch nicht zu:

Tabelle 4: Maße zentraler Tendenz für Latenzzeiten einzelner Subgruppen

Latenzzeit <sup>1</sup>	Persistenz	Median Latenzzeit	arith. Mittel Latenzzeit	Standardabweichung
Z-Score E1	lang mover	0,1463	0,6261	1,2146
	lang nonmover	0,1460	0,5413	1,0925
	kurz mover	- 0,4903	- 0,5419	0,2313
	kurz nonmover	- 0,5136	- 0,5779	0,3104
Rate-Amount E1	lang mover	0,1922	0,6594	1,2990
	lang nonmover	0,1952	0,5470	1,0628
	kurz mover	- 0,4981	- 0,5410	0,1812
	kurz nonmover	- 0,5757	- 0,5898	0,1899

<sup>1</sup> z-standardisiert

Wie man Tabelle 4 entnehmen kann, weisen diejenigen mover, die dem Median-Split zufolge kurze Latenzzeiten zeigen (ca. 41% aller mover insgesamt, vgl. Tabelle 3), im Vergleich mit den jeweiligen nonmovern kaum unterscheidbar kurze Latenzzeiten auf. Zudem kann man den Medianwerten der Latenzzeiten der jeweiligen Subgruppen entnehmen, dass mover mit langen Latenzzeiten keine längere Antwortdauer zeigen als nonmover (gerade bei langen Latenzzeiten sollte, wie man der hohen Standardabweichung entnehmen kann, der Median dem arithmetischen Mittel als Maß zentraler Tendenz vorgezogen werden). Mittlere Rangvergleiche bestätigen diese Befunde und zeigen keinerlei statistisch signifikante Unterschiede zwischen den Latenzzeiten differenziert nach Persistenz pro Latenzzeit-Mediansplit-Subgruppe ( $p > 0,5$ ). Dies deutet bereits

deutlich darauf hin, dass bei Einstellungsfragen der Schluss von langen Latenzzeiten auf Nonattitudes empirisch falsch ist.

Es lohnt sich zudem eine Betrachtung der mover-nonmover-Verteilung differenziert in starke und schwache Einstellungen über den Indikator Urteilssicherheit (mit V11d=1 oder 2 als ‘sicher‘ und V11d=3,4,5 als ‘nicht sicher‘, vgl. Anhang A und B5), um weitere Aufschlüsse über die Verteilung von movern bei langen sowie kurzen Latenzzeiten zu erhalten.

Tabelle 5: Häufigkeitsverteilungen für Einstellungs-Persistenz, Sicherheit und Antwortlatenz

Latenzzeit <sup>1</sup>		Sicherheit	‘mover‘	‘nonmover‘	total
Z-Score E1	lang	sicher	101 (27,0%)	273 (73,0%)	374 (100%)
		nicht sicher	148 (37,0%)	252 (63,0%)	400 (100%)
	kurz	sicher	54 (14,6%)	315 (85,4%)	369 (100%)
		nicht sicher	131 (31,6%)	284 (68,4%)	415 (100%)
Rate-Amount E1	lang	sicher	100 (27,4%)	265 (72,6%)	365 (100%)
		nicht sicher	156 (38,4%)	250 (61,6%)	406 (100%)
	kurz	sicher	55 (14,6%)	323 (85,4%)	378 (100%)
		nicht sicher	123 (30,1%)	286 (69,9%)	409 (100%)

<sup>1</sup> z-standardisiert

Deutlich zeigt sich, dass im Vergleich der jeweiligen Subgruppe langer versus kurzer Latenzzeit für Befragte mit Urteilssicherheit 10-15% mehr ‘mover‘ und ohne Urteilssicherheit ca. 5% mehr ‘mover‘ bei langer Latenzzeit vorkommen. Jedoch sind nur ca. 27% der Befragten, die sich ihrer Meinung sicher sind und lange Latenzzeiten aufweisen, mover. Ungefähr 73% der Befragten dieser Gruppe antworten konsistent, aber langsam. Für Befragte mit wenig Urteilssicherheit bei kurzen Latenzzeiten zeigt sich, dass hier immerhin 30% bis 31% mover vorkommen, und selbst bei hoher Urteilssicherheit und kurzer Latenzzeit sind noch 14,6% Befragte ‘mover‘. Dies deutet darauf hin, dass Antwortlatenzzeit nicht per se als Attitude-Nonattitude Kontinuum interpretiert werden kann. Befragte mit langen Latenzzeiten und Urteilsunsicherheit weisen zwar den größten Anteil ‘mover‘ auf (z.B. bedingt durch das Fehlen der expliziten Angabe der „don’t know“-Kategorie, Indifferenz, Abgelenktheit, etc.), werden jedoch gefolgt von Befragten mit kurzen Reaktionszeiten und Urteilsunsicherheit (z.B. aufgrund fehlender Interviewmotivation, sozialer Erwünschtheit, Priming- oder Kontrasteffekten, Zustimmungstendenzen, heuristischen Hinweisreizen, etc.).

Neben der Persistenzanalyse impliziert die Diskussion über das Verhältnis von Latenzzeit und Attitudes vs. Nonattitudes auch die Annahme, dass Einstellungen im Falle kurzer Latenzzeiten gegenüber Verhalten prädiktiver sind als im Falle langer Latenzzeiten.

Die Umsetzung der Hypothesenprüfung über die Prädiktorstärke benötigt ein adäquates Verhaltensmaß, das im Konsumverhalten gegenüber Produkten aus ökologischem Anbau nur bedingt zur Verfügung steht: der Objektbezug ändert sich bei einer Zusammenhangsanalyse

zwischen Einstellungen gegenüber gentechnischen Lebensmitteln und Verhalten gegenüber ökologischen Produkten. Dieses Verhaltensmaß lässt nicht den Umkehrschluss zu, wie sich der Befragte gegenüber gentechnischen Produkten verhält. Aus diesem Grund wird nachfolgend neben der Verhaltensvariable auch die Verhaltensintention als abhängige Variable verwendet. Als Maß der Verhaltensintention wird ein Frageblock mit sechs unterschiedlichen Szenarien als additiver Verhaltensintentionsindex mit einem Wertebereich von 6 (würde gentechnisches Obst und Gemüse essen) über 18 (unentschieden) bis 30 (würde dies nicht essen) eingesetzt (Variablen V18a-f, vgl. Anhang A).

Den deskriptiven Statistiken der beiden Variablen Konsumverhalten und Verhaltensintentionsindex zufolge (vgl. Anhang B5) sind diese annähernd normalverteilt und können so als abhängige Variablen in nachfolgenden Analysen eingesetzt werden. Für alle drei Variablen (Einstellungserstmessung, Verhaltensintentionsindex und Konsumverhalten) liegt differenziert nach der Latenzzeit des Z-Score mit  $p > 0,6$  Varianzhomogenität vor, so dass auch Korrelationsunterschiede nach Fishers Z-Transformation mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% als signifikant und inhaltlich interpretierbar betrachtet werden können.<sup>11</sup>

Die Korrelation zwischen der Einstellungserstmessung E1 und dem Verhaltensintentionsindex beträgt  $r=0,545$  ( $p=0,000$ ,  $N=1749$ ), und diejenige zwischen E1 und der Verhaltensvariable V19 liegt bei  $r=0,183$  ( $p=0,000$ ,  $N=1932$ ). Differenziert man diese Korrelationsanalyse in kurze und lange Latenzzeiten, so zeigt sich wie erwartet eine höhere Korrelation bei kurzer Latenzzeit:

Tabelle 6: Produkt-Moment-Korrelationen zwischen Einstellung (E1) und Verhaltensintention, Verhalten

Latenzzeit <sup>1</sup>			Verhaltensintentionsindex	V19 Konsumverhalten
Z-Score	lang	Einstellung E1	0,489**	0,101*
E1	kurz	Einstellung E1	0,601**	0,285**
Rate-Amount	lang	Einstellung E1	0,495**	0,118*
E1	kurz	Einstellung E1	0,594**	0,267**

\*\* $p < 0,000$ ; \* $p < 0,01$ ; N jeweils  $> 730$ ; <sup>1</sup> z-standardisiert

Ein Blick auf die Korrelationen (vgl. Tabelle 6) zeigt, dass Latenzzeit als Moderator der statistischen 'Erklärungskraft' von Einstellungen gegenüber Verhalten(sintention) betrachtet werden kann. Die Korrelation von Einstellung mit Verhaltensintention ist bei kurzer Latenzzeit

<sup>11</sup> Führt man den Homogenitätstest der drei Variablen differenziert für kurze und lange Latenzzeit des Rate-Amount-Index' durch, so zeigt der Verhaltensintentionsindex eine Varianzheterogenität mit  $p=0,037$ , während E1 und V19 (Konsumverhalten) weiterhin homogene Varianzen aufweisen. Vorsicht ist also bei der Interpretation von Korrelationsdifferenzen des Intentionsindex differenziert nach Rate-Amount-Latenzzeit geboten.

Bei gegebener Varianzheterogenität empfehlen Bühl/Zöfel, „die Signifikanzschranke nicht bei  $p=0,05$ , sondern bei  $p=0,01$  anzusetzen“ (Bühl/Zöfel 1998: 369). Dies entspricht bei einem einseitigen Testverfahren, wie Fishers Z-Transformation, einem z-Wert von 0,233 bzw.  $-0,233$  für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 1%. Nachfolgend werden Korrelationen dann als signifikant unterschiedlich gewertet, wenn bei vorliegender Varianzhomogenität beider Variablen das Testverfahren einen Korrelationsunterschied bei  $p=5\%$  zeigt, und bei vorliegender Varianzheterogenität das Testverfahren eine Korrelationsdifferenz bei einem restriktiverem  $p=1\%$  zeigt.

kann. Die Korrelation von Einstellung mit Verhaltensintention ist bei kurzer Latenzzeit (Z-Score) signifikant höher mit  $p < 0,01$  ( $z = -3,84$ ), ebenso die Einstellungs-Verhaltens-Korrelationen des Z-Score und Rate-Amount-Indexes mit  $p < 0,01$  ( $z$  jeweils  $< -3$ ).<sup>12</sup> Der durch Antwortlatenzzeit ermittelte Einstellungsstärkeindikator übernimmt also eine deutlich moderierende Funktion hinsichtlich des Konsistenzproblems der Einstellungs-Verhaltens(intentions)-Relation. Auch gegenüber der Prädiktorstärke der Einstellung ohne Differenzierung nach Latenzzeit liegt diejenige von leicht zugänglichen Einstellungen (d.h. mit kurzer Latenzzeit) bei Verhaltensintentionen sowie berichtetem Verhalten signifikant höher (nach Fischers Z-Transformation mit  $p < 0,05$ , die Differenz des Produkt-Moment-Korrelationskoeffizienten beträgt je nach verwendetem Latenzzeitmaß zwischen ca.  $r = 0,05$  und 1).

In Bezug auf die Hypothese H1 lässt sich jedoch anmerken, dass die Korrelationen bei langen Latenzzeiten gegenüber kurzen lediglich um ca. 0,15 niedriger liegen und weiterhin signifikant sind, was nicht dafür sprechen kann, dass diese Einstellungsäußerungen hier grundsätzlich Nonattitudes darstellen. Dies soll über eine zusätzliche Differenzierung in hohe versus niedrige Urteilssicherheit und Persistenz (mover vs. nonmover) überprüft werden.

Tabelle 7: Korrelationen zwischen Einstellung und Verhalten(intention)

Latenzzeit <sup>1</sup>	Persistenz		Verh. Intensionsindex	Konsumverhalten	
Z-Score E1	lang	‘mover‘	E1	0,174** (N=239)	- 0,022 (N=249)
		‘nonmover‘	E1	0,556** (N=479)	0,144** (N=522)
	kurz	‘mover‘	E1	0,303** (N=177)	0,257** (N=182)
		‘nonmover‘	E1	0,641** (N=545)	0,293** (N=598)
Rate-Amount E1	lang	‘mover‘	E1	0,204** (N=239)	0,001 (N=249)
		‘nonmover‘	E1	0,558** (N=479)	0,157** (N=522)
	kurz	‘mover‘	E1	0,262** (N=177)	0,233** (N=182)
		‘nonmover‘	E1	0,639** (N=545)	0,278** (N=598)

\*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$ ; <sup>1</sup> z-standardisiert

Der Verhaltensintensionsindex weist differenziert nach Latenzzeit und Persistenz in allen Kombinationen (Z-Score und Rate-Amount) keine Varianzhomogenität auf ( $p = 0,000$ ). Zudem gilt Varianzheterogenität auch für die Einstellungserstmessung im Falle des Rate-Amount-Index ( $p = 0,041$ ), während man die Varianz beim Z-Score knapp als homogen betrachten kann ( $p = 0,056$ ). Für beide Latenzzeitmaße gilt, dass die Korrelation zwischen Einstellung und Verhaltensintention bei kurzen Latenzzeiten lediglich im Falle persistenter Einstellungsäußerungen (nonmover) gegenüber der undifferenzierten Ausgangskorrelation von 0,545 auf ca. 0,64 signifikant erhöht werden kann ( $z = -2,99$  sodass  $p < 0,01$  als Signifikanzkriterium bei Varianzheterogeni-

<sup>12</sup> Lediglich die Einstellungs-Intensions-Korrelationen des Rate-Amount-Indexes unterscheiden sich knapp nicht signifikant ( $z = -1,6$ ) differenziert nach kurzer und langer Latenzzeit, wobei hier ohnehin aufgrund von Varianzheterogenität ein Schwellenwert von  $z = -2,33$  angesetzt werden sollte (vgl. Fußnote 11).



tät erfüllt ist). Zudem liegt die Korrelation zwischen Einstellung und Verhaltensintention bei kurzer Latenzzeit und nicht persistenter Einstellung deutlich und signifikant unter derjenigen bei langen Latenzzeiten und persistenten Einstellungen ( $z=3,61$ ,  $p<0,01$ ). Wieder gilt also, dass Einstellungen bei langen Latenzzeiten nicht generell Nonattitudes darstellen. Besonders beim Rate-Amount-Latenzzeitmaß liegen die Korrelationen bei langer sowie kurzer Latenzzeit im Falle von nicht persistenten Einstellungen sehr nah beieinander (zwischen 0,2 und 0,26 ( $z=-0,58$ ,  $p>0,05$ ) gegenüber 0,56 und 0,64 ( $z=-1,99$ ,  $p<0,05$  aber nicht  $p<0,01$  bei vorhandener Varianzheterogenität)). Hieraus lässt sich schlußfolgern, dass auch hinsichtlich der Prädiktorstärke sowohl im Falle langer als auch im Falle kurzer Latenzzeiten bedeutsame Nonattitudes vorliegen können.

Damit kann vorerst angenommen werden, dass die Nonattitude-Hypothesen H1 und H2 nicht generell gelten, was im Falle der Prädiktorstärke bedeutet, dass Einstellungen bei kurzen Latenzzeiten nicht generell prädiktiver sind als bei langen. In Bezug auf die Verhaltensvariable zeigen zwar Einstellungen bei kurzen Latenzzeiten grundsätzlich höhere Korrelationen als bei langen, signifikant sind diese Korrelationsunterschiede allerdings lediglich für die Gruppe der ‘mover‘ differenziert nach kurzer und langer Latenzzeit und für die Gruppe der ‘nonmover‘ beim Z-Score.<sup>13</sup> Im Falle von langen Latenzzeiten und fehlender Persistenz lässt sich sicherlich am deutlichsten von Nonattitudes sprechen, da hier keinerlei signifikante Korrelationen zwischen Einstellung und Verhalten auftreten (man beachte jedoch, dass dies lediglich ca. 33% der Befragten mit langen Latenzzeiten betrifft, vgl. Tabelle 3). *Persistente* Einstellungsäußerungen mit *langen* Latenzzeiten zeigen wieder signifikante Einstellungs-Verhaltens-Korrelationen, die sich sowohl beim Z-Score als auch Rate-Amount-Index *nicht* signifikant von den Einstellungs-Verhaltens-Korrelationen der ‘mover‘ mit kurzer Latenzzeit unterscheiden ( $z<1,4$ , sodass  $p>0,05$ ). Auch bei der Einstellungs-Verhaltens-Korrelation gilt also, dass diese bei langen Latenzzeiten nicht grundsätzlich signifikant höher ist, was gegen die Hypothese H1 spricht.

Zur Kontrolle dieser Ergebnisse betrachten wir abschließend die Differenzierung nach Urteilssicherheit statt Persistenz (mit der Ausprägung 1 oder 2 als ‘sicher‘ und 3, 4 oder 5 als ‘nicht sicher‘).

---

genität ein Schwellenwert von  $z=-2,33$  angesetzt werden sollte (vgl. Fußnote 11).

<sup>13</sup> Ein Signifikanztest der Korrelationsunterschiede ergibt für die Gruppe der mover beim Z-Score und Rate-Amount-Index  $z>2,4$  und damit  $p<0,01$ , in der Gruppe der nonmover beim Z-Score  $z=-2,629$ ,  $p<0,01$  und beim Rate-Amount-Index  $z=-2,113$ , sodass das restriktivere Signifikanzkriterium  $p<0,01$  aufgrund vorhandener Varianzheterogenität nicht erfüllt wird.

Tabelle 8: Korrelationen zwischen Einstellung und Verhalten(sintention)

Latenzzeit <sup>1</sup>	Sicherheit		Verh.Intentionsindex	Konsumverhalten	
Z-Score E1	lang	sicher	E1	0,538** (N=345)	0,156** (N=384)
		nicht sicher	E1	0,421** (N=395)	0,026 (N=413)
	kurz	sicher	E1	0,659** (N=334)	0,309** (N=371)
		nicht sicher	E1	0,494** (N=398)	0,205** (N=424)
Rate-Amount E1	lang	sicher	E1	0,560** (N=336)	0,172** (N=376)
		nicht sicher	E1	0,416** (N=404)	0,042 (N=421)
	kurz	sicher	E1	0,628** (N=343)	0,283** (N=379)
		nicht sicher	E1	0,509** (N=389)	0,197** (N=416)

\*\* p<0,01; \* p<0,05; <sup>1</sup> z-standardisiert

Da hier dem Levene-Homogenitätstest zufolge für alle Variablen Varianzheterogenität vorliegt (alle  $p < 0,01$ ), werden nachfolgend lediglich Korrelationsunterschiede mit einem Signifikanzniveau von 1% inhaltlich interpretiert. Grundsätzlich lassen sich nach Tabelle 8 die oben getroffenen Ergebnisse replizieren: Einstellungs-Verhaltensintentions-Korrelationen bei langen Latenzzeiten und hoher Urteilssicherheit liegen zwar niedriger als diejenige bei kurzer Latenzzeit und hoher Urteilssicherheit,<sup>14</sup> aber gleichauf mit den Korrelationen bei kurzen Latenzzeiten und fehlender Urteilssicherheit (Korrelationsdifferenzen mit  $p > 0,05$ ). Zudem unterscheiden sich bei nicht vorhandener Urteilssicherheit die Korrelationen jeweils differenziert nach kurzer und langer Latenzzeit nicht mehr signifikant (alle  $z > -1,65$ , sodass  $p > 0,01$  und  $p > 0,05$ ). Allein lange Latenzzeiten signalisieren also nicht Nonattitudes, und auch hier zeigt sich der Abfall der Korrelationen bei kurzen Latenzzeiten mit Unsicherheit. Zudem lassen sich hinsichtlich der Verhaltensvariable die Persistenz- Ergebnisse nach Tabelle 7 auch für Urteilssicherheit nachvollziehen. Einstellungen bei langen Latenzzeiten üben lediglich dann einen signifikanten Einfluss auf Verhalten aus, wenn diese Einstellung stark (bzw. sicher) oder persistent ist. Insgesamt unterscheiden sich die Einstellungs-Verhaltens-Korrelationen aber beim Vergleich sicherer Befragter und unsicherer Befragter jeweils differenziert nach Latenzzeit lediglich signifikant bei niedriger Urteilssicherheit und dem Z-Score als Latenzzeitmaß mit  $r = 0,205$  gegenüber  $0,026$  ( $z = 2,88$ ,  $p < 0,01$ ). Alle anderen Korrelationsunterschiede liegen über dem aufgrund vorliegender Varianzheterogenität angesetzten Signifikanzniveau von 1% und unterscheiden sich somit nicht signifikant. Die (beim Z-Score signifikant mit  $z = 2,45$ ,  $p < 0,01$ ) höchste Korrelation liegt bei kurzer Latenzzeit und hoher Urteilssicherheit bzw. Einstellungsstärke vor.

<sup>14</sup> Signifikant ist dieser Unterschied beim Z-Score mit  $z = 2,46$  und somit  $p < 0,01$ , nicht signifikant hingegen beim Rate-Amount-Index mit  $z = 1,38$ , sodass  $p > 0,01$  und  $p > 0,05$ .

Zusammenfassend zeigen sich folgende empirische Resultate: Einstellungsäußerungen mit langen Latenzzeiten sind nicht per se Nonattitudes und können, bei einer differenzierten Subgruppenanalyse unterschieden nach Urteilssicherheit (als alternatives Einstellungsstärkemaß), auch persistenter sein als Einstellungsäußerungen mit kurzen Latenzzeiten. Unterschieden nach Urteilssicherheit oder Persistenz (als alternatives Nonattitudemaß) können Einstellungen mit langen Latenzzeiten zudem auch prädiktiver sein als Einstellungsäußerungen bei kurzen Latenzzeiten unterschieden nach Urteilssicherheit oder Persistenz. Des weiteren hat sich gezeigt, dass Nonattitudes auch systematisch bei kurzen Latenzzeiten auftreten können. Diese Befunde sprechen dagegen, dass Latenzzeit nach H1 und H2 direkt als ein Maß für ein Attitude-Nonattitude-Kontinuum und damit zur Identifikation von Nonattitudes im Sinne dieses Kontinuums eingesetzt werden kann.

Mögliche theoretische Gründe für diese Befunde und Konsequenzen für die Interpretation von Latenzzeiten sollen nachfolgend kurz diskutiert werden.

#### **4 Theoretische Implikationen der empirischen Befunde – Zur Multidimensionalität von Antwortreaktionszeit**

Fazio konzentriert sich bei der Verwendung von Reaktionszeiten als Indikator der Einstellungszugänglichkeit auf ein Modell spontanen Prozessierens und lässt weitestgehend die Art bzw. den Modus der Informationsverarbeitung außen vor. Dabei hat er selbst mit seinem MODE Modell einen konzeptionellen Vorschlag zur Unterscheidung spontaner und überlegter Informationsverarbeitung unterbreitet (vgl. Fazio 1990a). MODE steht dabei für Motivation und Opportunity als Determinanten überlegter (wenn beide Bedingungen erfüllt sind) oder spontaner (wenn eine oder beide Bedingungen nicht erfüllt sind) Informationsverarbeitung. Dennoch schenkt Fazio der Multidimensionalität von Antwortreaktionszeit nicht genügend Aufmerksamkeit, wenn er Antwortreaktionszeit ausschließlich als Einstellungszugänglichkeit – und das heißt nach Fazio als ein Attitude-Nonattitude-Kontinuum – konzipiert. Denn es finden sich ebenfalls evidente Hinweise für die Annahme, dass die Antwortlatenzzeit eines Befragten mit zunehmender überlegtkontrollierter Informationsverarbeitung steigt. Begründet kann dies damit werden, dass ein überlegtes Prozessieren immer bedeutet, dass relevante Informationen aus dem Gedächtnis erinnert und dann in einem bottom-up Prozess zu einem Einstellungsurteil zusammengefasst werden müssen, was deutlich länger dauern wird, als in einem top-down Verfahren vorhandene

Einstellungen einfach abzurufen und direkt zu prozessieren<sup>15</sup>. Überlegtes und spontanes Prozessieren unterscheiden sich so nicht nur in ihrem Aufwand, auch „ihre Kalkulationszeit ist unterschiedlich“ (Lambert 2000: 179).

Diese Positionen stellen jedoch prinzipiell keine Gegensätze dar, wenn man der Annahme der Multidimensionalität von Antwortreaktionszeit folgt, nach der sich Antwortreaktionszeit aus den einstellungstheoretischen Teilaspekten der Einstellungszugänglichkeit *und* der Informationsprozessstrategie zusammensetzt. Dies berücksichtigend treten zwei zentrale Probleme bei Fazio's Konzept des Attitude-Nonattitude-Kontinuums bzw. der Einstellungszugänglichkeit auf:

Erstens wirken nach Fazio Einstellungen mit kurzen Antwortlatenzzeiten interpretiert als hohe Einstellungszugänglichkeit unter der Randbedingung fehlender Motivation und/oder Opportunity immer handlungsleitend, während dies im Kontext der Multidimensionalitätsannahme nicht immer sein muss. Denn ob dafür aktive Einstellungen oder im Falle nicht aktivierter Einstellungen und gleichzeitig fehlender Motivation und/oder Opportunity irgendwelche anderen Gründe ausschlaggebend sind, bleibt unklar. So kann im letzteren Falle die Einstellungsäußerung des Befragten gerade bei einer kurzen Reaktionszeit ein Nonattitude darstellen. Antwortlatenzzeit ist dann in dieser Variante per se kein Einstellungsstärkemaß. Betrachtet man beispielsweise die in der Literatur diskutierten Kontexteffekte, wie sie Tourangeau (1992, 1999), Tourangeau/Rasinski (1988) oder Schwarz/Strack (1999) unter Stichworten wie Assimilations- und Kontrasteffekte formulieren, können beispielsweise gerade schnelle und mit vorherigen Antworten nicht konsistente Antworten auf einen Kontrasteffekt zurückgeführt werden. Gleiches gilt z.B. für den typischen Fall des nicht reflektierenden Befragten mit einer starken Zustimmungstendenz: auch dieser wird wohl zumeist schnell antworten. Den sog. Priming Effekt untersucht Tourangeau (1992) sogar direkt anhand von Reaktionszeiten: diese sind *kürzer*, je stärker der Priming Effekt vorliegt. Auch über die Geschwindigkeit von Zufallsantworten ist noch nichts gesagt, wobei solche prinzipiell für kurze und lange Reaktionszeiten denkbar sind, je nachdem, wie präsent kognitive Assoziationen in der Befragungssituation sind und/oder aufgebaut werden (z.B. Assoziationen mit der momentanen Stimmung). Prozessiert ein Befragter Informationen mit der Heuristik sozialer Erwünschtheit, so kann dies ebenfalls zu kurzen Reaktionszeiten führen, wenn die Situationsdefinition eindeutig die Bestimmung von Richtung und Valenz der sozialen Erwünschtheit erlaubt. Empirisch nachgewiesen haben dies z.B. Kohler/Schneider (1995): bei sozialer Erwünschtheit sind die Reaktionszeiten kürzer.

Das zweite Problem ist in der Interpretation langer Latenzzeiten festzumachen, die Fazio als

---

<sup>15</sup> Vgl. Carlston/Skowronski 1986; Smith et al. 1996; Brömer 2000 zur Interpretation von langer Latenzzeit als Einstellungsbildungsprozess, und Hertel/Bless (2000), die zeigen, dass memory-based bottom-up Urteile längere Latenzzeiten in Anspruch nehmen.

Nonattitudes innerhalb spontaner Prozesse interpretiert, während diese im Kontext der Multidimensionalitätsannahme auch für überlegtes Prozessieren sprechen können, wenn nicht z.B. während der Interpretationsphase Faktoren der Ability (als personeninterne Opportunity) moderierend Einfluss nehmen. Denn ist z.B. das Einstellungsitem ambiguent oder unverständlich, kann dies trotz fehlender Motivation zu langen Latenzzeiten führen, die nicht auf überlegtem Prozessieren beruhen. In dieser zu Fazio alternativen Interpretationsvariante treten also Nonattitudes potentiell bei kurzen *sowie* langen Latenzzeiten auf. Es ist dann letztlich eine rein methodische Frage, ob diese identifiziert und bereinigt werden können, so dass lange Latenzzeiten tatsächlich als überlegtes Prozessieren verstanden werden können. Erste empirische Hinweise für diese Interpretationsweise zeigte bereits die Studie von Bassili/Krosnick (2000): Latenzzeitmessungen konnten sich hier nicht als Indikator von Nonattitudes und Kontexteffekten bewähren. Einen interessanten Aspekt findet man auch in der Operationalisierungsweise der Opportunity-Variable über Zeitdruck, wie dies Fazio (1986, 1989, 1990a, 1990b, 1999) vornimmt. Wenn fehlende Zeit ein Grund für spontanes Prozessieren ist, dann genau deshalb, weil überlegtes Prozessieren längere Zeit in Anspruch nehmen würde, als dem Befragten zur Verfügung steht. Fazio nimmt also implizit ebenfalls an, dass überlegtes Prozessieren mehr Zeit benötigt als spontanes. Mit wachsender Motivation steigt die Latenzzeit, so stellen auch Fazio/Dunton (1997) fest.

Die empirischen Befunde des Hypothesentest in Abschnitt 3 können nun auch im theoretischen Kontext der Multidimensionalität von Antwortreaktionszeit betrachtet werden. Bei kurzen Latenzzeiten *und* persistenten Einstellungen oder solchen mit hoher Urteilssicherheit zeigte sich, dass hier die höchsten Korrelationen gegenüber Verhalten(sintention) vorliegen und man in dieser Hinsicht nach wie vor von einer höheren Einstellungszugänglichkeit bei kurzen Latenzzeiten sprechen kann. Kurze Latenzzeiten sind demzufolge ein Zeichen für spontanes Prozessieren, aber nicht per se für ein spontanes Prozessieren *mit* hoher Einstellungszugänglichkeit (vgl. die Ergebnisse der Differenzierung nach Urteilssicherheit oder Persistenz). Eine Differenzierung *alleine* nach Latenzzeit zeigt zwar etwas prädiktivere Einstellungen bei kurzer Latenzzeit, was jedoch nicht einem Attitude-Nonattitude-Kontinuum zuzuschreiben ist, sondern dem Umstand, dass kurze Latenzzeiten auf spontanes Prozessieren hinweisen, wobei ein entsprechender Anteil an Befragten zusätzlich leicht zugängliche Einstellungen aufweist und auch prozessiert.

## 5 Resümee

Die Anwendbarkeit und Fruchtbarkeit von Latenzzeitmessungen in telefonischen Umfragen hat sich insgesamt auch im Rahmen dieser Arbeit gezeigt. Die Diskussion der erheblichen Anzahl an Bestimmungsfaktoren von Reaktionszeiten macht jedoch auch deutlich, dass Reaktionszeiten per se wissenschaftlich inhaltsleer sind und lediglich unter zwei Bedingungen interpretiert werden sollten: erstens innerhalb eines expliziten theoretischen Rahmens, aus dem ableitbar ist, was Reaktionszeiten bedeuten können, und zweitens unter der Bedingung der Bereinigung und Kontrolle von Bestimmungsfaktoren, die theoretisch 'unerwünscht' sind und zu Ergebnisverzerrungen führen. Im Laufe dieser Arbeit wurden solche Bestimmungsfaktoren innerhalb der Interpretationsphase der Frage, der Erinnerungsphase, der Urteilsgenerierung und der Antwortselektion identifiziert. Zudem müssen situative (z.B. InterviewerIn, Abgelenktheit oder soziale Erwünschtheit) und individuelle Bestimmungsfaktoren (z.B. Intelligenz, Alter oder allgemein kognitive Geschwindigkeit) beachtet werden. Wie sich in der empirischen Analyse gezeigt hat, können *konstante* situative (z.B. unterschiedliche InterviewerInnen) und individuelle Effekte über die Transformation von Reaktionszeiten in Relation zur individuellen Basisgeschwindigkeit deutlich reduziert werden. Die Basisgeschwindigkeitsbereinigung über das Generieren von Latenzzeitmaßen gegenüber ‚rohen‘ Reaktionszeiten hat sich somit empirisch bewährt. Unter den vier bereinigten Latenzzeitmaßen Z-Score, Ratio-Index, Differenzwert und des hier zusätzlich entwickelten Latenzzeitmaßes Rate-Amount-Index erwies sich der Ratio-Index als am wenigsten geeignet in Bezug auf die Basisgeschwindigkeitsbereinigung. Je nach Zielvariable zeigten sich unterschiedliche Rangfolgen der restlichen Latenzzeitmaße. Hinsichtlich der Evaluation der substantiellen und statistischen Differenzen dieser Latenzzeitmaße besteht folgerichtig noch Forschungsbedarf.

Die empirische Überprüfung der eingangs gestellten Frage, ob Antwortreaktionszeiten zu Einstellungsfragen in standardisierten Umfragen als ein Attitude-Nonattitude-Kontinuum interpretiert werden können, ergab folgende Ergebnisse: Erstens können Latenzzeiten zu Einstellungsfragen *nicht generell* als ein Attitude-Nonattitude Kontinuum interpretiert werden. Vielmehr zeigt sich, dass Nonattitudes *systematisch* sowohl im Falle kurzer als auch langer Latenzzeiten auftreten können. Aus methodologischer Perspektive kann dies bei langen Latenzzeiten beispielsweise auf Effekte der Urteilsindifferenz, Abgelenktheit oder einer fehlenden 'don't know'-Kategorie zurückgeführt werden, und bei kurzen beispielsweise auf Effekte sozialer Erwünschtheit, Zustimmungstendenzen oder heuristische Hinweisreize. Damit ist jedoch keinesfalls gesagt, dass es nicht möglich ist, Einstellungszugänglichkeit (und damit auch Nonattitudes) über Reaktionszeiten zu operationalisieren. Vielmehr weisen die Ergebnisse aus einstellungstheoretischer Sicht darauf

hin, dass Antwortreaktionszeit auch bei einer Bereinigung theoretisch nicht erwünschter Störeffekte als ein multidimensionales Konstrukt zu verstehen ist. Kognitions- und einstellungstheoretisch ist dies plausibel, wenn man davon ausgeht, dass sich die Antwortlatenzzeit durch die Einstellungszugänglichkeit *und* durch den aktiven Informationsprozessmodus – also spontanes versus überlegtes Prozessieren – zusammensetzt.

Dennoch lässt sich empirisch nachweisen, dass Einstellungen im Falle kurzer Latenzzeiten gegenüber Verhalten und Verhaltensintention (zumeist signifikant) prädiktiver sind als im Falle langer. Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass ein entsprechender Anteil der Befragten, der die Informationen spontan prozessiert, dies zusätzlich mit einer leicht zugänglichen Einstellung tut.

Es konnte jedoch differenziert nach Persistenz oder Urteilssicherheit gezeigt werden, dass auch eine zweite Gruppe von Befragten mit kurzer Latenzzeit aber fehlender kognitiv aktivierter (oder wenig zugänglicher) Einstellung vorliegt: Befragte mit kurzer Latenzzeit und fehlender Urteilspersistenz oder Urteilsunsicherheit weisen Einstellungen auf, die nicht stark prädiktiv gegenüber Verhalten(sintention) sind und im Vergleich zu den Einstellungen der Befragten mit langer Latenzzeit und Urteilspersistenz bzw. Urteilssicherheit zum Teil sogar weniger prädiktiv sind. Kurze Latenzzeiten sind diesen Ergebnissen zufolge als spontanes Prozessieren interpretierbar, das zusätzlich über leicht zugängliche und damit starke Einstellungen ablaufen *kann*, aber nicht *muss*.

Diese ersten Ergebnisse zeigen erheblichen weiteren Forschungsbedarf, insbesondere zur empirischen Trennung und zum theoretischen Verhältnis der beiden einstellungstheoretisch zentralen Komponenten von Antwortreaktionszeit: der Einstellungszugänglichkeit und des Informationsprozessmodus<sup>7</sup>.

## 6 Literatur

- Abelson, P., 1988: Conviction. *American Psychologist*, 43, S.267-275
- Ajzen, I. / Nichols, A.J./Driver, B.C., 1995: Identifying Salient Beliefs About Leisure Activities: Frequency of Elicitation Versus Response Latency. *Journal of Applied Social Psychology*, 25, 16, S.1391-7710
- Amelang, M., 1994: Über die Prozesse bei Selbsteinschätzungen: Eine Reaktionszeit-Analyse von State- und Trait-Urteilen. In: Bartussek, D./ Amelang, M. (Hrsg.): Fortschritte der Differentiellen Psychologie und Psychologischen Diagnostik. Hogrefe: Verlag für Psychologie, S.241-257
- Azorin, J.-M. / Benhaim, P. / Hasbroucq, T. / C.-A. Possamai, 1995: Stimulus and response selection in depression: A reaction time study. *Acta Psychologica*, 89, S.95-100
- Bamberg, S. / Kuhnel, S.M./Schmidt, P., 1999: The Impact of General Attitude on Decisions. *Rationality & Society*, 11, S.5-25
- Bassili, J. N., 1993: Response latency versus certainty as indexes of the strength of voting intentions in a CATI survey. *Public Opinion Quarterly*, 57, 54-61
- Bassili, J. N., 1995: Response Latency and the Accessibility of Voting Intentions: What Contributes to Accessibility and How It Affects Vote Choice. *PSPB*, Vol.21, No.7, S.686-695

- Bassili, J. N., 1996a: The How and Why of Response Latency Measurement in Telephone Surveys. In: Schwarz, N. / Sudman, S. (Hrsg.): Answering Questions. Methodology for Determining Cognitive and Communicative Process in Survey Research. San Francisco: Jossey-Bass, S.319-346
- Bassili, J. N., 1996b: Meta-judgmental versus operative indexes of psychological attributes: The case of measures of attitude strength. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, S.637-653
- Bassili, J. N. / Fletcher, J. F., 1991: Response-time measurement in survey research: A method for CATI and a new look at non-attitudes. *Public Opinion Quarterly*, 55, S.331-346
- Bassili, J. N. / Krosnick, J. A., 2000: Do Strength-Related Attitude Properties Determine Susceptibility to Response Effects? New Evidence From Response Latency, Attitude Extremity, and Aggregate Indices. *Political Psychology*, Vol. 21, No.1, S.107-132
- Bassili, J. N. / Scott, B. S., 1996: Response Latency as a signal to question problems in survey research. *Public Opinion Quarterly*, 60, S.390-399
- Boninger, D.S. / Krosnick, J.A. / Berent, M.K. et al., 1995: The Causes and Consequences of Attitude Importance. In: Petty, R.E./Krosnick, J.A. (Hrsg.): Attitude Strength. Antecedents and Consequences. Hillsdale: Lawrence Erlbaum, S.159-189
- Bortz, J., 1999: Statistik für Sozialwissenschaftler (5.Auflage). Berlin/Heidelberg/New York et al.: Springer
- Breckler, S.J., 1984: Empirical Validation of Affect, Behavior and Cognition as Distinct Components of Attitude. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 6, S.1191-1205
- Bright, A. D. / Manfredi, M. J., 1995: Moderating Effects of Personal Importance on the Accessibility of Attitudes Toward Recreation Participation. *Leisure Sciences*, 17, S.281-294
- Brody, C.J. 1986: Things are Rarely Black and White: Admitting Gray into the Converse Model of Attitude Stability. *American Journal of Sociology*, 92, 3, S.657-677
- Brömer, P., 2000: Einstellungsbildung: Erlebte Ambivalenz, subjektive Schwierigkeit und Antwortlatenz bei evaluativ inkonsistenten, konsistenten und neutralen Informationen. *Zeitschrift für experimentelle Psychologie*, 47 (2), S.115-128
- Bühl, Achim / Zöfel, P., 1998: SPSS Version 8. Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows. Bonn et al.: Addison-Wesley
- Carlston, D. E. / Skowronski, J. J., 1986: Trait memory and behavior memory: The effects of alternative pathways on impression judgment response times. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50, S.5-13
- Converse, P.E. 1964: The Nature of Belief Systems in Mass Publics. In: Apter, D.E. (Hrsg.): Ideology and Discontent, London: Free Press of Glencoe, S.206-261
- Converse, P.E., 1970: Attitudes and Nonattitudes: Continuation of a Dialogue. S.168-189 in: Tufté, E.R. (Hg.): The Quantitative Analysis of Social Problems. Reading: Addison-Wesley.
- Doll, J. / Ajzen, I., 1992: Accessibility and stability of predictors in the theory of planned behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, S.754-756
- Downing, J. W. / Judd, C. M. / Brauer, M., 1992: Effects of repeated expressions on attitude extremity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, S.17-29
- Faust, M. E. / Ferraro, F. R. / Balota, D. A. / Spieler, D. H., 1999: Individual Differences in Information-Processing Rate and Amount: Implications for Group Differences in Response Latency. *Psychological Bulletin*, Vol. 125, No.6, S.777-799
- Fazio, R. H., 1986: How do attitudes guide behavior? In: Sorrentino, R. M. / Higgins, E. T. (Hrsg.): The handbook of motivation and cognition: Foundation of social behavior. New York: Guilford. S. 204-243
- Fazio, R. H., 1989: On the Power and Functionality of Attitudes: The Role of Attitude Accessibility. In: Pratkanis, A. R. / Breckler, S. J. / Greenwald, A. G.: Attitude, Structure and Function. Hillsdale/New Jersey et al.: Erlbaum, S.153-179
- Fazio, R.H. 1990a: Multiple Process by which Attitudes guide Behavior: the MODE Model as an integrative framework, *Advances in experimental Psychology*, 23, S.75-109
- Fazio, R. H., 1990b: A Practical Guide to the Use of Response Latency in Social Psychological Research. In: Hendrick, C. / Clark, M. S. (Hrsg.): Research methods in personality and social research. Newbury: Sage, S.74-97
- Fazio, R.H., 1995: Attitudes as Object-Evaluation Associations: Determinants, Consequences, and Correlates of Attitude Accessibility. In: Petty, R.E./Krosnick, J.A. (Hrsg.): Attitude Strength. Antecedents and Consequences. Hillsdale: Lawrence Erlbaum
- Fazio, R.H., 1999: The MODE Model of Attitude-Behavior Processes. In: Chaiken, S./Trope, Y. (Hrsg.): Dual-Process Theories in Social Psychology. New York/London: Guilford Press. S.97-116
- Fazio, R. H. / Dunton, B. C., 1997: Categorization by Race: The Impact of Automatic and Controlled Components of Racial Prejudice. *Journal of Experimental Social Psychology*, 33, S.451-470
- Fazio, R. H. / Williams, C. J., 1986: Attitude accessibility as a moderator of the attitude-perception and the attitude-behavior relations: An investigation of the 1984 presidential election. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, S.505-514
- Fisher, D. L. / Glaser, R. A., 1996: Molar and latent models of cognitive slowing: Implications for aging, dementia, depression, development, and intelligence. *Psychonomic Bulletin & Review*, 3, S.458-480
- Freedman, S.A./ Lips, H.M., 1996: A Response Latency Investigation of the Gender Schema. *Journal of Social Behavior and Personality*, 11, 5, S.41-53



- Görsch 2000: Situationales Handeln. Dissertation an der Universität Erlangen-Nürnberg
- Hastie, R. / Park, B., 1986: The relationship between memory and judgment depends on whether the judgment task is memory-based or on-line. *Psychological Review*, 93, S.258-268
- Hertel, G. / Bless, H., 2000: „On-line“ und erinnerungsgestützte Urteilsbildung: Auslösefaktoren und empirische Unterscheidungsmöglichkeiten. *Psychologische Rundschau* 51 (1), S.19-28
- Huckfeldt, R. / Levine, J. / Morgan, W. et al., 1999: Accessibility and the Political Utility of Partisan and Ideological Orientations. *American Journal of Political Science* 43, S.888-991
- Houlihan, M. / Campbell, K. / Stelmack, R. M., 1994: Reaction Time and Movement Time as Measures of Stimulus Evaluation and Response Processes. *Intelligence*, 18, S.289-307
- Johnson, M. / Shively, W.P./ Stein, R.M., 1999: Contextual Data and the Study of Elections and Voting Behavior: Connecting Individuals to Environment. Papier aus dem ‘Workshop in Political Theory and Polica Analysis’, Indiana University
- Klauer, K. C. / Musch, J., 1999: Eine Normierung unterschiedlicher Aspekte der evaluativen Bewertung von 92 Substantiven. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 1, 30, S.1-11
- Kohler, A. / Schneider, J.F., 1995: Einfluß der Kenntnis der Gruppennorm auf die Beantwortungszeit von Persönlichkeitsfragebogen-Items. *Arbeiten der Fachrichtung Psychologie, Universität des Saarlandes*, Nr. 179
- Krosnick, J. A. / Abelson, R. P., 1991: The case for measuring attitude strength in surveys. In: Tanur, J. (Hrsg.): *Questions about survey questions*. New York: Russell Sage, S.77-203
- Krosnick, J. A. / Boninger, D. S. / Chuang, Y. C. / Carnot, C., 1993: Attitude strength: One construct or many related constructs? *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, S.1132-1151
- Krosnick, J.A. / Petty, R.E., 1995: Attitude Strength: An Overview. In: Petty, R. E. / Krosnick, J.A. (Hrsg.): *Attitude strength: Antecedents and consequences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum, S.1-24
- Lambert, K.D., 2000: Handlungstheorie zwischen Kommunitarismus und Rational Choice. Dissertation an der Universität Mannheim
- Manfredo, M. J. / Yuan, S. M. / McGuire, F.A., 1992: The influence of attitude accessibility on attitude-behavior relationship: Implications for recreation research. *Journal of Leisure Research*, 24, S.157-170
- Pachella, R. G., 1974: The interpretation of reaction time in information processing research. In: Kantowitz, B. H. (Hrsg.): *Human information processing: Tutorials in performance and cognition*. Hillsdale: Erlbaum. S.41-82
- Plies, K. / Schmidt, P. 1996: Intention = Verhalten? Eine repräsentative Längsschnittstudie zur Überprüfung der Theorie des geplanten Verhaltens im Kontext der AIDS-Prävention, *Zeitschrift für Sozialpsychologie* 1996, S.70-80
- Pomerantz, E. M. / Chaiken, S. / Tordesillas, R. S., 1995: Attitude strength and resistance processes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, S.408-419
- Prislin, R., 1996: Attitude stability and attitude strength: One is enough to make it stable. *European Journal of Psychology*, 26, S.447-477
- Reinecke, J., 1999: Interaktionseffekte in Strukturgleichungsmodellen mit der Theorie des geplanten Verhaltens:
- Schuman, H. / Presser, S. 1980: Public Opinion and Public Ignorance: The Fine Line between Attitudes and Nonattitudes, *American Journal of Sociology*, 85, 5, S.1214-1225
- Schwarz, N. / Strack, F. 1999: Judgments of the past, present, and future: principles of subjective evaluation and their methodological implications. In: Kahnemann, D. / Diener, E. / Schwarz, N. (Hrsg.), *Understanding well-being: Scientific perspectives on enjoyment and suffering*. New York: Russell-Sage
- Shrum, L.J. / O’Guinn, T.C., 1993: Processes and Effects in Construction of Social Reality. *Construct Accessibility as an Explanatory Variable*. *Communication Research*, 20, 3, S.436-471
- Slaby, M. / Urban, D., 2002: Subjektive Technikbewertung: Was leisten kognitive Einstellungsmodelle zur Analyse von Technikbewertungen - dargestellt an Beispielen aus der Gentechnik. Stuttgart: Lucius Lucius
- Smith, E. E., 1968: Choice reaction time: An analysis of major theoretical positions. *Psychological Bulletin*, 69, S.77-110
- Smith, E. R. / Fazio, R. H. / Cejka, M. A., 1996: Accessible attitudes influence categorization of multiply categorizable objects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, S.888-898
- Smith, E. R. / Lerner, M., 1986: Development of automatism of social judgments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50, S.246-259
- Strack,F./Martin,L.L., 1987: Thinking, Judging, and Communicating: A Process Account of Context Effects in Attitude Surveys. In: Hippler, H.-J./Schwarz, N/ Sudman, S. (Hrsg.): *Context Effects in Social and Psychological Reaearch*. New York et al.: Springer, S.123-148
- Tourangeau, R., 1992: Context Effects on Responses to Attitude Questions: Attitudes as Memory Structures. In: Hippler, H.-J./Schwarz, N/ Sudman, S. (Hrsg.): *Context Effects in Social and Psychological Reaearch*. New York et al.: Springer, S.35-47
- Tourangeau, R., 1999: Context Effects on Answers to Attitude Questions. In: Sirken, M.G./Herrmann, D.J./Schechter, S. et al. (Hrsg.): *Cognition and Survey Research*. New York et al.: Springer, S.111-132
- Tourangeau, R. / Rasinski, K.A. 1988: Cognitive Processes Underlying Context Effects in Attitude Measurement, *Psychological Bulletin*, 103, 3, S.299-314

## 7 Anhang

### Anhang A: Relevante Fragebogenitems und Skalierung

Kürzel/ Nr.	Kurzbeschreibung, Fragewortlaut und Skalierung (die Skalenbeschreibung erfolgte jeweils vor der eigentlichen Frage)
Extern1	Frageblock ökologische und moralische Orientierungen.
V6a-i	<p>„Zunächst möchten wir Ihnen noch einige Fragen zu Umweltthemen stellen. Sagen Sie uns bitte, wie stark Sie den folgenden Meinungen zustimmen oder nicht zustimmen.“</p> <p>V6a: „Der jetzige Zustand der Umwelt macht mir Angst.“</p> <p>V6b: „Zum Schutz der Umwelt wäre ich bereit, für Waschmittel deutlich höhere Preise zu zahlen.“</p> <p>V6c: „Wenn wir so weitermachen wie bisher, steuern wir auf eine Umweltkatastrophe zu.“</p> <p>V6d: „Der Umwelt zuliebe würde ich gerne auf Einwegpackungen verzichten, auch wenn die Rückgabe dann mit zusätzlichem Aufwand verbunden ist.“</p> <p>V6e: „Es ärgert mich, wenn das Umweltthema nicht ernst genommen wird.“</p> <p>V6f: „Es gibt Grenzen des Wachstums, die wir bereits überschritten haben.“</p> <p>V6g: „Tiere sollten gleiche Lebensrechte wie Menschen haben.“</p> <p>V6h: „Die Menschen haben nicht das Recht, die Natur nach ihren Bedürfnissen umzugestalten.“</p> <p>V6i: „Man sollte nicht noch tiefer in die Geschehnisse der Natur eindringen.“</p> <p>Skalierung: 1=stimme voll zu ... 5=lehne voll ab</p>
	Frageblock gentechnische Verfahren an Lebensmitteln
V7	<p>Kenntnis über Existenz gentechnisches Obst/Gemüse</p> <p>„Nun interessiert uns Ihre Meinung zur Anwendung der Gentechnik bei Lebensmitteln. Haben Sie vielleicht bereits davon gehört, dass gentechnische Verfahren beim Anbau von Obst und Gemüse verwendet werden?“</p> <p>Skalierung: 1=ja, 2=nein</p>
V8	<p>Verhaltensintention, gentechnisches Obst und Gemüse zu essen.</p> <p>„Also, wenn Sie vor der Entscheidung stehen würden: Wie sicher würden Sie gentechnisch verändertes Obst oder Gemüse essen?“</p> <p>Skalierung: 1=ganz sicher ... 5=ganz sicher nicht</p>
E1 (V10)	<p>Erstmessung Einstellung über gentechnisches Obst und Gemüse.</p> <p>„Also, wie beurteilen Sie gentechnisch verändertes Obst und Gemüse?“</p> <p>Skalierung: 1=sehr gut ... 5=sehr schlecht</p>
V11a-d	<p>Wissen, Neugierde, Bedeutsamkeit und Urteilssicherheit gegenüber gentechnischem Obst und Gemüse.</p> <p>„Und inwieweit treffen die folgenden Aussagen für Sie zu?“</p> <p>V11a: „Über gentechnische Verfahren beim Anbau von Obst und Gemüse bin ich gut informiert“</p> <p>V11b: „Berichte und Meldungen zum Einsatz gentechnischer Verfahren beim Anbau von Obst und Gemüse machen mich neugierig.“</p> <p>V11c: „Das Thema ‘Gentechnik beim Anbau von Obst und Gemüse‘ ist für mich von großer Bedeutung.“</p> <p>V11d: „Meine Meinung zum Einsatz gentechn. Verfahren beim Anbau von Obst und Gemüse steht fest.“</p> <p>Skalierung: 1=trifft sehr gut zu ... 5=trifft sehr schlecht zu</p>
E2 (V17)	<p>Zweitmessung Einstellung über gentechnisches Obst und Gemüse.</p> <p>„Einmal alles in allem betrachtet. Wie ist Ihre persönliche Meinung zum Einsatz der Gentechnik beim Anbau von Obst und Gemüse?“</p> <p>Skalierung: 1=sehr gut ... 5=sehr schlecht</p>
V18a-f	<p>Verhaltensintention bei verschiedenen Szenarien zu gentechnischem Obst und Gemüse.</p> <p>V18a: „Angenommen gentechnisches Obst und Gemüse wäre deutlich länger haltbar und würde die Umwelt wesentlich geringer belasten. Wie sicher würden Sie solches Obst und Gemüse essen?“</p> <p>V18b: „Und wenn gentechnisches Obst und Gemüse einen deutlich besseren Geschmack hätte und wesentlich gesünder wäre?“</p> <p>V18c: „Und wenn es einen deutlich besseren Geschmack hätte und die Umwelt wesentlich geringer belasten würde?“</p> <p>V18d: „Und wenn es deutlich länger haltbar und wesentlich gesünder wäre?“</p> <p>V18e: „Und wenn gentechnisches Obst und Gemüse deutlich länger haltbar wäre und auch viel besser schmecken würde?“</p> <p>V18f: „Und wenn es deutlich gesünder wäre und die Umwelt geringer belasten würde?“</p> <p>Skalierung: 1=würde ich ganz sicher essen ... 5=würde ich ganz sicher nicht essen</p>

V19	Verhaltensabfrage: Konsumverhalten Obst und Gemüse aus ökologischem Anbau. „Wie häufig kaufen Sie Obst oder Gemüse aus ökologischem Anbau. Kaufen Sie das...“ <i>Skalierung: 1=nie, 2=selten, 3=gelegentlich, 4=häufig, 5=immer</i>
Extern2	Frageblock Orientierungen bezüglich Technik und Wirtschaft.
V39a-h	„Abschließend möchten wir Ihnen einige Fragen zu den Bereichen Wirtschaft und Technik stellen. Bitte sagen Sie uns, wie stark Sie den folgenden Meinungen zustimmen oder nicht zustimmen.“ V39a: „Die moderne technische Entwicklung garantiert den gesellschaftlichen Fortschritt.“ V39b: „Den Experten in der technischen Forschung können wir vertrauen.“ V39c: „Ohne neue Techniken werden wir den Wettbewerb mit anderen Ländern verlieren.“ V39d: „Die bestehenden Gesetze zur Kontrolle neuer Technologien sind ausreichend.“ V39e: „Die Diskussion über langfristige Folgen von technischen Anwendungen verhindert den Fortschritt.“ V39f: „Ohne neue Technologien werden wir an Wohlstand einbüßen.“ V39g: „Der Staat setzt den Technologieunternehmen viel zu enge Grenzen.“ V39h: „Wirtschaftswachstum ist das wichtigste Ziel staatlicher Politik.“ <i>Skalierung: 1=stimme voll zu ... 5=lehne voll ab</i>

### Anhang B: Deskriptive Statistiken

#### B1: Deskriptive Statistiken der Reaktionszeiten der Erstmessung (tE1) und Zweitmessung (tE2) in Hundertstelsekunden

		tE1	tE2
N	Valid	1947	1905
	Missing	55	97
Mean		418	620
Median		286	450
Std. Deviation		442	650
Skewness		4,962	5,370
Kurtosis		55,420	64,893
Percentiles	10	99	137
	20	143	198
	30	187	275
	40	236	357
	50	286	450
	60	363	544
	70	445	692
	80	582	884
	90	846	1313

#### B2: Deskriptive Statistiken der Basisgeschwindigkeit

BASE		
N	Valid	Missing
		1637
		365
Mean		382
Median		332
Std. Deviation		203
Skewness		2,029
Kurtosis		6,119
Percentiles	10	194
	20	233
	30	265
	40	296
	50	332
	60	370
	70	424
	80	493
	90	632

*B3: Deskriptive Statistiken der Latenzzeitmaße für die Erstmessung (E1) und Zweitmessung (E2) der Einstellung zu gentechnischen Verfahren bei Obst und Gemüse*

		Z-Score E1	Z-Score E2	Diff. Wert E1	Diff. Wert E2	Ratio Index E1	Ratio Index E2	Rate-Amount E1	Rate-Amount E2
N	Valid	1609	1585	1609	1585	1609	1585	1609	1585
	Missing	393	417	393	417	393	417	393	417
Mean		,400	1,432	28,346	237,219	,463	,548	396,243	587,548
Median		-,225	,390	-43,909	86,727	,461	,559	284,818	422,327
Std. Deviation		2,278	3,745	433,425	653,126	,178	,179	413,712	628,188
Skewness		4,348	5,533	4,919	5,779	,118	-,237	4,348	5,301
Kurtosis		32,351	49,116	63,965	73,211	-,522	-,550	32,638	50,265
Percentiles	10	-1,089	-,874	-307,545	-236,200	,236	,303	102,884	144,625
	20	-,824	-,541	-217,000	-122,073	,305	,384	146,369	207,589
	30	-,633	-,268	-150,636	-56,382	,357	,452	185,385	274,405
	40	-,450	,085	-95,727	17,800	,410	,513	231,162	350,774
	50	-,225	,390	-43,909	86,727	,461	,559	284,818	422,327
	60	,094	,880	17,455	175,055	,515	,606	353,295	511,624
	70	,425	1,541	78,273	293,455	,557	,660	418,665	646,033
	80	1,047	2,341	189,545	485,964	,617	,712	537,495	822,579
	90	2,452	4,333	447,091	875,309	,711	,772	818,166	1130,189

*B4: Deskriptive Statistiken der z-standardisierten Latenzzeiten*

		z-stand. Z-Score E1	z-stand. Z-Score E2	z-stand. Diff. Wert E1	z-stand. Diff. Wert E2	z-stand. Ratio Index E1	z-stand. Ratio Index E2	z-stand. Rate-Amount E1	z-stand. Rate-Amount E2
N	Valid	1609	1585	1609	1585	1609	1585	1609	1585
	Missing	393	417	393	417	393	417	393	417
Mean		,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
Median		-,251	-,282	-,151	-,232	-,035	,065	-,271	-,269
Std. Deviation		,997	,997	,997	,997	,997	,997	,997	,997
Skewness		3,216	3,492	2,535	2,894	,132	-,227	3,575	3,057
Kurtosis		17,363	17,407	17,198	15,130	-,276	-,497	21,076	14,556
Minimum		-4,176	-1,831	-3,989	-3,421	-2,759	-3,198	-1,302	-1,366
Maximum		9,308	8,751	11,407	9,745	2,861	2,398	9,632	7,764

*B5: Deskriptive Statistiken ausgewählter Variablen*

		E1 (V10) Beurteilung gentechnisch verändertes Obst/Gemüse	E2 (V17) Beurteilung Gentechnik b. Anbau v. Obst/Gemüse (Alles in allem)	V11D Sicherheit der Meinung über gent. Verfahren bei Obst/Gemüse	Verhaltens- intention- index V18A bis V18F	V19 Kaufen v. Obst/Ge- müse aus ökol. Anbau
N	Valid	1947	1905	1994	1792	1986
	Missing	55	97	8	210	16
Mean		4,04	3,73	2,66	15,5960	3,05
Median		4	4	3	14	3
Std. Deviation		1,06	1,12	1,20	7,1089	1,15
Skewness		-,830	-,409	,251	,664	-,082
Kurtosis		-,288	-,862	-,851	-,486	-,778
Minimum		1	1	1	6,00	1
Maximum		5	5	5	30,00	5
Percentiles	10	2	2	1	7	1
	20	3	3	1	9	2
	30	4	3	2	11	2
	40	4	3	2	13	3
	50	4	4	3	14	3
	60	5	4	3	16	3
	70	5	5	3	18	4
	80	5	5	4	22	4
	90	5	5	4	29	5

## **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