

## Nr. 85

### **Anwendung der Meta-Analyse zur Identifizierung von Determinanten der Zahlungsbereitschaft für genetisch veränderte Lebensmittel\***

von  
Jochen HARTL\*\*

Giessen, September 2007

\* Dank gebührt der Stiftung Goldener Zuckerhut, die diese Studie im Rahmen des Disserationsprojektes des Autors „Die Nachfrage nach genetisch veränderten Lebensmitteln“ finanziell unterstützt hat.

\*\* Jochen HARTL, Produkt + Markt, Otto-Lilienthal-Straße 15, D-49134 Wallenhorst.  
E-Mail: jhartl@ProduktundMarkt.de

---

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ enthalten Manuskripte in einer vorläufigen Fassung, die noch nicht anderweitig veröffentlicht worden sind. Es wird daher gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an die Autoren zu wenden und etwaige Zitate vorher abzustimmen.

Die „Agrarökonomischen Diskussionsbeiträge“ werden herausgegeben vom: Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen, Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen, Bundesrepublik Deutschland, Tel.: (06 41) 99-3 70 20, Fax: (06 41) 99-3 70 29.



# **Anwendung der Meta-Analyse zur Identifizierung von Determinanten der Zahlungsbereitschaft für genetisch veränderte Lebensmittel**

## **Zusammenfassung**

Politische und unternehmerische Entscheidungen hinsichtlich genetisch veränderten Lebensmitteln (GVL) hängen kritisch von den Verbraucherpräferenzen ab. Dementsprechend wurde in den letzten Jahren eine Vielzahl ökonomischer Studien durchgeführt, um Zahlungsbereitschaftswerte von Verbrauchern für GVL zu erfassen. Es erweist sich jedoch als schwierig, bestehende Studien sinnvoll zusammenzufassen und zu interpretieren, da sie eine hohe Variabilität hinsichtlich der verwendeten Stichprobe, Methodik sowie analysierten Produkte aufweisen. Daher wurde eine Meta-Analyse durchgeführt, um die bestehende Variation in den ermittelten Zahlungsbereitschaftswerten zu analysieren und zu erklären. Zu diesem Zweck wurden 42 Studien gepoolt, die insgesamt 98 Zahlungsbereitschaftswerte lieferten. Die Ergebnisse zeigen, dass ermittelte Zahlungsbereitschaften signifikant damit variieren, in welchem Land, zu welchem Zeitpunkt, mit welcher Zielgruppe, mit welcher Methodik sowie mit welchem Produkt die Studie durchgeführt wurde.

**Schlüsselwörter:** Genetisch veränderte Lebensmittel, Meta-Analyse, Zahlungsbereitschaft, WTP

## **Meta-analysis to identify determinants of willingness to pay for genetically modified food**

### **Abstract**

Political and managerial decisions regarding genetically modified (GM) food critically depend on consumers' preferences. Accordingly, in the last years an intense amount of research was conducted to elicit consumers' willingness to pay (WTP) for GM food. However, it has proven to be difficult to meaningfully summarize and interpret the existing studies, since they possess a high variability regarding the sample frame, the methodology as well as the product being valued. Thus, a meta-analysis was used to investigate the variation in WTP estimates for GM food. For this purpose data of 42 valuation studies were pooled, obtaining a total of 98 WTP values. The findings show that differences in the time, location, sample, methodology, and product of the study are important drivers of the valuation results.

**Key words:** Genetically modified food, meta-analysis, willingness to pay, WTP

# 1 Einleitung

Die grüne Gentechnik gilt als eines der zukunftssträchigsten, aber auch kontroversesten Themen der gesamten Agrar- und Ernährungsökonomie. Unter Experten herrscht weitgehender Konsens, dass der langfristige Erfolg genetisch veränderter (GV)-Pflanzen und Lebensmittel (GVL) kritisch von der Beurteilung der Verbraucher abhängt. So beeinflusst die Öffentlichkeit Entscheidungen bezüglich der Nutzung der Biotechnologie nicht nur politisch über demokratische Kanäle oder Interessengruppen, sondern auch als Konsumenten über den Markt (Veeman, 2001). Es ist daher erstens für Entscheidungsträger in den Unternehmen relevant, Verbraucherwahrnehmungen und -interessen zu verstehen, um evtl. Akzeptanzprobleme zu antizipieren sowie nachfragerrelevante Produkte zu entwickeln und zu kommunizieren. Zweitens ist die Verbraucherseite aber auch für politische Entscheidungen relevant, da Wohlfahrts- und Verteilungseffekte bestimmter Regelungen, wie beispielsweise der Kennzeichnung, in hohem Maße von den Verbraucherpräferenzen beeinflusst werden (vgl. z.B. Haucap und Schmidt, 2002; Nielsen *et al.*, 2002; Nielsen *et al.*, 2003).

Viele Studien haben vor diesem Hintergrund versucht, die Nachfrageseite näher zu beleuchten. In der Literatur existieren eine Reihe deskriptiver Umfragen, die ganz allgemein Meinungen und Einstellungen der Verbraucher zu GVL in verschiedenen Ländern erfasst haben (z.B. Gaskell *et al.*, 1999; Einsiedel, 2000; Saad, 2001; Hallman *et al.*, 2002b; Gaskell *et al.*, 2003; Environics, 2004). Andere Studien sind eher in der Verhaltenstheorie verankert und zielen darauf ab, einen tieferen Einblick in den Beurteilungs- und Entscheidungsprozess der Verbraucher zu geben (z.B. Frewer *et al.*, 1998; Bredahl, 1999; Frewer *et al.*, 1999; Bredahl, 2001; Grunert *et al.*, 2001).

In der vorliegenden Arbeit sollen ökonomische Studien im Mittelpunkt der Betrachtung stehen, die in der Regel nicht das Ziel haben, Verbraucherpräferenzen zu erklären, sondern diese quantitativ und monetär zu erfassen. Insbesondere stellt sich aus ökonomischer Sicht die Frage, inwiefern die Akzeptanz von GVL mit dem Preisniveau dieser Produkte variiert. Dabei muss zwischen GVL mit Input- und Output-Traits<sup>1</sup> differenziert werden. Viele Studien deuten darauf hin, dass Verbraucher die Qualität von GVL mit Input-Traits als inferior wahrnehmen, so dass sie bei gleichem Preisniveau eine Wohlfahrtsverschlechterung erfahren würden. Es ist daher von Interesse, welchen Geldbetrag Verbraucher als Kompensation für eine Wohlfahrtsverschlechterung durch GVL verlangen würden (*willingness to accept, WTA*) oder alternativ, welchen Geldbetrag Verbraucher bereit wären aufzubringen, um eine Wohlfahrtsverbesserung durch gentechnikfreie Lebens-

---

<sup>1</sup> GV-Pflanzen mit Input-Traits sollen den *Erzeugern* durch verbesserte agronomische Eigenschaften Vorteile bei der landwirtschaftlichen Produktion bieten. GV-Pflanzen mit Output-Traits zielen darauf ab, die Zusammensetzung und den Gehalt an qualitätsbestimmenden Inhaltsstoffen zu verändern. In ihrer Endform besitzen diese beispielsweise verbesserte ernährungsphysiologische Eigenschaften, die das Produkt für die *Verbraucher* attraktiver machen sollen.

mittel zu erfahren (*willingness to pay, WTP*)<sup>2</sup>. Daneben sind GVL mit Output-Traits nicht auf eine Senkung der Faktorkosten, sondern auf einen Zusatznutzen für die Verbraucher oder Verarbeiter ausgelegt. Hier stellt sich die Frage, inwieweit wahrgenommene Risiken der Gentechnik durch wahrgenommenen Nutzen kompensiert werden können und ob Verbraucher bereit sind, einen Aufpreis dafür zu zahlen (Burton et al., 2001).

Anhang 1 gibt einen Überblick über bisherige empirische Studien zur Ermittlung von Zahlungsbereitschaften (ZB) für GVL. Die Fülle der Studien zeigt die Intensität und Relevanz auf, mit der in den letzten Jahren angestrebt wurde, tiefergehende Informationen über ZB der Verbraucher zu erhalten. Jedoch können diese Studien nicht direkt miteinander verglichen werden, da sie eine hohe Variabilität hinsichtlich der verwendeten Stichprobe, des methodischen Ansatzes sowie der analysierten Produkte aufweisen. Vor diesem Hintergrund ist es äußerst schwierig, bestehende Ergebnisse sinnvoll zusammenzufassen und zu interpretieren. Ziel der vorliegenden Studie ist es daher, eine *Meta-Analyse* durchzuführen, um verschiedene Einflussfaktoren auf die ZB für GVL unabhängig vom jeweiligen Studien-Design identifizieren zu können. Diese ist an eine vergleichbare Meta-Analyse von Lusk *et al.* (2005) angelehnt, jedoch wurde(n) in der vorliegenden Analyse (a) der Datensatz erheblich erweitert, (b) weitere Variablen in das Modell integriert sowie (c) weiterführende Schätzverfahren verwendet. Insgesamt wurden Ergebnisse aus 42 quantitativen ZB-Analysen für GVL gepoolt, die insgesamt 98 ZB-Werte lieferten<sup>3</sup>. Lusk *et al.* (2004b) verwendeten insgesamt „nur“ 25 Studien bzw. 57 Werte.

Der Aufbau der vorliegenden Arbeit ist wie folgt. In Abschnitt 2 wird zunächst ein kurzer Überblick über den methodischen Ansatz der Meta-Analyse gegeben. Darauf folgend wird im dritten Abschnitt die Datenbasis der vorliegenden Meta-Analyse vorgestellt sowie mögliche Determinanten der ZB erörtert. Im vierten Abschnitt werden die Ergebnisse verschiedener Schätzungen präsentiert und diskutiert. Schließlich werden zentrale Ergebnisse im fünften Abschnitt zusammengefasst und Empfehlungen für zukünftige Forschung gegeben.

## **2 Methodischer Ansatz der Meta-Analyse**

Die Meta-Analyse hat insbesondere in den experimentellen Disziplinen, wie der Medizin oder der Psychologie, eine lange Tradition (Stanley, 2001). Dabei wurde sie zunächst vorwiegend zur quantitativen Integration von Ergebnissen verwendet, d.h. Einzelergebnisse verschiedener Studien wurden kombiniert, um die statistische Macht zu erhöhen. Mittels der Meta-Analyse können somit bestehende Studien systematisch zusammengefasst und verglichen werden, um generellere und robustere Ergebnisse zu generieren.

---

<sup>2</sup> Für eine detaillierte Diskussion dieser beiden Wohlfahrtsmaße siehe beispielsweise Currie *et al.* (1971).

<sup>3</sup> Manche Studien ermittelten mehrere ZB-Werte, beispielsweise für verschiedene Länder oder Produkte.

Auch in der ökonomischen Forschung hat sich die Meta-Analyse in den letzten Jahren zunehmend etabliert. So existiert mittlerweile eine umfassende Literatur zur Meta-Analyse sowohl in der Umweltökonomie, als auch in anderen Gebieten, wie der Arbeits-, Industrie- sowie der Makroökonomie (Florax, 2002b). Zwar besitzen ökonomische Studien meist keinen experimentellen Charakter – für den die Meta-Analyse ursprünglich konzipiert wurde –, jedoch haben Ökonomen angefangen, die Meta-Analyse in einem nicht-experimentellen Kontext zu verwenden (Stanley, 2001). Neben der anfangs entscheidenden Funktion der Integration von Ergebnissen, wird die Meta-Analyse in der Ökonomie häufig dazu verwendet, um die *Variabilität* von Ergebnissen zu erklären. Dabei versucht ein Analyst aufzudecken, inwieweit eine ökonomische Größe, wie beispielsweise die ZB, von relevanten Studienmerkmalen – die im Zusammenhang mit der Meta-Analyse oft auch als Moderatoren bezeichnet werden – beeinflusst wird (Eisend, 2004). In diesem Sinne kann die Meta-Analyse als eine „Analyse von Analysen“ verstanden werden.

In der Literatur werden verschiedene Vorteile der Meta-Analyse gegenüber einem qualitativen Literaturüberblick diskutiert (Wolf, 1986; Stanley, 2001; Stanley und Jarrell, 2005). Erstens mag ein Analyst in einem traditionellen Literaturüberblick bestimmte Studien ausschließen, die er als „ungeeignet“ erachtet oder um bestimmte Ergebnisse hervorzuheben. Im Falle der Meta-Analyse werden subjektive Eindrücke hingegen durch statistische Tests ersetzt. Zweitens können Studien, die widersprüchliche Ergebnisse liefern, in eine einzige Meta-Regression integriert und somit generelle Tendenzen in der Literatur identifiziert werden. Drittens können durch die Aufdeckung der statistischen Relevanz spezifischer Studienmerkmale Empfehlungen für die zukünftige Forschung abgeleitet werden. Obwohl die Meta-Analyse in der Lage ist, mehr Licht auf die verschiedenen Spielarten der Literatur zu werfen, ist sie nicht ohne Limitationen (Stanley, 2001; Eisend, 2004). Ein oft geäußerter Kritikpunkt ist erstens das „apples-and-oranges“-Problem, wonach es zu Verzerrungen kommen kann, wenn keine identischen Replikaktionsstudien miteinander vermengt werden. Jedoch versucht man gerade in der Ökonomie solche auftretende Heterogenität mittels der Meta-Analyse zu erklären. Zweitens wird das „garbage-in garbage-out“-Problem häufig diskutiert. Dieser Kritikpunkt bezieht sich auf eine mögliche unterschiedliche Qualität der verwendeten Studien. Um diesem Problem zu begegnen, kann wiederum versucht werden, die Studienqualität durch eine Moderatorvariable mit in das Modell einzubeziehen. Schließlich wird der „publication-bias“ oft genannt, wonach es zu Verzerrungen zugunsten signifikanter, d.h. publizierter Ergebnisse kommen kann. Eine vollständige Diskussion dieser und anderer Kritikpunkte kann an dieser Stelle nicht erfolgen und es wird auf die entsprechende Literatur verwiesen (z.B. Eisend, 2004; Lipsey und Wilson, 2005).

Die vorliegende Meta-Analyse zielt darauf ab, die Variation von empirisch ermittelten ZB-Werten für GVL mittels geeigneter Determinanten/Moderatoren zu erklären. Als Determinanten werden dabei verschiedene Studienmerkmale, wie Charakteristika der Stichprobe, der Methodik sowie der analysierten Produkte, herangezogen. Im folgenden werden die ermittelten Daten und Determinanten ausführlich diskutiert.

### **3 Daten**

#### **3.1 Sammlung relevanter Studien**

Um die Literatur, die sich mit der Erfassung von ZB-Werten für GVL befasst hat, möglichst vollständig zusammenzustellen, wurde in mehreren Stufen vorgegangen. Ein Teil der Studien wurde zunächst aus der bereits bestehenden Meta-Analyse von Lusk *et al.* (2005) übernommen. Danach wurden elektronische Datenbanken, wie *ECONLIT*, *WISO*, *AGRICOLA* und *AGRIS* systematisch nach relevanten Artikeln durchsucht. Auch in der Datenbank *AGECON SEARCH*, in der regelmäßig Konferenzbeiträge und Arbeitsberichte veröffentlicht werden, wurde eine Literaturrecherche durchgeführt. Schließlich wurden die angegebenen Quellen in bereits gefundenen Arbeiten durchsucht („Schneeballprinzip“), um weitere Arbeiten zu identifizieren.

Im Anschluss wurden die gefundenen Studien auf ihre Brauchbarkeit für die Zwecke der Meta-Analyse hin untersucht. Grundsätzlich wurden alle Artikel in die Analyse integriert, die (a) ZB-Werte für GVL sowie (b) relevante Angaben zum Studien-Design, wie zur Methodik und Stichprobe, auswiesen. Teilweise wurde von Autoren die gleiche Datenbasis für mehrere Veröffentlichungen verwendet. In diesem Fall wurde nur eine dieser Studien in die Analyse integriert. Im Ergebnis wurden 42 Studien erfasst, die alle Auswahlkriterien erfüllen konnten und insgesamt 98 Zahlungsbereitschaftswerte lieferten (vgl. Anhang 1).

#### **3.2 Erfassung der Zahlungsbereitschaften**

Die ZB-Werte der jeweiligen Studien mussten einheitlich erfasst und kodiert werden, um eine Vergleichbarkeit zwischen den einzelnen Studien bzw. Werten sicherzustellen. Dazu wurden alle ZB-Werte als *prozentuale ZB-Werte für gentechnikfreie Lebensmittel* kodiert. Da einige Studien die Werte nicht in prozentualen Größen ausweisen, mussten entsprechende Umrechnungen vorgenommen werden. Der Studie von Lusk *et al.* (2005) folgend, wurde die prozentuale Prämie berechnet als:  $\{[(ZB\text{-Wert für Non-GM}) - (\text{Preis von GM})] / (\text{Preis von GM})\} \cdot 100$ . Als Preis für GVL (*Preis von GM*) wurde dabei der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise herangezogen. Alternativ wurde der Marktpreis für GVL – wie er teilweise in den Artikeln angegeben ist – verwendet. Zum Teil wurde in den Studien der Einfluss von Information auf die ZB getes-

tet. In die vorliegende Analyse wurden nur solche ZB-Werte integriert, die *vor* solchen negativen oder positiven Informationsschocks erfasst wurden.

Die ermittelten prozentualen ZB-Werte für gentechnikfreie Lebensmittel sind in der letzten Spalte von Anhang 1 aufgelistet. Für *GVL mit Input-Traits* implizieren die Ergebnisse, dass Verbraucher gentechnikfreie Lebensmittel präferieren. In Märkten *ohne* Kennzeichnungspflicht könnten Anbieter demnach potentiell einen Preisaufschlag für gentechnikfreie Lebensmittel erhalten; in Märkten *mit* Kennzeichnungspflicht müssten Anbieter GVL diskontieren. Die identifizierten prozentualen ZB-Werte für gentechnikfreie Produkte schwanken dabei stark zwischen -16,3 und 784,0 %. Der untere Wert wurde in der chinesischen Studie von Li (2003) ermittelt, die als einzige Studie – bezogen auf GVL mit Input-Traits – eine *negative* mittlere ZB für gentechnikfreies Sojaöl ausweist, d.h. Verbraucher präferieren in diesem Fall die GV-Alternative<sup>4</sup>. Der obere Wert von 784,0 % stammt aus der Studie von Lusk (2004a) mit französischen Verbrauchern. Dieser Wert stellt einen extremen Ausreißer dar, da in keiner anderen Studie eine annähernd so hohe ZB ermittelt wurde<sup>5</sup>. Der Meta-Analyse von Lusk *et al.* (2005) folgend, wurde dieser Wert daher von der weiteren Analyse ausgeschlossen. Für *GVL mit Output-Traits* stellt sich das Bild insgesamt positiver dar. Die mittlere ZB der Verbraucher für gentechnikfreie Lebensmittel variiert bei Output-Traits zwischen -67,0 und 17,9 % und ist damit tendenziell niedriger als bei Input-Traits (vgl. Tabelle 1). Ein Teil der Studien deutet darauf hin, dass Verbraucherbedenken durch Nutzenkomponenten vollständig kompensiert werden können, ein anderer Teil impliziert das Gegenteil. Insgesamt beträgt die ungewichtete mittlere ZB für gentechnikfreie Lebensmittel über alle Studien hinweg 27,3 % (vgl. Tabelle 1). Dieser Wert ist fast identisch mit der Studie von Lusk *et al.* (2004b), die einen Wert von 29,0 % ausweist, so dass dieses Ergebnis als relativ robust angesehen werden kann. Bei Gewichtung der ZB-Werte mit der zugehörigen Stichprobengröße ergibt sich eine mittlere ZB von 26,7 %; Lusk *et al.* (2004b) kommen hier auf einen etwas niedrigeren Wert von 23,0 %.

---

<sup>4</sup> Die Autoren führen das Ergebnis auf eine positive Grundhaltung und Einstellung der Chinesen gegenüber neuen Technologien zurück (Li *et al.*, 2003).

<sup>5</sup> Die nächsthöchste ZB liegt bei ca. 168 % (Burton *et al.*, 2001) und beträgt damit nur rund ein Fünftel.

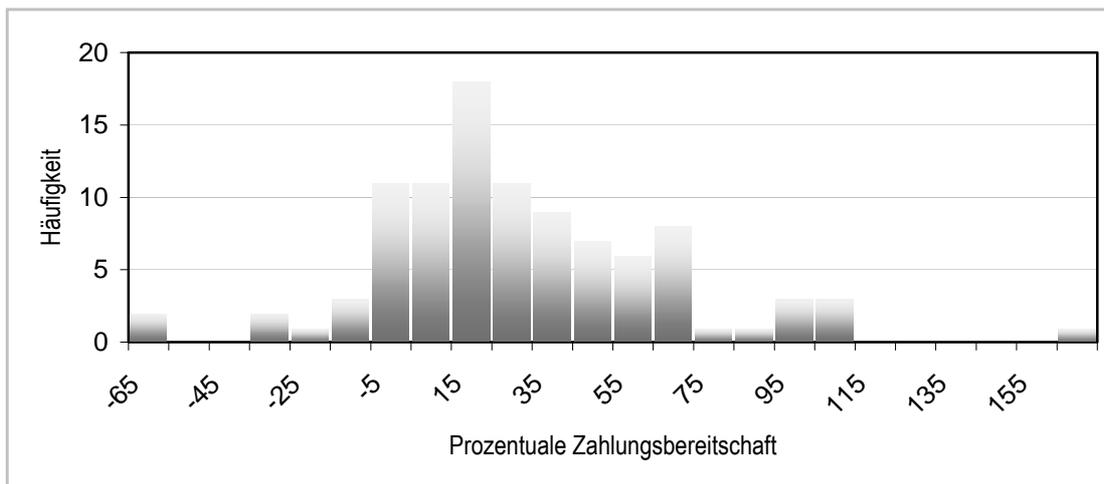
**Tabelle 1. Deskriptive Statistik der abhängigen Variablen**

<i>Abhängige Variable</i>	<i>Input-Traits</i>	<i>Output-Traits</i>	<i>Gesamt</i>
Anzahl der Beobachtungen	74	24	98
Arithmetisches Mittel	39,4	-10,2	27,3
Gewichtetes arithmetisches Mittel	45,6	-12,5	26,9
Median	31,9	-3,7	21,3
Minimum	-16,3	-67,0	-67,0
Maximum	168,8	17,9	168,8
Standardabweichung	31,6	21,4	36,4

Quelle: Eigene Darstellung.

In Abbildung 1 ist die Häufigkeitsverteilung der ZB-Werte für GVL dargestellt. Es zeigt sich, dass die ZB-Werte der verschiedenen Studien annähernd normalverteilt sind<sup>6</sup>. Die beiden unteren Werte von -67,0 bzw. -63,0 sowie der obere Wert von 163,0 könnten als Ausreißer betrachtet werden. Jedoch wurden die Werte beibehalten, da sich die empirischen Ergebnisse der folgenden Schätzungen nicht sensitiv mit dem Ein- bzw. Ausschluss dieser Werte verändern.

**Abbildung 1. Histogramm der ZB-Werte**



Quelle: Eigene Darstellung.

### 3.3 Erfassung potentieller Determinanten der Zahlungsbereitschaft

Die verwendeten Studien weisen eine hohe Variabilität hinsichtlich verschiedener Studienmerkmale auf. Daher ist es nicht verwunderlich, dass die ermittelten ZB-Werte zwischen den Studien stark voneinander abweichen. Im Folgenden wurden verschiedene Merkmale der Studien als Dummy-Variablen erfasst, von denen angenommen wird, dass sie für die Erklärung der Varianz der ZB-Werte relevant sein könnten.

<sup>6</sup> Zur Überprüfung der Normalverteilung wurde der Kolmogorov-Smirnov-Test durchgeführt. Die Nullhypothese, dass die Daten *nicht* normalverteilt sind, war insignifikant ( $p = 0,316$ ).

Erstens unterscheiden sich die Studien stark hinsichtlich der Charakteristika der jeweiligen Stichprobe. In diesem Zusammenhang wurde erfasst, (a) zu welchem Zeitpunkt (b) in welchem Land sowie (c) mit welcher Zielgruppe ZB-Werte erhoben wurden<sup>7</sup>:

- Um potentiellen temporären Effekten Rechnung zu tragen, wurde erfasst, in welchem Jahr die Daten der jeweiligen Studien erhoben wurden. Tabelle 2 zeigt auf, wie häufig in den einzelnen Jahren ZB-Werte ermittelt wurden. Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass das Jahr 1999 ein Wendepunkt in der Verbraucherwahrnehmung von GVL darstellt. So hat sich die Medienberichterstattung 1999 intensiviert und verschiedene Umfragen konnten einen signifikanten Rückgang der Verbraucherakzeptanz feststellen (z.B. Gaskell *et al.*, 2003; Toner und Alexander, 2005). Leider steht für die Zeit vor 1999 nur ein Datenpunkt zur Verfügung, so dass dieser Effekt nicht getestet werden kann. Für die Jahre 2000 bis 2004 wurden dennoch Dummy-Variablen kreiert, um mögliche temporäre Effekte zu identifizieren (vgl. Tabelle 2). Denkbar wäre in diesem Zusammenhang, dass die ZB mit bestimmten Skandal- und Negativmeldungen, wie beispielsweise der medienintensiven Rückrufaktion des *StarLink-Maises*<sup>8</sup> im Jahr 2000, variiert.
- Wie in Tabelle 2 dargestellt, wurden mit 44 % die meisten ZB-Werte in den USA ermittelt, gefolgt von europäischen Ländern (29 %), sonstigen Ländern, wie Australien und Kanada (11 %), asiatischen Ländern (ohne China) (10 %) sowie China (6 %). Es ist zu erwarten, dass Unterschiede zwischen Ländern bzw. Ländergruppen existieren. So haben verschiedene Studien gezeigt, dass europäische Verbraucher GVL besonders kritisch gegenüber stehen (z.B. Gaskell *et al.*, 1999). Ferner wurde China getrennt von den anderen asiatischen Ländern betrachtet, da einige Studien dort auf eine relativ hohe Verbraucherakzeptanz hinweisen (z.B. Li *et al.*, 2003).
- In 75 % der Fälle wurden Probanden befragt, die zufällig rekrutiert wurden, jedoch stützen sich einige Analysen auch auf Studenten (13 %) sowie Käufer im Supermarkt (12 %). In dem Zusammenhang ist es erstens denkbar, dass sich Studenten anders verhalten als die generelle Bevölkerung. In Bezug auf GVL hat sich beispielsweise gezeigt, dass jüngere Befragte eine vergleichsweise positive Einstellung und Akzeptanz besitzen (z.B. Hallman *et al.*, 2002b; Magnusson und Hursti, 2002; Zhang *et al.*, 2004). Zweitens könnte es sein, dass sich am Point of Sale befragte Verbraucher anders verhalten.

---

<sup>7</sup> Generell wäre es auch erstrebenswert, individuelle Charakteristika der Befragten in die Meta-Analyse einfließen zu lassen. Jedoch wurden in den jeweiligen Studien entsprechende Variablen sehr inkonsistent sowie mit unterschiedlicher Skalierung verwendet, so dass keine Vergleichbarkeit zwischen den Studien gegeben ist.

<sup>8</sup> Im Jahr 2000 wurden in den USA Lebensmittelprodukte vom Markt genommen, da sie Spuren von *StarLink-Mais* enthielten. In diesem Mais steckte ein Protein, das unter Verdacht stand, Allergien auslösen zu können.

Zweitens wurden relevante *methodische Unterschiede* erfasst. Dabei wurde differenziert, ob ZB-Werte (a) persönlich oder alternativ schriftlich/telefonisch, (b) mittels der kontingenten Bewertung, Choice Experimente oder experimentellen Auktionen/Markttests, d.h. für reale(s) Geld/Güter, sowie (c) in Form der Wohlfahrtsmaße WTA oder WTP ermittelt wurden:

- Tabelle 2 zeigt, dass 62 % der Werte schriftlich oder telefonisch ermittelt wurden und nur 38 % mit direktem persönlichem Kontakt. Es ist denkbar, dass in Interviews mit persönlichem Kontakt Anwesenheitseffekte auftreten. Danach könnte die Anwesenheit eines Interviewers beispielsweise sozial erwünschtes Antwortverhalten hervorrufen, d.h. Befragte äußern eher solche Meinungen und Einstellungen, von denen sie annehmen, dass sie mit den sozialen Normen und Werten der Gesellschaft – und somit auch denen des Interviewers – übereinstimmen (Hartmann, 1991). Schriftliche Befragungen sind für diesen Effekt weniger anfällig, da eine unmittelbare Kontrolle durch den Interviewer nicht gegeben ist. Ebenso finden telefonische Befragungen in einer „anonymen“ Atmosphäre statt.
- Ein weiterer relevanter methodischer Unterschied bezieht sich auf das verwendete Verfahren zur Ermittlung von ZB-Werten. Die meisten Studien haben *hypothetische* ZB-Werte mittels der kontingenten Bewertung (38 %) oder Choice Experimenten (45 %) erfasst. In 17 % der Fälle wurden jedoch auch (*quasi*)reale ZB-Werte mittels Markttests oder experimentellen Auktionen erhoben<sup>9</sup>. Es hat sich gezeigt, dass Verbraucher in hypothetischen Märkten eher bereit sind, Geld auszugeben als in realen. Diese Verzerrung („overspending“) ist in der Literatur weithin als hypothetische Verzerrung bekannt (List und Gallet, 2001; Lusk und Schroeder, 2004; Harrison und Rutström, 2005; Murphy *et al.*, 2005). In experimentellen Auktionen erhobene Daten gelten hingegen wie reale Marktdaten als anreizkompatibel, da mit realen Gütern sowie mit realem Geld gehandelt wird. Es ist daher zu erwarten, dass hypothetische Daten höhere ZB generieren als vergleichbare reale Daten. Keine klare Hypothese kann getroffen werden, ob sich ZB-Werte aus Choice Experimenten von denen aus der kontingenten Bewertung unterscheiden. Einige Studien der Umweltökonomie deuten darauf hin, dass Choice Experimente niedrigere ZB-Werte ermitteln, jedoch ist unklar, ob dieses Ergebnis auf marktfähige Güter übertragen werden kann (Boxall *et al.*, 1996).
- Schließlich wurde zwischen den beiden Wohlfahrtsmaßen WTA und WTP differenziert. Bisherige ZB stellen nur in 6 % der Fälle WTA-Werte dar; dementsprechend sind 94 % WTP-Werte oder Werte aus Choice Experimenten, bei denen zwischen den Wohlfahrtsmaßen nicht unterschieden werden kann (James und Burton, 2003). In der Literatur wird häufig angeführt, dass

---

<sup>9</sup> Eine Ausnahme bildet hierbei die Studie von Tonsor und Schroeder (2003), bei der ein Choice Experiment mit *realem* Geld durchgeführt wurde.

die minimale Entschädigungsforderung beim Verkauf eines Gutes in vielen Studien deutlich über der entsprechenden maximalen ZB für dieses Gut liegt (z.B. Horowitz und McConnell, 2002; Kaneko und Chern, 2005). Diese Beobachtung steht im Widerspruch zu der Standardtheorie, nach der WTA- und WTP-Werte für geringe Einkommenseffekte äquivalent oder zumindest nahe beieinander liegen sollten (Randall und Stoll, 1980). In der Literatur existieren sowohl psychologische als auch mikroökonomische Erklärungsansätze dieser WTA/WTP Diskrepanz. Zu ersteren zählt insbesondere der sog. *Endowment-Effekt*<sup>10</sup>. Mikroökonomische Erklärungsansätze der WTA/WTP Diskrepanz zielen meistens auf den *Substitutionseffekt*<sup>11</sup> ab.

Die Bandbreite der analysierten Lebensmittel ist umfassend. Daher wurde drittens dokumentiert (a) für welches Produkt sowie (b) ob für potentielle Nutzenkomponenten/Output-Traits von GVL ZB-Werte ermittelt wurden:

- Tabelle 2 zeigt, dass am häufigsten ZB-Werte für verarbeitete pflanzliche Produkte (31 %) sowie tierische Produkte (31 %) ermittelt wurden. Der Rest teilt sich relativ gleichmäßig auf Öle (16 %), frische pflanzliche Produkte (14 %) sowie GVL im Allgemeinen (8 %) auf. Bisherige Studien deuten insbesondere darauf hin, dass Lebensmittel aus GV-Pflanzen eher akzeptiert werden als aus GV-Tieren (Hoban und Kendall, 1992; Kuznesof und Ritson, 1996; Hamstra, 1998).
- Daneben zeigt sich, dass überwiegend GVL mit Input-Traits *ohne* expliziten Nutzenbezug betrachtet wurden. In 25 % der Fälle wurden jedoch ZB-Werte für GVL mit Output-Traits ermittelt. In der Literatur wird häufig betont, dass Verbraucher bisher kommerzialisierte GVL mit Input-Traits nur als ein Risiko *ohne* Nutzen ansehen. Es wird argumentiert, dass eine stärkere Betonung des Nutzens – durch die Schaffung von GVL mit Output-Traits – zu mehr Verbraucherakzeptanz führen könnte.

In der Literatur wird als Kritikpunkt der Meta-Analyse teilweise angeführt, dass Studien mit unterschiedlicher Qualität in die Analyse mit einbezogen werden (vgl. Abschnitt 2). Um diesen Effekt zu kontrollieren, wurde versucht, die Qualität der Studien in einer weiteren Dummy-Variable abzubilden. Als Unterscheidungskriterium wurde in dieser Studie herangezogen, ob die entsprechende Arbeit in einem peer-reviewed-Journal veröffentlicht wurde oder nicht. Diese Einteilung

---

<sup>10</sup> Dieser beschreibt die erhöhte Wertschätzung eines Gutes durch ein Individuum, wenn sich das Gut bereits im Besitz des Individuums befindet (Thaler, 1980; Kahnemann *et al.*, 1991). Der Endowment-Effekt ist Ausdruck einer Loss-Aversion, wonach der Verlust eines Gutes schwerer wiegt als der beim Kauf eines identischen Gutes erworbene Gewinn.

<sup>11</sup> Nach Hanemann (1991) ist bei einer Mengenänderung eines Gutes der Unterschied zwischen WTA und WTP für dieses Gut sowohl von der Einkommenselastizität als auch von der Substituierbarkeit dieses Gutes mit anderen Gütern abhängig. Danach konvergieren WTA und WTP nur dann, wenn unter der Annahme einer positiven Einkommenselastizität ein Gut eine hohe Substituierbarkeit aufweist. Je weniger Substitutionsmöglichkeiten es gibt, umso größer ist die Differenz, weil es weniger Möglichkeiten gibt, den Verlust zu kompensieren (Hanemann, 1991; Shogren *et al.*, 1994).

kann sicherlich als subjektiv kritisiert werden; jedoch kann grundsätzlich davon ausgegangen werden, dass Artikel, die in einem peer-reviewed-Journal veröffentlicht wurden, einen hohen Qualitätsstandard erfüllen.

**Tabelle 2. Deskriptive Statistik und Definition der unabhängigen Variablen**

	<i>Variable</i>	<i>Definition</i>	<i>Häufigkeit (%)</i>	<i>Standardabweichung</i>
Stichprobe	JAHR_2000	= 1, wenn Daten im Jahr 2000 erhoben, 0 ansonsten	11,2	0,32
	JAHR_2001	= 1, wenn Daten im Jahr 2001 erhoben, 0 ansonsten	19,4	0,40
	JAHR_2002	= 1, wenn Daten im Jahr 2002 erhoben, 0 ansonsten	35,7	0,48
	JAHR_2003	= 1, wenn Daten im Jahr 2003 erhoben, 0 ansonsten	21,4	0,41
	JAHR_2004	= 1, wenn Daten im Jahr 2004 erhoben, 0 ansonsten	5,1	0,22
	JAHR_1999 <sup>a)</sup>	= 1, wenn Daten vor oder im Jahr 1999 erhoben, 0 ansonsten	7,1	0,26
	EUROPA	= 1, wenn Daten in <i>Europa</i> erhoben, 0 ansonsten	28,6	0,45
	CHINA	= 1, wenn Daten in <i>China</i> erhoben, 0 ansonsten	6,1	0,24
	ASIEN	= 1, wenn Daten in <i>Asien</i> (ohne China) erhoben, 0 ansonsten	10,2	0,30
	SONSTIGE	= 1, wenn Daten in <i>sonstigen Ländern</i> erhoben, 0 ansonsten	11,2	0,32
	USA <sup>a)</sup>	= 1, wenn Daten in den <i>USA</i> erhoben, 0 ansonsten	43,9	0,50
	STUDENTEN	= 1, wenn <i>Studenten</i> befragt wurden, 0 ansonsten	13,3	0,34
	SUPERMARKT	= 1, wenn Käufer im <i>Supermarkt</i> befragt wurden, 0 ansonsten	12,2	0,33
	ZUFALL <sup>a)</sup>	= 1, wenn Befragte <i>zufällig rekrutiert</i> wurden, 0 ansonsten	74,5	0,44
Methodik	PERSÖNLICH	= 1, wenn Befragte <i>persönlich</i> interviewt wurden, 0 ansonsten	37,8	0,49
	ANONYM <sup>a)</sup>	= 1, wenn Befragte <i>schriftlich/telefonisch</i> befragt wurden, 0 ansonsten	62,2	0,49
	CVM	= 1, wenn die <i>kontingente Bewertung</i> verwendet wurde, 0 ansonsten	37,8	0,49
	CE	= 1, wenn <i>Choice Experimente</i> verwendet wurden, 0 ansonsten	44,9	0,50
	REAL <sup>a)</sup>	= 1, wenn <i>reale(s) Geld/Güter</i> verwendet wurden, 0 ansonsten	17,3	0,38
	WTA	= 1, wenn als Wohlfahrtsmaß <i>WTA</i> ermittelt wurde, 0 ansonsten	6,1	0,24
	WTP <sup>a)</sup>	= 1, wenn als Wohlfahrtsmaß <i>WTP</i> ermittelt wurde, 0 ansonsten	93,9	0,24
Produkte	VERARBEITET	= 1, wenn <i>verarbeitete</i> pflanzliche Produkte bewertet wurden, 0 ansonsten	30,6	0,46
	ÖLE	= 1, wenn <i>Öle</i> bewertet wurden, 0 ansonsten	16,3	0,37
	FRISCH	= 1, wenn <i>frische</i> pflanzliche Produkte bewertet wurden, 0 ansonsten	14,3	0,35
	GENERELL	= 1, wenn GVL im <i>allgemeinen</i> bewertet wurden, 0 ansonsten	8,2	0,28
	TIER <sup>a)</sup>	= 1, wenn <i>tierische</i> Produkte bewertet wurden, 0 ansonsten	30,6	0,46
	NUTZEN	= 1, wenn das Produkt <i>einen</i> direkten Nutzen aufweist, 0 ansonsten	24,5	0,43
	OHNE NUTZEN <sup>a)</sup>	= 1, wenn das Produkt <i>keinen</i> direkten Nutzen aufweist, 0 ansonsten	75,5	0,43
	PEER_REVIEW	= 1, wenn in einem <i>peer-reviewed Journal</i> veröffentlicht, 0 ansonsten	46,9	0,50
	NO_PR <sup>a)</sup>	= 1, wenn <i>nicht</i> in einem <i>peer-reviewed Journal</i> veröffentlicht, 0 ansonsten	53,1	0,50

<sup>a)</sup> Referenzkategorien.

Quelle: Eigene Darstellung.

## 4 Statistisches Modell

Prinzipiell sollen im Folgenden mittels multipler Regressionsanalyse die ermittelten ZB-Werte in Abhängigkeit der zuvor spezifizierten Studienmerkmale modelliert werden. Dabei wurde zunächst so vorgegangen, dass die ermittelten Daten einfach gepoolt und mittels einer linearen OLS-Regression geschätzt wurden. Die in einer Meta-Analyse verwendeten Werte werden in der Regel aus Studien mit einer jeweils unterschiedlichen Anzahl an Beobachtungen entnommen. Dadurch variieren auch die ermittelten Standardfehler der einzelnen Werte. Üblicherweise wird in Meta-Analysen deshalb so verfahren, dass der reziproke Wert der jeweiligen Standardfehler als Gewichtungsfaktor in die Schätzungen mit einfließt. Somit wird denjenigen Werten, die mit einer hö-

heren Genauigkeit geschätzt wurden, in der Meta-Analyse auch ein größeres Gewicht verliehen (Sutton *et al.*, 2000). Leider wurden im vorliegenden Fall die Standardfehler der geschätzten ZB-Werte nur in einem kleinen Teil der Studien ausgewiesen. Da jedoch ein inverser Zusammenhang zwischen dem Standardfehler und der Stichprobengröße besteht, kann alternativ die Stichprobengröße als Proxy für die Präzision eines geschätzten ZB-Wertes bzw. als Gewichtungsfaktor verwendet werden<sup>12</sup> (Dalhuisen *et al.*, 2003). In diesem Sinne wurden in der vorliegenden Arbeit eine ungewichtete sowie eine mit der jeweiligen Stichprobengröße gewichtete OLS-Regression geschätzt.

In vielen Meta-Analysen wurden ermittelte Daten – wie zuvor beschrieben – einfach gepoolt und Abhängigkeiten zwischen den Beobachtungen innerhalb einzelner Studien ignoriert. Dieses Vorgehen wird in der Literatur zunehmend kritisch hinterfragt, da die Daten von Meta-Analysen oft Eigenschaften von Panel-Daten aufweisen (z.B. Rosenberger und Loomis, 2000; Florax, 2002a). Da einzelne Studien oft mehr als nur einen Beobachtungspunkt liefern, ist es denkbar, dass multiple Beobachtungen innerhalb einer Studie über unbeobachtete Faktoren miteinander korreliert sind. Demnach können verzerrte und inkonsistente Schätzwerte auftreten, wenn der Panel-Charakteristik der Daten in der Schätzung nicht Rechnung getragen wird.

Auch in der vorliegenden Arbeit weisen viele Studien multiple ZB-Werte aus und es ist theoretisch davon auszugehen, dass diese Werte miteinander korreliert sind. In einem zweiten Modell sollten die ermittelten Daten daher wie Panel-Daten behandelt werden, wobei auf das folgende unbalancierte Panel-Daten Modell zurückgegriffen wird:

$$(1) \quad WTP_{ij} = \alpha_i + \beta'X_{ij} + \varepsilon_{ij},$$

wobei  $WTP_{ij}$  den  $j$ -ten ZB-Wert einer Studie  $i$  bezeichnet,  $X_{ij}$  den Vektor der in das Modell integrierten unabhängigen Variablen,  $\beta$  den Vektor der zu schätzenden Koeffizienten sowie  $\varepsilon_{ij}$  einen unabhängig und identisch verteilten Fehlerterm mit  $E(\varepsilon_{ij}) \sim N(0, \sigma_{ij}^2)$ .  $\alpha_i$  stellt eine Konstante dar, die über die verschiedenen Studien hinweg variiert. Auf diese Weise können Effekte der jeweiligen Studien, d.h. Heterogenität zwischen den Studien bzw. Gemeinsamkeiten innerhalb der Studien, modelliert werden. Die Konstante  $\alpha_i$  kann als fixer Wert für jede Studie angenommen werden oder alternativ, variabel aufgefasst werden. Ersteres führt zu den sog. „Fixed-Effects“-Modellen. Theoretisch entspricht dieses Vorgehen einem Modell mit Dummy-Variablen für die einzelnen Studien. Dieses Vorgehen ist bei dem vorliegenden Datensatz problematisch, da einige Studien nur einen einzelnen ZB-Wert ausweisen und daher keine Variation in  $X_{ij}$  generieren. Die Konstante wäre so-

---

<sup>12</sup> Zusätzlich zu den Gewichtungsfaktoren wurden White-robuste Standardfehler geschätzt, da der Breusch-Pagan-Test auf Heteroskedastizität auf eine nicht-konstante Fehlervarianz hindeutet.

mit dem zugehörigen Regressor kollinear und somit nicht schätzbar. Generell kommt es durch die hohe Anzahl an zusätzlichen Dummy-Variablen bei „Fixed-Effects“-Schätzungen auch zu einem großen Verlust an Freiheitsgraden. Alternativ kann  $\alpha_i$  auch zufällige Effekte darstellen. Dabei wird die Konstante nicht mehr als fixer Wert für die einzelnen Studien angenommen, sondern vielmehr als variabel aufgefasst. Es gilt:  $\alpha_i = \alpha + \mu_i$ , wobei  $\mu_i$  eine studienspezifische Zufallsvariable mit dem Erwartungswert Null und einer konstanten Varianz darstellt. „Random-Effects“-Modelle gehen sparsamer mit den Freiheitsgraden um und werden mittels des Generalized-Least-Square (GLS)-Verfahrens geschätzt.

## **5 Empirische Ergebnisse**

### **5.1 Ergebnisse der Schätzungen**

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse der Meta-Analyse dargestellt. Die *F-Werte* aller Regressionen weisen darauf hin, dass die jeweiligen Modelle statistisch signifikant sind. Das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  variiert zwischen 0,67 (ungewichtetes OLS-Modell), 0,79 (gewichtetes OLS-Modell) und 0,63 („Random-Effects“-Modell). Insgesamt kann somit ein hoher Anteil der Variation der ZB-Werte mit den ins Modell einbezogenen Variablen erklärt werden. Das gewichtete Modell liefert in Bezug auf das  $R^2$  die besseren Ergebnisse. Jedoch ist anzumerken, dass auch das ungewichtete Modell grundsätzlich konsistent ist, da die Variablen die selben Vorzeichen sowie ähnliche Größenordnungen und Signifikanzen – mit Ausnahme der Variablen EUROPA – aufweisen. Ferner deutet der Lagrange Multiplier (LM)-Test darauf hin, dass Panel-Daten-Modelle gegenüber einfachen gepoolten Regressionen zu präferieren sind. Wiederum sind die Ergebnisse des „Random-Effects“-Modells mit denen der gepoolten Schätzungen vergleichbar und daher insgesamt als relativ robust anzusehen. Im folgenden bezieht sich die Interpretation der Ergebnisse auf das „Random-Effects“-Modell.

**Tabelle 3. Ergebnisse der Schätzungen**

	Variable	OLS (ungewichtet)	OLS (gewichtet)	Random-Effects
		Koeffizient <sup>b)</sup> (Standardfehler)	Koeffizient <sup>b)</sup> (Standardfehler)	Koeffizient <sup>b)</sup> (Standardfehler)
	KONSTANTE	-9,80(24,45)	17,46(32,43)	9,35(24,22)
Stichprobe	JAHR_2000	57,64(26,87) *	60,96(32,75) §	55,70(21,06) **
	JAHR_2001	26,62(25,50)	27,03(30,82)	30,39(22,47)
	JAHR_2002	43,53(23,93) §	54,62(29,09) §	40,07(20,33) **
	JAHR_2003	17,78(25,13)	8,79(30,56)	19,67(25,32)
	JAHR_2004	8,08(20,75)	11,35(29,82)	3,86(26,58)
	JAHR_1999 <sup>a)</sup>			
	EUROPA	23,40(8,08) **	12,81(8,83)	29,80(8,24) ***
	ASIEN	37,26(13,11) **	39,56(14,44) **	25,35(13,55) §
	CHINA	-3,71(13,37)	-9,66(14,17)	-2,06(14,52)
	SONSTIGE	-15,16(14,09)	-19,78(14,13)	-11,35(16,89)
	USA <sup>a)</sup>			
STUDENTEN	8,36(12,02)	18,18(17,52)	10,80(18,08)	
SUPERMARKT	-27,53(12,06) *	-34,57(11,52) **	-30,90(16,32) §	
ZUFALL <sup>a)</sup>				
Methodik	PERSÖNLICH	7,24(12,42)	7,15(10,73)	-1,72(14,64)
	ANONYM <sup>a)</sup>			
	CVM	12,13(16,15)	-1,63(14,48)	-2,18(15,38)
	CE	18,67(14,91)	1,98(14,83)	0,96(13,45)
	REAL <sup>a)</sup>			
	WTA	34,73(11,97) **	52,71(12,66) ***	49,41(15,68) **
WTP <sup>a)</sup>				
Produkte	VERARBEITET	-13,75(7,84) §	-23,40(10,64) *	-15,84(7,07) *
	ÖLE	-17,35(9,32) §	-32,00(16,63) §	-19,07(7,96) *
	FRISCH	-5,72(9,85)	-7,83(10,66)	-7,96(8,59)
	GENERELL	9,49(25,65)	12,25(31,57)	5,78(15,02)
	TIER <sup>a)</sup>			
	NUTZEN	-22,84(7,91) **	-18,86(8,88) *	-19,48(6,89) **
	OHNE NUTZEN <sup>a)</sup>			
PEER_REVIEW	-12,33(7,60)	-27,39(8,19) **	-15,10(12,55)	
NO_PR <sup>a)</sup>				

N: 98 98 98  
 F-Wert: 12,13 \*\*\* 17,32 \*\*\*  
 R<sup>2</sup>: 0,666 0,785 0,628  
 LM (FE/RE vs. no effects) 2,77 §

<sup>a)</sup> Referenzkategorien.

<sup>b)</sup> \*\*\*, \*\*, \*, § signifikant auf dem 99,9%-, 99%-, 95%-, 90%-Niveau.

Quelle: Eigene Darstellung.

## 5.2 Interpretation

Die Konstante im Modell repräsentiert die mittlere ZB für die Referenzkategorien<sup>13</sup>. Alle Variablen bis auf *JAHR\_2001*, *JAHR\_2003*, *JAHR\_2004*, *PEER\_REVIEW*, *CHINA*, *SONSTIGE*, *FRISCH*, *GENERELL*, *STUDENTEN*, *PERSÖNLICH*, *CVM* und *CE* sind im Modell statistisch signifikant. So zeigen die Ergebnisse, dass die ZB der Verbraucher über die verschiedenen Studien

<sup>13</sup> Explizit ausgedrückt: Für zufällig rekrutierte amerikanische Verbraucher, bei denen für reale(s) Güter/Geld per Brief oder Telefon im Jahr 2004 die maximale ZB (WTP) für ein tierisches Produkt ohne direkten Nutzen ermittelt wurde.

hinweg signifikant abhängig ist von (a) den Charakteristika der Stichprobe, (b) den methodischen Aspekten sowie (c) den Charakteristika der analysierten Produkte:

### **Temporäre Effekte**

Es zeigt sich, dass die ermittelten ZB-Werte zwischen den einzelnen Jahren variieren. Insgesamt sind die ZB-Werte, die nach dem Jahr 1999 erhoben wurden, tendenziell höher. So sind alle Vorzeichen der Variablen JAHR\_2000 bis JAHR\_2004 positiv. Besonders im Jahr 2000 und 2002 gaben Befragte eine signifikant höhere ZB an. Die Gründe für die starken temporären Schwankungen sind nicht identifizierbar. Es ist denkbar, dass die ermittelten ZB-Werte mit Negativ- und Skandalmeldungen variieren. Marks und Kalaitzandonakes (2001) zeigen beispielsweise, dass die Medienberichterstattung über potentielle Risiken der grünen Gentechnik zwischen 1999 und 2000 in den USA stark angestiegen ist<sup>14</sup>. Daneben ist es denkbar, dass die BSE-Krise im Jahr 2000 Verbraucher besonders für Lebensmittelrisiken sensibilisiert hat.

### **Nationale Differenzen**

Die Ergebnisse der Meta-Analyse implizieren, dass signifikante nationale Unterschiede existieren. Danach besitzen europäische Verbraucher eine 30%-ig höhere ZB für gentechnikfreie Lebensmittel als Verbraucher in den USA. Ebenfalls ausgeprägt sind mit 25 % die Unterschiede zwischen asiatischen und amerikanischen Verbrauchern. China wurde dabei getrennt von anderen asiatischen Ländern betrachtet, da einige Studien dort auf eine relativ hohe Verbraucherakzeptanz hinweisen. Tatsächlich bestätigen die Ergebnisse, dass zwischen China und der USA keine signifikanten Unterschiede existieren. Auch zwischen sonstigen Ländern, wie Kanada und Australien, und den USA lassen sich keine signifikanten Differenzen nachweisen. Die Ergebnisse weichen teilweise von denen von Lusk *et al.* (2005) ab, die insbesondere keine signifikanten Unterschiede zwischen asiatischen Ländern sowie den USA feststellen konnten. Jedoch standen den Autoren lediglich fünf Beobachtungspunkte für asiatische Länder zur Verfügung und es wurde ferner nicht zwischen China und anderen asiatischen Ländern differenziert. Die mangelnde Robustheit der Ergebnisse sollte vor diesem Hintergrund nicht überbewertet werden. Insgesamt wird das vorliegende Ergebnis zudem durch einzelne Studien untermauert, die versucht haben, nationale Differenzen der ZB zu identifizieren. So zeigt sich auch innerhalb bestimmter Studien konsistent, dass (a) die ZB in Europa für gentechnikfreie Lebensmittel größer ist als in den USA (Chern und Rickertsen, 2002b; Chern *et al.*, 2002; Lusk *et al.*, 2003; Lusk *et al.*, 2004a; Roosen *et al.*, 2004) sowie (b) in Japan größer ist als in China (Chern und Rickertsen, 2002b; Hu, 2004). Ferner deckt sich dieses Ergebnis

---

<sup>14</sup> Dabei wurden die drei großen amerikanischen Zeitungen *USA Today*, *Washington Post* und das *Wall Street Journal* ausgewertet.

mit verschiedenen Studien, die nationale Unterschiede hinsichtlich der *Verbrauchereinstellungen* zu GVL erfasst haben (z.B. Gaskell *et al.*, 1999; Einsiedel, 2000).

### **Einfluss der Zielgruppe**

Konsistent mit den Ergebnissen von Lusk *et al.* (2005) zeigt sich, dass von Studenten geäußerte Präferenzen *nicht* signifikant verschieden sind von denen der generellen Bevölkerung. Lusk *et al.* (2005) schließen daraus, dass kostengünstige Studentenbefragungen in höherem Maße als bisher angenommen herangezogen werden könnten, um Rückschlüsse auf die weitere Bevölkerung zu ziehen und sie verweisen auf eine Studie von Harrison und Lesley (1996), die zu ähnlichen Schlussfolgerungen kommt. Daneben implizieren die Ergebnisse der Meta-Analyse, dass am *Point of Sale*, d.h. im Supermarkt befragte Verbraucher, eine signifikant niedrigere (31 %) ZB für gentechnikfreie Lebensmittel besitzen. Dies könnte damit begründet werden, dass Befragte im Supermarkt eher in ihrer Rolle als *Konsumenten* und Käufer angesprochen werden. Es ist denkbar, dass das tatsächliche Kaufverhalten mehr von dem Produkt an sich und weniger von allgemeinen Meinungen und Einstellungen zu GVL geleitet wird. Zwar mag einem Konsumenten ein bestimmter Produktionsprozess missfallen, jedoch ist es fraglich, inwiefern dies das Kaufverhalten beeinflusst. Auch wenn der Herstellungsprozess eines Produktes negative Externalitäten impliziert, nehmen Konsumenten evtl. nur den marginalen Effekt wahr, den sie durch ihren individuellen Konsum hervorrufen – dieser dürfte bei einem einzelnen Konsumenten in der Regel minimal sein. Befragungen ohne konkreten Bezug zur Kaufsituation hingegen betonen mehr die Rolle des Befragten als *Bürger*. Befragte greifen eher auf Informationen oder Einstellungen als Basis für ihr Antwortverhalten zurück, die sie in einer realen Kaufsituation vielleicht nicht verwenden würden. Befragte könnten im Vergleich zu einer realen Kaufsituation überproportional stark den Produktionsprozess sowie damit verbundene Externalitäten beachten (Noussair *et al.*, 2001).

### **Interviewereffekte**

Die in persönlich durchgeführten Befragungen ermittelten ZB-Werte sind – im Gegensatz zu den Ergebnissen von Lusk (2005) – nicht höher als in anonym durchgeführten Befragungen. So liegt der Koeffizient der Variable PERSÖNLICH nahe bei Null und ist zudem insignifikant. Die Hypothese, dass Anwesenheitseffekte einen Einfluss auf die ZB-Werte haben könnten, kann somit nicht bestätigt werden.

### **WTA/WTP Diskrepanz**

Es zeigt sich ferner, dass die ZB signifikant mit dem ermittelten Wohlfahrtsmaß variiert. Auf die Frage nach der maximalen ZB (WTP) („*wie viel mehr sind Sie bereit für gentechnikfreie Lebensmittel zu zahlen?*“) gaben die Befragten signifikant niedrigere Werte (49 %) an, als auf die Frage nach der minimalen Entschädigungsforderung (WTA) („*wie viel niedriger müsste der Preis*

sein, damit Sie genetisch veränderte Lebensmittel kaufen?“). Dieses Ergebnis deckt sich mit der Beobachtung, dass die minimale Entschädigungsforderung beim Verkauf eines Gutes in vielen Studien deutlich über der entsprechenden maximalen ZB für dieses Gut liegt (z.B. Horowitz und McConnell, 2002).

### **Einfluss realer Daten**

Entgegen der Erwartung können in der Meta-Analyse keine signifikanten Unterschiede zwischen den ZB-Werten aus hypothetischen und realen Daten<sup>15</sup> ermittelt werden. Dies steht im Widerspruch zu den Ergebnissen von Lusk (2005) sowie der umfassenden Literatur, die auf eine Überbewertung der ZB in hypothetischen Situationen hinweist (z.B. Bishop und Heberlein, 1979; Neill *et al.*, 1994; Fox *et al.*, 1996; Fox *et al.*, 1998; List und Shogren, 1998). Ferner konnten keine signifikanten Unterschiede zwischen den ZB-Werten ermittelt werden, die mit der kontingenten Bewertung bzw. Choice Experimenten ermittelt wurden. Die Ergebnisse implizieren somit, dass beide Methoden ähnliche bzw. vergleichbare Ergebnisse liefern.

### **Produktspezifische Differenzen**

Mit der Meta-Analyse lassen sich signifikante Differenzen zwischen den verschiedenen Produktgruppen identifizieren. Die Ergebnisse deuten erstens darauf hin, dass die ZB der Verbraucher für gentechnikfreie Öle um ca. 19 % geringer ist als für tierische Produkte. Dieses Ergebnis erscheint intuitiv plausibel, da Öle aus GV-Pflanzen kein genetisch verändertes Material und damit ein geringeres Risikopotential enthalten. Zweitens zeigt sich, dass Verbraucher – relativ zu tierischen Produkten – 16 % weniger bereit sind, für gentechnikfreie verarbeitete pflanzliche Produkte mehr zu zahlen. Keine signifikanten Unterschiede lassen sich zwischen frischen pflanzlichen und tierischen GV-Produkten identifizieren. Ferner deuten die Ergebnisse darauf hin, dass zwischen generischen GVL, die nicht genauer spezifiziert wurden, und tierischen Erzeugnissen keine signifikanten Unterschiede existieren. Dies impliziert, dass konkrete Produkte teilweise besser bewertet werden als das Konzept „GVL“ im Allgemeinen. Konsistent mit den Ergebnissen von Lusk *et al.* (2005) zeigt sich insgesamt, dass transgene tierische Produkte und GVL im allgemeinen<sup>16</sup> am wenigsten präferiert werden, gefolgt von frischen pflanzlichen GVL, verarbeiteten pflanzlichen GVL und transgenen Ölen. Diese Ergebnisse decken sich mit anderen Studien zur Verbraucherakzeptanz, die konsistent zeigen, dass Verbraucher am meisten Vorbehalte gegenüber tierischen GVL besitzen (Hoban und Kendall, 1992; Lex, 1995; Kuznesof und Ritson, 1996; Frewer *et al.*, 1997; Hamstra, 1998; Hallman *et al.*, 2002a). Auch die Ergebnisse einzelner Studien, die ZB-Werte für mehrere Produkte erhoben haben, die sich somit direkt miteinander vergleichen lassen, untermauern dieses

---

<sup>15</sup> Reale Daten bezeichnen hierbei Daten aus experimentellen Auktionen sowie Marktexperimenten.

<sup>16</sup> Lusk *et al.* (2005) hatte nicht die Variable GENERELL definiert, so dass ein Vergleich hiermit nicht möglich ist.

Bild (Chen und Chern, 2002; Huffman *et al.*, 2002; Chiang, 2004; Kim und Kim, 2004; Rousu *et al.*, 2004; Lin *et al.*, 2005). Chen und Chern (2002) weisen beispielsweise eine ZB von 6,5 % für Pflanzenöl aus, 14,5 % für verarbeitete Cornflakes sowie 21,5 % für Lachs (vgl. Anhang 1).

### **Einfluss von Nutzenkomponenten**

Die Frage, ob und inwiefern Output-Traits die ZB der Verbraucher beeinflussen, ist von zentraler Bedeutung für die Entwicklung von GVL mit Output-Traits. Verbraucherreaktionen gegenüber transgenen Produkten könnten sich signifikant ändern, wenn diese direkte wahrnehmbare Vorteile für die Konsumenten bieten. Die Ergebnisse der Meta-Analyse implizieren, dass Nutzenkomponenten die Verbraucherpräferenzen tatsächlich positiv beeinflussen. Danach ist die mittlere ZB für gentechnikfreie Lebensmittel signifikant um 19 % niedriger, wenn ein GVL eine Nutzenkomponente aufweist. Auch bei Betrachtung einzelner Studien deutet vieles darauf hin, dass insgesamt die Verbraucherakzeptanz durch Output-Traits erhöht werden kann. Jedoch lassen sich keine klaren Rückschlüsse daraus ziehen, inwieweit Nutzenkomponenten wahrgenommene Risiken kompensieren können. Einige Studien identifizieren eine positive mittlere ZB für GVL mit Output-Traits (Buhr *et al.*, 1993; Boccattelli und Moro, 2000; Lusk *et al.*, 2002; Bugbee und Loureiro, 2003; Li *et al.*, 2003; Lusk, 2003; James *et al.*, 2005). Die ZB-Werte liegen dabei meistens im schwach positiven Bereich zwischen 0,3 und 19,5 %<sup>17</sup>. Lediglich Li *et al.* (2003) identifizierten eine recht hohe ZB von 38,0 %. Grundsätzlich stellt sich die Frage, ob diese Prämien ausreichen, um Entwicklungs- und Vermarktungskosten abzudecken. Andere Studien kommen zu dem Schluss, dass Output-Traits die Akzeptanz zwar tendenziell erhöhen, jedoch nicht ausreichen, um vorhandene Bedenken zu kompensieren (Owen *et al.*, 2002; West *et al.*, 2002; Hu *et al.*, 2004; Onyango *et al.*, 2004). Nutzenkomponenten sind demnach zwar eine notwendige, jedoch keine hinreichende Bedingung zu mehr Verbraucherakzeptanz. Es stellen sich folgende Fragen, die bisher nur ansatzweise beantwortet werden können:

- *Welche Nutzenkomponenten sind aus Sicht der Verbraucher besonders relevant?* Es ist von Interesse, für welche Nutzenkomponenten die höchste Wertschätzung vorhanden ist. Bisher wurden Nutzenkomponenten analysiert, die entweder eine längere Haltbarkeit, einen verbesserten Geschmack, einen Vorteil für die Umwelt oder eine verbesserte ernährungsphysiologische Qualität lieferten. In Anhang 1 ist angegeben, welche Nutzenkomponenten in den jeweiligen Studien analysiert wurden. Die einzelnen Gruppen sind jedoch zu klein, um sie als eigenständige Dummy-Variablen in das Modell zu integrieren. Zu Bedenken ist, dass bestimmte Nutzenkom-

---

<sup>17</sup> Die Ergebnisse der Studie von Boccattelli und Moro (2000) sind dabei mit Vorsicht zu interpretieren, da im experimentellen Design den Befragten nur positive Zahlungsbereitschaften vorgelegt wurden. Jedoch gaben lediglich 12 % der Befragten an, die GV-Alternative *nicht* beim gleichen Preis kaufen zu wollen, so dass insgesamt die Ergebnisse nicht allzu verzerrt sein sollten.

ponenten in den Studien zudem oft sehr unklar und allgemein formuliert wurden, wie „erhöhter Nährstoffgehalt“ oder „gesundheitsförderlich für das Herz“. Einige Studien haben mehrere Nutzenkomponenten analysiert, so dass die entsprechenden ZB-Werte vergleichbar sind; jedoch deuten die Ergebnisse dabei nicht in eine einheitliche Richtung. Bei Boccattelli und Moro (2000) wurden GVL mit einem verbesserten Nährstoffgehalt am positivsten beurteilt, gefolgt von GVL mit geringerem Pestizidgehalt, verbessertem Geschmack sowie längerer Haltbarkeit. Die Ergebnisse von Hu *et al.* (2004) weisen hingegen darauf hin, dass ein positiver Effekt auf die Umwelt mehr präferiert wird als ein erhöhter Vitamingehalt. Nach Bugbee und Loureiro (2003) wird wiederum ein verbesserter Geschmack am besten bewertet, gefolgt von einem erhöhtem Nährstoffgehalt, einem geringerem Pestizidgehalt sowie längerer Haltbarkeit. Die Ergebnisse von West *et al.* (2002) deuten zudem darauf hin, dass die Wertschätzung einer Nutzenkomponente abhängig ist von dem Produkt. Bisher lassen sich somit keine allgemeingültigen Rückschlüsse ziehen, welche Komponenten von Verbrauchern am ehesten präferiert werden.

- *Lassen sich die Ergebnisse auch auf Länder mit hoher Ablehnung übertragen?* Fast alle Studien, die Nutzenkomponenten analysiert haben, wurden in Ländern durchgeführt, in denen eine vergleichsweise hohe Verbraucherakzeptanz vorliegt<sup>18</sup>. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, ob sich die Ergebnisse auch auf Länder mit relativ hoher Verbraucherablehnung übertragen lassen. Diese Frage kann auf Basis der vorliegenden Studien nicht beantwortet werden.
- *Wie heterogen sind die Verbraucher?* Heterogenität scheint bei GVL mit Output-Traits eine wichtige Rolle zu spielen. Die CVM-Studien deuten bereits darauf hin, dass die Verbraucher sehr heterogen in ihren Bewertungen sind. Ein Teil der Verbraucher verlangte trotz vorhandener Nutzenkomponenten einen Preisnachlass für GVL, ein anderer Teil war bereit einen Aufpreis zu zahlen. Der Anteil schwankte dabei stark zwischen den Studien: Bei Boccattelli und Moro (2000) würden 11 bis 12 % der Befragten GVL mit Output-Traits auch bei gleichem Preisniveau nicht kaufen. Nach Lusk (2003) waren etwa 25 % der Verbraucher nicht bereit, „Goldenen Reis“ zum selben Preis wie konventionellen Reis zu kaufen. Bugbee und Loureiro (2003) berichten, dass ca. 36 % der Verbraucher nicht gewillt waren, Tomaten mit einem höheren ernährungsphysiologischen Wert bzw. 44 % Rindfleisch mit geringerem Fettgehalt zum selben Preis wie gentechnikfreie(s) zu kaufen. Ferner wurde mittels Choice Experimenten in jüngerer Zeit verstärkt Heterogenität modelliert. Auch diese Studien zeigen, dass sich der Markt sehr stark polarisiert, d.h. ein Verbrauchersegment besitzt eine positive ZB für GVL mit Output-Traits, ein anderes nicht (Hu *et al.*, 2004; Larue *et al.*, 2004; Onyango *et al.*, 2005).

---

<sup>18</sup> 12 Studien insgesamt, davon 7 aus den USA, 1 aus China, 2 aus Kanada, 1 aus Italien, 1 aus Australien.

## 6 Zusammenfassung und Ausblick

Der Erfolg von GVL hängt kritisch von der Verbraucherakzeptanz ab. Dies spiegelt sich auch in der Fülle der Studien wider, die versucht haben, ZB-Werte der Verbraucher für GVL zu bestimmen. Jedoch erweist es sich als schwierig, bisherige Studien effizient zusammenzufassen und allgemeingültige Schlüsse zu ziehen. Dies ist darauf zurückzuführen, dass sich bisherige Studien stark hinsichtlich der verwendeten Stichprobe, des methodischen Ansatzes sowie der analysierten Produkte unterscheiden. Ziel der vorliegenden Analyse war es daher, bisherige Studien mittels einer Meta-Analyse zusammenzufassen, um verschiedene Einflussfaktoren der Nachfrage nach GVL unabhängig vom jeweiligen Studien-Design identifizieren zu können. Dazu wurden 98 ZB-Werte aus 42 Studien gepoolt. Die prozentuale ZB für gentechnikfreie Lebensmittel wurde in Abhängigkeit von Dummy-Variablen für verschiedene Charakteristika der Studien modelliert. Es zeigt sich, dass die ermittelten ZB-Werte signifikant mit (a) den Charakteristika der Stichprobe, (b) den methodischen Aspekten sowie (c) den Charakteristika der analysierten Produkte variiert. So zeigt sich, dass in Europa und Asien die ZB für *gentechnikfreie* Lebensmittel signifikant höher ist als in den USA, wohingegen es zwischen China sowie anderen Ländern (Kanada, Australien) und den USA keine signifikanten Unterschiede gibt. Ferner implizieren die Ergebnisse, dass im Supermarkt, d.h. am Point of Sale durchgeführte Studien, eine geringere ZB ermittelten. Bezüglich der Methodik wird deutlich, dass eine Diskrepanz zwischen WTA- und WTP-Werten existiert. Hinsichtlich der Produkte zeigt sich, dass die ZB für gentechnikfreie generische GVL sowie tierische Produkte am höchsten, für Öle hingegen am geringsten ist. Zudem werden GVL mit Nutzenkomponenten besser vom Verbraucher beurteilt.

Zukünftig wäre es sinnvoll, fortlaufend ZB-Werte neuerer Studien in die Meta-Analyse zu integrieren, um die statistische Macht der Ergebnisse weiter zu erhöhen. Meta-Analysen hängen – als eine Analyse von Analysen – kritisch von der Anzahl und Qualität der verfügbaren Primärstudien ab. Dadurch könnten evtl. auch weniger aggregierte Dummy-Variablen gebildet werden. Beispielsweise sind bisher die Ländergruppen noch sehr stark aggregiert, obwohl bekannt ist, dass auch zwischen einzelnen Gruppen – beispielsweise innerhalb der EU – sehr starke nationale Unterschiede existieren (z.B. Gaskell *et al.*, 2003). Daneben wäre es äußerst wünschenswert, Interaktionseffekte in das Modell zu integrieren. In dem Zusammenhang könnte untersucht werden, ob der Einfluss von Output-Traits beispielsweise länderspezifisch ist. Bisher fehlt die Datengrundlage, um derartige Effekte identifizieren zu können.

## 7 Referenzen

- Baker, G. A. und T. A. Burnham (2001): Consumer Response to Genetically Modified Foods: Market Segment Analysis and Implications for Producers and Policy Makers. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 26(2): 387-403.
- Bishop, R. C. und T. H. Heberlein (1979): Measuring Values of Extra Market Goods: Are Indirect Measures Biased? In: *American Journal of Agricultural Economics* 61(5): 926-930.
- Boccatelli, S. und D. Moro (2000): Consumer Willingness-To-Pay for GM Food Products in Italy. In: *AgBioForum* 3(4): 259-267.
- Boxall, P. C., W. L. Adamowicz, J. Swait, M. Williams und J. Louviere (1996): A Comparison of Stated Preference Methods for Environmental Valuation. In: *Ecological Economics* 18(3): 243-253.
- Bredahl, L. (1999): Consumers' Cognitions With Regard to Genetically Modified Foods. Results of a Qualitative Study in Four Countries. In: *Appetite* 33(3): 343-360.
- Bredahl, L. (2001): Determinants of Consumer Attitudes and Purchase Intentions with Regard to Genetically Modified Foods - Results of a Cross-national Survey. In: *Journal of Consumer Policy* 24(1): 23-61.
- Bugbee, M. J. und M. L. Loureiro (2003): A Risk Perception Analysis of Genetically Modified Foods Based On Stated Preferences. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 27-30, Montreal, Canada.
- Bugbee, M. J., M. L. Loureiro und S. Hine (2004): A Risk Perception Analysis of Genetically Modified Foods Based On Stated Preferences. Agribusiness Marketing Report. Department of Agricultural and Resource Economics, Colorado State University, Fort Collins, CO.
- Buhr, B. L., D. J. Hayes, J. F. Shogren und J. B. Kliebenstein (1993): Valuing Ambiguity: The Case of Genetically Engineered Growth Enhancers. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 18(2): 175-184.
- Bukenya, J. O. und N. R. Wright (2004): Determinants of Consumer Attitudes and Purchase Intentions With Regard to GM Foods. Southern Agricultural Economic Association Annual Meeting, February 18, Tulsa, OK.
- Burton, M. und D. Pearse (2002): Consumer Attitudes Towards Genetic Modification, Functional Foods, and Microorganisms: A Choice Modeling Experiment for Beer. In: *AgBioForum* 5(2): 51-58.
- Burton, M., D. Rigby, T. Young und S. James (2001): Consumer Attitudes to Genetically Modified Organisms in Food in the UK. In: *European Review of Agricultural Economics* 28(4): 479-498.
- Carlsson, F., P. Frykblom und C. J. Lagerkvist (2004): Consumer Benefits of Labels and Bans on Genetically Modified Food - An Empirical Analysis Using Choice Experiments. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, August 1-4, Denver, CO.
- Chen, H. und W. S. Chern (2002): Willingness to Pay for GM Foods: Results from a Public Survey in the US. Working Paper. Department of Agricultural, Environmental and Development Economics, Ohio State University, Columbus, OH.
- Chern, W. S. und K. Rickertsen (2002a): A Comparative Analysis of Consumer Acceptance of GM Foods in Norway and the United States. ICABR 6th International Conference, 11-14 July, Ravello, Italy.

- Chern, W. S. und K. Rickertsen (2002b): Consumer Acceptance of GMO: Survey Results from Japan, Norway, Taiwan, and the United States. 2nd World Congress of Environmental and Resource Economics, June 24-27, Monterey, CA.
- Chern, W. S., K. Rickertsen, N. Tsuboi und T. T. Fu (2002): Consumer Acceptance and Willingness to Pay for Genetically Modified Vegetable Oil and Salmon: A Multiple-Country Assessment. In: *AgBioForum* 5(3): 105-112.
- Chiang, F.-S. (2004): An Analysis of Consumer Perception and Acceptance of Genetically Modified Foods in Taiwan. 8th ICABR International Biotechnology Conference, July 8-11, Ravello, Italy.
- Currie, J. M., J. A. Murphy und A. Schmitz (1971): The Concept of Economic Surplus and Its Use in Economic Analysis. In: *The Economic Journal* 81(324): 741-799.
- Dalhuisen, J. M., R. J. G. M. Florax, H. L. F. deGroot und P. Nijkamp (2003): Price and Income Elasticities of Residential Water Demand: A Meta-Analysis. In: *Land Economics* 79(2): 292-308.
- Einsiedel, E. (2000): *Biotechnology and the Canadian Public: 1997 and 2000*. Report to the Office of Consumer Affairs and the Canadian Food Inspection Agency. University of Calgary, Mimeo, Canada.
- Eisend (2004): *Metanalyse - Einführung und kritische Diskussion*. Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft. Freie Universität Berlin, Berlin.
- Environics (2004): *International Environmental Monitor 2004*, Toronto, Canada.
- Florax, R. J. G. M. (2002a): *Accounting for Dependence among Study Results in Meta-Analysis: Methodology and Applications to the Valuation and Use of Natural Resource*. Research Memorandum. Freie Universität Amsterdam, Amsterdam.
- Florax, R. J. G. M. (2002b): *Methodological Pitfalls in Meta-Analysis: Publication Bias*. Comparative Environmental Economic Assessment. In: R. J. G. M. Florax et al. (Hrsg.): *Comparative Environmental Economic Assessment*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Fox, J. A., D. J. Hayes, J. F. Shogren und J. B. Kliebenstein (1996): Experimental Methods in Consumer Preference Studies. In: *Journal of Food Distribution Research* 27(2): 1-7.
- Fox, J. A., J. F. Shogren, D. J. Hayes und J. B. Kliebenstein (1998): CVM-X: Calibrating Contingent Values with Experimental Auction Markets. In: *American Journal of Agricultural Economics* 80(3): 455-465.
- Frewer, L., C. Howard, D. Hedderley und R. Shepherd (1999): Reactions to Information About Genetic Engineering: Impact of Source Characteristics, Perceived Personal Relevance, and Persuasiveness. In: *Public Understanding of Science* 8(1): 35-50.
- Frewer, L., C. Howard und R. Shepherd (1998): The Importance of Initial Attitudes on Responses to Communication about Genetic Engineering in Food Production. In: *Agriculture and Human Values* 15(1): 15-30.
- Frewer, L. J., D. Hedderley, C. Howard und R. Shepherd (1997): 'Objection' Mapping in Determining Group and Individual Concerns Regarding Genetic Engineering. In: *Agriculture and Human Values* 14(1): 67-79.
- Gaskell, G., N. Allum und S. Stares (2003): *Europeans and Biotechnology in 2002*. Eurobarometer 58.0. European Commission, Brussels, Belgium.
- Gaskell, G., M. W. Bauer, J. Durant und N. Allum (1999): Worlds Apart? The Reception of Genetically Modified Foods in Europe and the U.S. In: *Science* 285(384): 384-387.

- Gifford, K., J. C. Bernard, U. C. Toensmeyer und R. Bacon (2005): An Experimental Investigation of Willingness to Pay for Non-GM and Organic Food Products. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 24-27, Providence, RI.
- Grimsrud, K. M., J. J. McCluskey, M. L. Loureiro und T. I. Wahl (2004): Consumer Attitudes to Genetically Modified Food in Norway. In: *Journal of Agricultural Economics* 55(1): 75-90.
- Grunert, K. G., L. Lähteenmäki, N. K. Nielsen, J. B. Poulsen, O. Ueland und A. Åström (2001): Consumer Perceptions of Food Products Involving Genetic Modification - Results from a Qualitative Study in Four Nordic Countries. In: *Food Quality and Preference* 12(8): 527-542.
- Hallman, W., A. Adelaja, B. J. Schilling und J. Lang (2002a): Public Perceptions of Genetically Modified Foods: Americans Know Not What They Eat. Food Policy Institute, State University of New Jersey, New Brunswick, NJ.
- Hallman, W., W. C. Hebden, H. L. Aquino, C. L. Cuite und J. Lang (2002b): Public Perceptions of Genetically Modified Foods: A National Study of American Knowledge and Opinion. Food Policy Institute, State University of New Jersey, New Brunswick, New Jersey.
- Hamstra, A. M. (1998): Public Opinion About Biotechnology: A Survey of Surveys. EFB Task Group on Public Perceptions of Biotechnology. European Federation of Biotechnology, The Hague, The Netherlands.
- Hanemann, W. M. (1991): Willingness to Pay and Willingness to Accept: How Much Can They Differ? In: *American Economic Review* 81(3): 635-647.
- Harrison, G. W. und J. C. Lesley (1996): Must Contingent Valuation Surveys Cost so Much? In: *Journal of Environmental Economics and Management* 31(1): 79-96.
- Harrison, G. W. und E. E. Rutström (2005): Experimental Evidence on the Existence of Hypothetical Bias in Value Elicitation Experiments. *Handbook of Experimental Economics Results*. In: C. R. Plott und V. L. Smith (Hrsg.): *Handbook of Experimental Economics Results*. Elsevier Press, New York. 1.
- Hartmann, P. (1991): Wunsch und Wirklichkeit: Theorie und Empirie sozialer Erwünschtheit. Deutscher Universitäts Verlag, Wiesbaden.
- Haucap, J. und H. Schmidt (2002): Kennzeichnungspflicht für genetisch veränderte Lebensmittel: Eine ökonomische Analyse. In: *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 51(3): 287-316.
- Hoban, T. J. und P. A. Kendall (1992): Consumer Attitudes About the Use of Biotechnology in Agriculture and Food Production. Report to the USDA Extension Service. North Carolina State University, Raleigh, NC.
- Horowitz, J. K. und K. E. McConnell (2002): A Review of WTA/WTP Studies. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 44(3): 426-448.
- Hu, W. (2004): Comparing Consumers' Preferences and Willingness to Pay for Non-GM Oil Using a Contingent Valuation Approach. Department of Rural Economics, University of Alberta.
- Hu, W., A. Hünne Meyer, M. Veeman, W. Adamowicz und L. Srivastava (2004): Trading-Off Health, Environmental and Genetic Modification Attributes in Food. In: *European Review of Agricultural Economics* 31(3): 389-408.
- Huffman, W. E., M. Rousu, J. F. Shogren und A. Tegene (2002): Consumers' Resistance to GM-foods: The Role of Information in an Uncertain Environment. Working Paper. Department of Economics, Iowa State University, Ames, IA.

- James, J. S., S. Fleischer, D. H. Johnson, B. D. Schwab und J. Lord (2005): Consumer Purchases of Biotech Sweet Corn: Results from a Market Experiment. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 24-27, Providence, RI.
- James, S. und M. Burton (2003): Consumer Preferences for GM Food and Other Attributes of the Food System. In: *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 47(4): 501-518.
- James, S., T. Parker, S. Fleischer und M. Orzolek (2002): Consumer Acceptance of GMOs Revealed: A Market Experiment with Bt Sweetcorn. Northeastern Agricultural and Resource Economics Association Meetings, June 9-11, Camp Hill, PA.
- Kahnemann, D., J. L. Knetsch und R. H. Thaler (1991): Anomalies. The Endowment Effect, Loss Aversion, and Status Quo Bias. In: *Journal of Economic Perspectives* 5(1): 193-206.
- Kaneko, N. und W. S. Chern (2003): Consumer Acceptance of Genetically Modified Foods: A Telephone Survey. In: *Consumer Interests Annual* 49: 1-13.
- Kaneko, N. und W. S. Chern (2005): Consumer Acceptance of Genetically Modified Foods in Taiwan: Is Positive Discount the Same as Negative Premium? American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 24-27, Providence, RI.
- Kim, H. S. und K. Kim (2004): A Multi-Country Assessment of Consumer Attitudes of Genetically Modified Foods and the Implications for new Labeling System. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, 1-4 August, Denver, CO.
- Kontoleon, A. (2003): Accounting for Consumer Heterogeneity in Preferences over GM Foods: An Application of the Latent Market Segmentation Model. Fourth BIOECON Workshop on the Economics and Biodiversity Conservation, August 28-29, Venice, Italien.
- Kuznesof, F. und C. Ritson (1996): Consumer Acceptability of Genetically Modified Foods with Special Reference to Farmed Salmon. In: *British Food Journal* 98(4-5): 39-47.
- Larue, B., G. E. West, C. Gendron und R. Lambert (2004): Consumer Response to Functional Foods Produced by Conventional, Organic, or Genetic Manipulation. In: *Agribusiness* 20(2): 155-166.
- Lex, M. (1995): Promoting the Competitiveness of Biotechnology in Europe. In: *Trends in Biotechnology* 13(2): 39-41.
- Li, Q., K. R. Curtis, J. J. McCluskey und T. I. Wahl (2003): Consumer Attitudes toward Genetically Modified Foods in China. In: *AgBioForum* 5(4): 145-152.
- Lin, W., A. Somwaru, F. Tuan, J. Huang und J. Bai (2005): Consumers' Willingness to Pay for Biotech Foods in China. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 24-27, Providence, RI.
- Lipsey, M. W. und D. B. Wilson (2005): *Practical Meta-Analysis*. Sage, Thousand Oaks.
- List, J. und J. F. Shogren (1998): Calibration of the Difference between Actual and Hypothetical Valuations in a Field Experiment. In: *Journal of Economic Behavior & Organization* 37(2): 193-205.
- List, J. A. und G. A. Gallet (2001): What Experimental Protocol Influence Disparities between Actual and Hypothetical Stated Values? In: *Environmental and Resource Economics* 20(3): 241-254.
- Loureiro, M. L. und M. J. Bugbee (2005): Enhanced GM Foods: Are Consumers Ready to Pay for the Potential Benefits of Biotechnology? In: *The Journal of Consumer Affairs* 39(1): 52-70.

- Loureiro, M. L. und S. Hine (2002): Discovering Niche Markets: A Comparison of Consumer Willingness to Pay for Local (Colorado Grown), Organic and GMO-free Products. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics* 34(3): 477-487.
- Lusk, J., L. House, C. Valli, S. R. Jaeger, M. Moore, B. Morrow und W. B. Traill (2004a): Comparative Advantage in Demand: Experimental Evidence of Preferences for Genetically Modified Food in the United States and European Union. Working Paper. Department of Agricultural Economics, Purdue University, West Lafayette, IN.
- Lusk, J., M. Jamal, L. Kurlander, M. Roucan und L. Taulman (2004b): A Meta Analysis of Genetically Modified Food Valuation Studies. Working Paper. Department of Agricultural Economics, Purdue University, West Lafayette, IN.
- Lusk, J., M. Moore, L. House und B. Morrow (2002): Influence of Brand Name and Type of Modification on Consumer Acceptance of Genetically Engineered Corn Chips: A Preliminary Analysis. In: *International Food and Agribusiness Management Review* 4(4): 373-383.
- Lusk, J. L. (2003): Effects of Cheap Talk on Consumer Willingness-to-Pay for Golden Rice. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85(4): 840-856.
- Lusk, J. L., M. S. Daniel, D. R. Mark und C. L. Lusk (2001): Alternative Calibration and Auction Institutions for Predicting Consumer Willingness to Pay for Nongenetically Modified Corn Chips. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 26(1): 40-57.
- Lusk, J. L., M. Jamal, L. Kurlander, M. Roucan und L. Taulman (2005): A Meta Analysis of Genetically Modified Food Valuation Studies. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 30: 28-44.
- Lusk, J. L., J. Roosen und J. A. Fox (2003): Demand for Beef from Cattle Administered Growth Hormones or Fed Genetically Modified Corn: A Comparison of Consumers in France, Germany, the United Kingdom, and the United States. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85(1): 16-29.
- Lusk, J. L. und T. C. Schroeder (2004): Are Choice Experiments Incentive Compatible? A Test with Quality Differentiated Beef Steaks. In: *American Journal of Agricultural Economics* 86(2): 467-482.
- Magnusson, M. K. und U. K. K. Hursti (2002): Consumer Attitudes Towards Genetically Modified Foods. In: *Appetite* 39(1): 9-24.
- Marks, L. A. und N. Kalaitzandonakes (2001): Mass Media Communications About Agrobiotechnology. In: *AgBioForum* 4(3&4): 199-208.
- McCluskey, J. J., H. Ouchi, K. M. Grimsrud und T. I. Wahl (2003): Consumer Response to Genetically Modified Food Products in Japan. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 32(2): 222-231.
- Moon, W. und S. K. Balasubramanian (2003): Is There a Market for Genetically Modified Foods in Europe? Contingent Valuation of GM and non-GM Breakfast Cereals in the United Kingdom. In: *AgBioForum* 6(3): 128-133.
- Murphy, J. J., P. G. Allen, T. H. Stevens und D. Weatherhead (2005): A Meta Analysis of Hypothetical Bias in Stated Preference Valuation. In: *Environmental and Resource Economics* 30(3): 313-325.
- Neill, H. R., R. G. Cummings, P. T. Ganderton, G. W. Harrison und T. McGuckin (1994): Hypothetical Surveys and Real Economic Commitments. In: *Land Economics* 70(2): 145-154.

- Nielsen, C. P., S. Robinson und K. Thierfelder (2002): Trade in Genetically Modified Food: A Survey of Empirical Studies. TMD Discussion Paper. International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- Nielsen, C. P., K. Thierfelder und S. Robinson (2003): Consumer Preferences and Trade in Genetically Modified Foods. In: *Journal of Policy Modeling* 25(8): 777-794.
- Noussair, C., S. Robin und B. Ruffieux (2001): Genetically Modified Organisms in the Food Supply: Public Opinion Vs. Consumer Behavior. Working Paper. Institute for Research in the Behavioral, Economic, and Management Sciences, Purdue University, West Lafayette, IN.
- Noussair, C., S. Robin und B. Ruffieux (2002): Do Consumers not care about Biotech Foods or Do They Just Not Read the Labels. In: *Economics Letters* 75(1): 47-53.
- Noussair, C., S. Robin und B. Ruffieux (2004): Do Consumers Really Refuse to Buy Genetically Modified Food. In: *The Economic Journal* 114(492): 102-120.
- Novoselova, T., I. A. van der Lans, M. P. M. Meuwissen und R. B. M. Huirneab (2005): Consumer Acceptance of GM Applications in the Pork Production Chain: A Choice Modelling Approach. 11th Congress of the European Association of Agricultural Economics (EAAE), August 24-27, Copenhagen, Denmark.
- Onyango, B., R. Govindasamy und R. M. Nayga (2004): Measuring U.S. Consumer Preferences for Genetically Modified Foods Using Choice Modeling Experiments: The Role of Price, Product Benefits and Technology. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, August 1-4, Denver, CO.
- Onyango, B., R. M. Nayga und R. Govindasamy (2005): U.S. Consumers' Willingness to Pay for Labeling Information on Genetically Modified Foods: An Application of Choice Modeling. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 24-27, Providence, RI.
- Owen, K., J. Louviere und J. Clark (2002): Consumer Concern and Acceptance of GM Foods. 46th Annual Conference of the Australian Agricultural and Resource Economics Society (AARES), February 13-15, Canberra, Australia.
- Randall, A. und J. R. Stoll (1980): Consumer's Surplus in a Commodity Space. In: *American Economic Review* 70(3): 449-455.
- Roosen, J., J. L. Lusk und J. A. Fox (2004): Transatlantic Differences in Consumer Preferences. In: *EuroChoices* 3(2): 26-33.
- Rosenberger, R. S. und J. B. Loomis (2000): Panel Stratification in Meta-Analysis of Economic Studies: An Investigation of Its Effects in the Recreation Valuation Literature. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics* 32(3): 459-470.
- Rousu, M., W. E. Huffman, J. F. Shogren und A. Tegene (2004): Are United States Consumers Tolerant of Genetically Modified Foods? In: *Review of Agricultural Economics* 26(1): 19-31.
- Saad, L. (2001): Biotech Food Remains Fairly Obscure to Most Americans. Gallup Organization, Princeton, NJ.
- Shogren, J. J., S. S. Shin, D. J. Hayes und J. B. Kliebenstein (1994): Resolving Differences in Willingness to Pay and Willingness to Accept. In: *American Economic Review* 84(1): 255-270.
- Stanley, T. D. (2001): Wheat From Chaff: Meta-Analysis As Quantitative Literature Review. In: *Journal of Economic Perspectives* 15(3): 131-150.
- Stanley, T. D. und S. B. Jarrell (2005): Meta-Regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys. In: *Journal of Economic Surveys* 19(3): 299-308.

- Sutton, A. J., K. R. Abrams, D. R. Jones, T. A. Sheldon und F. Song (2000): *Methods for Meta-Analysis in Medical Research*. Wiley, New York.
- Terawaki, T. (2005): *Effects of Information on Consumer Risk Perception and Willingness to Pay for Non-Genetically Modified Corn Oil*. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 24-27, Providence, RI.
- Thaler, R. H. (1980): *Toward a Positive Theory of Consumer Choice*. In: *Journal of Economic Behavior and Organization* 1(1): 39-60.
- Toner, C. und N. Alexander (2005): *Food Biotechnology: Not a Top-of-Mind Concern for American Consumers*. International Food Information Council (IFIC), Washington, DC.
- Tonsor, G. und T. C. Schroeder (2003): *European Consumer Preferences for U.S. and Domestic Beef: Willingness to Pay for Source Verification, Hormon-Free, and Genetically Modified Organism-Free Beef*. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, July 27-30, Montreal, Canada.
- VanWechsel, T., C. J. Wachenheim, E. Schuck und D. K. Lambert (2003): *Consumer Valuation of Genetically Modified Foods and the Effect of Information Bias*. Agribusiness and Applied Economics Report No. 513. Department of Agribusiness and Applied Economics, North Dakota State University, Fargo, ND.
- Veeman, M. (2001): *Consumers, Public Perceptions and Biotechnology*. Staff Paper. Department of Rural Economy, University of Alberta, Edmonton, Canada.
- Wachenheim, C. J. und T. VanWechsel (2004): *The Influence of Environmental-Impact Information on Consumer Willingness to Pay for Products Labeled as Free of Genetically Modified Ingredients*. In: *Journal of Food Distribution Research* 35(2): 1-13.
- West, G. E., B. Larue, C. Gendron und D. K. Lambert (2002): *Consumers' Valuation of Functional Properties of Foods: Results from a Canada-Wide Survey*. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 50(4): 541-558.
- Wolf, F. M. (1986): *Meta-Analysis: Quantitative Methods for Research Synthesis*. Sage Publications, London.
- Zhang, C., J. Bai, J. Huang, W. K. Hallman, C. Pray und H. L. Aquino (2004): *Consumer Acceptance of Genetically Modified Foods: A Comparison between the US and China*. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, August 1-4, Denver, CO.

## Anhang 1. Ökonomische Studien zur Erfassung der Zahlungsbereitschaft

Methode	Studie	Jahr der Erhebung	Peer-reviewed	Land	Produkt	Stichprobe	Umfang	Datenerhebung	Wohlfahrtsmaße	Nutzen für Verbraucher	Prämie für Non-GVL (%)
Kontingente Bewertung	Boccatelli und Moro (2000)	1999	Ja	I	GVL	Zufallsstichprobe	200	Telefon-Befragung	WTP GVL	Nein Pestizide↓ Geschmack↑ Haltbarkeit↑ Qualität↑ <sup>c</sup>	1,06 -7,68 -7,14 -3,75 -8,36
	Loureiro und Hine (2002)	2000	Ja	USA	Kartoffeln	Supermarkt-Einkäufer	437	Interviews	WTP Non-GVL	Nein	0,17
	Chen und Chern (2002)	2001	Nein	USA	Pflanzenöl Cornflakes Lachs (Fu.)	Zufallsstichprobe	141	Brief-Befragung	WTP Non-GVL	Nein	6,50 14,50 21,50
	Lusk (2003)	2001	Ja	USA	Goldener Reis	Zufallsstichprobe	632	Brief-Befragung	WTP GVL	Qualität↑ <sup>d</sup>	-19,54
	McCluskey <i>et al.</i> (2003)	2001	Nein	J	Nudeln Tofu	Supermarkt-Einkäufer	400	Interviews	WTA GVL	Nein	60,39 62,72
	Kaneko und Chern (2003) <sup>a</sup>	2002	Ja	USA	Pflanzenöl Cornflakes Lachs (Fu.) Lachs (Fl.)	Zufallsstichprobe	256	Telefon-Befragung	WTP Non-GVL	Nein	41,20 31,40 40,90 52,50
	Grimsrud <i>et al.</i> (2004)	2002	Ja	N	Brot	Supermarkt-Einkäufer	400	Interviews	WTA GVL	Nein	49,87
	Li <i>et al.</i> (2003)	2002	Ja	RC	Reis Sojaöl	Supermarkt-Einkäufer	599	Interviews	WTP GVL WTA GVL	Qualität↑ <sup>e</sup> Nein	-38,0 -16,3
	Moon und Balasubramanian (2003)	2002	Ja	GB	Cerealien	Verbraucherpanel	2568	Online-Befragung	WTP GVL WTA GVL	Nein	27,97 95,97
	Hu (2004) <sup>a</sup>	2002	Nein	J RC	Pflanzenöl	Zufallsstichprobe	378 628	Brief-Befragung	WTP Non-GVL	Nein	60,00 30,90
	Terawaki (2005) <sup>a</sup>	2002	Nein	J	Maiskeimöl	Supermarkt-Einkäufer	192	Interviews	WTA GVL	Nein	62,17
	Lin <i>et al.</i> (2005) <sup>a</sup>	2002	Nein	RC	Sojaöl Reis	Zufallsstichprobe	1005	Interviews	WTP Non-GVL	Nein	38,00 57,75
	Bugbee und Loureiro (2003), Bugbee <i>et al.</i> (2004), Loureiro und Bugbee (2005)	2003	Nein	USA	Tomaten Tomaten Tomaten Tomaten Rindfleisch	Zufallsstichprobe	152 152 152 152 150	Brief-Befragung	WTP GVL WTA GVL	Qualität↑ <sup>f</sup> Pestizide↓ Geschmack↑ Haltbarkeit↑ Qualität↑ <sup>f</sup>	-3,81 -3,05 -4,58 -1,87 -32,60
	Chiang (2004) <sup>a</sup>	2003	Nein	CN	Sojaöl Tofu Lachs (Fu.)	Zufallsstichprobe	1013	Telefon-Befragung	WTP Non-GVL	Nein	21,19 37,42 65,55
	Bukenya und Wright (2004)	2003	Nein	USA	Tomaten	Supermarkt-Einkäufer	292	Interviews	WTA GVL	Nein	40,00
	Kim und Kim (2004) <sup>a</sup>	2003	Nein	KP	Pflanzenöl Tofu	Studenten	192	Befragung	WTP Non-GVL	Nein	61,40 84,10
Experimentelle Auktion	Buhr <i>et al.</i> (1993)	1992	Ja	USA	Schweinefl.-Sandwich	Studenten	106	Experiment	WTP Non-GVL	Qualität↑ <sup>g</sup>	-15,44
	Noussair <i>et al.</i> (2002), Noussair <i>et al.</i> (2004)	1999	Ja	F	Cornflakes	Zufallsstichprobe	112	Experiment	WTP Non-GVL	Nein	29,63
	Lusk <i>et al.</i> (2001)	2000	Ja	USA	Chips	Studenten	50	Experiment	WTP Non-GVL	Nein	13,00
	Noussair <i>et al.</i> (2001) <sup>a</sup>	2000	Nein	F	Biskuits	Zufallsstichprobe	97	Experiment	WTP WTA	Nein	7,50 39,00
	James <i>et al.</i> (2002) <sup>a</sup>	2001	Nein	USA	Mais	Supermarkt-Einkäufer	4101	Markttest	WTP Non-GVL	Pestizide↓	-0,76
	Huffman <i>et al.</i> (2002)	2002	Nein	USA	Öl Chips Kartoffeln	Zufallsstichprobe	146 155 159	Experiment	WTP Non-GVL	Nein	15,39 16,13 16,67
	Lusk <i>et al.</i> (2004a)	2002	Nein	USA GB F	Kekse	Zufallsstichprobe (nur Frauen)	---	Experiment	WTA	Nein	46,00 160,00 784,00
	Rousu <i>et al.</i> (2004) <sup>a</sup>	2002	Ja	USA	Öl Chips Kartoffeln	Zufallsstichprobe	44	Experiment	WTP Non-GVL	Nein	7,07 12,39 8,43

Methode	Studie	Jahr der Erhebung	Peer-reviewed	Land	Produkt	Stichprobe	Umfang	Datenerhebung	Wohlfahrtsmaße	Nutzen für Verbraucher	Prämie für Non-GVL (%)
	Gifford <i>et al.</i> (2005) <sup>a</sup>	2004	Nein	USA	GVL	Zufallsstichprobe	133	Experiment	WTP Non-GVL	Nein	22,00
	VanWechsel <i>et al.</i> (2003), Wachenheim und VanWechsel (2004) <sup>a</sup>	2002	Ja	USA	Kekse Muffins Chips	Studenten	112	Experiment	WTP Non-GVL	Nein	10,24 13,53 10,96
Choice Experimente	Baker und Burnham (2001)	2000	Ja	USA	Cornflakes	Zufallsstichprobe	383	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein	39,84
	Burton <i>et al.</i> (2001)	2000	Ja	GB	GVL	Drop-Off and Collect	228	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein	168,83
	James und Burton (2003)	2000	Ja	AUS	GV-Pflanz. GV-Tiere	Zufallsstichprobe	370	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein	8,56 38,90
	Lusk <i>et al.</i> (2003), Roosen <i>et al.</i> (2004)	2000	Ja	F D GB USA	Steaks (Fu.)	Zufallsstichprobe	93 45 109 566	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein	109,65 90,24 74,24 38,94
	Burton und Pearse (2002) <sup>a</sup>	2001	Ja	AUS	Bier	Drop-Off and Collect	64	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein	18,60
	Chern und Rickertsen (2002b), Chern <i>et al.</i> (2002)	2001	Ja	J N RC USA	Pflanzenöl	Studenten	103 126 213 175	Persönliche Befragung	WTP/WTA	Nein	36,50 62,00 19,00 56,00
	West <i>et al.</i> (2002), Larue <i>et al.</i> (2004)	2001	Ja	CDN	Hähnchenbrust Tomatensauce Chips	Zufallsstichprobe	1008	Telefon-Befragung	WTP/WTA	Qualität↑ <sup>h</sup>	-7,30 -92,50 -74,60
	Lusk <i>et al.</i> (2002)	2001	Ja	USA	Chips	Studenten	271	Persönliche Befragung	WTP/WTA	Nein Haltbarkeit↑	11,33 -0,33
	Owen <i>et al.</i> (2002) <sup>a</sup>	---	Nein	AUS	Milch	Zufallsstichprobe	1008	Interviews	WTP/WTA	Nein Qualität↑ <sup>i</sup>	68,50 6,87
	Chern und Rickertsen (2002a)	2002	Nein	USA N	Lachs (Fu.) Lachs (Fl.) Lachs (Fl.) Lachs (Fl.) Sojaöl	Zufallsstichprobe	200 256	Telefon-Befragung	WTP/WTA	Nein	41,00 53,00 54,00 67,00 55,00
	Tonsor und Schroeder (2003)	2002	Nein	GB D F	Steaks	Supermarkt-Einkäufer	121 65 62	Interviews	WTP/WTA	Nein Nein Nein	102,96 29,57 32,35
	Hu <i>et al.</i> (2004) <sup>a</sup>	2002	Ja	CDN	Brot	Zufallsstichprobe	445	Online-Befragung	WTP/WTA	Nein Qualität↑ <sup>j</sup> Umwelt↑ <sup>k</sup>	19,70 17,91 4,78
	Kontoleon (2003) <sup>a</sup>	kA	Nein	GB	Eier (Fu.)	Zufallsstichprobe	1753		WTP/WTA	Nein	97,60
	Carlsson <i>et al.</i> (2004) <sup>a</sup>	2003	Nein	S	Hähnchen (Fu.) Hackfl. (Fu.) Kotelett (Fu.) Eier (Fu.)	Zufallsstichprobe	710	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein	16,23 23,06 22,17 45,18
	Onyango <i>et al.</i> (2004) <sup>a</sup>	2003	Nein	USA	Bananen Cornflakes Cornflakes Hackfl. Hackfl.	Zufallsstichprobe	409	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein Haltbarkeit↑ Nein Qualität↑ <sup>l</sup> Nein Qualität↑ <sup>m</sup>	9,20 5,87 28,19 9,93 12,81 11,14
	Novoselova <i>et al.</i> (2005) <sup>a</sup>	2004	Nein	NL	Schwein (Fl.) Schwein (Fu.)	Zufallsstichprobe	253	Brief-Befragung	WTP/WTA	Nein	22,50 28,30
	Onyango <i>et al.</i> (2005) <sup>a</sup>	2004	Nein	USA	Cornflakes	Zufallsstichprobe	1201	Telefon-Befragung	WTP/WTA	Nein Pestizide↓	10,15 -3,66

a) Studien, die *nicht* von Lusk *et al.* (2005) verwendet wurden.

b) AUS = Australien, CDN = Kanada, CN = Taiwan, D = Deutschland, F = Frankreich, GB = Großbritannien, I = Italien, J = Japan, KP = Korea, N = Norwegen, NL = Niederlande, RC = China, S = Schweden.

c) Verbesserter Nährstoffgehalt.

- d) Erhöhter  $\beta$ -Karotin Gehalt (Goldener Reis).
- e) Erhöhter Vitamingehalt.
- f) Erhöhter Nährstoffgehalt (Tomate), geringerer Fettgehalt (Rindfleisch).
- g) 30 - 60 % weniger Kalorien, 10 - 20 % magerer.
- h) Gesundheitsförderlich für das Herz.
- i) Cholesterinfrei.
- j) Erhöhter Vitamingehalt.
- k) Nutzen für Umwelt.
- l) Erhöhter Gehalt an Antioxidantien.
- m) Erhöhter Gehalt an Inhaltsstoffen für stärkere Knochen und Zähne.

Quelle: Eigene Darstellung zum Teil nach Lusk *et al.* (2005).

## Anhang 2. Ermittlung der prozentualen Zahlungsbereitschaften für gentechnikfreie Lebensmittel

Studie	Verfahren zur Bestimmung ZB für gentechnikfreie Lebensmittel
Boccatelli und Moro (2000)	Die ZB wurde ermittelt, indem unter Verwendung der Angaben in Tabelle 3 des Artikels eine intervall-zensierte Loglikelihood-Funktion konstruiert wurde, welche im Hinblick auf die mittlere ZB maximiert wurde.
Loureiro und Hine (2002)	Die ZB wurde direkt Tabelle 4 des Artikels entnommen. Der Basispreis ist im Artikel mit 1,00 \$ angegeben.
Chen und Chern (2002)	Die ZB wurden ermittelt, indem die mittleren Werte der in Tabelle 4 des Artikels angegebenen ZB-Intervalle berechnet wurden.
Lusk (2003)	Als ZB wurde der geschätzte Wert des linearen Modells mit „Cheap-Talk“ verwendet. Als Basispreis wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise angenommen (70 Cents).
McCluskey <i>et al.</i> (2003)	Die ZB wurden direkt Tabelle 7 des Artikels entnommen.
Kaneko und Chern (2003)	Die ZB wurden direkt Tabelle 6 des Artikels entnommen.
Grimsrud <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurde direkt Tabelle 5 des Artikels entnommen.
Li <i>et al.</i> (2003)	Die ZB wurden direkt aus dem Text des Artikels entnommen.
Moon und Balasubramanian (2003)	Die ZB wurde ermittelt, indem unter Verwendung der Angaben in Tabelle 6 des Artikels eine intervall-zensierte Loglikelihood-Funktion konstruiert wurde, welche im Hinblick auf die mittlere ZB maximiert wurde.
Hu (2004)	Die ZB wurden direkt Tabelle 3 des Artikels entnommen.
Terawaki (2005)	Die ZB wurden direkt Tabelle 4 des Artikels entnommen.
Lin <i>et al.</i> (2005)	Die ZB wurden direkt aus dem Text des Artikels entnommen.
Bugbee und Loureiro (2003), Bugbee <i>et al.</i> (2004), Loureiro und Bugbee (2005)	Die ZB wurden direkt Tabelle 3 des Artikels entnommen.
Chiang (2004)	Die ZB wurden direkt Tabelle 8 des Artikels entnommen.
Bukenya und Wright (2004)	Die ZB wurden direkt Tabelle 2 des Artikels entnommen.
Kim und Kim (2004)	Die ZB wurden direkt Tabelle 8 des Artikels entnommen.
Buhr <i>et al.</i> (1993)	Die ZB wurde als der gewichtete Durchschnitt der mittleren Gebote von Experiment II und III ermittelt (Abbildung 2 und 3 des Artikels). Es wird angenommen, dass der Basispreis 2,00 \$ beträgt.
Noussair <i>et al.</i> (2002), Noussair <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurde anhand der mittleren Gebote in Runde 3 ermittelt (Tabelle 2 des Artikels). Der Basispreis stellt das mittlere Gebot dieser Runde dar.
Lusk <i>et al.</i> (2001)	Die ZB wurde anhand der mittleren Gebote in Runde 4 und 5 der ersten und zweiten Auktion bestimmt (Abbildung 2 des Artikels). Es wird angenommen, dass der Basispreis 50 Cents beträgt.
Noussair <i>et al.</i> (2001)	Die ZB wurden direkt aus dem Text des Artikels entnommen (Gebote für die zweite Runde).
James <i>et al.</i> (2002)	Die ZB wurden direkt Tabelle 2 des Artikels entnommen.
Huffman <i>et al.</i> (2002)	Die ZB wurde anhand der mittleren Gebote aller Informationsszenarien von Tabelle 2 des Artikels berechnet
Lusk <i>et al.</i> (2004a)	Die ZB wurden anhand der mittleren Gebote der fünften Runde ermittelt (Tabelle 2 des Artikels). Es wird angenommen, dass der Basispreis 25 Cents beträgt.
Rousu <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurden anhand der mittleren Gebote ermittelt (Tabelle 3 des Artikels).
Gifford <i>et al.</i> (2005)	Die ZB wurde direkt aus dem Text des Artikels entnommen.
VanWechsel <i>et al.</i> (2003), Wa- chenheim und VanWechsel (2004)	Die ZB wurden direkt aus dem Text des Artikels entnommen.
Baker und Burnham (2001)	Die ZB wurde direkt aus Abbildung 3 mittels aggregierter Schätzwerte in Tabelle 3 des Artikels ermittelt. Als Basispreis wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise angenommen (3,5 \$).
Burton <i>et al.</i> (2001)	Die ZB wurde aus dem gewichteten Mittel der in Tabelle 8 des Artikels angegebenen Werte ermittelt.
James und Burton (2003)	Die ZB wurde aus dem gewichteten Mittel der in Tabelle 6 des Artikels angegebenen Werte ermittelt.
Lusk <i>et al.</i> (2003), Roosen <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurde direkt aus dem Text des Artikels übernommen. Als Basispreis wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (8,50 \$).
Burton und Pearse (2002)	Die ZB wurden direkt Tabelle 7 des Artikels entnommen. Als Basispreis wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (3,00 \$).
Chern und Rickertsen (2002b), Chern <i>et al.</i> (2002)	Die ZB wurden ermittelt, indem die mittleren Werte der in Tabelle 3 des Artikels angegebenen ZB-Intervalle berechnet wurden.
West <i>et al.</i> (2002), Larue <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurden direkt Tabelle 2 des Artikels entnommen.
Lusk <i>et al.</i> (2002)	Die ZB wurden Tabelle 2 des Artikels entnommen. Als Basispreise wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (3,00 \$).
Owen <i>et al.</i> (2002)	Die ZB wurden direkt dem Text des Artikels entnommen.
Chern und Rickertsen (2002a)	Die ZB wurden direkt dem Text des Artikels entnommen.
Tonsor und Schroeder (2003)	Die ZB wurden Tabelle 7 des Artikels entnommen. Als Basispreis wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (8,63 \$).
*Hu <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurde aus der Relationen der in Tabelle 4 angegebenen Koeffizienten errechnet. Als Basispreise wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (2,50 \$).
*Kontoleon (2003)	Die ZB wurden Tabelle 7 des Artikels entnommen (MNL-Modell mit individuellen Charakteristika). als Basispreise wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (83 Cents).
*Carlsson <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurden Tabelle 3 des Artikels entnommen. Als Basispreise wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (Hähnchen: 89,6 SEK; Rindfleisch: 49,6; Schwein: 49,6; Eier: 11,0).
Onyango <i>et al.</i> (2004)	Die ZB wurde aus der Relationen der in Tabelle 6 angegebenen Koeffizienten errechnet (dabei wurde davon ausgegangen, dass die genetische Veränderung durch Übertragung von Bakteriengen zustande kommt).

Novoselova <i>et al.</i> (2005)	Die ZB wurden direkt dem Text des Artikels entnommen.
Onyango <i>et al.</i> (2005)	Die ZB wurden Tabelle 3 des Artikels entnommen. Als Basispreise wurde der Durchschnitt der im experimentellen Design verwendeten Preise verwendet (1,90 \$).

Quelle: Eigene Darstellung zum Teil nach Lusk *et al.* (2005).

Nr. 1 –40: siehe Agrarökonomische Diskussionsbeiträge Nr. 72.

41. Manfred WIEBELT, Allgemeine Wirtschaftspolitik und Agrarsektorentwicklung in Entwicklungsländern - Eine allgemeine Gleichgewichtsanalyse. Februar 1997, 31 Seiten.  
(als erweiterte Fassung erschienen unter dem Titel "Wie beeinflusst die allgemeine Wirtschaftspolitik die Landwirtschaft? Transmissionsmechanismen und ihre quantitative Bedeutung" in "Berichte über Landwirtschaft", Band 75 (1997), Heft 4, S. 515-538)
42. Kerstin PFAFF und Eva BEIMDICK, Der internationale Teemarkt: Marktüberblick, Protektionsanalyse und Entwicklung ökologisch erzeugten Tees. Februar 1997, 38 Seiten.
43. Anke GIERE, Roland HERRMANN und Katja BÖCHER, Wie beeinflussen Ernährungsinformationen den Nahrungsmittelkonsum im Zeitablauf? Konstruktion eines Ernährungsinformationsindex und ökonometrische Analyse des deutschen Butterverbrauchs. Mai 1997, 44 Seiten.  
(gekürzte und geänderte Fassung erschienen unter dem Titel "Ernährungsinformationen und Nahrungsmittelkonsum: Theoretische Überlegungen und empirische Analyse am Beispiel des deutschen Buttermarktes" in "Agrarwirtschaft", Jg.46 (1997), Heft 8/9, S.283-293)
44. Joachim KÖHNE, Die Bedeutung von Preisverzerrungen für das Wirtschaftswachstum der Reformländer in Mittel- und Osteuropa. September 1997, 16 Seiten.
45. Christoph R. WEISS, Firm Heterogeneity and Demand Fluctuations: A Theoretical Model and Empirical Results. September 1997, 16 Seiten.
46. Roland HERRMANN und Claudia RÖDER, Some Neglected Issues in Food Demand Analysis: Retail-Level Demand, Health Information and Product Quality. Oktober 1997, 27 Seiten.  
(überarbeitete Fassung erschienen in „Australian Journal of Agricultural and Resource Economics“, Vol.42, No.4, 1998, S. 341-367)
47. Timothy JOSLING, The WTO, Agenda 2000 and the Next Steps in Agricultural Policy Reform. Mai 1998, 46 Seiten.
48. Kerstin PFAFF, Marktstruktur- und Preisasymmetrieanalyse der Fleischbranche in Mittelhessen. September 1998, 60 Seiten.
49. Kerstin PFAFF und Marc C. KRAMB, Veterinärhygiene- und Tierseuchenrecht: Bedeutender Standortnachteil für Erzeuger und Schlachthöfe in Hessen? Oktober 1998, 22 Seiten.
50. Axel REINHARDT, Determinanten der Investitionsaktivitäten der Ernährungsindustrie. Empirische Ergebnisse für die deutsche Fruchtsaftindustrie. Dezember 1998, 34 Seiten.
51. Roland HERRMANN, Claudia RÖDER und John M. CONNOR, How Market Structure Affects Food Product Proliferation: Theoretical Hypotheses and New Empirical Evidence for the U.S. and the German Food Industries. Februar 1999, 58 Seiten.
52. Roland HERRMANN und Richard SEXTON, Redistributive Implications of a Tariff-rate Quota Policy: How Market Structure and Conduct Matter. März 1999, 60 Seiten.  
(ein Teil wurde in stark veränderter Form unter dem Titel "Market Conduct and Its Importance for Trade Policy Analysis: The European Banana Case" veröffentlicht in: MOSS, C., G. RAUSSER, A. SCHMITZ, T. TAYLOR und D. ZILBERMAN (eds.) (2001), Agricultural Globalization, Trade and the Environment. Dordrecht: Kluwer Academic Press, S. 153-177)
53. Stanley R. THOMPSON und Martin T. BOHL, International Wheat Price Transmission and CAP Reform. Juni 1999, 11 Seiten.
54. Michaela KUHL und P. Michael SCHMITZ, Macroeconomic Shocks and Trade Responsiveness in Argentina – A VAR Analysis. Juni 1999, 19 Seiten und Anhang.  
(erschieden in "Konjunkturpolitik", Jg. 46, 2000, Heft 1/2, S. 62-92)
55. Roland HERRMANN, Johannes HARSCHKE und Kerstin PFAFF, Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft durch unvollkommene Märkte und mangelnde Erwerbsalternativen? Juni 1999, 17 Seiten.  
(etwas gekürzte Fassung erschienen in "Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung", Heft 5/6, 1999, S.282-288)

56. Stanley R. THOMPSON und Wolfgang GOHOUT, CAP Reform, Wheat Instability and Producer Welfare. August 1999, 15 Seiten.
57. Silke SCHUMACHER, Nachwachsende Rohstoffe in Hessen: Analyse und Bewertung anhand des Fallbeispiels Raps. August 1999, 24 Seiten.
58. Ernst-August NUPPENAU, Nature Preservation as Public Good in a Community of Farmers and Non-Farm Residents: Applying a Political Economy Model to Decisions on Financial Contributions and Land Allocation. August 1999, 40 Seiten.  
(wurde in veränderter Form unter dem Titel "Public Preferences, Statutory Regulations and Bargaining in Field Margin Provision for Ecological Main Structures" veröffentlicht in "Agricultural Economics Review", Vol. 1, No. 1, (2000), S. 19-32)
59. Stanley R. THOMPSON, Roland HERRMANN und Wolfgang GOHOUT, Agricultural Market Liberalization and Instability of Domestic Agricultural Markets: The Case of the CAP. März 2000, 18 Seiten.  
(erschieden in "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 82 (2000), No. 3, S. 718-726)
60. Roland HERRMANN, Marc KRAMB und Christina MÖNNICH, The Banana Dispute: Survey and Lessons. September 2000, 29 Seiten.  
(gekürzte und stark veränderte Fassung erschienen in „Quarterly Journal of International Agriculture“, Vol. 42 (2003), No. 1, S. 21-47)
61. Roland HERRMANN, Stephanie KRISCHIK-BAUTZ und Stanley R. THOMPSON, BSE and Generic Promotion of Beef: An Analysis for 'Quality from Bavaria'. Oktober 2000, 18 Seiten.  
(geänderte Fassung erschienen in „Agribusiness – An International Journal“, Vol. 18 (2002), No. 3, S. 369-385)
62. Andreas BÖCKER, Globalisierung, Kartelle in der Ernährungswirtschaft und die Möglichkeit der Neuen Industrieökonomie zur Feststellung von Kollusion. November 2000, 37 Seiten.
63. Kerstin PFAFF, Linkages Between Marketing Levels in the German Meat Sector: A Regional Price Transmission Approach with Marketing-Cost Information. Mai 2001, 17 Seiten.  
(stark überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „Processing Costs and Price Transmission in the Meat Marketing Chain: Analysis for a German Region“, in „Journal of International Food and Agribusiness Marketing“, Vol. 15 (2003), Nos. 1/2, S. 7-22 von Kerstin PFAFF, Sven ANDERS und Roland HERRMANN)
64. Roland HERRMANN, Anke MÖSER und Elke WERNER, Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. Mai 2001, 28 Seiten.  
(stark veränderte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft“, Jg. 51 (2002), Heft 2, S. 99-111)
65. Stanley R. THOMPSON, Wolfgang GOHOUT und Roland HERRMANN, CAP Reforms in the 1990s and Their Price and Welfare Implications: The Case of Wheat. Dezember 2001, 14 Seiten.  
(erschieden in „Journal of Agricultural Economics“, Vol. 53 (2002), No. 1, S. 1-13)
66. Andreas BÖCKER, Extending the Application of Experimental Methods in Economic Analysis of Food-Safety Issues: A Pilot Study on the Impact of Supply Side Characteristics on Consumer Response to a Food Scare. Juni 2002, 30 Seiten.  
(veränderte Fassung erschienen unter dem Titel “Consumer response to a food safety incident: Exploring the role of supplier differentiation in an experimental study” in “European Review of Agricultural Economics”, Vol. 29 (2002), No. 1, p. 29-50)
67. Andreas BÖCKER, Perception of Food Hazards – Exploring the Interaction of Gender and Experience in an Experimental Study. Juni 2002, 24 Seiten.  
(stark veränderte Fassung erschienen unter dem Titel “Geschlechterdifferenzen in der Risikowahrnehmung bei Lebensmitteln genauer betrachtet: Erfahrung macht den Unterschied” in “Hauswirtschaft und Wissenschaft“, Jg. 29 (2002), Heft 2, S. 65-75)
68. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Preisrigidität oder Preisvariabilität im Lebensmitteleinzelhandel? Theorie und Evidenz aus Scannerdaten. Juni 2002, 29 Seiten.  
(erschieden in „Konjunkturpolitik“, Jg. 48 (2002), Heft 2, S. 199-227)

69. Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE und Roland HERRMANN, The Regional Incidence of European Agricultural Policy: Measurement Concept and Empirical Evidence. Oktober 2002, 18 Seiten.  
(wesentlich überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „Regional Income Effects of Producer Support under the CAP“ in „Cahiers d’Economie et Sociologie Rurales“, No. 73, 2004, S. 104-121 von Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE, Roland HERRMANN und Klaus SALHOFER)
70. Roland HERRMANN, Nahrungsmittelqualität aus der Sicht der Verbraucher und Implikationen für Pflanzenproduktion und Politik. Juni 2003, 16 Seiten.
71. Sven ANDERS, Agrarökonomische Analyse regionaler Versorgung. November 2003, 20 Seiten.  
(erschieden in: T. MARAUHN und S. HESELHAUS (Hrsg.) (2004), „Staatliche Förderung für regionale Produkte“, Mohr Siebeck, Tübingen, S. 73-92)
72. Sabine KUBITZKI, Sven ANDERS und Heiko HANSEN, Branchenspezifische Besonderheiten im Innovationsverhalten des Ernährungsgewerbes: Eine empirische Analyse des Mannheimer Innovationspanels. Dezember 2003, 23 Seiten.  
(erweiterte Fassung von S. KUBITZKI und S. ANDERS, erschienen in „Agrarwirtschaft (German Journal of Agricultural Economics)“, Jg. 54, Heft 2 (2005), S. 101-111)
73. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Psychological Prices of Branded Foods and Price Rigidity: Evidence from German Scanner Data. März 2004, 27 Seiten.  
(stark veränderte Fassung zur Veröffentlichung angenommen in „Agribusiness – An International Journal“, Vol. 21 (2005))
74. Roland HERRMANN, Sven ANDERS und Stanley THOMPSON, Übermäßige Werbung und Marktsegmentierung durch staatliche Förderung der Regionalvermarktung: Eine theoretische Analyse. März 2004, 18 Seiten.  
(erweiterte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft (German Journal of Agricultural Economics)“, Jg. 54, Heft 3 (2005), S. 171-181)
75. Andreas BÖCKER, Jochen HARTL, Christoph KLIEBISCH und Julia ENGELKEN, Extern segmentierte Laddering-Daten: Wann sind Segmentvergleiche zulässig und wann Unterschiede zwischen Segmenten signifikant? - Ein Vorschlag für einen Homogenitätstest. März 2005, 62 Seiten.
76. Sven ANDERS, Measuring Market Power in German Food Retailing: Regional Evidence. März 2005, 16 Seiten.
77. Heiko HANSEN und Johannes HARSCHKE, Die Förderung landwirtschaftlicher Erzeugnisse durch die Europäische Agrarpolitik: Regionale Auswirkungen in Deutschland und Bestimmungsgründe. April 2005, 13 Seiten.  
(erschieden in: Unternehmen im Agrarbereich vor neuen Herausforderungen, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 41, 2006, S. 471-481)
78. Johannes HARSCHKE, Die Bestimmungsgründe der Agrarförderung in Industrieländern und Schwellenländern. Mai 2005, 14 Seiten.
79. Jochen HARTL und Roland HERRMANN, The Role of Business Expectations for New Product Introductions: A Panel Analysis for the German Food Industry. Oktober 2005, 18 Seiten.  
(etwas veränderte Fassung erschienen in „Journal of Food Distribution Research“, Vol. 37, No. 2 (2006))
80. Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE, Roland HERRMANN, Klaus SALHOFER und Ramona TEUBER, The Regional Allocation of EU Producer Support: How Natural Conditions and Farm Structure Matter. Januar 2006, 32 Seiten.  
(überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „The Interregional and Intertemporal Allocation of EU Producer Support: Magnitude and Determinants“ in „Jahrbuch für Regionalwissenschaft“ – Review of Regional Research“, Vol. 27, No. 2 (2007), S. 171-193.)
81. Sven ANDERS, Stanley THOMPSON und Roland HERRMANN, Markets Segmented by Regional-Origin Labelling with Quality Control. Mai 2007, 27 Seiten.  
(zur Veröffentlichung angenommen bei „Applied Economics“, (2007))

82. Heiko HANSEN und Yves SURRY, Die Schätzung verfahrensspezifischer Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland. Juni 2007, 14 Seiten.  
(erschieden in: Good Governance in der Agrar- und Ernährungswirtschaft, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 42, 2007, S. 439-449)
83. Meike HENSELEIT, Sabine KUBITZKI, Daniel SCHÜTZ und Ramona TEUBER, Verbraucherpräferenzen für regionale Lebensmittel - Eine repräsentative Untersuchung der Einflussfaktoren -. Juni 2007, 26 Seiten.  
(in veränderter Form erschienen in "Berichte über Landwirtschaft", Band 85, Heft 2, 2007, S. 214-237)
84. Sabine KUBITZKI und Wiebke SCHULZ, Das Nachfrageverhalten bei regionalen Spezialitäten: Das Beispiel Apfelwein in Hessen. Juli 2007, 21 Seiten.  
(überarbeitete Fassung erschienen in "Jahrbuch der Absatz- und Verbrauchsforschung", Heft 2, 2007, S. 208-224)
85. Jochen HARTL, Anwendung der Meta-Analyse zur Identifizierung von Determinanten der Zahlungsbereitschaft für genetisch veränderte Lebensmittel. September 2007, 32 Seiten.