

Risikowahrnehmung und Verbrauchervertrauen nach einem Lebensmittelskandal

Eine experimentelle Studie

ANDREAS BÖCKER und SILKE ALBRECHT

Risk perception and consumer trust after a food scare:
An experimental analysis

An expected utility model with Bayesian information processing that explains the extent of consumer reaction to a food scare by the degree of supplier differentiation with respect to reliability is put to an experimental test. The empirical results offer no support for the theoretical prediction that post food scare consumer trust in a particular supplier decreases with an increasing degree of differentiation. While gender and personal experience with a food poisoning contribute significantly to the explanation of the individual level of consumer trust after the – hypothetical – food safety incident, perceived characteristics of the specific risk factor listeriosis chosen for this study had by far the biggest impact.

Key words: trust; consumer behaviour; food safety; experimental economics

Zusammenfassung

Ein Erwartungsnutzenmodell mit Informationsverarbeitung à la Bayes, das die Verbraucherreaktion auf einen Lebensmittelskandal durch das Ausmaß der Anbieterdifferenzierung hinsichtlich der Zuverlässigkeit erklärt, wird in einer experimentellen Studie getestet. Die Ergebnisse können die theoretische Aussage, dass das Verbrauchervertrauen in einen Anbieter nach dem Skandal mit zunehmender Differenzierung abnimmt, nicht bestätigen. Geschlecht und persönliche Erfahrungen mit einer Lebensmittelvergiftung haben hingegen einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Der größte Einfluss auf das Verbrauchervertrauen geht jedoch von der Wahrnehmung ausgewählter Eigenschaften des betrachteten Risikofaktors, Listeriose, aus.

Schlüsselwörter: Vertrauen; Verbraucherverhalten; Lebensmittelsicherheit; experimentelle Ökonomie

1 Einleitung

In den vergangenen Jahren hat das Interesse deutscher Verbraucher an Fragen der Lebensmittelsicherheit stark zugenommen. Die anhaltende BSE-Krise hat zu dieser Entwicklung einen großen Beitrag geleistet. Aber auch andere Lebensmittelskandale von kürzerer Dauer und geringerer

Auswirkung haben das Konsumentenvertrauen und die Marktergebnisse beeinflusst. Beispiele hierfür sind Dioxine im Schweinefleisch, die illegale Nutzung von Wachstumsförderern in der Mast oder Ausbrüche von Infektionskrankheiten durch pathogene Keime in Lebensmitteln wie z.B. Salmonellen. Solche Lebensmittelskandale sind zu einem wichtigen Kostenfaktor in der Ernährungswirtschaft geworden. Kosten entstehen durch vorbeugende Maßnahmen in der Qualitätssicherung oder durch Produktversagen. Kosten, die durch Fehler am Produkt entstehen, sind sehr verschiedenen Kategorien zuzuordnen. Hierzu zählen Fehleranalysen, Haftung, Rückrufaktionen ebenso wie Umsatzeinbußen als Folge von Konsumentenreaktionen. Es ist diese letztere Kategorie, die für die Lebensmittelproduzenten besonders problembehaftet ist. Verbraucherreaktionen können sehr drastisch sein und in Kombination mit einem geschädigten Image zum Ausschluss von wichtigen Vermarktungskanälen führen und somit die Existenz des Unternehmens bedrohen. Infolgedessen ist es für Anbieter äußerst wichtig, die Determinanten des Nachfrageverhaltens im Falle eines Lebensmittelskandals zu kennen.

In bisherigen Untersuchungen möglicher Determinanten stehen soziodemografische Eigenschaften, Einstellungen und Wissen der Verbraucher sowie die Charakteristika des Skandals im Vordergrund. Eigenschaften der Angebotsseite, wie z.B. eine Differenzierung hinsichtlich Zuverlässigkeit oder Vertrauenswürdigkeit, haben hingegen wenig Beachtung gefunden. Diese sind aber insofern von Bedeutung, als eine mögliche Verbraucherreaktion der Anbieterwechsel ist und diese Entscheidung zwangsläufig Informationen über verschiedene Anbieter erfordert.

Ziel dieses Beitrages ist die empirische Überprüfung eines Modells, in dem Anbieterdifferenzierung hinsichtlich der Zuverlässigkeit explizit als Element der Risikowahrnehmung von Verbrauchern eingeführt wird (BÖCKER und HANF, 2000; BÖCKER, 1999). Kernergebnis der Modellanalyse ist, dass das Verbrauchervertrauen in einen Anbie-

ter nach einem Lebensmittelskandal mit zunehmender Differenzierung sinkt. Die empirische Bestätigung dieses Ergebnisses wäre für die Informationsstrategien von Unternehmen oder einzelner Branchen von weitreichender Bedeutung. Datengrundlage für die Überprüfung des Modells ist eine experimentelle Studie, die im Dezember 2000 an der Universität Gießen durchgeführt wurde. Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Im nächsten Abschnitt werden die zentralen Annahmen und Ergebnisse des theoretischen Modells kurz vorgestellt. Anschließend folgt die Beschreibung des Experimentaldesigns, einschließlich der Begründung für die Wahl von Listeriose in Spezialitätenkäse als konkretem Risikofaktor für diese Untersuchung. Im vierten Abschnitt werden die Ergebnisse präsentiert. Neben der Überprüfung der theoretischen Vorhersagen sind darin Analysen von soziodemografischen, biografischen und wahrnehmungsbezogenen Determinanten beinhaltet. Der Beitrag schließt mit der Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse im fünften Kapitel.

2 Ein Modell zur Verbindung von Konsumentenvertrauen und Erwartungsnutzen

Ein großer Teil des Kaufverhaltens bei Lebensmitteln kann als Gewohnheitsverhalten charakterisiert werden (HOWARD, 1977, S. 10; KAAS, 1982). Konsumenten entscheiden mit Hilfe von Regeln, die sie aufgrund zufriedenstellender Erfahrungen aufgestellt haben. Ausdruck solchen Gewohnheitsverhaltens im Hinblick auf Lebensmittelsicherheit wäre, ein bestimmtes Gut immer bei demselben Anbieter zu kaufen, da dieser als zuverlässig bzw. vertrauenswürdig eingeschätzt wird. Nur bei Eingang eines ausreichend starken Signals, z.B. Informationen über die Verletzung hygienischer Vorschriften durch den Anbieter, würde diese Regel bzw. die Einschätzung des Anbieters revidiert werden. Als Grundlage einer solchen Revision wird der folgend dargestellte Beurteilungsprozess angenommen¹).

2.1 Annahmen

Annahme 1: Ein Konsument K teilt alle Anbieter eines Gutes X in zwei Gruppen ein. Gruppe B wird als weniger zuverlässig als A wahrgenommen. Daraus folgend, schätzt K die Wahrscheinlichkeit $P(H|A)$, mit der eine gefährliche Einheit X^H durch Anbieter A in Verkehr gebracht wird, kleiner ein als die entsprechende Fehlerwahrscheinlichkeit $P(H|B)$. Das Ausmaß der Anbieterdifferenzierung kommt in der Relation v zum Ausdruck:

$$v = \frac{P(H|B)}{P(H|A)} > 1.$$

Annahme 2: K kauft immer vom Anbieter J , von dem er glaubt, dass er zur Gruppe A gehört. Dessen kann er sich aber nicht sicher sein, da bei der Beurteilung von Lebensmittelsicherheit stets Informationsasymmetrie vorliegt, so dass sein Vertrauen in J , zuverlässig zu sein, durch die Wahrscheinlichkeit P_J repräsentiert wird. Es verbleibt die Wahrscheinlichkeit von $1 - P_J$, dass J zur Gruppe B gehört. Die Wahrscheinlichkeit P_H , eine unsichere Einheit X^H von J

zu kaufen, ist dann:

$$(1) \quad P_H = P_J P(H|A) + (1 - P_J) v P(H|A)$$

Annahme 3: K 's Präferenzen werden durch eine Erwartungsnutzenfunktion repräsentiert mit seinem Gesundheitszustand nach dem Konsum einer Einheit X oder des Substituts Y als Argumente. K ist sich der potenziellen Gesundheitsgefährdung, die mit dem Konsum des Produktes X verbunden ist, bewusst. Er wird X nur dann kaufen, wenn der erwartete Nutzen größer ist als der des als unproblematisch wahrgenommenen Substituts Y :

$$(1) \quad U_X^+(1 - P_H) + U_X^- P_H > U_Y,$$

wobei:

U_X^+ : Nutzen einer sicheren Einheit von X ,

U_X^- : Nutzen einer risikobehafteten Einheit X^H ,

U_Y : Nutzen einer Einheit von Y ; mit

$$U_X^- \ll U_Y < U_X^+,$$

P_H : Wahrscheinlichkeit, eine unsichere Einheit von J zu kaufen.

Der Konsum einer risikobehafteten Einheit von X hat einen sehr geringen Nutzen nahe oder gleich Null. Verglichen damit ist der „normale“ Nutzen von X oder Y sehr hoch.

Annahme 4: K revidiert sein Vertrauen in J , nachdem er negative Informationen über J bezüglich der Sicherheit des Gutes X erhalten hat, gemäß der Bayes'schen Regel. Studien von HAKES und VISCUSI (1997), EOM (1994) und LIU et al. (1998) untermauern die Bedeutung der dynamischen Aspekte der Risikowahrnehmung und den Nutzen des Revisionsprozesses nach Bayes als Optimierungsrahmen für ökonomische Analysen.

2.2 Ergebnisse der Modellanalyse

Die Ergebnisse der Modellanalyse stellen den Einfluss der Variablen P_J , $P(H|A)$ und v auf die Kaufentscheidung heraus. Unabhängig davon, ob K negative Informationen über J erhalten hat, verdeutlicht (1), dass die subjektive Wahrscheinlichkeit P_H , eine gefährliche Einheit X^H von J zu kaufen, umso größer ist, je größer $P(H|A)$ und v sind und je kleiner P_J . Wie aus (2) hervorgeht, hat das Auswirkungen auf die Kaufwahrscheinlichkeit von X gegenüber dem Substitut Y . Die Kaufwahrscheinlichkeit von X sinkt mit zunehmender Anbieterdifferenzierung v , bei gegebenem $P(H|A)$, während sie mit zunehmendem Vertrauen P_J in den Händler J steigt. Nur im wenig wahrscheinlichen Falle absoluten Vertrauens ($P_J = 1$) wäre die Kaufwahrscheinlichkeit unabhängig von v .

Hat K negative Informationen über J erhalten, so bestimmen allein P_J und v den Revisionsprozess, aus dem das A-posteriori-Vertrauensniveau P_{PJ} resultiert. Dies ist die bedingte Wahrscheinlichkeit des Umweltzustandes „ J gehört zur Gruppe A “ nach Eintreten des Ereignisses „ J verkauft X^H “.

Wie aus (3) zu erkennen, vermindert sich das resultierende Vertrauensniveau mit zunehmender Anbieterdifferenzierung. Zwar wird, wie in (1), dieser Effekt mit steigendem A-priori-Vertrauen P_J geringer, jedoch erst im Falle absoluten Vertrauens gänzlich aufgehoben. Daher ist

1) Für eine ausführliche Diskussion der Plausibilität der getroffenen Annahmen s. BÖCKER (1999, S. 253 ff.) und BÖCKER und HANF (2000, S. 472 ff.).

die theoretische Vorhersage, dass das Vertrauensniveau nach einem Lebensmittelskandal mit zunehmender Anbieterdifferenzierung hinsichtlich der Zuverlässigkeit verringert wird, robust und somit gut geeignet für eine empirische Überprüfung.

$$(3) P_{PJ} = \frac{P_J P(H|A)}{P_J P(H|A) + (1 - P_J) P(H|B)} = \frac{P_J}{P_J + v(1 - P_J)}$$

3 Das Experiment

Die Studie wurde am 13. und 15. Dezember 2000 in 5 Durchgängen mit je 20 Teilnehmern durchgeführt. Die Teilnehmer waren über Flugzettel und Plakate in Mensen und Wohnheimen angeworben worden. Ein experimenteller Durchlauf war in fünf Abschnitte unterteilt und dauerte eine Stunde und 35 Minuten:

Phase A: Allgemeine Einführung (Dauer: 10 Minuten)

Die Teilnehmer werden begrüßt und die Verhaltensregeln erklärt. Die Vorgehensweise in der Phase der Produkt- und Marktversuche wird erläutert: Aus dem Kaufverhalten ergibt sich die endgültige Bezahlung zwischen DM 40,- und DM 43,-. Zwar bedeutet der Kauf eines Produktes auch, dass es konsumiert werden muss, es besteht jedoch stets die Option des Kaufverzichts.

Phase B: Eingangsbefragung (Dauer: 20 Minuten)

Es werden soziodemographische Daten sowie Daten zum Kauf- und Konsumverhalten bei Käse erhoben. Abschließend beurteilen die Teilnehmer anhand von 18 Beurteilungsfragen vier spezifische Risikofaktoren, die mit Lebensmitteln zusammenhängen: Listeriose, Salmonellose, genetisch veränderte Lebensmittel und BSE.

Phase C: Produkt- und Marktphase (Dauer: 30 Minuten)

Informationen über Listerien generell und speziell in Milch und Milchprodukten sowie über Listerioseausbrüche und Rückrufaktionen in den vergangenen Jahren werden ausgegeben. Die Teilnehmer werden gebeten, zunächst zwei Hartkäsesorten zu probieren und geschmacklich zu beurteilen und dann in zwei aufeinander folgenden Marktversuchen zwischen den beiden Käsesorten und der Möglichkeit des Kaufverzichts, die zu unterschiedlichen Preisen angeboten werden, zu wählen.

Phase D: Experiment für den eigentlichen Test des theoretischen Modells (Dauer: 25 Minuten)

Informationen über eine Handelsorganisation und einen Händler werden ausgegeben. Die Teilnehmer werden indirekt über die Reaktion in einer hypothetischen Situation zu ihrer Einschätzung des beschriebenen Händlers befragt.

Dann werden Informationen über einen Lebensmittelskandal, für den der beschriebene Händler verantwortlich ist, ausgegeben und die Beurteilung des Händlers wie zuvor indirekt erhoben.

Phase E: Abschlussbefragung (Dauer: 10 Minuten)

Dieselben Beurteilungsdimensionen wie in der Eingangserhebung, aber ausschließlich für Listeriose, sowie die Eindrücke der Teilnehmer und deren Evaluation des Experiments werden erhoben.

Nach der allgemeinen Einführung sollten Phasen B und C das notwendige Interesse wecken und ein Gefühl der Realitätsnähe für den betrachteten Risikofaktor bei den Teilnehmern hervorrufen. Als Nebenprodukt produzierten diese Phasen und die Abschlusserhebung zusätzliche wertvolle Daten. Diese werden zur Exploration weiterer Determinanten der Konsumentenreaktion außerhalb des ökonomischen Modells, das primär an den in Phase D gewonnenen Daten zu überprüfen ist, genutzt.

3.1 Auswahl des Risikofaktors: Listeria-Bakterien in Spezialitätenkäse

Eine wesentliche Zielsetzung für die Durchführung der Studie bestand darin, durch das experimentelle Design ein Umfeld zu schaffen, in dem die Teilnehmer Informationen über einen – notwendigerweise – hypothetischen Lebensmittelskandal als glaubwürdig und realistisch wahrnehmen, ohne jedoch ein Gefühl von Bedrohung zu erzeugen. Hierzu war es notwendig, die Aufmerksamkeit der Teilnehmer zu gewinnen und ein erhebliches Interesse an der Thematik zu wecken. Daher kam der Auswahl von Listeria-Bakterien in Spezialitätenkäse als geeignetem Risikofaktor in einem konkreten Produkt besondere Bedeutung zu. Erstens ist Spezialitätenkäse wegen der großen Vielfalt und recht hoher Preise ein eher exklusives Produkt. Von der vermuteten Neuartigkeit und Exklusivität wurde ein positiver Effekt auf Aufmerksamkeit und Interesse der Teilnehmer erwartet. Zweitens ist Listeriose in Deutschland sehr selten. Es wird geschätzt, dass etwa 200 Menschen jährlich ernsthaft erkranken. Deshalb war es wahrscheinlich, dass dieses Risiko den meisten Teilnehmern unbekannt sein würde, wodurch das Interesse am Thema steigt, während der Einfluss vorherigen Wissens als Störgröße gering bleibt. Da es bisher nicht zu großen Ausbrüchen in Deutschland gekommen ist, sollte das Risiko „entfernt“ genug sein, um in den Teilnehmern nicht das Gefühl einer aktuellen Bedrohung durch das Produkt aufkommen zu lassen. Drittens ist der Unterschied zwischen der Verwendung von Rohmilch oder pasteurisierter Milch sowohl für die Produktqualität als auch für das potenzielle Risiko einer Kontamination mit Listeria-Bakterien wichtig. Die meisten deutschen Konsumenten kennen diesen Unterschied nicht, da die in Deutschland verkauften Käse zumeist aus pasteurisierter Milch hergestellt sind. Der zusätzliche Nutzen, etwas über ein interessantes Produkt zu lernen, sollte zusätzlich die Aufmerksamkeit und das Interesse der Teilnehmer erhöhen. Viertens sollte das Experiment dadurch realistischer werden, dass den Teilnehmern die Möglichkeit gegeben war, die entsprechenden Produkte zu probieren. Käse hat diesbezüglich den großen Vorteil, leicht serviert werden zu können.

3.2 Experimentaldesign: Fokusvariablen und Informationen

Das Experimentaldesign folgt dem theoretischen Modell, um die Annahmen, die Konsumenten ziehen Unterschiede in der Zuverlässigkeit von Anbietertypen zur Risikobeurteilung heran, zu überprüfen. Die zu kontrollierenden Fokusvariablen stimmen mit den Modellvariablen $P(H|A)$ und $P(H|B)$ überein. Durch die Kontrolle von $P(H|B)$ und $P(H|A)$ wird zugleich das Maß der Anbieterdifferenzierung $v (=P(H|B)/P(H|A))$, das letztlich das Ausmaß des Vertrauensverlustes durch einen Lebensmittelskandal bestimmt, systematisch variiert. Art und Ausmaß der Anbieterdifferenzierung wurden wie folgt operationalisiert, d.h. mit Leben gefüllt:

- Als Vehikel für die Anbieterdifferenzierung wurde der „Verband der deutschen Importeure von Spezialitätenkäse“, *VdIS*, geschaffen, der für seine Mitglieder ein Qualitätszertifikat anbietet. Mitgliedsunternehmen können dies beim Verband beantragen, die Zertifizierung erfolgt dann durch unabhängige Dritte.

- b) Differenziert wird in der Darstellung zwischen zertifizierten Mitgliedsunternehmen und Nichtmitgliedsunternehmen anhand der Ergebnisse einer Qualitätsuntersuchung, die die Anteile von Proben ausweisen, die mit *Listeria monocytogenes* belastet sind. Das Verhältnis der beiden Anteilswerte dient als Indikator für die Diskrepanz in der Zuverlässigkeit zwischen den beiden Anbietertypen und entspricht der Relation ν .
- c) Als konkretes Anbieterunternehmen wurde ein Familienunternehmen geschaffen, das als Mitglied des Verbandes das Qualitätszertifikat erworben hat und als sehr qualitätsorientiert beschrieben wird. Der Lebensmittel-skandal wird dadurch produziert, dass durch Fehlverhalten eines Mitarbeiters listerienbelasteter Käse in Umlauf gebracht wird, an dem zwei Menschen leicht erkranken.

Für die beiden Anbietertypen wurden jeweils zwei verschiedene Werte für die Anteile der mit *L. monocytogenes* verunreinigten Proben ausgewählt, die verschiedenen Niveaus von $P(H|A)$ und $P(H|B)$ entsprechen. Diese und die jeweils daraus resultierenden Zuverlässigkeitsrelationen ν als Indikatoren der Anbieterdifferenzierung sind in Tabelle 1 aufgeführt.

Tabelle 1: Anbieterdifferenzierung* und experimentelle Behandlungen

Zertifizierte Mitgliedsunternehmen: $P(H A)$	Nichtmitgliedsunternehmen: $P(H B)$	
0,110%	0,459%	1,857%
0,302%	III) $\nu = 4,2$	IV) $\nu = 16,9$
	II) $\nu = 1,5$	I) [$\nu = 6,1$]

* Anteile der mit *L. monocytogenes* belasteten Proben in %, $\nu = P(H|B)/P(H|A)$

Da die Behandlungen I) and III) nur geringe Unterschiede aufweisen, wurde I) mit einem Kontrollscenario ohne Anbieterdifferenzierung ersetzt. Darin wurde eine Situation beschrieben, die sich durch eine generelle Verbesserung der Qualitätsbefunde bei untersuchten Käseproben in den vergangenen Jahren auszeichnet. Dazu wurden ebenfalls Ergebnisse einer Qualitätskontrollstudie vorgelegt, die eine Verringerung belasteter Proben von 0,712 % auf 0,459 % ausweist. Da keine Diskrepanz zwischen Unternehmenstypen besteht, wird $\nu = 1$ gesetzt. Somit wird das Ausmaß der Diskrepanz auf vier Niveaus kontrolliert, wobei zusätzlich grundsätzliche Unterschiede zwischen dem Kontrollscenario auf der einen und den drei verbleibenden Szenarien auf der anderen Seite hinsichtlich der beschriebenen Situation bestehen. Innerhalb eines jeden Experimentdurchlaufs wurden diese vier verschiedenen Informationsinputs zufällig und gleich gewichtet auf die Teilnehmer verteilt. Somit machte in jedem Durchlauf und in der Gesamtheit der Anteil eines jeden Szenarios 25 % aus. Die Versorgung mit unterschiedlichen Informationen blieb den Teilnehmern verborgen, da Interaktion und Informationsaustausch zwischen ihnen nicht erlaubt waren.

Die Entscheidung über das Format der Informationen wurde durch die Anforderung, ein authentisches Erscheinungsbild der Branche und des Zwischenfalls zu schaffen, bestimmt. Es wurden Zeitungsberichte und Verbandsmitteilungen als Formate gewählt. Zwar wird den Informationsquellen „Presse, Funk, Fernsehen“ bzw. „Zeitungen“ und „Hersteller“ bzw. „Industrie“ nur ein geringes Vertrauen von Verbraucherseite entgegengebracht (FREWER et

al. 1996, S. 475 ff., VON ALVENSLEBEN 1998, S. S. 14). Insbesondere Zeitungen und Rundfunk sind aber gleichzeitig die am häufigsten genutzten Quellen zur Information über lebensmittelbezogene Risiken, und auch Anbieterinformationen werden in erheblichem Umfang genutzt (FREWER et al. 1996, S. 475, MEYER-HULLMANN 1998, 149, 189). Zusätzlich haben beide Formate den Vorteil, die relevanten Informationen in einem größeren Kontext darzubieten und in verschiedener Form betonen zu können, ohne die Aufmerksamkeit zu sehr darauf zu lenken. Im Gegensatz zu dieser „etwas versteckten“ Präsentationsform hätte die Beschränkung auf die wesentlichen und technischen Informationselemente in neutraler Form die Gefahr beinhaltet, dass die Teilnehmer die Hintergründe und Ziele des Experiments hinterfragen und sich strategisch verhalten. Daher war die Priorität für die Authentizität in der Zielsetzung trotz der möglichen Zunahme „weißen Rauschens“ durch die zusätzlichen und nicht wesentlichen Informationselemente gerechtfertigt. Zur Erhöhung der Authentizität wurde in den einleitenden Ausführungen zur Phase D sowohl auf den hypothetischen Charakter der Schilderungen als auch auf vergleichbare tatsächliche Vorkommnisse hingewiesen.

Um den Teilnehmern eine breitere Informationsbasis für die Beurteilung des Händlers zu geben, wurden darüber hinaus Informationen über die Ergebnisse einer Kundenbefragung ausgegeben. Diese Untersuchung wurde als durch ein Marktforschungsinstitut im Auftrag des Händlers durchgeführt beschrieben und gab den Anteil positiver Beurteilungen von a) Freundlichkeit und Service des Personals (Variable SERV), b) Kompetenz und Wissen des Personals (KOMP) und c) Glaubwürdigkeit der Manager im Hinblick auf Verbraucherschutz (VERTR) wieder. Die Angaben, die jeder Teilnehmer erhielt, waren komplett randomisiert und reichten von 70 % bis 99 %, um den Eindruck eines vertrauenswürdigen Händlers zu erwecken.

3.3 Erfassung des Vertrauens durch eine Proxyvariable

In der Vorbereitungsphase des Experiments wurde offensichtlich, dass es unmöglich sein würde, die Teilnehmer dazu zu bringen, einem hypothetischen Händler zu vertrauen. Die Herstellung des Vertrauens in einem Käufer-Verkäufer-Verhältnis ist ein komplexer Prozess (HALK 1992). Darüber hinaus wird der Begriff Vertrauen in der Alltagssprache oft als entweder/oder Option wahrgenommen und nicht als etwas kontinuierliches. Deshalb wurden die Vertrauensvariablen P_j und $P_{P,j}$ durch die Proxyvariable ERLEICHT operationalisiert²⁾. Diese verbindet die emotionalen Dimensionen Erleichterung und Bereuen als Endpunkte einer 100-Punkte-Skala. Diese beiden Emotionen sind eng mit der direkten Bewertung des Resultats einer Handlung bzw. Entscheidung verknüpft. Insbesondere für die Dimension „Bereuen“ haben ZEELENBERG et al. (1998) dies in einer Reihe von Experimenten bestätigt. Um eine

2) Zwei weitere Proxyvariablen wurden zur Erfassung des Grads an Beunruhigung und Verunsicherung erhoben. Diese haben in verschiedenen Studien zur allgemeinen Risikoeinschätzung bei Lebensmitteln Berücksichtigung gefunden (VON ALVENSLEBEN, 1998; BERGMANN 1997). Da das Augenmerk dieses Beitrags auf der Beurteilung einer konkreten Situation liegt, werden sie hier allerdings nicht weiter berücksichtigt.

hypothetische Konsumhandlung zu erzeugen, wurden sie gebeten, sich die in Abbildung 1 beschriebene Situation vorzustellen und ihre Reaktion auf der Skala anzugeben.

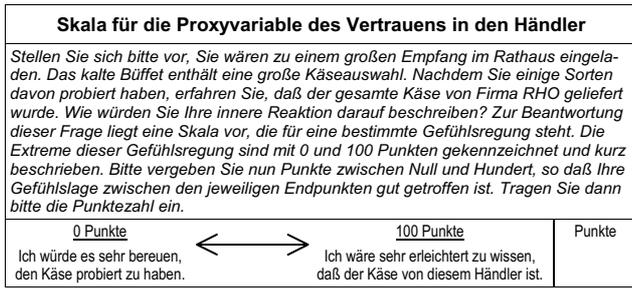


Abbildung 1

Diese Situation wurde von den Teilnehmern zweimal beurteilt: bevor und nachdem sie Informationen über eine durch den Händler verursachte Verbrauchergefährdung durch Listerien in Käse erhalten hatten. Für die Benutzung der Proxyvariablen ERLEICHT sprechen zwei Gründe. Erstens wird so die aufgrund des hypothetischen Charakters der Darstellung sowieso nur begrenzt mögliche Beurteilung des Händlers umgangen und durch die Angabe einer eingegrenzten und direkten Reaktion ersetzt. Zweitens dient sie durchaus als ein Indikator für das Vertrauen in den Händler, da mit steigender (sinkender) Punktezahl ein größeres (geringeres) Vertrauen angezeigt wird.

4 Ergebnisse

4.1 Überblick: Stichprobenbeschreibung und Beurteilung des Experiments

Unter den 100 Teilnehmern befanden sich 42 Männer und 58 Frauen. Die überwiegende Mehrheit (94) waren Studenten. Diese kamen aus 18 verschiedenen Studienfächern mit den Schwerpunkten Haushalts- und Ernährungswissenschaften (21), Wirtschaftswissenschaften (13), Erziehungswissenschaften (11), Agrarwissenschaften und Oenologie (10) sowie Medizin (10). Das Alter der Teilnehmer lag zwischen 19 und 44 Jahren mit einem Durchschnittsalter von 24 Jahren. Jeweils 38 % der Teilnehmer leben in Einpersonenhaushalten und in Zwei- oder Dreipersonenhaushalten. Die Beteiligung am Einkaufen ist groß: 59 Teilnehmer erledigen den Einkauf meist selber und weitere 35 überwiegend gemeinsam mit jemand anderem. Ein biografischer Faktor, der im Rahmen dieser Studie von besonderer Bedeutung ist, ist die persönliche Erfahrung mit einer Lebensmittelvergiftung. 25 Teilnehmer gaben an, solch eine Erfahrung schon einmal persönlich gemacht zu haben, während 22 einen solchen Zwischenfall im engsten Freundes- und Familienkreis bestätigten. Da Überschneidungen vorlagen, hatten 41 Teilnehmer Erfahrungen mit einer Lebensmittelvergiftung im persönlichen Umfeld.

Gemessen am Grad der Zustimmung zu den in Tabelle 2 aufgeführten Aussagen, ist die Beurteilung des Experiments durch die Teilnehmer insgesamt positiv ausgefallen.

Die Beurteilungen zu den Aussagen b), c) und e) zeigen, dass Informationen und Thema des Experiments bei der großen Mehrheit der Teilnehmer auf Interesse gestoßen sind und somit ein grundlegendes Ziel des Experiments erreicht worden ist. Von weiterreichender Bedeutung für die

Beurteilung des Experiments sind jedoch die Aussagen a) und d). Die Informationen sind ganz überwiegend als authentisch und nicht als aus der Luft gegriffen eingestuft worden, so dass die Validität der Ergebnisse nicht von vornherein aufgrund des hypothetischen Charakters des beschriebenen Zwischenfalls angezweifelt werden kann.

Tabelle 2: Beurteilung des Experiments* durch die Teilnehmer

Zustimmung (1 = Stimme überhaupt nicht zu. 5 = Stimme voll zu.)	1	2	3	4	5
a) Die Informationen haben mich zu keiner Zeit beunruhigt.	7	15	23	31	24
b) Das Experiment war total uninteressant.	63	26	10	1	-
c) Die Informationen waren sehr interessant.	-	5	9	42	43
d) Die Informationen erschienen mir völlig aus der Luft gegriffen.	66	25	4	5	-
e) Beim nächsten Experiment dieser Art wäre ich gerne wieder dabei.	1	-	5	11	83

* Verteilung der Teilnehmer auf die Grade der Zustimmung zu den Aussagen a) – e).

Die Verteilung der Zustimmung zu Aussage a), die die Beunruhigung durch die ausgegebenen Informationen erfasst, weist die größte Streuung der fünf Aussagen auf. Zwar beunruhigte die Information mehr als die Hälfte der Teilnehmer nur wenig oder gar nicht. Ein beträchtlicher Anteil von 22 % fühlte sich aber durchaus beunruhigt. Dies offenbart ein grundsätzliches Problem für experimentelle Untersuchungen zur Lebensmittelsicherheit. Einerseits sind realistische und konkrete Informationen für die Erhebung von Daten, die den wahren Präferenzen entsprechen, notwendig. Andererseits führen genau diese Informationen zur Beunruhigung und damit potenziell zu adversen Reaktionen eines Teils der Teilnehmer.

4.2 Analyse der Determinanten des Verbrauchervertrauens

4.2.1 Anbieterdifferenzierung und Einschätzung des Händlers durch Kunden

Zunächst wird die Modellprognose, das Verbrauchervertrauen nach einem Lebensmittelskandal sinke mit steigendem Grad der Anbieterdifferenzierung, überprüft. Null- und Alternativhypothese für die Proxyvariable ERLEICHT nach Ausgabe der Information über den Lebensmittelskandal lauten entsprechend:

$$H_0: ERLEICHT_{Kontroll} = ERLEICHT_{v=1,5} = ERLEICHT_{v=4,2} = ERLEICHT_{v=16,9}$$

$$H_A: ERLEICHT_{Kontroll} < ERLEICHT_{v=1,5} < ERLEICHT_{v=4,2} < ERLEICHT_{v=16,9}$$

Voraussetzung für die Feststellung eines solchen Einflusses der Anbieterdifferenzierung ist, dass vor dem Skandal keine Unterschiede zwischen den Behandlungen bestehen. Denn nur dann wäre die Ablehnung von H₀ eindeutig auf die Anbieterdifferenzierung zurückzuführen. Der erste Schritt der Hypothesenüberprüfung besteht in einer einfaktoriellem Varianzanalyse³⁾. Die deskriptive Statistik und die Teststatistik für die Erhebungen von ERLEICHT vor und

3) Die zusätzliche Überprüfung durch den verteilungsunabhängigen Kruskal-Wallis-H-Test (SACHS, 1999, S. 393 ff.) brachte sehr ähnliche Resultate. Alle statistischen Analysen wurden mit dem Statistikpaket SPSS 9.0 für Windows durchgeführt.

Tabelle 3: **Varianzanalyse für die vier experimentellen Behandlungen^a**

Variable ^b	Behandlung: Anbieterdifferenzierung					ANOVA-Statistik	
	Gesamt (N=96)	Kontroll (N=25)	v = 1,5 (N=25)	v = 4,2 (N=23)	v = 16,9 (N=23)	F-Wert	Signifikanz ^c
<i>P_JERLEICHT</i>	72,7 (17,1)	70,8 (18,0)	70,8 (15,0)	73,7 (16,9)	75,9 (19,1)	0,488	0,691
<i>P_{PJ}ERLEICHT</i>	43,2 (19,6)	46,8 (21,9)	40,1 (19,2)	40,1 (19,4)	45,9 (17,9)	0,809	0,492

a) Die Standardabweichungen stehen in Klammern hinter den Mittelwerten. N = Anzahl gültiger Fälle (Es wurden nur solche Fälle berücksichtigt, die vollständig sind, d.h. für die zu beiden Zeitpunkten eine Antwort vorlag, und die mit der Theorie konsistent sind: $P_J > P_{PJ}$). – b) Entsprechend den Modellvariablen steht P_J (P_{PJ}) für „vor (nach) dem Lebensmittelskandal“. – c) Die Signifikanzwerte stellen die Irrtumswahrscheinlichkeiten dar, mit denen die Nullhypothese „Die Gruppen haben die gleichen Erwartungswerte“ abzulehnen wäre.

nach dem Lebensmittelskandal sind in Tabelle 3 dargestellt.

In allen Behandlungen liegt der Mittelwert nach dem Lebensmittelskandal deutlich unter dem vorherigen. Da die Ergebnisse für P_J vor dem Skandal keinen statistisch signifikanten Unterschied zwischen den Behandlungen ausweisen, ist die Vorbedingung zur Feststellung eines Effektes der Anbieterdifferenzierung zwar erfüllt. Aber da auch für P_{PJ} keine signifikanten Unterschiede festgestellt werden können, kann die Nullhypothese, das A-posteriori-Vertrauensniveau werde durch die Differenzierung **nicht** beeinflusst, nicht abgelehnt werden.

Darüber hinaus wurden Kontraste getestet, d.h. Mittelwertvergleiche zwischen den einzelnen Behandlungen durchgeführt, um ein differenzierteres Bild der Gruppenunterschiede zu erhalten. In keinem der sechs direkten Vergleiche, die aufgrund der theoretischen Vorhersage als einseitige t-Tests durchgeführt werden konnten, wurde ein signifikanter Unterschied für $\alpha=10\%$ festgestellt. Dies bestätigt die Ergebnisse der Varianzanalyse.

In der bisherigen Analyse sind nicht alle verfügbaren angebotsbezogenen Informationen verwendet worden. In einer erweiterten Untersuchung sollen daher die Ergebnisse der in 3.2 beschriebenen Kundenbefragung in eine multiple Regressionsanalyse mit der Proxyvariablen ERLEICHT als abhängiger Variable eingeführt werden. Das Ausmaß der Anbieterdifferenzierung wird darin durch zwei Variablen abgebildet. Erstens trennt die Dummyvariable k zwischen den Teilnehmern in der Kontrollgruppe ($k=1$) und den Teilnehmern in den Behandlungen mit expliziter Differenzierung ($k=0$). Zweitens werden die exakten Grade der Anbieterdifferenzierung direkt durch die Variable v repräsentiert. Darüber hinaus wird zur Erklärung von $P_{PJ_ERLEICHT}$ zusätzlich das A-priori-Vertrauensniveau $P_{J_ERLEICHT}$ hinzugezogen, wie es die Modellgleichung (3) vorgibt. Die entsprechenden linearen Regressionsmodelle lauten dann (4) und (5).

$$(4) P_J = \alpha + \beta_1 v + \beta_2 k + \beta_3 SERV + \beta_4 KOMP + \beta_5 VERTR + \mu$$

$$(5) P_{PJ} = \alpha + \beta_6 P_J + \beta_7 v + \beta_8 k + \beta_9 SERV + \beta_{10} KOMP + \beta_{11} VERTR + \mu$$

Für die Regressionskoeffizienten der aus dem Modell stammenden unabhängigen Variablen sind folgende Vorzeichen bei der Schätzung von P_{PJ} in (5) zu prognostizieren:

$\beta_6 > 0$: Mit zunehmendem A-priori-Vertrauen P_J steigt das A-posteriori-Vertrauen monoton an. Aus (3) geht zwar ein nichtlinearer Zusammenhang zwischen P_{PJ}

und P_J hervor. Eine lineare Approximation erscheint jedoch, mit Ausnahme sehr hoher Werte von v , hinreichend genau.

$\beta_7 < 0$: Mit zunehmender Anbieterdifferenzierung v sinkt das A-posteriori-Vertrauen.

$\beta_8 > 0$: Die Kontrollgruppe ohne explizite Anbieterdifferenzierung ($k=1$) hat ein höheres A-posteriori-Vertrauen als der Durchschnitt der Gruppen mit expliziter Differenzierung ($k=0$).

Für diese Regressionskoeffizienten kann daher ein einseitiger Signifikanztest durchgeführt werden, während die anderen Koeffizienten zweiseitig getestet werden müssen. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen sind in Tabelle 4 aufgeführt.

Bezüglich des A-priori-Vertrauens P_J kann kein signifikanter Erklärungsbeitrag der Differenzierungsindikatoren v

Tabelle 4: **Ergebnisse der Regressionsanalyse mit ausschließlich angebotsbezogenen unabhängigen Variablen**

	Konstante	P_J^*	v^*	k^*	SERV	KOMP	VERTR	(korrigiert R^2)	F-Statistik
P_J	103,0 (0,001)	–	0,3 (0,137)	–1,7 (0,344)	–0,7 (0,001)	–0,02 (0,927)	0,3 (0,122)	0,149 (0,101)	3,14 (0,012)
P_{PJ}	66,3 (0,093)	0,2 (0,105)	0,3 (0,231)	6,7 (0,096)	–0,1 (0,645)	–0,3 (0,214)	–0,02 (0,935)	0,065 (0,002)	1,033 (0,410)

* Die Signifikanzniveaus (kursiv in Klammern unterhalb der Regressionskoeffizienten) gelten für einen einseitigen Test, in allen anderen Fällen für einen zweiseitigen Test.

und k ausgemacht werden. Von den Variablen, die die Informationen über den Händler aus der Kundenbefragung repräsentieren, sind die Angaben über Kompetenz des Personals und Vertrauen in den Händler ebenfalls ohne signifikanten Einfluss. Der Regressionskoeffizient von SERV ist als einziger signifikant, und zwar für $\alpha < 1\%$, und damit für die Gesamtsignifikanz der Schätzung verantwortlich. Ein um einen Prozentpunkt höherer Anteil positiver Beurteilungen von „Freundlichkeit und Service des Personals“ führt demnach zu einem 0,7 Punkte geringeren Wert der Proxyvariable ERLEICHT. Dieses kann so interpretiert werden, dass die Teilnehmer Freundlichkeit und Service des Personals als einen Versuch, mangelnde Zuverlässigkeit zu überspielen, interpretieren und daher sehr skeptisch beurteilen.

Die Schätzung des Modells zur Erklärung des A-posteriori-Vertrauens P_{PJ} ist im Ganzen nicht signifikant, wie aus dem geringen F-Wert und dem korrigierten Bestimmtheitsmaß nahe Null hervorgeht. Zwar weisen die beiden aus dem theoretischen Modell stammenden Variablen P_J und k das vorhergesagte Vorzeichen und ein Signifikanzniveau von etwa 0,1 aus. Doch selbst wenn eine Irrtumswahrscheinlichkeit α von 10% für einen einzelnen

Koeffizienten noch akzeptabel wäre, ließe es die geringe Güte des Gesamtmodells nicht zu, den Einfluss dieser beiden Variablen auf das A-posteriori-Vertrauen als

signifikant einzustufen. Vielmehr deutet die geringe Güte der Schätzergebnisse darauf hin, dass andere Bestimmungsfaktoren, die außerhalb der Anbietereigenschaften liegen, größere Bedeutung für das Verbrauchervertrauen haben.

Tabelle 5: Varianzanalyse für vier Teilstichproben *

Variable ^a	Gesamt (N=94)*	Behandlung: Anbieterdifferenzierung ^b				ANOVA-Statistik	
		M ohne (N=22)*	M mit (N=18)*	W ohne (N=34)*	W mit (N=20)*	F-Wert	Signifikanz ^c
P_J ERLEICHT	72,7 (17,1)	72,3 (17,8)	71,4 (17,4)	73,7 (16,5)	73,8 (18,5)	0,097	0,962
P_{PJ} ERLEICHT	43,2 (19,6)	51,7 (16,6)	43,3 (15,6)	43,6 (20,7)	32,3 (20,7)	3,737	0,014

a) Entsprechend den Modellvariablen steht P_J (P_{PJ}) für „vor (nach) dem Lebensmittelkandal“. – b) Die Standardabweichungen stehen in Klammern hinter den Mittelwerten. N = Anzahl gültiger Fälle (Es wurden nur solche Fälle berücksichtigt, die vollständig sind, d.h. für die zu beiden Zeitpunkten eine Antwort vorlag und die mit der Theorie konsistent sind: $P_J > P_{PJ}$). „M“ („W“) steht für männlich (weiblich), „ohne“ („mit“) für das Vorhandensein (Fehlen) einer Erfahrung mit einer Lebensmittelvergiftung im engsten persönlichen Umfeld. – c) Die Signifikanzwerte stellen die Irrtumswahrscheinlichkeiten dar, mit denen die Nullhypothese „Die Gruppen haben die gleichen Erwartungswerte.“ abzulehnen wäre. –

4.2.2 Soziodemografische und biografische Variablen

In verschiedenen Studien wurde ein signifikanter Effekt des Geschlechts und der persönlichen Erfahrungen mit einer Lebensmittelvergiftung auf Risikopräferenzen und Verbraucherreaktionen auf einen Lebensmittelskandal festgestellt (HERRMANN et al., 1997; HENSON, 1996; LIN und MILON, 1995). Dies kann durch diese Studie insofern bestätigt werden, als für das A-posteriori-Vertrauen signifikante Unterschiede zwischen den Teilstichproben, die anhand dieser beiden Kriterien gebildet worden sind, vorliegen.

Dies wird in Tabelle 5 veranschaulicht, in der die Ergebnisse einer einfachen Varianzanalyse wiedergegeben sind. Frauen mit der negativen Erfahrung einer Lebensmittelvergiftung gaben mit deutlichem Abstand die geringsten Werte für die Proxyvariable ERLEICHT an, Männer ohne eine solche Erfahrung hingegen deutlich den höchsten Wert. Für das A-priori-Vertrauen P_J können solche Unterschiede jedoch nicht festgestellt werden.

Um den Einfluss dieser Faktoren gleichzeitig mit den bereits berücksichtigten untersuchen und quantifizieren zu können, werden sie als erklärende Variablen GESCHL und LMV in eine erneute Regressionsanalyse eingeführt. Nicht aus dem Modell stammende Variablen, die in der vorangegangenen Schätzung (bei einem Signifikanzschwellenwert von 5 %) ohne signifikanten Einfluss waren, werden nicht weiter berücksichtigt. Die Schätzergebnisse in Tabelle 6 bestätigen, dass weder Geschlecht noch eine Erfahrung mit einer Lebensmittelvergiftung im persönlichen Umfeld einen signifikanten Einfluss auf das A-priori-Vertrauen P_J haben. Gemessen an der F-Statistik, wird die Güte des Modells durch Einschluss der beiden Variablen gegenüber dem Grundmodell (s. Tabelle 4) sogar reduziert.

Tabelle 6: Ergebnisse der erweiterten Regressionsanalyse

	Konstante	P_J *	ν *	k *	SERV	GESCHL	LMV	R^2 (korrigiert)	F- Statistik
P_J	136,1 (0,001)	-	0,3 (0,148)	-2,0 (0,321)	-0,8 (0,001)	1,1 (0,748)	-2,6 (0,455)	0,142 (0,093)	2,905 (0,018)
P_{PJ}	35,7 (0,000)	0,2 (0,061)	0,5 (0,077)	6,3 (0,102)	-	-9,9 (0,013)	-10,6 (0,009)	0,162 (0,114)	3,398 (0,007)

* Die Signifikanzniveaus (kursiv in Klammern unterhalb der Regressionskoeffizienten) gelten für einen einseitigen Test, in allen anderen Fällen für einen zweiseitigen Test.

Tabelle 7: „Bestes“ Regressionsmodell nach der explorativen Analyse für P_J

Mo- dell	Kon- stante	ν *	k *	SERV	VERTR	VIELE SCHAD	FEST- STELL	R^2 (korrigiert)	F- Statistik
Basis	104,7 (0,000)	0,3 (0,136)	-1,7 (0,341)	-0,7 80,000	0,3 (0,121)	-	-	0,148 (0,111)	3,97 (0,005)
Bestes	111,7 (0,000)	0,4 (0,132)	5,9 (0,129)	-0,9 (0,001)	0,4 (0,068)	-5,7 (0,042)	5,3 (0,006)	0,483 (0,409)	6,53 (0,000)

* Die Signifikanzniveaus (kursiv in Klammern unterhalb der Regressionskoeffizienten) gelten für einen einseitigen Test, in allen anderen Fällen für einen zweiseitigen Test.

Wie aus den Resultaten des zuvor erfolgten Mittelwertvergleiches zu erwarten, ist die Güte der Schätzung für das A-posteriori-Vertrauen P_{PJ} hingegen deutlich verbessert worden. Die hochsignifikante Konstante mit einem Wert von etwa 36 weist das „Grundvertrauen“ aus, das nach dem Skandal noch vorhanden ist und dann in Anpassung an die individuellen Ausprägungen der erklärenden Variablen variiert. Die Variablen GESCHL und LMV sind bei $\alpha=5\%$ signifikant und in

der Größenordnung des von ihnen ausgehenden Effektes sehr ähnlich. Frauen gaben einen um 10 Punkte geringeren Wert an als Männer. Teilnehmer mit der Erfahrung einer Lebensmittelvergiftung gaben bei der abhängigen Variable ebenfalls einen um etwa 10 Punkte geringeren Wert an als solche ohne. Für die modellbasierten Variablen kann bei $\alpha = 5\%$ jedoch weiterhin kein signifikanter Einfluss festgestellt werden.

Insgesamt sind die abhängigen Variablen durch die Regressionsmodelle jedoch nur in geringem Maße erklärt. Dies wird zum Anlass genommen, im folgenden Abschnitt durch eine explorative Analyse weitere Bestimmungsfaktoren aus den Daten zur Risikowahrnehmung der Teilnehmer zu identifizieren, die im Experiment ebenfalls erhoben worden sind.

4.3 Explorative Analyse der Variablen zur Risikowahrnehmung

In der Eingangs- und Schlussbefragung des Experiments wurden die Teilnehmer gebeten, den Risikofaktor Listeriose anhand von 18 Risikoeigenschaften bzw. Dimensionen der Risikowahrnehmung auf einer 5-Punkteskala zu beurteilen. Es ist anzunehmen, dass die Wahrnehmung eines Risikofaktors die individuelle Reaktion auf einen Lebensmittelskandal beeinflusst. Daher sollen diese Daten nun in die Analyse eingebracht werden. Die erhobenen Dimensionen sind FIFE-SHAW und ROWE (1996) entnommen, die diese für eine repräsentative Verbraucherbefragung in Großbritannien entwickelt hatten. Auf Basis der Ergebnisse vorangegangener Studien (SPARKS und SHEPHERD, 1994; KRAUS und SLOVIC, 1988) sowie der Resultate von Fokusgruppen und Interviews hatten FIFE-SHAW und ROWE (1996) solche Charakteristika identifiziert, die in der individuellen Risiko-

wahrnehmung von Nicht-Experten eine wesentliche Rolle spielen. Diese Zusammenstellung von Risikoeigenschaften ist daher gut dazu geeignet, die individuelle Risikowahrnehmung von Listeriose umfassend und im Detail festzuhalten. Da bisher keine Untersuchungen zum Einfluss der Risikowahrnehmung auf die Reaktion auf einen Lebensmittelskandal vorliegen, ist der Ausschluss einzelner Dimensionen a priori nicht sinnvoll. Daher wurde folgendes Vorgehen

gewählt⁴):

- a) Für die abhängige Variable vor und nach Erhalt der Information über den Lebensmittelskandal wird jeweils das „beste“ Regressionsmodell aus der vorangegangenen Analyse als Basis ausgewählt. Für P_J ist dies das Modell in Tabelle 4, jedoch ohne die Variable KOMP. Für P_{PJ} ist es das komplette Modell in Tabelle 6.
- b) Für P_J wird jede der 18 Risikoeigenschaften aus der Eingangserhebung einzeln als erklärende Variable eingeführt. Wenn sie den F-Wert des Basismodells erhöht und der Regressionskoeffizient bei $\alpha=5\%$ signifikant ist, wird sie weiterhin berücksichtigt. Aus den so selektierten Variablen wird diejenige Zweierkombination ermittelt, die den höchsten zusätzlichen Erklärungsgehalt hat, wobei die Anforderung eines Signifikanzniveaus der Regressionskoeffizienten von $\alpha=5\%$ erhalten bleibt. Dem folgt solange die Erweiterung der „besten“ Kombination um eine weitere Variable, bis kein zusätzlicher Erklärungsgehalt mehr erzielt wird.
- c) Für P_{PJ} wird unter Verwendung der Daten aus der Abschlussbefragung identisch vorgegangen. Da P_J als erklärende Variable in die Schätzung von P_{PJ} eingeht, können die Risikobeurteilungen aus der Eingangsbefragung nicht noch einmal neben P_J verwendet werden.

Für P_J wurde das in Tabelle 7 dargestellte „beste“ Regressionsmodell mit den zusätzlichen erklärenden Variablen VIELSCHAD und FESTSTELL ermittelt. Die Beschreibung der ausgewählten Dimensionen der Risikowahrnehmung befindet sich in Abbildung 2.

Ausgewählte Dimensionen der Risikowahrnehmung	
VARIABLENNAME und Fragestellung des Items	Endpunkte der 5-Punkteskala
VIELESCHAD: Wie viele Menschen werden wohl jedes Jahr in Deutschland durch den Verzehr von Lebensmitteln, die Listerien enthalten, gesundheitlich geschädigt?	Niemand (1)... ...Sehr viele (5)
SORGE: Wie besorgt sind Sie wegen möglicher Risiken durch Listerien in Lebensmitteln?	Gar nicht besorgt (1)... ... Äußerst besorgt (5)
FESTSTELL: Wie leicht können Sie feststellen, ob Lebensmittel, die Listerien enthalten, ein Gesundheitsrisiko für Sie enthalten?	Gar nicht (1)... ... Immer möglich (5)

Abbildung 2

Die Erhöhung der Anpassungsgüte durch die beiden Risikowahrnehmungsvariablen ist beträchtlich. Deren Regressionskoeffizienten, einer bei $\alpha=5\%$, der andere bei $\alpha=1\%$ signifikant, haben darüber hinaus plausible Vorzeichen. Je größer die Anzahl der jährlich durch Listeriose geschädigten Personen eingeschätzt wird, desto skeptischer wird der Händler in der hypothetischen Verzehrssituation eingeschätzt. Je schwieriger die Feststellbarkeit eines potenziellen Risikos durch Listeriose beurteilt wird, desto skeptischer fällt wiederum die Beurteilung des Händlers aus. Al-

4) Dieses Vorgehen entspricht im wesentlichen der Methode der „stepwise regression“, wobei jedoch die aus dem Grundmodell stammenden Variablen in jedem Fall beibehalten werden und anstatt eines vorgegebenen Schwellenwertes die Erhöhung des F-Wertes des vorangegangenen „besten“ Modells als Kriterium für den Ein- bzw. Ausschluß von Variablen herangezogen wird.

lerdings deutet dieser Zusammenhang gleichzeitig auf einen Informationsbedarf hin. Da eine Listerienbelastung mit den bloßen Sinnen nicht feststellbar ist, wägen sich diejenigen Konsumenten, die dies dennoch meinen, in einer falschen Sicherheit. Dies verdeutlicht, dass detaillierte Untersuchungen der Risikowahrnehmung wertvolle Ansatzpunkte für Risikokommunikation und Verbraucheraufklärung liefern können.

Für P_{PJ} erbrachte die explorative Analyse ein nicht so eindeutiges Bild wie für das A-priori-Vertrauen. Insgesamt wurden fünf Risikoeigenschaften ausgemacht, die jeweils isoliert einen signifikanten zusätzlichen Erklärungsbeitrag brachten. Die für P_J relevanten Variablen VIELESCHAD und FESTSTELL waren jedoch nicht darunter. Die Kombination verschiedener Eigenschaften brachte jedoch keine signifikante Verbesserung der Schätzung. Die Güte des Basismodells ist durch Einbezug der Variable SORGE am deutlichsten erhöht worden, so dass nur sie hier berücksichtigt wird (s. Tabelle 8).

Der Regressionskoeffizient ist bei $\alpha<0,1\%$ signifikant und hat ein plausibles Vorzeichen. Mit zunehmender Sorge

Tabelle 8: „Bestes“ Regressionsmodell nach der explorativen Analyse für P_{PJ}

Mo- dell	Kon- stante	P_J^*	v^*	k^*	GESCHL	LMV	SORGE	R^2 (korrigiert)	F- -Statistik
Basis	35,7 (0,000)	0,2 (=,=61)	0,5 (0,077)	6,3 (0,102)	-9,9 (0,013)	-10,6 (0,009)	-	0,162 (0,114)	3,398 (0,007)
Bestes	42,3 (0,000)	0,3 (0,007)	0,6 (0,077)	4,4 (0,102)	-4,6 (0,013)	-8,7 (0,009)	-9,3 (0,000)	0,344 (0,299)	7,606 (0,000)

** Die Signifikanzniveaus (kursiv in Klammern unterhalb der Regressionskoeffizienten) gelten für einen einseitigen Test, in allen anderen Fällen für einen zweiseitigen Test.*

wegen Listerien in Lebensmitteln wird die hypothetische Verzehrssituation und damit der im Experiment beschriebene Händler skeptischer beurteilt. Die Auswirkungen der Einführung von SORGE auf die anderen Regressionskoeffizienten sind jedoch mitunter beträchtlich. Zwar ist nun der Einfluss des A-priori-Vertrauens erhöht und hochsignifikant. Gleichzeitig ist aber der Grad der Anbieterdifferenzierung entgegen der theoretischen Vorhersage nun mit positivem Vorzeichen als signifikant ausgewiesen. Der im Basismodell noch vorhandene signifikante Einfluss des Geschlechts kann hingegen nun nicht mehr festgestellt werden, was auf ein Kollinearitätsproblem hindeutet. Die überragende Bedeutung der Sorge wegen eines spezifischen Risikofaktors für das Vertrauen in einen Anbieter nach einem Lebensmittelskandal wird durch diese Ergebnisse jedoch eindrucksvoll unterstrichen.

5 Diskussion

Gegenstand des vorliegenden Beitrags ist die empirische Überprüfung eines Erwartungsnutzenmodells zur Verbraucherreaktion auf einen Lebensmittelskandal. Die Überprüfung fand im Rahmen eines Experiments statt, in dem das Vertrauen anhand der emotionalen Reaktion auf eine hypothetische Konsumsituation erfasst wurde. Die Daten aus der experimentellen Studie belegen einen signifikanten Einfluss des Geschlechts und der persönlichen Erfahrung mit einer Lebensmittelvergiftung auf das Vertrauen nach einem Lebensmittelskandal, jedoch nicht auf das Vertrauen davor. Die anschließende explorative Analyse zeigt darüber hinaus, dass die Wahrnehmung ausgewählter Eigenschaften des Risikofaktors Listeriose einen größeren Einfluss auf das

Verbrauchervertrauen hat als die beiden soziodemografischen und biografischen Faktoren. Die aus der Analyse gewonnene Erkenntnis, dass das Vertrauen vor und nach dem Zwischenfall von verschiedenen Dimensionen der Risikowahrnehmung beeinflusst wird, liefert ebenso wie die festgestellten Unterschiede in der Reaktion einzelner Verbrauchersegmente Hinweise auf Ansatzpunkte für eine adäquate Risikokommunikation.

Das zentrale Ergebnis der theoretischen Modellanalyse, dass mit steigender Anbieterdifferenzierung hinsichtlich der Zuverlässigkeit in Sachen Lebensmittelsicherheit das Verbrauchervertrauen in einen Anbieter nach dem Skandal sinkt, konnte durch die Daten jedoch nicht bestätigt werden. Da der im Modell postulierte Zusammenhang für Erzeuger und Anbieter von Lebensmitteln strategische Bedeutung hat, wäre es unangebracht, aus dem Fehlen signifikanter Ergebnisse zu schließen, die hier betrachtete Anbieterdifferenzierung sei ohne Bedeutung für das Verbraucherverhalten. Dagegen sprechen empirische Befunde, dass Verbraucher tatsächlich hinsichtlich der Zuverlässigkeit und Vertrauenswürdigkeit zwischen Anbietern differenzieren. Daher sind nun mögliche Ursachen für das Nichtzustandekommen signifikanter Ergebnisse zu diskutieren und für zukünftige Untersuchungen zu berücksichtigen:

- a) Die Differenzierung anhand eines Qualitätszertifikats und der Ergebnisse einer Qualitätskontrolle stimmt mit den tatsächlichen Differenzierungskriterien aus Sicht der Verbraucher nicht überein. Diese Information verliert dementsprechend an Gewicht in der Erklärung der Reaktion auf die hypothetische Verzehrssituation.
- b) Die an die Teilnehmer ausgegebenen Texte zur Markt- und Anbieterbeschreibung enthielten zahlreiche weitere Informationen, die „weißes Rauschen“ erzeugt haben. Es ist darüber hinaus möglich, dass die zuvor ausgegebenen grundlegenden Informationen über den Risikofaktor Listeriose diesen Effekt verstärkt haben.
- c) Die Streuung der individuellen Antworten ist höher als im experimentellen Design antizipiert. Da der Stichprobenumfang durch begrenzte Ressourcen vorgegeben war, hätte ein einfacheres experimentelles Design mit drei oder nur zwei anstatt der gewählten vier Behandlungen die Signifikanz der Ergebnisse beeinflussen können.

Bisher liegen nur wenige Untersuchungen zur Bedeutung von Eigenschaften der Angebotsseite für die Verbraucherreaktion auf einen Lebensmittelskandal vor, so dass die weitere Erforschung der Kriterien und Informationen, die Verbraucher zur Beurteilung der Zuverlässigkeit verschiedener Anbieter heranziehen, lohnend ist. Die Experimentelle Methodik ist für solche Zwecke gut geeignet, da sie eine weitreichende Kontrolle der zur Verfügung stehenden Informationen und der Erhebungsbedingungen erlaubt. Im Hinblick auf die Überprüfung spezifischer Modellergebnisse ist weiterhin zu betonen, dass die intensive und zeitaufwendige Auseinandersetzung mit umfangreichen Informationen entsprechende Anreize verlangt, um die Teilnehmer ausreichend zu motivieren. Im Rahmen von Experimenten erhalten die Teilnehmer in aller Regel eine Aufwandsentschädigung, die als Entlohnung für Anreize und Zeit der Mitarbeit diesen Anreiz bietet. Damit werden Fragestellungen der Untersuchung zugänglich gemacht, die anderen Methoden der Primärdatenerhebung verschlossen bleiben.

Literaturverzeichnis

- ALVENSLEBEN, R. VON (1998): Risikowahrnehmung des Verbrauchers: Woraus resultiert die Verunsicherung? BLL-Schriftenreihe 127, S. 28 – 43.
- BERGMANN, K. (1997): Der empirische Zusammenhang von Verbraucherverunsicherung und Informationsverhalten am Beispiel von Convenience Food – Konsequenzen für die unternehmerische Öffentlichkeitsarbeit. Justus-Liebig-Universität, Dissertation, Fachbereich Ernährungs- und Haushaltswissenschaften, Gießen.
- BÖCKER, A. (1999): Eine theoretische Betrachtung von Lebensmittelsicherheit und Konsumentenverhalten: Warum man die Konkurrenz besser nicht schlecht macht! Agrarwirtschaft 48, S. 250 – 256.
- BÖCKER, A.; HANF, C.-H. (2000): Confidence lost and – partially – regained: Consumers' response to food scares. *Journal of Economic Behavior and Organization* 43, S. 471 – 485.
- EOM, Y.S. (1994): Pesticide Residue Risk and Food Safety Valuation: A Random Utility Approach. *American Journal of Agricultural Economics* 76, 760 – 771.
- FIFE-SHAW, C.; ROWE, G. (1996): Public Perceptions of Everyday Food Hazards: A Psychometric Study. *Risk Analysis* 16, 487 – 500.
- FREWER, L.J.; SHEPHERD, R.; SPARKS, P. (1993): The interrelationship between perceived knowledge, control and risk associated with a range of food-related hazards targeted at the individual, other people and society. *Journal of Food Safety* 14, S. 19 – 40.
- HALK, K. (1992): Bestimmungsgründe des Konsumentenmisstrauens gegenüber Lebensmitteln. München.
- HAKES, J.K.; VISCUSI, W.K. (1997): Mortality Risk Perceptions: A Bayesian Approach. *Journal of Risk and Uncertainty* 15, S. 135 – 150.
- HERRMANN, R.; WARLAND, R.H.; STERNGOLD, A. (1997): Who Reacts to Food Safety Scares?: Examining the Alar Crisis. *Agribusiness* 13, S. 511 – 520.
- HENSON, S. (1996): Consumer Willingness to Pay for Reductions in the Risk of Food Poisoning in the UK. *Journal of Agricultural Economics* 47, H. 3, S. 403 – 420.
- HOWARD, J.A. (1977): *Consumer Behavior: Application of Theory*. McGraw-Hill: New York.
- KAAS, K.-P. (1982): Consumer Habit Forming, Information Acquisition and Buying Behavior. *Journal of Business Research* 10, S. 3 – 15.
- KRAUS, N.; SLOVIC, P. (1988): Taxonomic analysis of perceived risk: Modelling individual and group perceptions within homogenous hazard domains. *Risk Analysis* 12, S. 215 – 231.
- LIN, C.T.J.; MILON, J.W. (1995): Contingent Valuation of Health Risk Reductions for Shellfish Products. In: CASWELL, J.A. (Hrsg.): *Valuing food safety and nutrition*. Boulder and Oxford, S. 83 – 114.
- LIU, S.; HUANG, J.-C.; BROWN, G.L. (1998): Information and Risk Perception: A Dynamic Adjustment Process. *Risk Analysis* 18, S. 689 – 699.
- MEYER-HULLMANN, K. (1999): Lebensmittelskandale und Konsumentenreaktion – Analyse der Auswirkungen von Lebensmittelskandalen unter besonderer Berücksichtigung des Informationsverhaltens – Dargestellt am Beispiel BSE. Frankfurt/M.
- SACHS, L. (1999): *Angewandte Statistik*, 9., überarbeitete Auflage. Berlin.
- SPARKS, P.; SHEPHERD, R. (1994): Public perceptions of the potential hazards associated with food production and food consumption: An empirical study. *Risk Analysis* 14, S. 799 – 806.
- ZEELENBERG, M.; DIJK, W.W.V.; PLIGT, J.V.D.; MANSTEAD, A.S.R.; EMPELEN, P.V.; REINDERMAN, D. (1998): Emotional Reactions to the Outcomes of Decisions: The Role of counterfactual Thought in the Experience of Regret and Disappointment. Tilburg University, Faculty of Economics and Business Administration, Discussion Paper 98-35.

VerfasserIn:

Dr. ANDREAS BÖCKER und

Dipl. oec. troph. SILKE ALBRECHT,

Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen, Senckenbergstr. 3, D-35390 Gießen, Tel.: (0641-) 9937 037, Fax: 9937 029 (E-Mail: Andreas.boecker@agrar.uni-giessen.de)

Die experimentelle Studie, auf der der vorliegende Artikel basiert, wurde durch die Nachwuchswissenschaftlerförderung der Justus-Liebig-Universität Gießen ermöglicht. Die Autoren sind sehr dankbar dafür. Außerdem danken sie Dr. PHILIPP HAMMER von der Bundesanstalt für Milchforschung in Kiel für die freundliche Unterstützung bei der Zusammenstellung der Informationsgrundlagen zur Listeriose.