



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Unter welchen Umständen würden deutsche Landwirte gentechnisch veränderten Raps anbauen? Ein Discrete-Choice-Experiment

Determinants for potentially adopting genetically modified rapeseed: a Discrete Choice Experiment with German farmers

Gunnar Breustedt, Jörg Müller-Scheeßel und Henrika Marie Meyer-Schatz
Christian-Albrechts-Universität Kiel

Zusammenfassung

Mittels eines überwiegend internetbasierten Discrete-Choice-Experimentes und einer nachfolgenden multinomialen Probitschätzung werden empirisch Determinanten identifiziert, die die Entscheidung für den potenziellen Anbau von gentechnisch verändertem (GV-) Raps durch 217 rapsanbauende Landwirte bestimmen. Unter den rein betriebswirtschaftlichen Determinanten erhöhen die Deckungsbeitragsdifferenz gegenüber konventionellem Raps und die Betriebsgröße des Landwirts seine Wahrscheinlichkeit, GV-Raps anzubauen, während die Haftungswahrscheinlichkeit und -höhe für Auskreuzungsschäden, die Wartezeit für die Rückkehr zu konventionellem Rapsanbau und der Flächenanteil des Rapses entgegengesetzt wirken. Ebenso senken soziale Komponenten wie eine ablehnende Einstellung von Nachbarlandwirten gegenüber Grüner Gentechnik und die Existenz von Kindern unter 16 Jahren die GV-Anbauwahrscheinlichkeit. Weitere persönliche Charakteristika wie die Innovationsneigung und eine akademische Ausbildung erhöhen die GV-Anbauwahrscheinlichkeit, während die Kooperationsneigung des Landwirts, sein Alter und die Existenz eines Nachfolgers nicht signifikant sind. Für eine erfolgreiche Markteinführung sollten demnach nicht nur betriebswirtschaftliche Eigenschaften der GV-Sorten optimiert werden, sondern es sollte auch versucht werden, aufgrund des Nachbarschaftseffektes die Einstellung der deutschen Landwirte gegenüber der Grünen Gentechnik zu verbessern. Zudem sind Anbauempfehlungen zur Auskreuzungsminimierung zu geben.

Schlüsselwörter

Adoption; Discrete-Choice-Experiment; gentechnisch veränderter Raps; multinomiales Probitmodell; Onlinebefragung

Abstract

We examine the factors affecting the willingness of German farmers to adopt genetically modified (GM) oilseed rape after the pending commercial release of GM varieties. The analysis is based mainly on a web-based Discrete Choice Experiment with 217 oilseed rape growers in Germany. The determinants of adoption were estimated with the use of a multinomial probit model. Results indicate a significant impact of economic determinants on the adoption willingness: the difference in gross margins between GM and conventional rape, the probability and level of liability for damage caused by cross-pollination, and the length of the waiting period before a farmer can return to conventional rape are all highly significant. Among the farm characteristics, farm size increases the willingness to adopt, while the share of oilseed rape grown has a negative impact. Two social factors decrease the willingness to adopt: negative attitude of neighbouring farmers towards GM oilseed rape and whether at least one of the farmer's children is younger than 16. Personal characteristics such as degree of innovativeness and the level of education increase the willingness to grow GM rape, while

the existence (or otherwise) of a successor, farmer's age, and his or her degree of cooperativeness are not significant. For a successful market launch of GM oilseed rape, our findings suggest the need to identify strategies for farmers to minimize cross-pollination. A successful market launch should thus not only rely on the availability of profitable GM varieties; it should rather be complemented by a communication offensive to influence farmers' attitude towards genetic engineering, as well as the provision of technical advice as to how cross pollination can be kept to a minimum.

Keywords

adoption; Discrete Choice Experiment; genetically modified oilseed rape; multinomial probit model; online survey

1. Einleitung

Noch sind in Deutschland keine gentechnisch veränderten (GV) Rapssorten zur kommerziellen Aussaat zugelassen, und gentechnisch veränderter Mais wurde 2006 nur auf 950 Hektar angebaut (TRANSGEN, 2006). Es stellt sich daher die Frage, nach welchen Kriterien sich Landwirte zwischen konventionellen und gentechnisch veränderten Rapssorten entscheiden bzw. entscheiden würden, wenn GV-Sorten zum Anbau zugelassen wären. Diese Informationen können für Züchter von großer Bedeutung sein für die Identifikation von Zuchtzielen, bei der Auswahl von GV-Sorten für die Markteinführung und schließlich bei der Preissetzung für das GV-Saatgut. Zudem können Image- und Markteinführungskampagnen auf bestimmte Zielgruppen von Landwirten zugeschnitten werden, wenn individuelle Eigenschaften von Landwirten, die den Anbau von GV-Pflanzen wählen, bekannt wären. Die hier behandelten GV-Rapssorten sind totalherbizidresistent, d.h. dass die ansonsten aufwändige Unkrautbehandlung des Rapses durch ein einfaches Totalherbizid erfolgen kann. Transgener Raps mit dieser Eigenschaft wird bislang ausschließlich in Nordamerika auf einer Fläche von 4,6 Mio. ha (2006) angebaut (TRANSGEN, 2007) und ist bezüglich Auskreuzung und Durchwuchs der GV-Pflanzen komplizierter zu führen als beispielsweise GV-Mais oder GV-Sojabohnen (SMYTH, 2002).

Die vorliegende Arbeit ermittelt mittels eines Discrete-Choice-Experimentes den Einfluss von Sorteneigenschaften und Anbausituationen, z.B. Deckungsbeitrag oder Auskreuzungswahrscheinlichkeit, auf die Wahlentscheidung zwischen GV- und konventioneller Sorte bzw. zwischen GV-Sorten. Zudem werden persönliche Einflussfaktoren der

befragten Landwirte auf diese Entscheidungen identifiziert. Die Befragung wird hauptsächlich mittels einer Online-Befragung durchgeführt, wie sie bisher in der Agrarökonomie trotz unbestrittener Stärken nur wenig Anwendung gefunden hat.

Untersuchungen zur Akzeptanz der Grünen Gentechnik bei Konsumenten wurden z.B. von BAKER und BURNHAM (2001), BURTON et al. (2001) sowie LUSK (2003) durchgeführt. Die Adoption Grüner Gentechnik durch Landwirte wurde überwiegend *ex post*, also nach ersten Anbauverfahren, wissenschaftlich analysiert (z.B. HUBBEL et al., 2000; FERNANDEZ-CORNEJO et al., 2001; HATEGKIMANA und TRANT, 2002; PAYNE et al., 2003; QAIM und DE JANVRY, 2003; ALEXANDER und VAN MELLOR, 2005). Für Fragen der Markteinführung, wie z.B. Sortenauswahl, Preissetzung, Zielgruppenidentifikation, Anbauberatung, sind allerdings *ex-ante*-Analysen zum *potenziellen* Anbau notwendig, bevor eine GV-Sorte tatsächlich eingeführt wird. Die beiden einzigen dazu bekannten Analysen (KOLADY und LESSER, 2005; KRISHNA und QAIM, im Druck, 2007) wählen einen Befragungsansatz, der für die GV-Raps-Adoption in Deutschland – wie in Kapitel 2 erläutert wird – erweitert werden sollte.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Es folgt im Anschluss die Einordnung in die Literatur. Anschließend wird ein Entscheidungsmodell aufgestellt, aus dem Hypothesen bezüglich des GV-Rapsanbaus abgeleitet werden. In Kapitel 4 wird die Schätzmethode erläutert, ehe danach die Erhebungsmethode und die Daten vorgestellt werden. Kapitel 6 beschreibt die Ergebnisse, aus denen wir im letzten Kapitel Schlussfolgerungen ableiten.

2. Einordnung in die Literatur

Die vorliegende Analyse ist zum einen unmittelbar in die Literatur zur Prognose und Erklärung der Adoption gentechnisch veränderter Pflanzen durch Landwirte einzuordnen und zum anderen dem ähnlich gelagerten, aber älteren Problem der Einführung des Wachstumshormons rBST (recombinante bovine somatotropin) in der Rinderhaltung in den USA. Wir konzentrieren uns auf *ex-ante*-Projektionen der Technologieübernahme vor der Zulassung und Markteinführung, weil sie wichtige Entscheidungshilfen für die Politik und Technologieanbieter darstellen können (u.a. LESSER et al., 1999).

CASWELL et al. (1994) stellen 15 Studien mit stark unterschiedlichen *ex-ante*-Prognosen der Adoption von rBST vor. Als entscheidende Schwierigkeit für die Prognosegüte identifizieren LESSER et al. (1999) in einer *ex-post*-Evaluierung die realitätsgetreue Vorhersage der Rentabilität der neuen Technologie. Eine Variation und damit ein vermutter Bereich der hypothetischen Entscheidungsparameter, wie der Rentabilität, kann die Prognose der Adoptionsbereitschaft vereinfachen, weil der marginale Effekt, z.B. der Rentabilität, auf die Adoption geschätzt werden kann. Allerdings wurde diese Möglichkeit, die u.a. die Discrete-Choice-Methode (DCM) bietet, in den obigen Studien genauso wenig genutzt, wie in den beiden einzigen den Autoren bekannten *ex-ante*-Analysen zur GV-Adoption in der Landwirtschaft (KOLADY und LESSER (2005); KRISHNA und QAIM, im Druck, 2007). In beiden Arbeiten wird mittels eines einfachen Discrete-Choice-Experiments die Absicht

indischer Landwirte geschätzt, gentechnisch veränderte Auberginen zu adoptieren, die mittels eines Gens des Bakteriums *Bacillus thuringiensis* (Bt) vor einem Schadinsekt geschützt sind. Das in beiden Arbeiten gewählte Vorgehen sollte für eine Untersuchung der Adoption von GV-Raps in Deutschland erweitert werden, da die Autoren nur den marginalen Effekt einer Eigenschaft, eines sog. Attributs der Entscheidungssituation, nämlich des Preises, bestimmen können.¹ Die Vorzüglichkeit des GV-Anbaus wird in Deutschland aber nicht nur vom erwarteten Deckungsbeitrag oder Saatgutpreis bestimmt werden, sondern auch von Auskreuzungsschäden und vielleicht auch von der Einstellung benachbarter Landwirte und der Durchwuchsproblematik von GV-Ausfallraps in nachfolgendem Nicht-GV-Raps. Die DCM kann mehrere Attribute zwischen den Entscheidungssituationen sowohl für einen Landwirt als auch zwischen den Landwirten so variieren, dass deren marginalen Effekte auf die Adoption geschätzt werden können.

Die gewählte Datenerhebung mittels Online-Befragung ist auch in der Agrarökonomie nicht neu. Beispielsweise befragen SPILLER et al. (2006) genossenschaftliche Molkereien, die mittels E-Mail direkt kontaktiert wurden, und SPILLER et al. (2005) analysieren die Einkaufsstättenpräferenz von Bio-Intensivkäufern, die über eine hoch frequentierte Internetplattform für Naturkost zur Befragungsteilnahme aufgefordert wurden. Allerdings sind reine Online-Befragungen nicht notwendigerweise Zufallsstichproben, weil u.U. viele Personen der Grundgesamtheit von der Befragung ausgeschlossen sein können (WEIS und STEINMETZ 2006: 111). Die Umfragemethode der vorliegenden Untersuchung ist insofern innovativ, weil sie nach Wissen der Autoren erstmals eine Online-Befragung mit einer herkömmlichen Papierfragebogenerhebung kombiniert. Dadurch können auch Nichtinternetnutzer an der Befragung teilnehmen.

3. Modell und Hypothesen

In diesem Kapitel sollen die zu testenden Hypothesen aus einem einfachen, intuitiven Modell der Anbauentscheidung abgeleitet werden. Wir nehmen an, dass sich ein Landwirt für die Einführung von GV-Raps entscheidet, wenn der erwartete Gegenwartsnutzen der Technologieeinführung

$E \left[\sum_{t=1}^T d^t U_t^{GV}(\cdot) \right]$ höher ist als der erwartete Gegenwarts-

nutzen der Beibehaltung konventioneller Rapsorten

$E \left[\sum_{t=1}^T d^t U_t^{konv}(\cdot) \right]$ (s. (1)). Die Periodennutzen werden mit

$d^t < 1$ diskontiert. Dabei wird angenommen, dass so viele zukünftige Anbauperioden T berücksichtigt werden, bis wieder ohne Kosten zum konventionellen Rapsanbau zurückgekehrt werden kann. Dieser Zeitraum entsteht durch die Überdauerung der GV-Samen im Boden, die im konventionellen Rapsbestand keimen und zur Reife gelangen können und damit das konventionelle Erntegut verunreinigen würden.

¹ Gleiches gilt im Prinzip auch für die bisherigen Analysen hypothetischer Anbauentscheidungen von GV-Pflanzen nach der Anbauzulassung, die u.a. von HUBBEL et al. (2000) sowie QAIM und DE JANVRY (2003) durchgeführt wurden.

$$(1) \quad E \left[\sum_{t=1}^T d^t U_t^{GV} (Y_t^{GV}, N_{1,t}^{GV}, \dots, N_{N,t}^{GV}) \right] \\ > E \left[\sum_{t=1}^T d^t U_t^{konv} (Y_t^{konv}, N_{1,t}^{konv}, \dots, N_{N,t}^{konv}) \right]$$

Voneinander unabhängige Argumente der Nutzenfunktion U_t in einer Periode t sind das Einkommen des Gesamtbetriebs Y und nicht-monetäre Größen N_1, N_2, \dots, N_N des Landwirts. Bei den nichtmonetären Größen kann es sich um gute nachbarschaftliche Beziehungen, Innovationsfreude o.ä. handeln. U sei eine übliche, in allen Argumenten konkave, ansteigende, zweifach differenzierbare Nutzenfunktion. Da insbesondere über das Einkommen (Ertragshöhe, Haftung) Unsicherheit bestehen kann, folgen die Argumente der Nutzenfunktion in jeder Periode und damit auch die Nutzen einer jeden Periode Verteilungen, und es wird der Erwartungswert der abdiskontierten Nutzen der Perioden als Entscheidungskriterium herangezogen. Es wird unterstellt, dass die Ausprägungen der Nutzenargumente in den einzelnen Perioden – im Fall der GV-Wahl nach dem erstmaligen GV-Anbau – unabhängig voneinander sind.

Das Einkommen mit GV-Raps Y^{GV} (s. (2)) entspricht dem Einkommen des Gesamtbetriebs bei konventionellem Rapsanbau Y^{konv} plus eventuell erhöhtem Deckungsbeitrag bei GV-Raps Δ^{DB} aufgrund von z.B. Herbizideinsparungen, plus eventuell eingesparten Opportunitätskosten quasi-fixer Faktoren Δ^{Op} aufgrund z.B. verringerter Schlepperüberfahrten bei GV-Raps, abzüglich eventuell entstehender Haftungskosten C^{Haft} durch Auskreuzung in fremde Rapsbestände sowie abzüglich entstehender Einführungskosten für die neue Technologie C^{Intro} , z.B. Informationskosten über GV-Rapsanbau und Lernkosten in den ersten Anbaujahren.

$$(2) \quad Y^{GV} = Y^{konv} + \Delta^{DB} + \Delta^{Op} - C^{Haft} - C^{Intro}$$

Aus diesem einfachen Modell lassen sich Hypothesen über den Einfluss bestimmter Größen auf den Erwartungsnutzen des GV-Anbaus und damit auf die Entscheidung für GV-Raps ableiten. Anhand der Befragungsergebnisse werden die Hypothesen schließlich empirisch geprüft.

- 1) *Je höher die Deckungsbeitragsdifferenz von gentechnisch verändertem Raps zu konventionellem Raps, desto höher ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Die Hypothese ergibt sich aus der Definition des Einkommens bei GV-Rapsanbau. Die Deckungsbeitragsdifferenz ergibt sich aus einer möglichen Ertragssteigerung (bis zu 12 % (FOSTER, 2003))² und geringeren Kosten für Herbizide und Bearbeitungsmaßnahmen beim Anbau von GV-Raps (LFL, 2004). Die Herbizidkosten in Norddeutschland liegen im konventionellem Anbau grob bei 100 €/ha, sie reduzieren sich mittels des Totalherbizids im GV-Anbau auf ungefähr 30 €/ha. Aus Kanada werden um 14 % verringerte Arbeitserledigungskosten berichtet (CANOLA COUNCIL OF

CANADA, 2001). Zudem kann es im nachfolgenden Weizen – insbesondere nach Sommerraps – positive Ertragseffekte geben, weil sich Totalherbizide schnell im Boden abbauen und den Weizen nicht belasten (FOSTER, 2003). Abgezogen werden müssen erhöhte Saatgutkosten (in Kanada 53 % höher, CANOLA COUNCIL OF CANADA, 2001), u.U. eine Technologiegebühr (in Kanada 9 €/ha (FOSTER, 2003)) sowie u.U. ein geringerer Verkaufspreis aufgrund der Kennzeichnungspflicht. In der Summe ergeben sich beispielsweise für Sommerrapsanbau in Kanada nach Erhebungen des CANOLA COUNCILS OF CANADA (2001) ein Erlös abzüglich Faktorkosten für GV-Raps von 19,92 US-\$/acre (49,20 €/ha) und für konventionelle Pflanzen 14,12 US-\$/acre (34,90 €/ha).

- 2) *Je größer die Haftungshöhe durch mögliche Auskreuzungsschäden in benachbarten Rapschlägen, desto geringer ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Die Hypothese folgt direkt aus der Definition des Einkommens bei GV-Rapsanbau. Konventioneller Raps, der wegen Einkreuzung von GV-Pollen über einem Schwellenwert (gegenwärtig 0,9 % in Deutschland für konventionelle Konsumware) als GV-Raps gekennzeichnet werden muss, würde vermutlich – in den USA gesammelten Erfahrungen folgend (MENRAD et al., 2003) – auch in Deutschland einen niedrigeren Preis als reiner konventioneller Raps erzielen. In Deutschland muss der GV-anbauende Landwirt für alle Auskreuzungsschäden haften (BECKER und HOLM-MÜLLER, 2006).

- 3) *Je höher die Wahrscheinlichkeit der Haftung bei Auskreuzungsschäden im Nachbarraps, desto geringer ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Ceteris paribus senkt eine höhere Haftungswahrscheinlichkeit den Erwartungsnutzen für GV-Rapsanbau, weil sich mit steigender Haftungswahrscheinlichkeit die erwarteten Haftungskosten C^{Haft} in (2) erhöhen und die Einkommensverteilung nach links verschiebt. Die Haftungswahrscheinlichkeit für Auskreuzungsschäden in konventionelle Rapsfelder kann einerseits sortenbedingt oder aufgrund der Nähe zu konventionellen Rapsfeldern variieren und andererseits aus juristischen Gründen aufgrund der Höhe des Kennzeichnungsschwellenwertes und der Durchsetzung der Haftungsansprüche gegen den tatsächlichen Verursacher.

- 4) *Je größer die Terminflexibilität der ersten Herbizidmaßnahme, desto höher ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Durch die erhöhte Terminflexibilität können Arbeitsspitzen gebrochen und damit Opportunitätskosten der Arbeit und Schleppernutzung Δ^{Op} eingespart werden, weil eine einfachere und bequemere Unkrautbekämpfung möglich ist. Die Arbeitsproduktivität kann erhöht und feldfruchtspezifische Arbeitskosten eingespart werden (DG AGRI, 2000).

- 5) *Je länger die Wartezeit ist, die verstreichen muss, bis nach GV-Raps-Anbau wieder konventioneller Raps angebaut werden kann, desto niedriger ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Nach einem einjährigen Anbau von gentechnisch verändertem Raps kann durch den entstandenen Bodensamenvorrat für einige Jahre kein reiner konventioneller Raps geerntet werden, weil transgener Durchwuchsraps aus dem Bodensamenvorrat auch noch Jahre nach dem Anbau ein Auskreuzungspotential und einen Gentransfer erwarten lässt (GRUBER, 2005) und Kennzeichnungspflicht eintreten würde

² Die Ertragseffekte sind nicht gentechnisch herbeigeführt, sondern werden z.B. durch eine bessere und rapspflanzenverträglichere Herbizidanwendung verursacht. Neben FOSTER (2003) berichten auch FULTON und KEYOWSKI (1999) und HOMMEL und PALLUT (2000) von positiven Ertragseffekten, während CANOLA COUNCIL OF CANADA (2001) und LFL (2004) das Gegenteil berichten.

(BUNDESTAG, 2005). Modellrechnungen zur Ausbreitung von Raps-Transgenen auf Landschaftsebene ergeben, dass nach einem einmaligen GV-Rapsanbau zehn Jahre kein reiner konventioneller Raps produziert werden kann (GenEERA III, 2005). Eine kürzere Wartezeit T in (1) erhöht die GV-Anbauwahrscheinlichkeit, wenn man davon ausgeht, dass die Nutzenargumente bei GV-Rapsanbau unsicherer prognostiziert werden als für konventionellen Rapsanbau, weil keine Erfahrung mit dem GV-Rapsanbau in Deutschland vorliegt.

6) *Je höher die Abneigung landwirtschaftlicher Nachbarn gegen Grüne Gentechnik ist, desto geringer ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Landwirtschaftliche Nachbarn können sich aus ethischen und u.U. aufgrund der Auskreuzung aus ökonomischen Gründen gegen einen GV-Raps anbauenden Landwirten stellen, und so könnte das nachbarschaftliche Verhältnis die Adoption der Innovation erschweren (VIERBOOM et al., 2006). Im obigen Modell reduziert „sozialer Druck“ nicht-monetäre Nutzenargumente wie gute nachbarschaftliche Beziehungen und reduziert deshalb den Erwartungsnutzen des GV-Anbaus.

7) *Die Betriebsgröße bzw. die Rapsanbaufläche haben einen Einfluss auf die Anbauwahrscheinlichkeit.*

Die Betriebsgrößenabhängigkeit der GV-Adoption ist unklar. Studien zeigen entweder einen positiven Zusammenhang (für Baumwolle: THIRTLE et al., 2003; für Mais: FERNANDEZ-CORNEJO und MCBRIDE, 2002), keinen Zusammenhang (für Sojabohne: FERNANDEZ-CORNEJO und MCBRIDE, 2002) oder einen mit der Betriebsgröße bis zu einem Maximum ansteigenden und danach abnehmendem Einfluss (PAYNE et al., 2003). QAIM und MATUSCHKE (2005) weisen auf den relativ höheren Zugewinn durch den Anbau von Bt-Baumwolle für chinesische Landwirte mit weniger als einem Hektar hin. Aus der beliebigen Teilbarkeit des Saatgutes folgt, dass die Adoption vermutlich unabhängig von der Betriebsgröße ist, allerdings bilden Unsicherheit, fixe Transaktions- und Informationskosten, die mit der Übernahme einer Innovation in Verbindung stehen, grundsätzlich eine Untergrenze der adoptierenden Betriebsgröße, so dass kleinere Betriebe die Innovation möglicherweise nicht adoptieren, weil die Einführungskosten C^{Intro} für einen kleinen Betrieb relativ hoch sind (JUST et al., 1980). Nach ROGERS (2003) ist in den ersten Jahren einer Innovationseinführung der Betriebsgrößeneffekt positiv, weil diese Betriebe besseren Zugang zu Informationen etc. haben.

8) *Je höher der Schul-/ Berufsabschluss des Landwirts ist, desto größer ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Eine höhere Schul- bzw. Berufsausbildung führt in den meisten Fällen zu einem besseren Informationszugang sowie zu einem besseren Verständnis der Voraussetzungen und Konsequenzen einer neuen Technologieeinführung. Nach NORRIS und BATIE (1987) entscheiden sich Landwirte mit einer höheren Ausbildung zum Beispiel verstärkt für eine innovative konservierende Bodenbearbeitung. FERNANDEZ-CORNEJO et al. (2001) sehen eine Korrelation zwischen einer höheren Ausbildung des Betriebsleiters und der Adoption von Innovationen, wenn bei der neuen Technologie die Einführungsphase erhöhte betriebliche Anforderungen verlangt. Es ist demnach denkbar, dass die Einführungskosten C^{Intro} für Landwirte mit einem höheren Berufsabschluss ceteris paribus niedriger sind.

9) *Je jünger der Landwirt, desto größer ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Es liegt nahe, dass ältere Landwirte einen kürzeren Planungshorizont haben und deshalb die Einführungskosten C^{Intro} – umgelegt auf weniger Jahre des GV-Anbaus als bei jüngeren Landwirten – höher sind.

10) *Je mehr ein Betrieb auf Direktvermarktung und Tourismus ausgelegt ist, desto geringer ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Nur 21 % der Deutschen unterstützen den Einsatz von Gentechnik im Lebensmittelbereich (EUROBAROMETER 64.3, 2006). Biotechnologische Innovationen passen nicht in das Idealbild von einer naturnahen Landwirtschaft. Darüber hinaus haben Innovationen und technischer Fortschritt in der Landwirtschaft kaum einen unmittelbaren Bezug zum Verbraucheralltag. Diesen Darstellungen folgt die Hypothese, dass Touristen oder Kunden der Direktvermarktung möglicherweise aus moralischen oder gesundheitlichen Bedenken nicht bei einem GV-anbauenden Landwirt Urlaub machen oder ihren Einkauf tätigen würden. Nach dieser Überlegung verursacht der GV-Anbau im obigen Entscheidungsmodell Opportunitätskosten für andere Betriebszweige Δ^{Op} und vermindert so den Erwartungsnutzen des GV-Anbaus.

11) *Bei Landwirten mit Kindern unter 16 Jahren ist die GV-Anbauwahrscheinlichkeit geringer.*

Der Großteil der deutschen Bevölkerung stuft Gentechnik in der Lebensmittelherstellung als risikoreich ein (EUROBAROMETER 64.3, 2006), und es ist zu erwarten, dass insbesondere Familien mit Kindern besonders sensibel auf mögliche Risiken bei Lebensmitteln reagieren. Weiterhin ist es möglich, dass Eltern jüngerer Kinder sozialen Druck, der eventuell auf GV-Landwirte ausgeübt wird, von ihren Kindern fernhalten möchten und daher eher auf den Anbau verzichten.

12) *Die Kooperationsbereitschaft des Landwirts hat einen Einfluss auf die GV-Anbauwahrscheinlichkeit.*

Der Richtung des Einfluss der Kooperationsbereitschaft eines Landwirts ist unklar: Einerseits kann nach HALL und KHAN (2003) eine Technologie einen Netzwerkeffekt aufweisen. Dieses ist der Fall, wenn der Wert der Technologie des einzelnen Nutzers mit der absoluten Anzahl der Technologienutzer steigt oder sinkt. Bei Einführung der Gentechnologie wird von einem positiven Netzwerkeffekt ausgegangen, da mit zunehmendem GV-Rapsanbau konventioneller Raps und somit potenzielle Auskreuzungsflächen aus der Landschaft verschwinden. Andererseits ist es aber genauso möglich, dass innerhalb einer bestehenden Kooperation ein GV-anbauender Landwirt möglicherweise stärker unter sozialen Druck gerät, als wenn er nicht mit Berufskollegen in Kooperationen arbeiten würde.

4. Methoden

Im Folgenden wird die Discrete-Choice-Methode (DCM) erläutert, mit der empirisch geprüft wird, ob die abgeleiteten Hypothesen für die befragten Landwirte zutreffen. Anschließend wird die Methode der Datenerhebung vorgestellt und diskutiert.

4.1 Discrete-Choice-Methode

Für die Präferenzmessung bei Landwirten in Bezug auf den hypothetischen Anbau gentechnisch veränderter Rapsorten bietet sich die DCM an, weil sie komplexe Entscheidungsstrukturen aufdecken und Präferenzstrukturen abbilden kann (HAHN, 1997: 158; LOUVIERE et al., 2000). Dabei werden die Beziehungen zwischen Auswahlverhalten einerseits sowie Produkteigenschaften und individuellen Charakteristika der Nachfrager andererseits untersucht (HAHN, 1997: 84). Die DC-Methode geht zurück auf QUANDT (1968), THEIL (1970), MCFADDEN (1974), LOUVIERE und HENSHER (1982) und LOUVIERE und WOODSWORTH (1983). Sie bietet sich insbesondere für hypothetische Entscheidungssituationen an (BATEMANN et al., 2002). Gerade im Bereich des Anbaus gentechnisch veränderter Nutzpflanzen ist dieses Charakteristikum der DC-Methode von Vorteil, da der Anbau von GV-Raps in Deutschland noch nicht kommerziell vollzogen wurde, und es sich somit um hypothetische, zukunftsgerichtete Anbausituationen handelt. In einem so genannten Choice-Set werden die zur Auswahl stehenden hypothetischen Alternativen einschließlich ihrer Eigenschaftsausprägungen für jeweils eine Entscheidungssituation dargestellt, und der Proband muss sich für eine Alternative entscheiden.

Die Discrete-Choice-Methode wird im agrarökonomischen Bereich z.B. im Marketing (z.B. ENNEKING, 2003; PROFETA, 2006) und zur Umweltbewertung (z.B. ADAMOWICZ et al., 1998; SCHMITZ et al., 2003) eingesetzt. Darüber hinaus wurde sie von WINDLE und ROLFE (2005) zur Modellierung hypothetischer Diversifikationsentscheidungen australischer Zuckerrohrproduzenten eingesetzt. Grundsätzlich können bei hypothetischen Entscheidungssituationen durch die Auswahl und das Ausmaß der gegebenen Information die Entscheidung beeinflusst werden. Dieser Informationseffekt dürfte in einem DC Experiment mit mehreren Attributen geringer ausfallen als in anderen kontingenten Bewertungsverfahren, die ebenfalls auf hypothetischen Entscheidungen beruhen und damit „stated preferences“ darstellen, wie sie z.B. HUBBEL et al., 2000; QAIM und DE JANVRY, 2003; KOLADY und LESSER, 2005 sowie KRISHNA und QAIM, 2007 (im Druck) angewendet haben, weil die Ausprägungen mehrerer Attribute variiert werden. Da es sich bei den Befragungsteilnehmern im Wesentlichen um spezialisierte Rapsanbaubetriebe handelt, bei denen gute Rapsanbaukenntnisse und eine gewisse persönliche Relevanz der hypothetischen Entscheidungssituation zu erwarten sind, dürfte der Informationseffekt zusätzlich begrenzt sein (MUNRO und HANLEY, 2000; VATN, 2004).

In der DCM wird davon ausgegangen, dass ein Entscheider j , in der vorliegenden Untersuchung ein Landwirt, die Alternative wählt, die ihm von allen K möglichen Alternativen den höchsten Nutzen U stiftet, der in einen deterministischen Part V und einen stochastischen Part ε , der die nicht beobachteten Variablen und Messfehler abbildet, aufzuteilen ist. Dabei ist der deterministische Nutzen eine linear additive Funktion der Z Eigenschaften z_k der gewählten Alternative k aus Sicht des Landwirts und den S persönlichen Charakteristika s_j des Landwirts j (BEN-AKIVA und LERMAN, 1994: 48, 99).

$$(3) \quad U_{jk} = V(z_{jk}, s_j) + \varepsilon_{jk} = \alpha z_{jk} + \gamma s_j + \varepsilon_{jk}$$

mit

U_{jk} = Nutzen der Alternative k für Landwirt j ,

α = $1 \times Z$ -Vektor, der den marginalen Einfluss der Eigenschaften der Alternative k und

γ = $1 \times S$ -Vektor, der den marginalen Einfluss der persönlichen Charakteristika auf die Nutzenbewertung angibt.

Zudem ist der Nutzen nicht beobachtbar, sondern nur die Entscheidung, welche Alternative gewählt wurde. Daher ist die Wahrscheinlichkeit, dass Entscheider j eine Alternative $n \neq k$ aus seinem Choice-Set Ω_j wählt, gleich der Wahrscheinlichkeit, dass diese Alternative einen höheren Nutzen als alle anderen Alternativen in dem Choice-Set $\Omega_j = \{k \mid k = 1, 2, \dots, K\}$ stiftet (BEN-AKIVA und LERMAN, 1994). In unserem Fall ($K = 3$) bezeichnet $k = 1(2)$ die GV-Alternative GV1(2) und $k = 3$ die konventionelle Rapsalternative. Wenn für jede Alternative aus dem Choice-Set eine binäre Variable y eingeführt wird, die genau 1 annimmt, wenn Landwirt j Alternative n wählt, und sonst 0, dann kann die Wahrscheinlichkeit folgendermaßen formuliert werden:

$$(4) \quad \begin{aligned} P_{jn} &= \text{prob}(V_{jn} + \varepsilon_{jn} > V_{jk} + \varepsilon_{jk}; \forall k \in \Omega_j; n \neq k) \\ &= \text{prob}(y_n = 1) = F_n(x_{ji}, \beta) \end{aligned}$$

mit

P_{jn} = Wahrscheinlichkeit, dass Landwirt j Alternative n aus dem Choice-Set Ω_j auswählt,

x_{ji} ist eine Funktion aller x_{jk} eines Landwirts j .

Die Funktion F_n darf sinnvoller Weise nur Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Hierfür bieten sich z.B. die logistische Funktion und die Verteilungsfunktion der Normalverteilung an, wie sie auch von Modellen mit einer binären endogenen Variablen bekannt sind. Einem Hausman-Test folgend können wir nicht das in DC-Modellen am häufigsten verwendete Logitmodell³ (BEN-AKIVA und LERMAN, 1994: 103) anwenden, weil die sog. IIA-Annahme (Independence of Irrelevant Alternatives) verletzt ist. Um Korrelation zwischen den Störtermen der einzelnen Wahlentscheidungen zuzulassen und so die IIA-Annahme zu umgehen, haben wir auf das multinomiale Probitmodell (MNP) zurückgegriffen (BEN-AKIVA und LERMAN, 1994: 128; CAMERON und TRIVEDI, 2005: 503).

In (4) wird zur Identifikation der Schätzer die Alternative „konventioneller Raps“ als Basisalternative gesetzt, d.h. die Attributwerte der exogenen $z_{j1(2)}$ der Alternativen GV1 und GV2 gehen als Differenz zur Basisalternative zusammen mit den unveränderten sozioökonomischen Variablen s_j im Vektor $\Delta_{j1(2)}$ in die Schätzung ein. Die stochastische Komponente der beiden Alternativen $\varepsilon_{1(2)}$ – jeweils abzüglich der stochastischen Komponente der Basisalternative ε_3 – wird als (δ_1, δ_2) bivariat normalverteilt angenommen. Zudem werden die Schätzer der beiden GV-Alternativen in unserem Fall als identisch ($\beta = \beta_1 = \beta_2$) restringiert. Die Wahr-

³ Nach CAMERON und TRIVEDI (2005: 490ff.) sind bei einem Logit-Modell das multinomiale Logit, das conditionale Logit und das mixed Logit-Modell zu unterscheiden. Im ersten Modell werden nur alternativenspezifische Regressoren z_{jk} verwendet, im zweiten werden nur Regressoren verwendet, die nicht über die Alternativen variieren s_j (z.B. Persönlichkeitsmerkmale des Entscheiders), und im mixed Logit werden beide Regressortypen verwendet.

scheinlichkeit, die konventionelle Alternative zu wählen, ist dann

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}_{j_3} &= \text{Prob}\{U_{j_1} - U_{j_3} \leq 0 \text{ und } U_{j_2} - U_{j_3} \leq 0\} \\
 (5) \quad &= \text{Prob}\left\{\begin{array}{l} \delta_{j_1} \leq -(V_{j_1} - V_{j_3}) = -\Delta_{j_1}\beta \\ \text{und } \delta_{j_2} \leq -(V_{j_2} - V_{j_3}) = -\Delta_{j_2}\beta \end{array}\right\} \\
 &= \int_{-\infty}^{-(V_{j_1}-V_{j_3})} \int_{-\infty}^{-(V_{j_2}-V_{j_3})} \phi_{bi}(\delta_{j_1}, \delta_{j_2}, \Sigma) d\delta_{j_1} d\delta_{j_2}
 \end{aligned}$$

mit:

$$\delta_{1(2)} = \varepsilon_{1(2)} - \varepsilon_3,$$

ϕ_{bi} = Dichtefunktion der bivariaten Normalverteilung und

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{j_1, j_2} \\ \sigma_{j_1, j_2} & \sigma_{j_2}^2 \end{bmatrix}.$$

Die Parameter in (5) wurden mittels der `asmprobit`-Routine in STATA 9.2 geschätzt. Da die vorgestellten multinomialen Schätzansätze nicht linear in den Schätzern sind, kann der marginale Einfluss einer Veränderung der Regressoren auf die endogene Variable nicht direkt an den Schätzern abgelesen werden und variiert zudem zwischen den einzelnen Beobachtungen. Um nach der Schätzung anschauliche marginale Effekte zu erhalten, werden wir zunächst für die beobachteten Werte die Wahlwahrscheinlichkeiten vorher-sagen, dann einzeln für jede exogene Variable eine diskrete Änderung simulieren und damit die neuen Wahlwahrscheinlichkeiten bestimmen. Die Differenz der Wahlwahrscheinlichkeit mit den beobachteten und simulierten exogenen Größen ergibt den marginalen Effekt für jede Beobachtung. Der marginale Effekt der exogenen Variable x_a für den gesamten Datensatz wird als Durchschnitt der marginalen Effekte der Einzelbeobachtungen bestimmt (z.B. analog zu BEN-AKIVA und LERMAN, 1994: 113).

$$(6) \quad \frac{\Delta P_k}{\Delta x_a} = \frac{\sum_{n=1}^N \frac{\Delta P_{nk}}{\Delta x_a}}{N}$$

mit:

N = Anzahl der Beobachtungen im sample.

Da insbesondere die Veränderung der Wahrscheinlichkeit, eine GV-Sorte zu wählen, von Interesse ist, wurde der marginale Effekt für die Wahrscheinlichkeit, die konventionelle Sorte zu wählen, bestimmt und mit (-1) multipliziert. Bei dummy-Variablen wurde $\Delta x_a = 1$ gewählt und nur die Beobachtungen mit $x_a = 0$ berücksichtigt.

4.2 Erhebungsmethode

Für die Erhebung wurden eine internetgestützte und eine herkömmliche papierbasierte Befragung kombiniert. Da Online-Befragungen in der Agrarökonomie bisher noch kein Standardwerkzeug sind, diskutieren wir im folgenden Stärken und Schwächen dieser Erhebungsmethode. Das Ausfüllen eines Fragebogens durch den Probanden im Internet hat folgende Vorteile:

- Kostenersparnis (THEOBALD, 2000),
- Kein zeitlicher und finanzieller Aufwand für Dateneingabe (ISFAN und SCHENK, 2002),

- Randomisierung der Choice-Sets,
- Anonymität führt weniger zu gesellschaftlich erwünschten Antworten (SYNODINOS et al., 1994),
- hohe Objektivität (WEIS und STEINMETZ, 2006: 111),
- kein unerwünschter Interviewereinfluss (HÜTTNER und SCHWARTING, 2002: 89).

Allerdings treten bei einer Internetbefragung auch weniger erwünschte Effekte auf. So ist grundsätzlich bei einer Online-Befragung eine Vorauswahl der Teilnehmer auf die Internetnutzer gegeben. Im vorliegenden Fall wurde versucht, dieses Problem durch Veröffentlichung des Aufrufs in verschiedenen landwirtschaftlichen Fachzeitschriften und der Möglichkeit zum Ausfüllen eines papierbasierten Fragebogens zu umgehen. Weiteres Problem gerade bei kontroversen Themen ist, dass Probanden nicht der Grundgesamtheit entstammen oder den Fragebogen mitunter automatisiert mehrmals ausfüllen (HÜTTNER und SCHWARTING, 2002: 80f.). Um die Möglichkeit einer derartigen Manipulation zu verringern, wurden in der vorliegenden Erhebung verschiedene Maßnahmen getroffen: Die Frequenz des Dateneingangs aus dem Fragebogen wurde täglich mehrmals kontrolliert. Es konnte nicht festgestellt werden, dass eine Häufung von Dateneingängen auf eine Manipulation zurückzuführen ist. Des Weiteren wurden nachgelagerte Ausschlusskriterien eingeführt: Wenn z.B. der Proband angab, keinen Raps anzubauen oder der Rapsanteil einen nicht logisch erscheinenden Wert annahm, wurde die Befragung nicht sofort abgebrochen, um einen Lerneffekt bei der Manipulation zu verhindern. Der fehlerhafte Datensatz wurde dann bei der Datenaufbereitung ausgeschlossen.

LYNN (1998), RICHTER et al. (2001) und HÖHN et al. (2002) vergleichen Online- und Papierfragebogen empirisch. Nach LYNN neigen Online-Probanden stärker zu extremen Antworten auf einer Drei- und Fünfpunkt-Zustimmungsskala (Likert-Skala), während RICHTER et al. feststellen, dass keine signifikanten Unterschiede im Antwortverhalten bestehen (jeweils zitiert bei KAISER, 2001). Hierbei sind jeweils der online- und offline-Fragebogen von den selben Personen beantwortet worden. Bei HÖHN et al. (2002) wurden verschiedene Gruppen befragt, die Onlinegruppe wurde mittels Einträgen in Internetverzeichnisse rekrutiert. Somit trat ein Selbstselektionsprozess in der Onlineumfrage auf. HÖHN et al. (2002) vermuten zwar aufgrund eines Charakteristika-vergleichs eine höhere Repräsentativität der Offlinegruppe, fragen aber, ob dieser mögliche Repräsentativitätsverlust wegen der Kostenvorteile nicht akzeptiert werden könne. Hinsichtlich reiner Onlineumfragen bestehen u.a. nach BANDILLA und HAUPTMANN (1998) und COUPER (2000) Vorbehalte bezüglich des Selbstselektionsproblems, damit verbunden der Auswahl einer Zufallsstichprobe und der unbekannten Zusammensetzung der Usergruppe (zitiert bei KAISER, 2001).

5. Befragung und Daten

Im Folgenden erläutern wir die Befragung, mit der die Daten für die empirische Analyse erhoben wurden, und beschreiben die Daten, die in die anschließende Schätzung eingeflossen sind.

5.1 Befragung

An der Befragung sollten rapsanbauende Landwirte in Deutschland teilnehmen. Nach einer Probebefragung, sowohl on- als auch offline im Februar und März 2006 durchgeführt, wurde vom 30.03.2006 bis zum 16.07.2006 in zahlreichen landwirtschaftlichen Wochenblättern, in Rundschreiben von norddeutschen Beratungsringen, per Flugblatt auf landwirtschaftlichen Fachveranstaltungen und in einem landwirtschaftlichen Internetforum ein Aufruf zur Teilnahme veröffentlicht. Dabei wurde den Lesern entweder eine Teilnahme per online-Fragebogen oder die telefonische Anforderung eines papierbasierten Fragebogens angeboten. Der online-Fragebogen wurde auf den Seiten der Firma Globalpark (www.globalpark.de) erstellt und konnte über die lehrstuhleigene Startseite leicht erreicht werden, der papierbasierte Fragebogen konnte nach Anfrage am Lehrstuhl mittels Freiumschlag anonym zurückgesendet werden. 574 potentielle Probanden folgten dem Befragungsauftrag im Internet. 127 (22 %) Landwirte besuchten ausschließlich die erste Seite der Befragung, auf der noch keine Frage, sondern ausschließlich ein Willkommenstext zu lesen war, 255 füllten den Fragebogen vollständig aus. Daraus resultiert eine Beendigungsquote von 44 %, allerdings waren nur 209 Fragebögen für die Schätzung zu gebrauchen. Die meisten Abbrüche fanden bereits auf der ersten Seite der Befragung statt. Der papierbasierte Fragebogen wurde an zwölf Probanden geschickt, von denen acht für die Schätzung nutzbare Fragebögen zurücksandten.

Um festzustellen, ob es sich bei der Stichprobe um eine Zufallsstichprobe handelt, kann aus Gründen der Datenverfügbarkeit nicht auf den Anteil der erreichten Rapslandwirte, sondern hilfsweise nur auf die mit dem Aufruf erreichte Rapsanbaufläche zurückgegriffen werden. Nimmt man die (Flächen-) Reichweite zweier beteiligter Bauernblätter als Gradmesser für alle beteiligten Blätter, dann kommt man auf eine Reichweite von 83 % der landwirtschaftlichen Fläche in Ostdeutschland (BAUERNZEITUNG, 2006) und 91 % in Niedersachsen (LAND UND FORST, 2006). Die Teilnahme an der Umfrage hängt dann an dem Zufall des Lesens des Aufrufs und des Interesses des Landwirts. Das Kennzeichen einer Zufallsstichprobe, dass jedes Element der Grundgesamtheit die gleiche, von Null verschiedene Wahrscheinlichkeit besitzt, an der Befragung teilzunehmen (HÜTTNER und SCHWARTING, 2002: 125; HAMMANN und ERICHSON, 1994: 116), kann hier also für ca. 90 % der Flächengrundgesamtheit erreicht werden. Allerdings ist die Teilnahme für Landwirte, die einen Internetzugang besitzen, einfacher als für andere Landwirte.

5.2 Choice-Sets

Den Hauptteil des Fragebogens machen die sog. Choice-Sets aus, von denen eines exemplarisch in Abbildung 1 gezeigt wird. Die Alternativen sind in unserer Untersuchung drei Anbaualternativen, aus denen der Landwirt eine auswählen soll. Er kann sich zwischen zwei GV-Raps- und einer konventionellen Rapsorte für die gesamte Rapsfläche seines Betriebes entscheiden. Die Anbaualternativen können sich in mehreren Eigenschaften unterscheiden, die nicht nur sorten- sondern auch umweltbedingt sind. Zunächst

Abbildung 1. Beispiel eines Discrete Choice-Sets

Für den Anbau welcher Rapsorte würden Sie sich entscheiden? (Kreuzen Sie bitte A, B oder C an.)

Rapsorte	Sorte A (GV-Raps)	Sorte B (konventionell)	Sorte C (GV-Raps)
Deckungsbeitragsdifferenz	+ 100 €/ha	konventionell und unverändert	+ 100 €/ha
Wahrscheinlichkeit der Haftung	40%		0%
Haftungshöhe	50 €/ha		50 €/ha
Wartezeit bis zum Anbau von konventionellem Raps	10 Jahre		12 Jahre
Terminflexibilität der ersten Herbizidmaßnahme	45 Tage		35 Tage
Einstellung der landw. Nachbarn zum GV-Anbau	befürwortend		ablehnend
Ich würde anbauen...	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Quelle: MEYER-SCHATZ (2006)

wird den Probanden die angenommene Entscheidungssituation, die einer Anbauentscheidung möglichst realitätsnah entsprechen soll, erläutert, und anschließend werden die Teilnehmer gebeten, acht voneinander unabhängige Choice-Sets zu beantworten. Die Ausprägungen der Eigenschaften der einzelnen GV-Sorten variieren von Choice-Set zu Choice-Set, während die Eigenschaften der konventionellen Sorte als Referenz unverändert bleiben.

Die ausgewählten Eigenschaften, synonym Attribute, ergeben sich aus den in Kapitel 3 abgeleiteten Hypothesen. Dabei beschränken wir uns für die Choice-Sets auf die ersten sechs Hypothesen, die zum einen Produkteigenschaften (z.B. Deckungsbeitragsdifferenz) darstellen und zum anderen aus Umwelteigenschaften resultieren (z.B. Haftungswahrscheinlichkeit). Tabelle 1 zeigt die sechs Eigenschaften, die jeweils drei unterschiedliche Ausprägungen in den Choice-Sets annehmen können.

Zur Bestimmung der Anzahl der Choice-Sets und der Kombination der Ausprägungen innerhalb der Choice-Sets, wurde basierend auf den in Tabelle 1 festgelegten Attribut-Ausprägungen mittels SPSS ein orthogonales, reduziertes Design (BACKHAUS et al., 2003) angefertigt und 27 verschiedene hypothetische Choice-Sets gemäß Abbildung 1

Tabelle 1. Eigenschaften und ihre möglichen Ausprägungen der GV-Sorten

Anbau einer gentechnisch veränderten Rapsorte			
Eigenschaften	Ausprägung 1	Ausprägung 2	Ausprägung 3
Deckungsbeitragsdifferenz	+ 40 €/ha	+ 70 €/ha	+ 100 €/ha
Wahrscheinlichkeit der Haftung	0%	20%	40%
Haftungshöhe	50 €/ha	100 €/ha	150 €/ha
Wartezeit bis zum Anbau von konventionellem Raps	8 Jahre	10 Jahre	12 Jahre
Terminflexibilität der ersten Herbizidmaßnahme	25 Tage	35 Tage	45 Tage
Einstellung der landw. Nachbarn zum GV-Anbau	befürwortend	neutral	ablehnend

Quelle: MEYER-SCHATZ (2006)

konstruiert. Auf drei der 27 Choice-Sets wurde dem Prinzip des *Minimal Level Overlap* folgend verzichtet, weil sich die in einem Choice-Set angebotenen GV-Alternativen nur in höchstens drei Attributausprägungen unterschieden und somit kaum zusätzliche Informationen über die Attribute liefern würden (ZWERINA, 1997).

In der internetgestützten Version wählte das Programm per Zufallsprinzip für jeden Befragten acht Choice-Sets aus, während für die schriftlichen Fragebögen drei unterschiedliche Fragebögen mit jeweils acht unterschiedlichen Choice-Sets zusammengestellt wurden.

5.3 Deskriptive Statistik

Die deskriptive Statistik wird zunächst für die sozioökonomischen Größen und anschließend für die Attributwerte dargestellt. Die Antworten von 217 Landwirten konnten in die empirische Analyse aufgenommen werden. Jeweils 18 % kamen aus Schleswig-Holstein und Niedersachsen, 14 % aus Bayern, 10 % aus Nordrhein-Westfalen, 9 % aus Mecklenburg-Vorpommern sowie gut über 5 % aus Rheinland-Pfalz und Baden-Württemberg, knapp 4 % aus Sachsen-Anhalt und knapp 3 % aus Brandenburg. Aus Thüringen (Berlin und Bremen) konnten drei (je zwei) Fragebögen verwendet werden sowie einer aus Hamburg. Sieben Landwirte gaben die ersten drei Stellen ihrer Postleitzahl nicht an, aus denen auf das Bundesland geschlossen wurde. Die Beschreibung der weiteren sozioökonomischen Variablen sind in Tabelle 2 zu finden. Das Alter der teilnehmenden Landwirte liegt durchschnittlich bei knapp 43 Jahren, der durchschnittliche Rapsanteil liegt bei 19 % und die mittlere Betriebsgröße bei 357 ha (Median = 130 ha), so dass knapp 15 000 ha Raps in die Befragung gelangten. Bezogen auf die im Jahr 2006 angebaute Rapsfläche von 1,426 Mio. ha

wurde also ca. 1 % der Rapsfläche befragt. Da keine Daten der rapsanbauenden Betriebe für Deutschland vorliegen, können wir lediglich aus der durchschnittlichen Flächenausstattung der landwirtschaftlichen Haupterwerbsbetriebe in Deutschland in 2004/05 von 61,4 ha LF (Agrarbericht 2007) folgern, dass die teilnehmenden Betriebe überdurchschnittlich groß sind. Aus der kleinen Stichprobe gemessen an der Grundgesamtheit, der geringen Nachfrage nach papierbasierten Fragebögen und der Betriebsgröße der befragten Betriebe ist wahrscheinlich abzuleiten, dass die Stichprobe nicht repräsentativ für alle rapsanbauenden Betriebe in Deutschland ist. Ergebnisse der Untersuchung beziehen sich daher also insbesondere auf die befragten Landwirte.

Gut 40 % der Befragten bezeichneten die Lage ihrer Fläche als arrondiert, 7 % sehen ihre Felder im Wesentlichen durch natürliche Hindernisse von Nachbarflächen (Pollenbarrieren) getrennt und haben somit eine Einzellage. Auf 40 % der Betriebe ist die Nachfolge bereits geregelt, knapp 42 % haben Kinder unter 16 Jahren. 3,2 % Probandinnen nahmen an der Befragung teil. 38 % der teilnehmenden Landwirte haben einen Futterbaubetrieb, 26 % einen Veredelungsbetrieb. Ein Innovationsindex wird aus Fragen zum Hybridrapsanbau, zur Führung einer elektronischen Ackerschlagkartei und dem Beginn der Internetnutzung gebildet. Er steigt mit zunehmender Dauer der Internetnutzung und dem Hybridrapsanbau sowie mit der Führung einer PC-gestützten Ackerschlagkartei. Der Kooperationsindex wird erstellt aus verschiedenen Fragen zum bisherigen betrieblichen Kooperationsumfang und steigt mit diesem an. Hierbei wird abgefragt, inwiefern der Landwirt an Kooperationen im Maschinenbereich, im Einkauf von Inputs und im Verkauf beteiligt ist. Beide Indizes sind auf den Bereich zwischen 0 und 1 normiert.

Die zweite Variablengruppe sind die alternativenspezifischen Attribute. Da es sich um hypothetische Anbausituationen handelt, wurden den 217 Landwirten je acht verschiedene Choice-Sets vorgelegt, von denen in der Summe 1 689 für die Schätzung verwendet werden konnten. Die Attribute der Anbausituation mit konventioneller Sorte sind stets 0, weil sie die Referenz für die GV-Anbausituationen sind, deren Attribute den Unterschied gegenüber der konventionellen Anbausituation wiedergeben. Zudem wurden die Attribute beider GV-Anbausituationen in den verschiedenen Choice-Sets randomisiert erstellt, so dass sie sich über die verschiedenen Choice-Sets nicht signifikant unterscheiden. Daher werden die Attribute für beide Anbausituationen gemeinsam wiedergegeben und sind in Tabelle 3 zu finden.

Der Deckungsbeitrag beim Anbau von GV-Raps wird für die hypothetischen 3 378 GV-Anbausituationen durchschnittlich um 69,70 €/ha (Standardabweichung: 24,5 €/ha) höher als bei der konventionellen Alternative angenommen, die Wahrscheinlichkeit der Haftung liegt im Schnitt bei 22,3 % (15,5 %). Wenn ein Haftungsfall eintritt, beträgt die Haf-

Tabelle 2. Deskriptive Statistik für sozioökonomische Variablen, n=217

Variablen	Mittelwert	Std- Abweichung	Erklärung
Alter in Jahren	42,6	11,1	Alter des/der Befragten
Betriebsfläche in ha	357,8	703	LF des Betriebes
Rapsanteil	0,19	0,09	Anteil Raps an der Betriebsfläche
Innovationsneigung	0,65	0,21	Maß der Innovationsfreude, siehe Text
Kooperationsneigung	0,12	0,2	Maß für die Kooperationsfreude, s. Text
Dummy-Variablen	Anteil der ja-Nennungen		Erklärung
Arrundierte Flächenlage	40,9%		Arrundierte Lage der Felder
natürliche Pollenbarrieren	7,2%		Abgrenzung der Felder durch natürliche Grenzen
Nachfolger	40,0%		Gesicherte Nachfolge auf dem Betrieb
Kinder	41,8%		Kinder unter 16 Jahren auf dem Betrieb
Futterbaubetrieb	37,7%		--
Veredelungsbetrieb	25,5%		--
Geschlecht	3,2%		Weibliche Betriebsleiter
Akademische Ausbildung	46,4%		Probanden mit FH- oder Hochschulausbildung
Direktvermarktung o.ä.	10,0%		Direktvermarktende Befragungsteilnehmer

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3. Deskriptive Statistik für die alternativenspezifischen Variablen, n=3 378

Variablen	Mittelwert	Std-Abweichung	Erklärung
Deckungsbeitrag in €/ha	69,7	24,5	Differenz zwischen Deckungsbeitrag von konventionellem Raps und GV-Raps
Wahrscheinlichkeit der Haftung in %	22,3	15,5	Wahrscheinlichkeit einer Haftung
Haftungshöhe in €/ha	101,2	40,7	Höhe der Haftung, wenn Haftungsfall eintritt
Wartejahre	10,13	1,6	Wartezeit, bis auskrenzungsfreier Rapsanbau möglich ist
Herbizidflexibilität in Jahren	35,1	8,1	Tage, die die erste Herbstherbizidmaßnahme später appliziert werden kann
Dummy-Variablen	Anteil		Erklärung
Ablehnende Nachbarn	33,9%		Anteil Szenarien mit gv-ablehnenden Nachbarn
Befürwortende Nachbarn	32,4%		Anteil Szenarien mit gv-befürwortenden Nachbarn

Quelle: eigene Berechnungen

tungssumme durchschnittlich 101,20 €/ha (40,70 €/ha). Die Wartezeit bis zum erneuten auskrenzungsfreiem Anbau von konventionellem Raps beträgt durchschnittlich 10,13 Jahre (1,6 Jahre) und die Zunahme der Terminflexibilität für die Herbstherbizidanwendung liegt durchschnittlich bei 35,1 Tagen (8,1 Tage).

6. Ergebnisse und Diskussion

In 37,7 % der untersuchten 1 689 Entscheidungssituationen wurde eine GV-Sorte gewählt. Knapp 41 % der Landwirte wählten nie eine GV-Sorte, während fast 21 % immer eine GV-Sorte wählten. Die Ergebnisse des multinomialen Probit-Modells können in Tabelle 4 abgelesen werden. Im linken Teil wird die Schätzung mit allen exogenen Variablen dargestellt, während im rechten Teil einem LR-Test folgend so viele exogene Variablen wie möglich simultan aus der Schätzung ausgeschlossen wurden. Die Korrelation zwischen den Störtermen der beiden GV-Sorten erwies sich als hochsignifikant positiv.

Da die Schätzung nichtlinear ist, wird hier noch nicht auf die marginalen Effekte, sondern zunächst nur auf die Signifikanz der Schätzer eingegangen. In der rechten Schätzung konnten simultan als nicht signifikant die Terminflexibilität der Herbstherbizidanwendung und der Dummy für befürwortende Nachbarlandwirte sowie die sozioökonomischen Kenngrößen Kooperationsneigung, die Existenz eines Hofnachfolgers, das Betriebsleiteralter und Nebenbetriebszweige wie Tourismus oder Direktvermarktung, ausgeschlossen werden.

In der restringierten Schätzung sind alle Variablen signifikant. Um den Einfluss der Attributgrößen und der sozioökonomischen Variablen auf die Wahrscheinlichkeit, eine GV-Sorte zu wählen, in seiner Richtung und in seinem Ausmaß zu quantifizieren, wurden partielle marginale Effekte für die einzelnen exogenen Größen der restringierten Schätzung gemäß Gleichung (6) bestimmt (siehe Tabelle 5).

Die Attribute zeigen in den marginalen Effekten die erwartete Richtung. So erhöht ein 10 € höherer Deckungsbeitrag die Wahrscheinlichkeit, GV-Raps zu wählen, um 3,02 %-Punkte, während eine um 10 € höhere Haftung sie um 0,66 %-Punkte senkt. Eine um 5 %-Punkte höhere Wahrscheinlichkeit, haften zu müssen, senkt die GV-Anbauwahrscheinlichkeit um 1,73 %-Punkte. Ein zusätzliches Wartejahr, bis wieder konventioneller Raps schadlos angebaut werden kann, senkt die Anbauwahrscheinlichkeit um 1,11 %-Punkte. Auch die Ablehnung von Nachbarlandwirten senkt die Anbauwahrscheinlichkeit um 6,75 %-Punkte verglichen mit neutralen Nachbarn.

Unter den betrieblichen Charakteristika sticht insbesondere der gegenläufige Effekt von betrieblichem Rapsanteil und Betriebsgröße heraus. Während eine Vergrößerung der Betriebsfläche um 100 ha die Anbauwahrscheinlichkeit um 0,72 %-Punkte erhöht, senkt

eine Erhöhung des Rapsanteils um 3 %-Punkte die Anbauwahrscheinlichkeit um 1,16 %-Punkte. Folglich ist die Adoption trotz der beliebigen Saatgutteilbarkeit *ceteris paribus* größenabhängig. Der Einfluss des Rapsanteils kann mit Risikoaspekten zusammenhängen. Da in den Choice-Sets jeweils die Wahl der Rapsorte für den Gesamtbetrieb gemacht wurde, würde die Umstellung bei einem höheren Rapsanteil *ceteris paribus* höheres Risiko bedeuten.

Interessant ist auch die gegensätzliche Einstellung unterschiedlicher Betriebstypen. Futterbaubetriebe zeigen eine signifikant geringere Adoptionswahrscheinlichkeit, wohingegen Veredelungsbetriebe eher adoptieren. Eine Erklärung könnte vielleicht darin liegen, dass Wachstum in der Schweine- und Geflügelproduktion in Deutschland seit Jahrzehnten einfacher ist als in flächen- und quotengebundener Produktion. Möglicherweise sind daher innovationsfreudigere Familien überdurchschnittlich in der Veredelung zu finden, und der Innovationsindex bildet diesen Effekt nicht mit ab. Dem Einfluss der Variablen „Natürliche Pollenbarrieren“ und eine „Arrundierte Flächenlage“ sollte nur begrenzte Bedeutung beigemessen werden, da ihr Einfluss auf den GV-Anbau, also insbesondere auf die Haftungshöhe und –wahrscheinlichkeit, eigentlich in den entsprechenden Attributwerten repräsentiert werden müsste. Es ist vorstellbar, dass Landwirte auf Betrieben mit diesen Merkmalen intensiver über den GV-Anbau nachgedacht haben und deshalb zu anderen Entscheidungen als ihre Kollegen kommen. Allerdings können einige Landwirte die GV-Alternativen in den Choice-Sets u.U. auf ihre betriebliche Situation „angepasst“ haben und z.B. bei arrundierter Flächenlage die Werte zu Auskreuzungsschäden weniger beachtet haben als Landwirte mit Streulage. Eine vom Landwirt in der Vergangenheit gezeigte frühzeitige Adoption technischer Innovationen hebt die Anbauwahrscheinlichkeit erwartungsgemäß deutlich an. Hat der Betriebsleiter Kinder unter 16 Jahren, senkt dieses die Adoptionswahrscheinlichkeit um 5,63 %-Punkte, eine akademische Ausbildung er-

Tabelle 4. Ergebnisse der multinomialen Probitschätzungen

logarithmierter simulierter Likelihood-Wert	unrestringierte Schätzung			restringierte Schätzung		
	-1325,1			-1328,6		
	Koeffizient	Std.-Fehler	P> z	Koeffizient	Std.-Fehler	P> z
Konstante	-0,897	0,399	0,025	-1,048	0,296	0,000
Deckungsbeitrag	0,013	0,002	0,000	0,013	0,002	0,000
Wahrscheinlichkeit der Haftung	-0,015	0,002	0,000	-0,015	0,002	0,000
Haftungshöhe	-0,003	0,001	0,000	-0,003	0,001	0,000
Wartejahre	-0,048	0,018	0,007	-0,048	0,017	0,006
Herbizidflexibilität	-0,001	0,003	0,721			
Ablehnende Nachbarn	-0,386	0,081	0,000	-0,411	0,079	0,000
Befürwortende Nachbarn	0,061	0,065	0,347			
Betriebsfläche	0,0003	0,0001	0,000	0,0003	0,0001	0,000
Rapsanteil	-1,565	0,568	0,006	-1,634	0,564	0,004
Futterbaubetriebe	-0,259	0,110	0,019	-0,280	0,108	0,010
Veredelungsbetriebe	0,253	0,115	0,027	0,253	0,114	0,026
Direktvermarktung o.ä.	-0,251	0,162	0,120			
Innovationsneigung	0,969	0,242	0,000	0,986	0,237	0,000
Kooperationsneigung	-0,363	0,247	0,141			
Arrundierte Flächenlage	0,214	0,104	0,040	0,204	0,101	0,042
Natürliche Pollenbarrieren	0,671	0,195	0,001	0,686	0,192	0,000
Nachfolger	0,111	0,114	0,327			
Alter	-0,003	0,005	0,492			
Kinder	-0,434	0,100	0,000	-0,402	0,098	0,000
Geschlecht	-0,664	0,297	0,025	-0,699	0,296	0,018
Akademische Ausbildung	0,359	0,104	0,001	0,331	0,099	0,001

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 5. Marginale Effekte der restringierten multinomialen Probitschätzung

Variable	Änderung	Marginaler Effekt (%-Punkte)
Deckungsbeitrag	+ 10 €	3,02
Wahrscheinlichkeit der Haftung	+ 5%-Punkte	-1,73
Haftungshöhe	+ 10 €	-0,66
Wartejahre	+ 1 Jahr	-1,11
Ablehnende Nachbarn	+ 1 wenn 0, sonst 0	-6,75
Betriebsfläche	+ 100 ha	0,72
Rapsanteil	+ 3%-Punkte	-1,16
Futterbaubetriebe	+1 wenn 0, sonst 0	-4,22
Veredelungsbetriebe	+1 wenn 0, sonst 0	4,53
Innovationsneigung	+ 0.25-Punkte	6,00
Natürliche Pollenbarrieren	+1 wenn 0, sonst 0	15,9
Arrundierte Flächenlage	+1 wenn 0, sonst 0	2,78
Kinder	+1 wenn 0, sonst 0	-5,63
Geschlecht	+1 wenn 0, sonst 0	-14,7
Akademische Ausbildung	+1 wenn 0, sonst 0	4,19

Quelle: eigene Berechnungen

höht sie um 4,19 %-Punkte. Zudem entscheiden sich weibliche Betriebsleiter eher gegen den GV-Raps.

7. Schlussfolgerungen

Zunächst bestätigt die empirische Analyse, dass die meisten Eigenschaften der GV-Anbaualternativen wie abgeleitet die

Anbauentscheidungen der Landwirte beeinflussen. Je höher der Deckungsbeitrag einer GV-Sorte im Vergleich zur konventionellen Referenzsorte, je niedriger die Haftungswahrscheinlichkeit und Haftungshöhe durch Auskreuzung und je kürzer die Wartezeit, nach GV-Sorten wieder konventionellen Raps anbauen zu können, desto wahrscheinlicher wählen Landwirte eine GV-Sorte. Eine Erhöhung der Terminflexibilität der ersten Unkrautspritzung über 25 Tage hinaus hat keinen Einfluss.

Für die Preissetzung lässt sich ableiten, dass eine Erhöhung der Saatgutkosten (Technologiegebühr) um 10 €/ha die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, eine GV-Sorte zu wählen, von 37,7 % um 3,02 %-Punkte senken würde. Nutzt man die GV-Anbauwahrscheinlichkeit als Äquivalent für die mengenmäßige Nachfrage nach GV-Saatgut, so liegt die Nachfrage für die angenommenen Anbausituationen und für die hier befragten Landwirte noch im unelastischen Bereich der Nachfrage, wenn der GV-Saatgutpreis unter 124,83 €/ha liegt ($124,83 \text{ €/ha} = (37,7 / 3,02) \cdot 10 \text{ €/ha}$). Die Preiserhöhung um 10 €/ha würde in diesem Fall ceteris

paribus den Umsatz des Saatgutunternehmens erhöhen. Natürlich setzt das voraus, dass die unterstellten Deckungsbeitragsdifferenzen der gewählten Alternativen bei diesem Saatgutpreisniveau realistisch sind. Neben dieser Information zur Preissetzung kann man Saatgutfirmen, die GV-Rapsorten in Deutschland vertreiben möchten, raten, dass nicht nur eine Erhöhung des Deckungsbeitrages durch hohen

Ertrag, verminderte Herbizidkosten und einen niedrigen Saatgutpreis relevant ist, sondern den Landwirten auch fundierte Anbauempfehlungen zur Auskreuzungsreduktion und zum Umgang mit GV-Ausfallraps gegeben werden sollten.

Allerdings dokumentiert die empirische Analyse auch, dass neben betriebswirtschaftlichen auch ethische, psychologische und soziale Aspekte von signifikanter Bedeutung sind. So haben sich über 40 % der Landwirte nicht ein einziges Mal für eine GV-Sorte entschieden, ihnen reichen also die ökonomischen Vorteile in dem Ausmaß, in dem sie im Discrete-Choice-Experiment angenommen wurden, nicht aus, um andere Nachteile, z.B. in der persönlichen Präferenz gegen Gentechnik, auszugleichen. Mit anderen Worten, auch bei vielen Landwirten scheint die Gentechnik ein signifikant negatives Image zu haben, das mit höheren Deckungsbeiträgen der GV-Sorten bei vielen Landwirten nicht ausgeglichen werden kann. Dieses negative Image kann sich auch auf die übrigen Landwirte auswirken, weil GV-ablehnende landwirtschaftliche Nachbarn im Vergleich zu neutralen Nachbarn die durchschnittliche Anbauwahrscheinlichkeit über alle Landwirte um 6,75 %-Punkte senken. Lässt man die Nichtlinearität der marginalen Effekte an dieser Stelle außer Acht, so ist der Effekt ungefähr doppelt so groß wie eine Erhöhung der Saatgutkosten um 10 €/ha. Breit angelegte Aufklärungs- und Imagekampagnen können also möglicherweise den GV-Rapsanbau stärker erhöhen als weitere ökonomische Verbesserungen am GV-Raps.

Die empirische Analyse kann zudem Hinweise auf die potentiellen Technologienutzer geben. Große Betriebe mit Veredelung und einem eher geringem Rapsanteil, geleitet von gut ausgebildeten Betriebsleitern, die frühzeitig bereits andere Innovationen genutzt haben, sollten als erste Landwirte angesprochen werden. Unterstellt man, dass diese Betriebe für viele Landwirte einer Region häufig Vorbildfunktion haben, könnte die gezielte Ansprache dieser Betriebe die Diffusionsrate von GV-Raps erhöhen.

Betriebsleiter mit Kindern unter 16 Jahren scheinen dem Anbau von GV-Raps eher skeptisch gegenüber zu stehen, ebenso wie Futterbaubetriebe und Betriebe mit einem hohen Rapsanteil. Um durch Aufklärung und Werbung die Adoptionswahrscheinlichkeit auf diesen Betrieben zu fördern, sollte vorher eine intensive Ursachenforschung betrieben werden. Betriebsleiter mit Kindern könnten sozialen Druck fürchten, der sie und ihre Kinder bei Nutzung der Technologie treffen könnte. In diesem Fall könnten, wie bereits angedeutet, breit angelegte Imagekampagnen für eine Verbesserung der Adoption sorgen. Wenn der Einfluss des Rapsanteils mit Risikoerwägungen zusammenhängt – es wurde in den Choice-Sets die Umstellung des Rapsanbaus für den Gesamtbetrieb unterstellt – könnten eine gute Anbauberatung ebenso wie erste (positive) Anbauerfahrungen auf anderen Betrieben die Adoption fördern. Das Alter des Betriebsleiters, eine geklärte Hofnachfolge sowie einzelkundenorientierte Betriebszweige, wie Direktvermarktung, scheinen keinen Effekt auf die Adoption zu haben.

Politikempfehlungen können aus der Analyse nur begrenzt abgeleitet werden. Natürlich würde ein höherer Kennzeichnungsschwellenwert die Haftungswahrscheinlichkeit vermindern und damit gemäß den obigen Ergebnissen auch die Wahrscheinlichkeit des GV-Anbaus erhöhen. Dasselbe würde auch gelten, wenn nur bei Verstoß gegen klare Anbauregeln gehaftet werden müsste oder der Geschädigte

nachweisen müsste, von welchem GV-Landwirt die Auskreuzung stammt. Allerdings gibt die Analyse kaum Hinweise darauf, wie Versicherungs- oder Fondslösungen zur Haftung von Auskreuzungsschäden wirken würden. Lediglich die Abnahme der Adoptionswahrscheinlichkeit bei höherem betrieblichen Rapsanteil kann darauf hinweisen, dass Risikoüberlegungen bei der Anbauentscheidung der Landwirte möglicherweise eine Rolle spielen. Hieraus ergibt sich auch der weitere Forschungsbedarf, ob nicht unterschiedliche institutionelle Regelungen der Haftung unterschiedlich auf die Adoption von GV-Raps wirken würden.

Danksagung

Die Autoren möchten sich für die konstruktiven Anmerkungen zweier anonymen Gutachter bedanken.

Literatur

- ADAMOWICZ, V., P.C. BOXALL and J. LOUVIERE (1998): Stated Preference Approaches for measuring Passive-use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation. In: *American Journal of Agricultural Economics* 80 (1): 64-75.
- ALEXANDER, C.E. and T. VAN MELLOR (2005): Determinants of the Corn Rootworm Resistant Corn Adoption in Indiana. In: *AgBioForum* 8 (4): 197-204.
- BACKHAUS, K., B. ERICHSON, W. PLINKE und R. WEIBER (2003): *Multivariate Analysemethoden, Eine anwendungsorientierte Einführung*. 10. Auflage. Springer-Verlag, Berlin.
- BAKER, G.A. and 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.
- BANDILLA, W. und P. HAUPTMANN (1998): Internetbasierte Umfragen als Datenerhebungstechnik für die empirische Sozialforschung. In: *ZUMA-Nachrichten* 43 (22): 36-53.
- BATEMANN, I.J., R.T. CARSON, B. DAY, M. HANEMANN and N. HANLEY (2002): *Economic Valuation with Stated Preference Techniques: a manual*. Department for Transport. Elgar, Cheltenham.
- BAUERNZEITUNG (2006): Media – Informationen 2007. In: <http://www.bauernzeitung.de>, Stand: 19.12.2006.
- BECKER, A. und K. HOLM-MÜLLER (2006): Das neue Gentechnikgesetz – ein Gentechnikverhinderungsgesetz? Eine umweltökonomische Analyse der haftungsrechtlichen Neuerungen im Gentechnikgesetz. In: *Agrarwirtschaft* 55 (7): 303-309.
- BEN-AKIVA, M. and S.R. LERMAN (1994): *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*. 6. Auflage. MIT Press Series in Transportation Studies. MIT Press, Cambridge.
- BUNDESTAG (2005): Gesetz zur Neuordnung des Gentechnikrechts vom 21. Dezember 2004, Bundesgesetzblatt Jahrgang 2005 Teil I Nr. 8, ausgegeben zu Bonn am 3. Februar 2005, In: <http://www.bba.de/gentech/gentneuordg.pdf>, Stand: 10. Oktober 2006.
- BURTON, M., D. RIGBY, T. YOUNG and S. JAMES (2001): Consumer Attitudes to Genetically Modified Organisms in Food in the UK. In: *European Review of Agricultural Economics* 28 (4): 479-498.
- CAMERON, A.C. and P.K. TRIVEDI (2005): *Microeconometrics: methods and applications*. University Press, Cambridge.
- CANOLA COUNCIL OF CANADA (2001): *An Agronomic and Economic Assessment of Transgenic Canola*. Prepared by Serecon Management Consulting Inc. and Koch Paul Associates. In: http://www.canola-council.org/manual/GMO/gmo_toc.htm, Stand: 21. Juni 2006.

- CASWELL, M.F., K.O. FUGLIE and C.A. KLOTZ (1994): Agricultural biotechnology: An economic perspective. Agricultural Economics Report No. 687. USDA, Economic Research Service, Washington, DC.
- COUPER, M.P. (2000): Web Surveys: A Review of Issues and Approaches. In: Public Opinion Quarterly 64 (4): 464-494.
- DG AGRI (2000): Economic impacts of genetically modified crops in the agri-food sector, a synthesis. Working document. Directorate-General for Agriculture. In: <http://europa.eu.int/comm/agriculture/publi/gmo/cover.htm>, Stand: 14. Juni 2006.
- ENNEKING, U. (2003): Die Analyse von Lebensmittelpreferenzen mit Hilfe von Discrete-Choice-Modellen am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren. In: Agrarwirtschaft 52 (5): 254-267.
- EUROBAROMETER 64.3 (2006): Europeans and Biotechnology in 2005: Patterns and Trends. A report to the European Commission's Directorate-General for Research. In: <http://www.transgen.de/pdf/dokumente/eurobarometer2006.pdf>, Stand: 27. Juni 2006.
- FERNANDEZ-CORNEJO, J., S. DABERKOW and W.D. MCBRIDE (2001): Decomposing the Size Effect on the Adoption of Innovations: Agrobiotechnology and Precision Agriculture. In: AgBioForum 4 (2): 124-136.
- FERNANDEZ-CORNEJO, J. and W.D. MCBRIDE (2002): Adoption of Bioengineered Crops. Agricultural Economic Report Number 810. USDA, Economic Research Service, Washington, DC.
- FOSTER, M. (2003): GM Canola: What are its economics under Australian conditions? ABARE Economics. In: <http://www.abareonlineshop.com/-PdfFiles/PC12526.pdf>, Stand: 13.03.2007.
- FULTON, M. and L. KEYOWSKI (1999): The Producer Benefits of Herbicide-Resistant Canola. In: AgBioForum 2 (2): 85-93.
- GENEERA III (Generische Erfassungs- und Extrapolationsmethoden der Raps-Ausbreitung) (2005): Modellrechnungen zur Ausbreitung von Raps-Transgenen auf Landschaftsebene - Regionalstudie Schleswig-Holstein, 2002 - 2004.
- GRUBER, S. (2005): Durchwuchsrap - Ende in Sicht? In: RAPS 23 (3): 141-143.
- HAHN, C. (1997): Conjoint- and Discrete Choice-Analyse als Verfahren zur Abbildung von Präferenzstrukturen und Produktauswahlentscheidungen, Ein theoretischer und computergestützter empirischer Vergleich. Betriebswirtschaftliche Schriftenreihe Bd. 80. Lit Verlag, Münster.
- HALL, B.H. and B. KAHN (2003): Adoption of New Technology. In: Jones, D.C. (Hrsg.): New Economy Handbook. Academic Press, Amsterdam: 229-249.
- HAMMANN, P. und B. ERICHSON (1994): Marktforschung. 3. Auflage. Fischer, Jena und Stuttgart.
- HATEGKIMANA, B. and M. TRANT (2002): Adoption and diffusion of new technology in agriculture: genetically modified corn and soybeans. In: Canadian Journal of Agricultural Economics 50 (4): 357-371.
- HÖHN, A., T. OTT and F. SWIACZNY (2002): Papier oder Online? In: Standort - Zeitschrift für Angewandte Geographie 26 (2): 63-69
- HOMMEL, B. und B. PALLUT (2000): Bewertung der Herbizidresistenz für den integrierten Pflanzenschutz im System einer 4-feldrigen Fruchtfolge mit glufosinatresistentem Raps und Mais. In: Zeitschrift für Pflanzenkrankheiten und Pflanzenschutz, Sonderheft XVII 2000, Beiträge zur 20. Deutschen Arbeitsbesprechung über Fragen der Unkrautbiologie und -bekämpfung vom 14.-16. März 2000. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart-Hohenheim: 411-420.
- HUBBEL, B.J., M.C. MARRA and G.A. CARLSON (2000): Estimating the demand for a new technology: Bt cotton and insecticide policies. In: American Journal of Agricultural Economics 82 (1): 118-132.
- HÜTTNER, M. und U. SCHWARTING (2002): Grundzüge der Marktforschung. 7., überarbeitete Auflage. R. Oldenbourg Verlag, Wien, München.
- ISFAN, K. und T. SCHENK (2002): Erfahrungen des IfM Bonn mit einer Online-Erhebung. In: Institut für Mittelstandsforschung Bonn (Hrsg.): Jahrbuch zur Mittelstandsforschung 2/2002. Deutscher Universitäts-Verlag, Bonn: 73-97.
- JUST, R., D. ZILBERMAN and G. RAUSSER (1980): A Putty-Clay Approach to the Distributional Effects of New Technology under Risk. In: Yaron, D. und C. Tapiero (Hrsg.): Operations Research in Agriculture and Water Resources. North Holland Publishing Company, New York: 42-63.
- KAISER, U. (2001): Differences in Response Patterns in a Mixed Mode - Online/Paper & Pencil Business Survey. Discussion Paper No. 01-50. ZEW, Mannheim.
- KOLADY, D. and W. LESSER (2005): Adoption of Genetically Modified Eggplant in India: An Ex Ante Analysis. Selected Paper. American Agricultural Economic Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July, 24-27.
- KRISHNA, V.V. and M. QAIM (im Druck, 2007): Estimating the adoption of Bt eggplant in India: Who benefits from public-private partnership? In: Food Policy, doi: 10.1016/j.foodpol.2006.11.002.
- LAND UND FORST (2006): Mediadaten. In: http://www.landundforst.de/grafiken/21700/Mediadaten_LUF_Juni_2006.pdf, Stand: 19.12.2006.
- LESSER, W., J. BERNARD and K. BILLAH (1999): Methodologies for Ex Ante Projections of Adoption Rates for Agbiotech Products: Lessons Learned From rBST. In: Agribusiness 15 (2): 149-162.
- LFL (Bayerische Landesanstalt für Landwirtschaft) (2004): Anbau gentechnisch veränderter Pflanzen: Auswirkungen auf den Verbrauch von Pflanzenschutzmitteln und Bewertung möglicher Veränderungen hinsichtlich der Belastung der Umwelt und des Naturhaushaltes. Im Auftrag des Bayerischen Staatsministeriums für Umwelt, Gesundheit und Verbraucherschutz (StMUGV), Weihenstephan. In: http://www.lfl.bayern.de/publicationen/daten/schriftenreihe_url_1_10.pdf, Stand: 10. September 2006.
- LOUIVIERE, J.J. and D.A. HENSHER (1982): On the Design and Analysis of Simulated or Allocation Experiments in Travel Choice Modelling. In: Transportation Research Record 890: 11-17.
- LOUIVIERE, J.J. and G. WOODSWORTH (1983): Design and Analysis of Simulated Choice or Allocation Experiments: An Approach Based on Aggregate Data. In: Journal of Marketing Research 20 (4): 350-167.
- LOUIVIERE, J.J., D.A. HENSHER and J.D. SWAIT (2000): Stated Choice Methods, Analysis and Application. University Press, Cambridge.
- 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.
- LYNN, P. (1998): Data Collection Mode Effects on Responses to Attitudinal Questions. In: Journal of Official Statistics 14 (1): 1-14.
- McFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: Zarembka, P. (Hrsg.): Frontiers in Econometrics. Academic Press, New York: 105-139.
- MENRAD, K., S. GAISSER, B. HÜSING und M. MENRAD (2003): Gentechnik in der Landwirtschaft, Pflanzenzucht und Lebensmittelproduktion - Stand und Perspektiven, Technik, Wirtschaft und Politik. Schriftenreihe des Fraunhofer-Instituts für Systemtechnik und Innovationsforschung ISI. Physica, Heidelberg.

- MEYER-SCHATZ, H.M. (2006). Zur Einstellung von Landwirten zum Anbau von gentechnisch verändertem Raps – eine empirische Analyse. Master Thesis. Universität Kiel, Institut für Agrarökonomie.
- MUNRO, A. and N.D. HANLEY (2000): Information, Uncertainty, and contingent valuation. In: Bateman, I. and K. Willis (Hrsg.): *Valuing the Environment Preferences*. University Press, Oxford.
- NORRIS, P.E. and S.S. BATIE (1987): Virginia Farmers' Soil Conservation Decisions: An Application of Tobit Analysis. In: *Southern Journal of Agricultural Economics* 19 (1): 79-90.
- PAYNE, J., J. FERNANDEZ-CORNEJO and S. DABERKOW (2003): Factors Affecting the Likelihood of Corn Rootworm Bt Seed Adoption. In: *AgBioForum* 6 (1&2): 79-86
- PROFETA, A. (2006): Der Einfluss geschützter Herkunftsangaben auf das Konsumentenverhalten bei Lebensmitteln, Eine Discrete-Choice-Analyse am Beispiel Bier und Rindfleisch. Kovač, Hamburg.
- QAIM, M. and A. DE JANVRY (2003): Genetically Modified Crops, Corporate Pricing Strategies, and Farmers Adoption: The Case of Bt Cotton in Argentina. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (4): 814-828.
- QAIM, M. and I. MATUSCHKE (2005): Impacts of genetically modified crops in developing countries: a survey. In: *Quarterly Journal of International Agriculture* 44 (3): 207-227.
- QUANDT, R.E. (1968): Estimation of Modal Split. In: *Transportation Research* 2 (1): 41-50.
- RICHTER, T., J. NAUMANN und S. NOLLER (2001): Computer Literacy und computerbezogene Einstellung: Zur Vergleichbarkeit von Online und Paper- und Pencil-Erhebungen. In: Reips, U.-D. und M. Bosnjak (Hrsg.): *Dimensions of Internet-Science*. Pabst, Lengerich.
- ROGERS, E.M. (2003): *Diffusion of Innovations*. 5th ed. Free Press, New York.
- SCHMITZ, K., P.M. SCHMITZ und T.C. WRONKA (2003): Die Bewertung von Landschaftsfunktionen mit Choice Experiments. In: *Agrarwirtschaft* 52 (8): 379-389.
- SMYTH, S., G.G. KHACHATOURIANS and P.W.B. PHILLIPS (2002): Liabilities and economics of transgenic crops. In: *Nature Biotechnology* 20 (June): 537 – 541.
- SPILLER, A., J. ENGELKEN und S. GERLACH (2005): Zur Zukunft des Bio-Fachhandels: Eine Befragung von Bio-Intensivkäufern. Diskussionspapier Nr. 6, BMBF-Forschungsprojekt „Von der Agrarwende zur Konsumwende?“, In: http://www.sozial-oekologische-forschung.org/media/Konsumwende_Biofachhandelsstudie.pdf, Stand: 19.12.2006.
- SPILLER, A., C. WOCKE und T. STAACK (2006): Erfolgsdeterminanten der Markenführung am Beispiel der genossenschaftlichen Molkereiwirtschaft. In: *Deutsche Milchwirtschaft* 57 (6): 254-256.
- SYNODINOS, N.E., C.S. PAPASOTAS and G.M. OKIMOTO (1994): Computer-administered versus paper-and-pencil surveys and the effect of sample selection. In: *Behavior Research Methods, Instruments & Computers* 26 (4): 395-401.
- THEIL, H. (1970): On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables. In: *American Journal of Sociology* 76 (1): 103-154.
- THEOBALD, A. (2000): Das World Wide Web als Befragungsinstrument. Deutscher Universitäts-Verlag, Wiesbaden.
- THIRTLE, C., L. BEYERS, Y. IMAEL and J. PIESSE (2003): Can GM-Technologies Help the Poor? The Impact of Bt Cotton in Makhathini Flats, KwaZulu-Natal. In: *World Development* 31 (4): 717-732
- TRANSGEN (2006): GV-Pflanzen in der EU, Anbau in fünf Ländern. In: <http://www.transgen.de/gentechnik/pflanzenanbau/643.doku.html>, Stand: 19.12.2006
- VATN, A. (2004): Environmental valuation and rationality. In: *Land economics* 80 (1): 1-18
- VIERBOOM, C., I. HÄRLEN und J. SIMONS (2006): Akzeptanz organisatorischer und technologischer Innovationen in der Landwirtschaft bei Verbrauchern und Landwirten. In: *Landwirtschaftliche Rentenbank* (Hrsg.): *Organisatorische und technologische Innovationen in der Landwirtschaft*. Schriftenreihe Band 21. Frankfurt/Main.
- WEIS, H. C. und P. STEINMETZ (2006): *Marktforschung*. 6. Auflage. Verlag Kiehl, Ludwigshafen.
- WINDLE, J. and J. ROLFE (2005): Diversification choices in agriculture: a Choice Modelling case of sugarcane growers. In: *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 49 (1): 63-74.
- ZWERINA, K. (1997): Discrete choice experiments in marketing: use of priors in efficient choice designs and their application to individual preference measurement. Physica-Verlag, Heidelberg.

Kontaktautor:
JÖRG MÜLLER-SCHIEBEL
 Christian-Albrechts-Universität Kiel, Institut für Agrarökonomie
 24098 Kiel
 Tel.: 04 31-880 44 05, Fax: 04 31-880 44 21
 E-Mail: jmuelle@agric-econ.uni-kiel.de