

**UNTER WELCHEN UMSTÄNDEN WÜRDEN DEUTSCHE  
LANDWIRTE GENTECHNISCH VERÄNDERTEN RAPS ANBAUEN?  
EIN DISCRETE CHOICE EXPERIMENT**

**Gunnar Breustedt<sup>1</sup>, Jörg Müller-Scheeßel<sup>1</sup> und  
Henrika Marie Meyer-Schatz<sup>2</sup>**

**<sup>1</sup>Institut für Agrarökonomie, Christian-Albrechts Universität, Kiel  
<sup>2</sup>Produkt + Markt, Wallenhorst**



*Paper prepared for presentation at the 47<sup>th</sup> annual conference of the GEWISOLA*

*(German Association of Agricultural Economists) and the 17<sup>th</sup> annual conference of the ÖGA (Austrian Association of Agricultural Economists),*

*'Changing Agricultural and Food Sector',*

*Freising/Weihenstephan, Germany, September 26-28, 2007*

*Copyright 2007 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.*

# UNTER WELCHEN UMSTÄNDEN WÜRDEN DEUTSCHE LANDWIRTE GENTECHNISCH VERÄNDERTEN RAPS ANBAUEN? EIN DISCRETE CHOICE EXPERIMENT

*Gunnar Breustedt\*, Jörg Müller-Scheeßel\* und Henrika Marie Meyer-Schatz\*\**

## **Zusammenfassung**

Mittels eines Discrete Choice Experimentes werden empirisch Determinanten identifiziert, die die Entscheidung für den potenziellen Anbau von gentechnisch verändertem Raps durch 217 rapsanbauende Landwirte bestimmen. Die Deckungsbeitragsdifferenz gegenüber konventionellem Raps, die Haftungswahrscheinlichkeit und –höhe für Auskreuzungsschäden, die Wartezeit für die Rückkehr zu konventionellem Rapsanbau, die Einstellung von Nachbarlandwirten gegenüber Grüner Gentechnik, die Betriebsgröße, der betriebliche Rapsanteil, der Betriebstyp, die Innovationsneigung des Betriebsleiters, das Geschlecht des Betriebsleiters, eine akademische Ausbildung und die Existenz von Kindern unter 16 Jahren werden als signifikante Einflussgrößen identifiziert. Folglich ist neben den betriebswirtschaftlichen Kenngrößen nicht nur die eigene Präferenz, sondern auch die Meinung der Nachbarlandwirte mitentscheidend für die Adoption. Hingegen haben eine gesteigerte Anwendungsflexibilität der ersten Herbizidmaßnahme, das Alter und die Kooperationsneigung des Betriebsleiters keinen signifikanten Einfluss.

## **Keywords**

Adoption, Discrete Choice Experiment, Gentechnisch veränderter Raps, Multinomiales Probitmodell.

## **1 Einleitung**

Noch sind in Deutschland keine gentechnisch veränderten (GV) Rapsorten 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 einer konventionellen und gentechnisch veränderten Rapsorte 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 und bei der Auswahl von GV-Sorten für die Markteinführung. 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.

In der Literatur wurde die Adoption von gentechnisch veränderten Sorten unter verschiedenen Umweltbedingungen und Attributvariationen *ex ante* bisher nicht empirisch untersucht. Kolady und Lesser (2005) und Krishna und Qaim (im Druck, 2007) untersuchen zwar *ex ante* die Adoption von bt-Auberginen in Indien, lassen in diese Untersuchungen aber neben dem Saatgutpreis nur sozioökonomische Eigenschaften der Landwirte einfließen. Da aber die GV-Raps-Adoption nicht nur von dem Saatgutpreis bzw. vom erwarteten Deckungsbeitrag bestimmt wird, wird die bestehende Literatur zur *ex ante* Analyse der Adoption von

---

\* Dr. Gunnar Breustedt und Jörg Müller-Scheeßel sind wissenschaftliche Mitarbeiter am Lehrstuhl für Landwirtschaftliche Betriebslehre und Produktionsökonomie am Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Olshausenstr. 40, 24118 Kiel, E-Mail: jmuelle@agric-econ.uni-kiel.de

\*\* Henrika Marie Meyer-Schatz, Junior Research Consultant, Agribusiness Research, Produkt + Markt, Otto-Lilienthal-Str. 15, 49134 Wallenhorst, www.produktundmarkt.de

GV-Pflanzen um die Variation und Schätzung mehrerer Attributvariablen erweitert. Es wird mittels eines Discrete Choice Experimentes der Einfluss von Sorteneigenschaften und Anbausituationen, z.B. Deckungsbeitrag, Auskreuzungswahrscheinlichkeit, Durchwuchsproblematik und Einstellung benachbarter Landwirte auf die Wahlentscheidung zwischen konventioneller Rapssorte und GV-Rapssorte ermittelt. Zudem werden persönliche und betriebliche Einflussfaktoren der befragten Landwirte auf diese Entscheidungen identifiziert.

Der Beitrag ist folgendermaßen gegliedert: Es folgt im Anschluss die Vorstellung der Discrete Choice Methode, danach werden die Befragung und die verwendeten Daten beschrieben. In Kapitel 4 zeigen wir die Ergebnisse, aus denen im letzten Kapitel Schlussfolgerungen abgeleitet werden.

## 2 Discrete Choice Methode

Bei der Discrete Choice Methode (DCM) werden die Beziehungen zwischen Auswahlverhalten einerseits sowie Produkteigenschaften und individuellen Charakteristika der Nachfrager, hier Landwirte, andererseits untersucht (Hahn, 1997: 84). 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 DCM 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 wird sie von Windle und Rolfe (2005) zur Modellierung hypothetischer Diversifikationsentscheidungen australischer Zuckerrohrproduzenten eingesetzt.

In der DCM wird davon ausgegangen, dass ein Entscheider  $j$  die Alternative wählt, die ihm von allen  $K$  möglichen Alternativen den höchsten Nutzen  $U$  stiftet. Dabei ist der Nutzen eine Funktion der Eigenschaften  $z_k$  der gewählten Alternative  $k$  aus Sicht des Landwirts und den persönlichen Charakteristika  $s_j$  des Landwirts (Ben-Akiva und Lerman, 1994: 48).

$$(1) \quad U_{jk} = U(z_{jk}, s_j)$$

mit

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

$z_{jk}$  =  $Z \times 1$ -Vektor der  $Z$  Eigenschaften der Alternative  $k$  für Landwirt  $j$ ,

$s_j$  =  $S \times 1$ -Vektor der  $S$  entscheidungsrelevanten Charakteristika von Landwirt  $j$ .

Die Nutzenfunktion wird in einen deterministischen Teil  $V$ , der als eine linear additive Funktion der beobachteten Alternativeneigenschaften und Persönlichkeitscharakteristika angenommen wird, und einen stochastischen Teil  $\varepsilon$ , der die nicht beobachteten Variablen und Messfehler abbildet, additiv aufgeteilt (Ben-Akiva und Lerman, 1994).

$$(2) \quad U_{jk} = V(z_{jk}, s_j) + \varepsilon_{jk} = \alpha z_{jk} + \gamma s_j + \varepsilon_{jk} = \beta x_{jk} + \varepsilon_{jk}$$

mit

$\alpha$  =  $1 \times Z$ -Vektor, des marginalen Einflusses der Eigenschaften der Alternative  $k$ ,

$\gamma$  =  $1 \times S$ -Vektor, des Einflusses der persönlichen Charakteristika auf die Nutzenbewertung,

$\beta$  =  $1 \times (Z+S)$ -Vektor der zu schätzenden Parameter und

$x_{jk}$  =  $(Z+S) \times 1$ -Vektor der exogenen Variablen  $z_{jk}$  und  $s_j$ .

Aufgrund des stochastischen Teils der Nutzenfunktion muss der Nutzen  $U_{jk}$  als Zufallsvariable behandelt werden. Zudem ist er nicht beobachtbar, sondern nur die Entscheidung, welche Alternative gewählt wurde. Daher ist die Wahrscheinlichkeit  $P_{jn}$ , dass Entscheider  $j$  eine Alternative  $n \neq k$  aus seinem Choice-Set  $\Omega_j$  wählt, gleich der Wahrscheinlichkeit, dass

diese Alternative einen höheren Nutzen als alle anderen Alternativen im Choice-Set  $\Omega_j = \{k \mid k = 1, 2, \dots, K\}$  stiftet (Ben-Akiva und Lerman, 1994; Hahn, 1997). Wenn für jede Alternative aus dem Choice-Set eine binäre Variable  $y$  eingeführt wird, die den Wert 1 annimmt, wenn Landwirt  $j$  Alternative  $n$  wählt, und sonst 0, kann die Wahrscheinlichkeit folgendermaßen formuliert werden:

$$(3) \quad P_{jn} = \text{prob}(V_{jn} + \varepsilon_{jn} > V_{jk} + \varepsilon_{jk}; \forall k, n \in \Omega_j; n \neq k) = \text{prob}(y_{jn} = 1) = F_n(x_{jn}, \beta)$$

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 (multivariaten) Normalverteilung an, wie sie auch von Modellen mit einer binären endogenen Variablen bekannt sind.

Da die „independence of irrelevant alternatives (IIA)-Annahme“ in unserer Analyse mittels Hausman-Test abgelehnt wird (Hausman und McFadden, 1984; Ben-Akiva und Lerman, 1994: 183ff), verwenden wir nicht das am häufigsten verwendete Logitmodell<sup>1</sup> (Ben-Akiva und Lerman, 1994: 103), sondern das multinomiale Probitmodell (MNP) (Ben-Akiva und Lerman, 1994: 128; Cameron und Trivedi, 2005: 503).

Um nach der Schätzung anschauliche marginale Effekte für die Wahlwahrscheinlichkeit einer GV-Sorte zu erhalten, werden wir zunächst für die beobachteten Werte diese Wahrscheinlichkeiten vorhersagen, dann einzeln für jede exogene Variable eine diskrete Änderung simulieren und damit die neuen Wahlwahrscheinlichkeiten bestimmen. Die Differenz der Wahlwahrscheinlichkeit bei den beobachteten und den simulierten exogenen Größen ergibt den marginalen Effekt für jede Beobachtung.

### 3 Befragung und Daten

Im Folgenden erläutern wir die Befragung und die hiermit erhobenen Daten, die in die anschließende Schätzung eingeflossen sind.

Vom 30.03.2006 bis zum 16.07.2006 wurde in zahlreichen landwirtschaftlichen Printmedien und in einem Internetforum ein Aufruf zur Teilnahme an der Befragung veröffentlicht. Dabei wurde den Lesern entweder eine Teilnahme per online-Fragebogen ([www.globalpark.de](http://www.globalpark.de)), der leicht über die lehrstuhleigene Homepage erreicht werden konnte, oder die telefonische Anforderung eines papierbasierten Fragebogens angeboten. 209 Online- und acht papierbasierte Fragebögen konnten in die Auswertung einfließen.

Der Fragebogen gliedert sich in eine Einleitung mit einer Vorstellung der Studie, Fragen zur grundsätzlichen Einstellung zur Gentechnik, zum Betriebstyp und zum bisherigen Rapsanbau. Danach folgt der Hauptteil des Fragebogens mit den Choice-Sets, auf die weiter unten eingegangen wird. Nach dem Hauptteil folgen Fragen zu den übrigen erhobenen Variablen, die in Tabelle 2 erläutert werden.

Ein Choice-Set besteht in unserer Untersuchung aus drei Anbaualternativen für Raps, von denen der Landwirt eine für seinen gesamten Betrieb auswählen soll. Er kann sich hierbei zwischen zwei GV- und einer konventionellen Rapsorte entscheiden. Die Anbaualternativen können sich in mehreren Eigenschaften unterscheiden, die nicht nur sorten-, sondern auch umweltbedingt sind. Die einzelnen Attribute und die Auswirkungen ihrer Ausprägungen werden den Landwirten direkt vor Beantwortung der Choice Sets detailliert erläutert, insbesondere wird auf die Interdependenz zwischen Haftungshöhe und Haftungswahrscheinlichkeit eingegangen. 24 voneinander unabhängige Choice-Sets wurden nach den Prinzipien des orthogonalen reduzierten Designs und des minimal overlap erzeugt (BACKHAUS et al., 2003, ZWERINA, 1997), und jedem Probanden wurden acht zufällig ausgewählte Choice-Sets vorgelegt. Ein Beispiel für ein derartiges Choice-Set ist in Abbildung 1

<sup>1</sup> Bezeichnungen der unterschiedlichen Modelle erfolgt nach CAMERON und TRIVEDI (2005), 490ff.

zu sehen. 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.

**Abbildung 1: Beispiel eines Discrete Choice-Sets.**

Für den Anbau welcher Rapssorte würden Sie sich entscheiden?

(Kreuzen Sie bitte A, B oder C an.)

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

Die ausgewählten Eigenschaften der Anbaualternativen ergeben sich aus den wichtigsten Unterschieden im Anbau von konventionellen und gentechnisch veränderten Sorten und sind in Tabelle 1 zusammen mit ihren möglichen Ausprägungen aufgelistet.

**Tabelle 1: Eigenschaften und ihre möglichen Werte der GV-Sorten**

Eigenschaft	Ausprägungen		
	Niedrigster Wert	Mittlerer Wert	Höchster Wert
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

Aus diesen Werten werden die Choice Sets durch zufällige Kombinationen der Werte der einzelnen Eigenschaften gebildet.

Insgesamt wurden 1689 Choice-Sets von 217 Landwirten ausgefüllt. Jeweils 18% der Landwirte 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. Aus den übrigen Bundesländern kamen jeweils unter 10

Landwirte und sieben gaben nicht die ersten drei Stellen ihrer Postleitzahl an, aus denen auf das Bundesland geschlossen wurde. Die Beschreibung der weiteren sozioökonomischen Variablen ist in Tabelle 2 zu sehen.

**Tabelle 2: Deskriptive Statistik für sozioökonomische Variablen, n=217**

Variable	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, s. Text
Kooperationsneigung	0,12	0,2	Maß für die Kooperationsfreude, s. Text
Dummy-Variable	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

Der 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 des Hybridrapsanbaus sowie mit der Führung einer PC-gestützten Ackerschlagkartei. Wir vermuten, dass Landwirte, die sich bereits früher als „early adopter“ neuer Technologien gezeigt haben, auch die GV-Technologie mit einer höheren Wahrscheinlichkeit übernehmen werden als andere Landwirte. Der Index wird auf Werte zwischen 0 und 1 normiert. Der Kooperationsindex wird erstellt aus verschiedenen Fragen zum bisherigen Kooperationsumfang des Betriebes und soll eine Verhandlungs- und Absprachebereitschaft des Landwirtes widerspiegeln, die den Umgang mit externen Effekten wie der Auskreuzung von GV-Raps erleichtern kann. Hierbei wird abgefragt, inwiefern der Landwirt an Kooperationen im Maschinenbereich, im Einkauf und im Verkauf beteiligt ist. Der ebenfalls zwischen 0 und 1 normierte Index steigt mit zunehmendem Kooperationsumfang an. Die durchschnittliche Betriebsgröße der befragten Landwirte liegt mit 358 ha deutlich über dem deutschen Durchschnitt für Betriebe mit mehr als 2 ha von 46,4 ha im Jahr 2005 (BMELV, 2006). Die Ausbildung der Befragten ist zudem mit einem Akademikeranteil von 46 % überdurchschnittlich hoch, der Bundesdurchschnitt für landwirtschaftliche Betriebsleiter lag 2005 bei 8,1 % (BMELV, 2006). Durch diese deutlichen Abweichungen ist die Studie nur bedingt repräsentativ für Deutschland und die Ergebnisse und Schlussfolgerungen beziehen sich nur auf die untersuchte Stichprobe. Jedoch kann sie

aufgrund der Betriebsgrößen möglicherweise eine besonders begehrte Zielgruppe von Saatgutfirmen darstellen.

#### 4 Ergebnisse und Diskussion

In 37,7% der untersuchten 1689 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 3 abgelesen werden.

**Tabelle 3: Determinanten der GV-Raps-Adoption**

logarithmierter simulierter Likelihood-Wert	unrestringierte Schätzung			restringierte Schätzung		
	Koeffizient	Std.-Fehler	P> z	Koeffizient	Std.-Fehler	P> z
	-1325,1			-1328,6		
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

Im linken Teil wird die Schätzung mit allen exogenen Variablen dargestellt. In der rechten Schätzung konnten simultan als nicht signifikant die Terminflexibilität der Herbizid-anwendung und der Dummy für GV befürwortende Nachbarlandwirte sowie die sozio-ökonomischen Kenngrößen Direktvermarktung, Kooperationsneigung, die Existenz eines Hofnachfolgers und das Betriebsleiteralter einem LR-Test folgend ausgeschlossen werden. In der restringierten Schätzung sind alle Variablen hoch signifikant außer des Dummies für eine arrundierte Flächenlage, Geschlecht des Betriebsleiters und des Dummies für Veredelungsbetriebe, die auf dem 5%-Niveau signifikant sind. Um den Einfluss der Attribut-größen 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 bestimmt (siehe Tabelle 4). Ein höherer Deckungsbeitrag erhöht die Wahrscheinlichkeit, GV-Raps zu wählen, gesenkt wird diese Wahrscheinlichkeit durch eine höhere Haftung, zusätzliche Wartejahre und die Ablehnung durch Nachbarlandwirte verglichen mit neutralen Nachbarn.

**Tabelle 4: 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

Unter den betrieblichen Charakteristika sticht insbesondere der gegenläufige Effekt von betrieblichem Rapsanteil und Betriebsgröße heraus. Der positive Einfluss der Betriebsgröße zeigt, dass die Adoption trotz der beliebigen Saatgutteilbarkeit ceteris paribus größenabhängig ist. Der negative Einfluss des Rapsanteils kann hingegen 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 geringere Adoptionswahrscheinlichkeit, wohingegen Veredelungsbetriebe eher adoptieren. Eine Erklärung könnte darin liegen, dass Betriebsleiter von Veredelungsbetrieben aufgrund des geringeren Politikeinflusses überdurchschnittlich innovativ sind, weil betriebliches Wachstum einfacher und notwendiger ist als in der quotengebundenen Milchproduktion und der Innovationsindex diesen Effekt nicht mit abbildet. Dem Einfluss der Variablen „Natürliche Pollenbarrieren“ und eine „Arrondierte 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. 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, eine akademische Ausbildung erhöht sie. Zudem entscheiden sich weibliche Betriebsleiter eher gegen den GV-Raps.

## **5. Schlussfolgerungen**

Zunächst bestätigt die empirische Analyse, dass die meisten Eigenschaften der GV-Anbaualternativen 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 ist es, dass Landwirte eine GV-Sorte wählen. Eine Erhöhung der Terminflexibilität der ersten Unkrautspritzung über 25 Tage hinaus hat keinen Einfluss. Zusammenfassend sind also nicht nur eine Erhöhung des Deckungsbeitrages durch hohen Ertrag, verminderte Herbizidkosten und einen niedrigen Saatgutpreis für eine hohe Marktdurchdringung von GV-Saatgut relevant, sondern auch fundierte Anbauempfehlungen zur Auskreuzungsreduktion und zum Umgang mit GV-Ausfallraps.

Allerdings dokumentiert die empirische Analyse auch, dass neben betriebswirtschaftlichen auch präferenzbedingte und nachbarschaftliche Aspekte von signifikanter Bedeutung sind. Über 40% der Landwirte haben sich nicht ein einziges Mal für eine GV-Sorte entschieden, unabhängig von der gegebenen Ausprägung der Attribute. Diese mutmaßliche persönliche Präferenz kann sich auch auf die übrigen Landwirte auswirken, weil GV-ablehnende landwirtschaftliche Nachbarn im Vergleich zu neutralen Nachbarn die Anbauwahrscheinlichkeit für alle Landwirte um über 6%-Punkte senken. Der Effekt ist damit mehr als doppelt so groß wie eine Erhöhung der Saatgutkosten um 10€/ha.

Die empirische Analyse kann zudem Hinweise über die Charakteristika adoptierender Betriebe geben. Große Veredelungsbetriebe mit einem gut ausgebildetem Betriebsleiter, einem eher geringen Rapsanteil und hoher Innovationsneigung haben eine hohe Adoptionswahrscheinlichkeit. Unterstellt man zudem, dass gerade diese innovativen, akademisch ausgebildeten Betriebsleiter großer Betriebe zu den Multiplikatoren und Meinungsmachern in einer Region gehören, so sollten GV-Saatgutfirmen vornehmlich diese Personengruppe ansprechen, um zügig eine hohe Marktdurchdringung zu erreichen.

## Literatur

- Adamowicz, V., P.C. Boxall, J. Louviere (1998): Stated Preference Approaches for measuring Passive-use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation. In: *American Journal of Agricultural Economics* 80, 64-75.
- Backhaus, K., B. Erichson, W. Plinke, R. Weiber (2003): *Multivariate Analysemethoden, Eine anwendungsorientierte Einführung*. 10. Auflage, Springer-Verlag, Berlin.
- Ben-Akiva, M., S. R. Lerman (1994): *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*. MIT Press Series in Transportation Studies, 6. Auflage, MIT Press, Cambridge.
- BMELV (2006): *Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland*. 50. Jahrgang. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz. Landwirtschaftsverlag, Münster.
- Cameron, A.C., P.K. Trivedi (2005): *Microeconometrics: methods and applications*. University Press, Cambridge.
- Enneking, U. (2003): Die Analyse von Lebensmittelpräferenzen mit Hilfe von Discrete-Choice-Modellen am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren. In: *Agrarwirtschaft* 52 (5), 254-267.
- 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.
- Hausmann, J., D. McFadden (1984): Specification Tests for the Multinomial Logit Model. In: *Econometrica*, Vol. 52, No. 5, 1219-1240.
- Hubbel, B.J., M.C. Marra, G.A. Carlson (2000): Estimating the Demand for a new Technology: Bt Cotton and Insecticide Policies. In: *American Journal of Agricultural Economics* 82, 118-132.
- Krishna, V. V., 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
- Kolady, D., 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.
- 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., 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.
- Schmitz, K., P.M. Schmitz, T.C. Wronka (2003): Die Bewertung von Landschaftsfunktionen mit Choice Experiments. In: *Agrarwirtschaft* 52 (8), 379-389.
- transgen (2006): GV-Pflanzen in der EU, Anbau in fünf Ländern. <http://www.transgen.de/gentechnik/pflanzenanbau/643.doku.html>, Stand: 19.12.2006
- Windle, J., J. Rolfe (2005): Diversification choices in agriculture: a Choice Modelling case of sugarcane growers. In: *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 49, 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.