

Aus dem Institut für Agrarökonomie
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Discrete Choice Experimente zur Prognose des Entscheidungsverhaltens von Landwirten

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

vorgelegt von
M.Sc. Norbert Schulz
aus Uelzen

Kiel, im August 2013

Dekan:	Prof. Dr. Dr. h.c. Rainer Horn
1. Berichterstatter:	Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann
2. Berichterstatter:	Prof. Dr. Jens-Peter Loy
Tag der mündlichen Prüfung:	06. November 2013

Gedruckt mit Genehmigung der
Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
Der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Diese Dissertation kann als elektronisches Medium
über den Internetauftritt der Universitätsbibliothek Kiel
(www.ub.uni-kiel.de; eldiss.uni-kiel.de)
aus dem Internet geladen werden.

Danksagung

Bis zum Abschluss meiner Promotion ist eine sehr lehrreiche, spannende und schöne Zeit vergangen, in der ich vielen Personen begegnet bin, die zur Fertigstellung dieser Arbeit beigetragen haben. Dafür möchte ich mich auf diesem Wege ganz herzlich bedanken.

Mein besonderer Dank gilt meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann, der mir die Promotion an seinem Lehrstuhl ermöglichte. Die Arbeit am Lehrstuhl hat mir große Freude bereitet, besonders die gewährten Freiräume und die gemeinsamen Beiträge für die landwirtschaftliche Fachpresse werde ich vermissen.

Dr. habil. Gunnar Breustedt danke ich für die sehr gute Betreuung mit den vielen kritischen Anmerkungen und Diskussionsabenden, welche dazu beitrugen die Promotion zielstrebig abzuschließen. Weiterhin bedanke ich mich für die Übernahme des Zweitgutachtens bei Herrn Prof. Dr. Jens-Peter Loy.

Für die vielen Gespräche und Diskussionen mit meinem Bürokollegen Martin Mees über promotionsferne Themen bedanke ich mich sehr. Ich werde die Bürozeit mit dir sehr vermissen! Auch meinen Kollegen aus der Abteilung der landwirtschaftlichen Betriebslehre Christian Drepper, Dr. Tammo Francksen, Dr. Torben Tiedemann, Dr. Volker Saggau, Patrick Wettemann und Solveigh Hennig danke ich für die schöne gemeinsame Zeit. Weiterer Dank gilt Susanne Tischendorf und Lisa Elsner, welche mir stets bei organisatorischen Dingen behilflich waren. Für die Unterstützung bei den Datenerhebungen für diese Arbeit danke ich Henning Jensen, Sören Ilper, Imke Hering, Linda Lauenstein und Inga Jürgens.

Die Promotionszeit wurde durch die abwechslungsreichen Mittagsrunden mit meinen Kollegen der Agrarpolitik und landwirtschaftlichen Betriebslehre abgerundet, aber auch die ehrenamtliche Arbeit im Börsenverein Warenterminmarkt e.V. trug dazu bei.

Nochmals sei Henning Jensen erwähnt, der in den letzten Jahren als Mitbewohner und sehr guter Studienfreund immer ein offenes Ohr hatte. Viele gemeinsame Aktivitäten, wie unsere Osteuropareisen habe ich sehr genossen.

Schließlich bedanke ich mich bei meinen Eltern für die Unterstützung und den Rückhalt während der Promotionszeit. Meiner lieben Irina Sophie sei von ganzem Herzen für ihr Verständnis und ihre Aufmunterungen besonders zum Abschluss der Promotion gedankt!

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung und Zusammenfassung	1
2	Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlung mit Hilfe eines Discrete Choice Experimentes	13
3	Kalibrierung von Vertragsnaturschutzprogrammen mittels eines zweistufigen Discrete Choice Experimentes	39
4	Prognose der Adoptionswahrscheinlichkeit und des Marktanteils von Winterzuckerrüben mit einem zweistufigen Discrete Choice Experiment.....	69
5	Assessing farmers' willingness to accept 'greening': insights from a discrete choice experiment in Germany	103
6	Integrating economic and behavioural theory to explain dairy farmers' contract acceptance	135
7	Bestimmung ökonomischer Gewichte für die Zuchtwertschätzung mit Hilfe eines Discrete Choice Experiments.....	165
8	Schlussbetrachtung	183
9	Summary.....	203
10	Methodischer Anhang.....	207

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2.1: Beispiel eines Discrete Choice Sets	26
Abbildung 3.1: Optimalitätsbedingung für den Flächenumfang eines Vertrags	46
Abbildung 3.2: Beispiel eines Discrete Choice Sets	51
Abbildung 3.3: Naturschutzindex Beweidung, Mahd und Laufzeit.....	60
Abbildung 3.4: Simulierte Naturschutzleistung optimaler Verträge in Abhängigkeit des Budgets.....	63
Abbildung 3.5: Simulierte Fläche optimaler Verträge in Abhängigkeit des Budgets	64
Abbildung 4.1: Verteilung der Herkunftsgemeinden der befragten Betriebe	75
Abbildung 4.2: Beispielhaftes Choice Set.....	77
Abbildung 4.3: Prognostizierte Anbauwahrscheinlichkeiten und Anbauanteile.....	93
Abbildung 4.4: Grenzgewinn und Marktanteil von Winterrüben-Saatgut in Abhängigkeit des Saatgutpreises.....	94
Abbildung 7.1: Wichtigkeit einzelner Zuchtmerkmale bei der Entscheidung des Bulleneinsatzes.....	170
Abbildung 7.2: Ausgewähltes Choice Set des DCE.....	172
Abbildung 7.3: Wirkung von zwei Relativzuchtwerten auf den RZG	178

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1: Eigenschaften und ihre möglichen Ausprägungen der Naturschutzverträge	26
Tabelle 2.2: Deskriptive Statistik für betriebsspezifische Variablen	28
Tabelle 2.3: Deskriptive Statistik für Vertragseigenschaften	29
Tabelle 2.4: Einfluss der Vertragsattribute auf die Vertragswahl.....	30
Tabelle 2.5: Einfluss der betrieblichen Eigenschaften auf die Vertragswahl	31
Tabelle 2.6: Vertragsspezifische Marginale Effekte, WTA und 95% Konfidenzintervalle.....	33
Tabelle 2.7: Betriebsspezifische Marginale Effekte, WTA und 95% Konfidenzintervalle.....	34
Tabelle 3.1: Schätzkoeffizienten der zweiten Stufe	54
Tabelle 3.2: Marginale Effekte (ME) und WTA der ersten Stufe.....	56
Tabelle 3.3: Marginale Effekte (ME) und marginale WTA der betriebsspezifischen Variablen.....	57
Tabelle 3.4: Naturschutzindex	60
Tabelle 3.5: Optimierte Vertragseigenschaften des Vertrags 3 bei unterschiedlichen Budgets.....	65
Tabelle 4.1: Eigenschaften der Winterzuckerrübe und ihre möglichen Ausprägungen.....	76
Tabelle 4.2: Deskriptive Statistik betrieblicher Variablen	80
Tabelle 4.3: Determinanten der Anbauwahrscheinlichkeit und Willingness to Pay (WTP).....	87
Tabelle 4.4: Determinanten des Anbauanteils von Winterrüben an der gesamten Zuckerrübenfläche (Schätzergebnisse der zweiten Stufe)	91
Tabelle 5.1: Sample choice set.....	110
Tabelle 5.2: Greening attributes and their levels in the choice experiment	110
Tabelle 5.3: Summary statistics of survey respondents (N = 128)	115
Tabelle 5.4: Factors affecting farmers' 'greening' choices (conditional logit model)	118
Tabelle 5.5: Marginal effects, WTA and 95% confidence intervals for the parsimonious estimation	122
Tabelle 5.6: WTA estimates from the latent class estimation.....	125

Tabelle 6.1: Results of the principal component analysis.....	145
Tabelle 6.2: Overview of contract attributes and attribute levels	146
Tabelle 6.3: Summary statistics of variables included in the model.....	150
Tabelle 6.4: Estimation results of the conditional logit model, contract variables and socioeconomic variables	152
Tabelle 6.5: Estimation results of the conditional logit model (continued): interaction terms.....	153
Tabelle 6.6: Continued: Estimation results of the conditional logit model – relational and behavioural measures	154
Tabelle 6.7: Marginal willingness to accept milk delivery contracts.....	155
Tabelle 7.1: Zuchtmerkmale und deren Ausprägungen der hypothetischen Bullen	171
Tabelle 7.2: Deskriptive Statistik - betriebsspezifische Variablen	172
Tabelle 7.3: Marginale Effekte der betrachteten Zuchtmerkmale	175
Tabelle 7.4: Gewichte der Relativzuchtwerte im RZG	176
Tabelle 7.5: Bisherige und neu bestimmte Gewichte im RZG	177
Tabelle 7.6: Koeffizienten zur Bestimmung des RZM	177
Tabelle 8.1: Übersicht einzelner Informationsszenarien.....	193

Kapitel 1

Einleitung und Zusammenfassung

In vielen Bereichen der Landwirtschaft werden zunehmend neue Verfahren angewendet. Die Landwirte sind einerseits gezwungen neue Produktionsverfahren einzusetzen, um ihre Produktionskosten zu senken, andererseits werden ihnen durch Politikveränderungen bzw. -maßnahmen Produktionsauflagen vorgegeben. Die Akzeptanz all dieser Verfahren oder Maßnahmen bei den Landwirten lässt sich vorab nicht genau abschätzen. Eine mögliche Methode zur Akzeptanzmessung ist aus der Konsumforschung bekannt. Das Kaufverhalten von Konsumenten für neue Produkte wird dort häufig mit Discrete Choice Experimenten (DCE) untersucht. Diese diskrete Entscheidungsanalyse kommt ursprünglich aus der quantitativen Psychologie (vgl. LUCE UND TUKEY, 1964) und wurde von den Ökonomen QUANDT (1968), THEIL (1970) sowie MCFADDEN (1974) weiterentwickelt.

Zunehmend verbreitet sich die Methode der DCE auch in der agrarökonomischen Literatur, sie ist dort bisher jedoch zumeist auf der Konsumentenseite zu finden. So untersucht beispielsweise ENNEKING (2003) mit einem DCE das Produktwahlverhalten von Konsumenten bei ökologisch produzierten Wurstwaren. SAMMER (2006) nutzt das DCE, um das Entscheidungsverhalten von Konsumenten bei dem Kauf von Waschmaschinen, Glühlampen, Klein- und Mittelklassewagen in Bezug auf Ökolabelings zu messen. Aus der Studie von MEYERHOFF ET AL. (2009) wird deutlich, dass es auch möglich ist, den Nutzen von Agrarumweltprogrammen für Konsumenten mit Discrete Choice Experimenten zu messen. Sie setzen ein DCE ein, um den Nutzen von naturnaher Forstbewirtschaftung für die Bevölkerung in zwei Regionen Niedersachsens zu quantifizieren. Weiterhin seien GREBITUS ET AL. (2013) genannt, die untersuchen, wie sich die Verpackungsart von Frischfleisch auf die Zahlungsbereitschaft bei amerikanischen und deutschen Konsumenten auswirkt.

Im Bereich der landwirtschaftlichen Produktionsökonomie ist die Literatur zu DCE noch sehr überschaubar und entsprechend begrenzt. Im Folgenden wird ein Überblick zu DCE im Bereich der landwirtschaftlichen Produktionsökonomie gegeben.

CLAASSEN UND TEGENE (1999) untersuchen in einem Choice Experiment das Entscheidungsverhalten bei der Bodennutzung von Landwirten. Sie finden heraus, dass die Bodennutzung der Landwirte von der relativen Bodenrendite, der Bodenqualität und der Agrarpolitik abhängt. SCARPA ET AL. (2003) vergleichen die Ergebnisse eines DCE mit Ergebnissen einer hedonischen Analyse. Die Resultate der Studie zeigen, dass die Schätzer des DCE dem externen Test Stand halten und das Experiment eine adäquate und präzise Methode sein kann, um die relevanten Charakterzüge von Rindvieh bei der Transaktion von Maasai'schen Händlern zu ermitteln. BEKHOR ET AL. (2004) versuchen mit einem DCE basierend auf der Random Utility Theorie Faktoren zu identifizieren, die Landwirte dazu bewegen, Innovationen im Bereich des Anbaus von Unterglastomaten in Israel zu übernehmen. In der Arbeit von RAMBONILAZA (2005) wird ein Ansatz entwickelt, um die Präferenzen von unterschiedlichen Landnutzern in Bezug auf Knicks, landwirtschaftliche Gebäude und „verbuschtes“ Land zu messen. Als Analysemethode wird ein DCE in der Region Monts d'Arrée (Frankreich) durchgeführt. WINDLE UND ROLFE (2005) messen mit einem DCE das Verhalten von Zuckerrohrproduzenten und OUMA ET AL. (2007) untersuchen die Präferenzen von viehhaltenden Haushalten im Hinblick auf phänotypische Merkmale von Rindern, welche von Trypanosomosis in Kenia und Äthiopien betroffen sind. PETERSON ET AL. (2007) untersuchen, warum nur wenige Landwirte an WQT (Water Quality Trading) teilnehmen und BREUSTEDT ET AL. (2008) prüfen mit einem internetbasierten DCE, unter welchen Umständen deutsche Landwirte gentechnisch veränderten Raps anbauen würden. ROESSLER ET AL. (2008) ermitteln mit einem DCE, welche Anforderungen Kleinbauern in Vietnam an Schweine haben und in dem Beitrag von RUTO UND GARROD (2009) wird ein DCE angewendet, um herauszufinden, wie Agrarumweltprogramme (AES) gestaltet sein müssen, damit Landwirte an diesen teilnehmen. Dabei wurden Landwirte in 10 Regionen der EU befragt. ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) nutzen ein DCE, um in den spanischen Regionen Aragon und Andalusien die Präferenzen von 300 Landwirten für unterschiedlich ausgestaltete Naturschutzoptionen basierend auf stickstofffixierenden Pflanzen zu messen und CHRISTENSEN ET AL. (2011) führen ein DCE mit 444 dänischen Landwirten durch, um ihre Bereitschaft zu ermitteln, Verträge für Pflanzenschutzmittel-freie Pufferzonen abzuschließen.

Wie aus der zuvor genannten Literatur ersichtlich, wird die Methode der DCE in unterschiedlichen Bereichen angewendet, um die Akzeptanz von hypothetischen Verfahren, Verträgen oder Produkten bei Landwirten und Verbrauchern zu messen. In der hier vorliegenden Dissertation wird die Methode der DCE erweitert, um das

Entscheidungsverhalten von landwirtschaftlichen Produzenten zu prognostizieren. Gegenüber der zuvor vorgestellten DCE-Literatur mit Landwirten wird zum einen die DCE-Methodik um eine zweite Stufe, in der der Nutzungsumfang einer Wahlalternative im Experiment erfragt wird, ergänzt. In der empirischen Analyse werden hierzu multinomiale Heckman Schätzmodelle eingesetzt. Zum anderen werden zusätzlich Interaktionsterme zwischen Attributvariablen der betrachteten Alternativen und betrieblichen sowie charakteristischen Eigenschaften der Landwirtsprobanden mit einbezogen, um die Heterogenität der Befragten zu berücksichtigen. Weiterhin werden erweiterte Schätzmodelle, wie das Latent Class oder Mixed Logit Modell eingesetzt, um diesem Aspekt Rechnung zu tragen.

Um diese beiden methodischen Erweiterungen der DCE unter landwirtschaftlich relevanten Fragestellungen zu überprüfen, werden unterschiedliche Fallstudien zur Prognose des Entscheidungsverhaltens von Landwirten durchgeführt. "Entscheidungsverhalten" bezieht sich in der vorliegenden Arbeit im Speziellen auf das Naturschutzangebotsverhalten von Landwirten (Kapitel 2 und 3), das Adoptionsverhalten von neuem Zuckerrübensaatgut, die Reaktion auf neue Agrarpolitikmaßnahmen (Kapitel 4 und 5), die Akzeptanz von Milchlieferverträgen (Kapitel 6), sowie die Wahl der Genetik in der Rinderzucht (Kapitel 7). Die betrachteten Fallstudien sind für die Agrarpolitik, die Pflanzen- und die Tierzucht sowie für die Agrarindustrie von hoher Relevanz. Es handelt sich oft um komplexe Entscheidungsprozesse, die nur schwer modelliert werden können. Inwieweit diese komplexen Fragestellungen mit Hilfe der Discrete Choice Methodik beantwortet werden können, wird in der vorliegenden Dissertation untersucht. Dabei wird die Methodik der DCE jeweils in Abstimmung zur jeweiligen Fragestellung erweitert. So wird in den Kapiteln 2 und 7 ein einfaches DCE durchgeführt, zweistufige Discrete Choice Experimente werden erstmals in den Kapiteln 3 und 4 angewendet und die Heterogenität der Befragten wird in den Kapiteln 4, 5 und 6 einerseits durch Mixed Logit oder Latent Class Modelle abgebildet, andererseits werden Interaktionsterme zwischen Attributvariablen und betriebsspezifischen Variablen aufgenommen.

Die einzelnen Kapitel sind als eigenständige Beiträge zu betrachten und werden im Folgenden zusammenfassend dargestellt.

Kapitel 2: Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlung mit Hilfe eines Discrete Choice Experimentes

Die Determinanten für die Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen in den beiden schleswig-holsteinischen Grünlandregionen Eiderstedt und Südtondern werden mit einem Discrete Choice Experiment ermittelt. Angelehnt an bereits von der Landesregierung Schleswig-Holstein angebotene Naturschutzverträge werden die Attribute „Düngung“, „Mahdtermine“, „maximale Beweidung“, „Vertragslaufzeiten“ und „jährliche Ausgleichszahlungen“ betrachtet. Wie erwartet wirkt eine erhöhte Ausgleichszahlung positiv und restriktivere Auflagen negativ auf die Wahrscheinlichkeit, an einem Naturschutzprogramm teilzunehmen. Neben der Vertragsgestaltung wird zusätzlich eine Vielzahl betriebsindividueller Determinanten der Teilnahmebereitschaft identifiziert. Betriebe, die bereits an Naturschutzprogrammen teilnehmen, wählen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit ein Programm. Die aus den Determinanten bestimmte marginale Willingness to Accept (WTA) zeigt, dass gerade Vertragseigenschaften wie Düngungs- oder Mahdaufgaben hohe Kompensationen im Bereich von über 100 bis 215 €/ha erfordern. Beispielsweise müsste dem Landwirt ein erhöhter Betrag von 215 €/ha geboten werden, wenn dieser ein Naturschutzprogramm mit einer Mindestfläche von 5% seines Grünlands abschließen sollte, in welchem die organische und mineralische Düngung verboten ist, verglichen mit einem Programm, in dem dies erlaubt wäre. Intensiv wirtschaftende Landwirte, deren Betriebe z.B. durch hohe Viehdichten oder geringe Dauerweideanteile gekennzeichnet sind, verlangen höhere Kompensationszahlungen als andere Landwirte. So bewirkt eine Erhöhung der Viehbesatzdichte um 1 GV/ha eine um ca. 85 €/ha höhere Ausgleichszahlung. Die Ergebnisse des Experiments zeigen deutlich, welche Betriebe gerade Naturschutzprogramme wählen würden, allerdings ist die Prognose des Nutzens für die Natur durch das Angebot der unterschiedlichen Naturschutzprogramme mit diesem einstufigen DCE nicht möglich. Es kann keine Naturschutzangebotsfunktion ermittelt werden. Hierzu bietet sich die Erweiterung der Methode um eine zweite Stufe an, bei welcher neben der Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl auch die Vertragsfläche bestimmt wird. Im Kapitel 3 wird dieser Aspekt berücksichtigt und das DCE um eine zweite Stufe erweitert.

Kapitel 3: Kalibrierung von Vertragsnaturschutzprogrammen mittels eines zweistufigen Discrete Choice Experimentes

Vermeehrt werden Discrete Choice Experimente verwendet, um die Präferenzen von Landwirten für verschiedene Eigenschaften von hypothetischen Naturschutzverträgen zu quantifizieren (vgl. Kapitel 2). In diesem Kapitel wird das DCE des Kapitels 2 genutzt und erweitert. Die Befragungsteilnehmer (Landwirte) werden nicht nur gefragt, für welchen der unterschiedlich ausgestalteten Verträge sie sich entscheiden, sondern auch welchen Flächenumfang sie in das Naturschutzprogramm einbringen würden. So kann bei der Optimierung der Vertragseigenschaften auch der Effekt auf die Teilnahmefläche berücksichtigt werden. Die erste Stufe einer multinomialen Heckman-Schätzung liefert die Vertragswahlwahrscheinlichkeiten und die daraus resultierende WTA bestimmter Vertragstypen und –auflagen, welche ausführlich in Kapitel 2 diskutiert werden. Die Teilnahmeflächen der Landwirte und deren Determinanten werden in einer zweiten Stufe mittels OLS-Regression geschätzt. Letztere trägt der Selektionsverzerrung der ersten Schätzstufe explizit Rechnung. Aus dieser zweiten Schätzstufe wird beispielsweise deutlich, dass intensiv wirtschaftende Betriebe nicht nur mit einer geringen Wahrscheinlichkeit einen Vertrag wählen, wie bereits in Kapitel 2 gezeigt, sondern diese Betriebe nehmen auch mit einem geringeren Flächenumfang am Vertragsnaturschutz teil. Mit Hilfe von Simulationen auf Basis der geschätzten Parameter werden für ein hypothetisches Naturschutzprogramm (in diesem Fall ein Programm zum Vogelschutz) ex ante die optimalen Vertragseigenschaften in Abhängigkeit unterschiedlich hoher Programmbudgets bestimmt. Es wird deutlich, dass für unterschiedliche Budgethöhen jeweils andere Verträge optimal sein können, das heißt den jeweils höchsten Naturnutzen erbringen. So liefert bei einem Programmbudget von 150.000 Euro, ein Vertrag, bei dem die organische Düngung erlaubt ist, den höchsten Nutzen für die Natur. Hingegen ist bei einem Programmbudget von 300.000 Euro ein Naturschutzprogramm, bei dem sämtliche Düngung verboten ist, optimal.

Kapitel 4: Prognose der Adoptionswahrscheinlichkeit und des Marktanteils von Winterzuckerrüben mit einem zweistufigen Discrete Choice Experiment

Dieser Beitrag identifiziert die Bestimmungsfaktoren der Anbaubereitschaft norddeutscher Landwirte für die Winterzuckerrübe und prognostiziert den Marktanteil der betrachteten Zuckerrübe mit Hilfe eines zweistufigen Discrete Choice Experiments. Die empirische Analyse beruht auf einer Befragung von 100 Zuckerrübenanbauern in Niedersachsen und Sachsen-Anhalt. Die Schätzung eines Mixed Logit Modells zeigt, dass sowohl die

Sorteneigenschaften der Rüben als auch die sozioökonomischen Eigenschaften der Landwirte die Anbauwahrscheinlichkeit beeinflussen. Eine verringerte Auswinterungswahrscheinlichkeit oder die Spätsaatverträglichkeit erhöhen die Adoptionswahrscheinlichkeit, während die Entwicklung der Rübe über gentechnische Methoden diese signifikant senkt. Aus den Schätzkoeffizienten lassen sich die marginalen Zahlungsbereitschaften der befragten Landwirte für die einzelnen Sorteneigenschaften bestimmen. So wären die befragten Zuckerrübenanbauer beispielsweise bereit, auf einen Deckungsbeitrag von ca. 313 €/ha zu verzichten, wenn sie durch Ertragssteigerungen mit der betrachteten Winterzuckerrübe 10% der Rübenanbaufläche einsparen könnten. Die Einführung einer gentechnisch veränderten Winterrübe durch den Saatgutproduzenten würden ihm ein Marktanteilsrückgang dieser Rübe von 1% - 6% bescheren. Auch die Verwendungsrichtung der betrachteten Winterzuckerrübe hat einen Einfluss auf die Anbauwahrscheinlichkeit. So entscheiden sich Betriebsleiter mit einem hohen Biogasrübenanteil eher gegen den Anbau einer Winterzuckerrübe. Größere, auf den Quotenrübenanbau spezialisierte Marktfruchtbetriebe werden vermutlich zu den Pionieren des Winterrübenanbaus gehören. Die empirische Analyse der Daten mit einem multinomialen Heckman Modell und der damit verbundenen Schätzung der zweiten Stufe liefert zusätzliche Informationen – es wird beispielsweise ersichtlich, dass jüngere Betriebsleiter mit einem höheren Flächenanteil die Winterzuckerrübe wählen, auch ein erhöhter Wintergerstenanteil im Betrieb erhöht den Anbauanteil der Winterzuckerrübe. Eine anschließende Simulation zeigt, dass unter den getroffenen Annahmen die GVO-freie Winterzuckerrübe vom Saatgutproduzenten klar präferiert werden sollte. Der Saatgutproduzent könnte in diesem Fall eine Preiserhöhung von 36% gegenüber einer konventionellen Zuckerrübe durchsetzen und damit einen Marktanteil von 15% erzielen. Hingegen würde eine gentechnisch veränderte Winterzuckerrübe mit einer Preiserhöhung von 37% nur einen Marktanteil von 12% erreichen. Bei der Annahme von konstanten Grenzkosten der Saatgutproduktion würde der Gewinn des Saatgutproduzenten aus der Produktion des GVO-freien Saatguts um ca. 25% über dem der Produktion von GVO Saatgut liegen. Weiterhin zeigt ein Methodenvergleich von ein- und zweistufigem Discrete Choice Experiment, dass der Marktanteil der Winterzuckerrübe mit einem herkömmlichen DCE überschätzt werden kann.

Kapitel 5: Assessing farmers' willingness to accept 'greening': insights from a discrete choice experiment in Germany

In dem Beitrag, der diesem Kapitel zugrunde liegt, wird untersucht, wie deutsche Landwirte auf die vorgeschlagene Ökologisierungskomponente (genannt „Greening“) der gemeinsamen EU Agrarpolitik reagieren. In einem Discrete Choice Experiment werden 128 Landwirte deutschlandweit befragt. Die Landwirte werden gebeten, zwischen einer Greening Alternative – bestehend aus unterschiedlichen Bewirtschaftungsaufgaben des Ackerlandes – und einer Opt-Out Alternative – bestehend aus einer bestimmten Kürzung ihrer Direktzahlung – zu wählen. Bei den Bewirtschaftungsaufgaben werden die von der EU-Kommission vorgeschlagenen Maßnahmen betrachtet, bei denen beispielsweise ein Teil der Fläche in Stilllegung überführt werden soll oder auf der betrachteten Fläche nur noch bestimmte Früchte (z.B. Leguminosen) angebaut werden dürfen. Weitere von der EU-Kommission geforderte Auflagen wie eine dreigliedrige Fruchtfolge mit Mindestanteilen der Kulturfrüchte, werden in das Experiment integriert. Mit einem binären Logit Modell werden die Determinanten geschätzt, welche die Wahrscheinlichkeit bestimmen, ob sich der Landwirt für oder gegen die Greening Alternative entscheidet. Um die Präferenzheterogenität der Befragten zu berücksichtigen, werden Interaktionsterme zwischen Attributvariablen und betriebsspezifischen Variablen in das Schätzmodell aufgenommen. Weiterhin wird neben der einfachen binären Logit Schätzung eine Latent Class Schätzung durchgeführt, um die Befragten in die zwei latenten Klassen der „compliers“ und der „non compliers“ einzuteilen. Es wird deutlich, dass die Entscheidung der befragten Landwirte einerseits von den Greening Politik Attributen und andererseits von persönlichen und betrieblichen Charakteristika sowie von Interaktionstermen zwischen diesen beiden erst genannten Variablengruppen abhängig ist. Die befragten Landwirte nehmen das Greening als eine kostspielige Einschränkung wahr, allerdings sind nicht alle Landwirte gleichermaßen betroffen. Weiterhin werden nicht alle Greening Attribute als gleichermaßen kostspielig wahrgenommen. Es wird deutlich, dass spezialisierte Ackerbaubetriebe und intensive Milchviehbetriebe am ehesten den Ausstieg aus dem Greening befürworten und freiwillig auf einen Teil ihrer Direktzahlungen verzichten würden. Folglich steigen Betriebe mit höheren Opportunitätskosten für ihre Fläche eher aus den Direktzahlungen aus. Ein Betrieb, dessen Ackerflächen im Durchschnitt eine 10 Punkte höhere Ackerzahl aufweisen, als die Flächen anderer Betriebe, nimmt eine um ca. 10 €/ha höhere Kürzung der Direktzahlungen in Kauf. Der Beitrag schließt mit verschiedenen Verbesserungsvorschlägen zur geplanten Reform der EU Agrarpolitik. So lassen

beispielsweise die Ergebnisse der Analyse die Schlussfolgerung zu, dass die „Greening Flächen“ auf das Land mit den geringsten Opportunitätskosten einer Region wandern werden.

Kapitel 6: Integrating economic and behavioural theory to explain dairy farmers' contract acceptance

Im Beitrag des Kapitels 6 wird die Hypothese aus der „Relational Contract Theory“ und aus der „Commitment-Trust-Theory“ geprüft, ob ein positives Beziehungsmanagement von Unternehmen den Abschluss von Transaktionen erleichtert. Die Ergebnisse des durchgeführten Discrete Choice Experimentes mit 147 deutschen Milchviehhaltern unterstützt diese Hypothese. Die Milchviehhalter werden in dem DCE gebeten, sich entweder für eine der unterschiedlichen Milchliefervereinbarungen mit dem Molkereiunternehmen zu entscheiden oder die Opt-Out Variante zu wählen und ihre Milch wie gehabt abzuliefern. Die Milchliefervereinbarungen bestehen aus unterschiedlichen Produktionsanforderungen. So wird ein Aufpreis gewährt, wenn die Milchviehhalter Weidehaltung betreiben oder nur GVO-freies Futter bzw. regional produziertes Futter einsetzen. Neben diesen Vertragsattributen und betrieblichen Variablen, wie der Betriebsgröße, werden auch viele sozioökonomische Variablen wie Beziehungsqualitäten zum Molkereiunternehmen, Einstellungen gegenüber Auftraggebern oder das Alter des Betriebsleiters abgefragt. Neben den einfachen Vertragsattributen und den sozioökonomischen Variablen werden auch in dieser Fallstudie Interaktionsterme zwischen Milchviehhalter und Milchliefervereinbarung in die durchgeführte konditionale Logit Schätzung integriert. Es wird deutlich, dass die Milchviehhalter gerade für die ausschließliche Weidehaltung 1,75 Eurocent mehr für ein kg Milch verlangen. Hingegen fordern sie für den Einsatz von ausschließlich regionaler Futtermittel einen geringeren zusätzlichen Betrag von nur 0,97 Eurocent pro kg abgelieferter Milch. Durch die Aufnahme von Interaktionstermen in das Modell wird deutlich, dass sich gewisse Effekte stark abschwächen. Betriebe, die bereits über einen Laufhof für ihre Milchkühe verfügen, benötigen nur noch einen Aufpreis von 0,5 Eurocent pro kg abgelieferter Milch, wenn in der Milchliefervereinbarung die Weidehaltung gefordert ist. Weiterhin sind viele Variablen, welche die Beziehung zum Molkereiunternehmen charakterisieren, signifikant. Hierzu zählen beispielsweise Einstellungsvariablen gegenüber dem Molkereiunternehmen oder zukünftige Trends wie Preiserwartungen. Aus dem Interaktionsterm „Weidehaltung positiv bewertet“ und „Weidehaltung in der Liefervereinbarung gefordert“ wird zum Beispiel deutlich, dass Milchviehhalter, die die Weidehaltung als positiv bewerten, anstatt 1,75 Eurocent pro kg abgelieferter Milch, nur einen Betrag von 0,64 Eurocent pro kg verlangen. Bewerten die

Betriebsleiter die Beziehung zu ihrem Molkereiunternehmen als eher positiv, so verzichteten sie gegenüber anderen Milchviehhaltern auf 0,28 Eurocent pro kg abgelieferter Milch bei gleicher Liefervereinbarung. Als Fazit wird ersichtlich, dass Molkereiunternehmen ein positives Beziehungsmanagement mit ihren Milchlieferanten betreiben sollten. Sie könnten hierdurch zukünftige Produktionsanforderungen mit geringeren Preisaufschlägen durchsetzen.

Kapitel 7: Bestimmung ökonomischer Gewichte für die Zuchtwertschätzung mit Hilfe eines Discrete Choice Experiments

Die Zuchtwerte von Zuchttieren werden häufig so bestimmt, dass einzelne Zuchtmerkmale entsprechend ihrer ökonomischen Bedeutung in den Gesamtzuchtwert einfließen. Der Gesamtzuchtwert setzt sich aus einzelnen Relativzuchtwerten, welche die Vererbungsleistung des Bullen beispielsweise im Bereich der Milchleistung, der Nutzungsdauer oder des Exterieurs wiedergeben, zusammen. Grundlage dieses Discrete Choice Experimentes ist eine Befragung von 116 Milchviehhaltern der Rasse Holstein Friesian auf der Messe „Eurotier“ in Hannover im November 2010. Im Design dieses Discrete Choice Experimentes wird bewusst auf die normalerweise übliche Opt-Out Alternative verzichtet, was zur Folge hat, dass sich die befragten Milchviehhalter immer für einen der vorgelegten Bullen entscheiden müssen. Der Grund hierfür liegt darin, dass die Milchkuh für die Milchproduktion besamt werden muss. Mit der Schätzung eines konditionalen Logit Modells wird geprüft, ob die ökonomischen Gewichte der Zuchtmerkmale im Gesamtzuchtwert den Präferenzen der Milchviehhalter entsprechen. Der Einfluss der einzelnen Zuchtmerkmale der Rasse Holstein Friesian auf die Wahlentscheidung des Milchviehhalters wird gemessen. Als Besonderheit und im Gegensatz zu den vorherigen Discrete Choice Experimenten der vorangegangenen Kapitel werden in diesem Experiment nur die Attributvariablen der vorgelegten Bullen betrachtet.¹ Die sozioökonomischen Variablen der befragten Milchviehhalter finden keine Beachtung, da über alle Milchviehhalter einheitliche Gewichte für den Gesamtzuchtwert bestimmt werden sollen. Bei Betrachtung der ermittelten Präferenzen zeigen die Ergebnisse, dass das Zuchtmerkmal der Nutzungsdauer im Gesamtzuchtwert über- und die Zuchtmerkmale des Euters und Fundaments unterrepräsentiert sind. Weiterhin wird deutlich, dass der Preis für eine Spermaportion für die befragten Betriebe nur von untergeordneter Bedeutung ist. Aus einer weiteren Analyse, welche demselben Discrete Choice Experiment zu Grunde liegt, wird allerdings deutlich, dass gerade Betriebe, welche lediglich ein geringes Einkommen aus der Milch erwirtschaften, preissensitiv reagieren (vgl. SCHULZ, 2012). In dieser Analyse werden

¹ Bei der ausschließlichen Aufnahme von Attributvariablen in ein konditionales Logit Modell wird dieses auch als multinomiales Logit Modell bezeichnet.

zusätzlich Interaktionsterme aus Bullenattribut und sozioökonomischen Variablen der befragten Betriebe aufgenommen, welche zeigen, dass es durchaus unterschiedliche Präferenzen zwischen den Befragten in Bezug auf einzelne Bullenattribute gibt. Aus den Ergebnissen der hier durchgeführten konditionalen (multinomialen) Logit Schätzung lässt sich weitergehend ableiten, dass ein verbesserter Gesamtzuchtwert gegebenenfalls nicht linear bestimmt werden könnte.

Literatur

- BEKHOR, S., SHEFER, D. UND M. COHEN (2006): Modeling Adoption of Innovations in Agriculture using Discrete Choice Models. In: *The New European Rurality - Strategies for Small firms*. Bodmin, Cornwall: MPG Books Ltd, S. 229 – 240.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND U. LATACZ-LOHMANN (2008): Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete Choice Experiment. In: *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59 (No. 2), S. 237–256.
- CHRISTENSEN, T., PEDERSEN, A. B., NIELSEN, H. O., MØRKBAK, M. R., HASLER, B. UND S. DENVER (2011): Determinants of farmers' willingness to participate in Subsidy Schemes for pesticide-free buffer zones - A Choice Experiment Study. In: *Ecological Economics*, No. 70 (8), S. 1558–1564.
- CLAASSEN, R. UND A. TEGENE (1999): Agricultural land use choice: A Discrete Choice Approach. In: *Agricultural and Resource Economics Review*, No. 28, S. 26–36.
- ENNEKING, U. (2003): Die Analyse von Lebensmittelpräferenzen mit Hilfe von Discrete-Choice-Modellen am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren. In: *Agrarwirtschaft*, Nr. 52 (5), S. 254–267.
- ESPINOSA-GODED, M., BARREIRO-HURLÉ, J. UND E. RUTO (2010): What do Farmers want from Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Agricultural Economics*, No. 61 (2), S. 259–273.
- GREBITUS, C., JENSEN, H. H. UND J. ROOSEN (2013): US and German consumer preferences for ground beef packaged under a modified atmosphere – Different regulations, different behaviour? In: *Food Policy*. 40: 109–118.
- LUCE, R. D. UND J. W. TUKEY (1964): Simultaneous Conjoint Measurement: A new Type of fundamental Measurement. In: *Journal of Mathematical Psychology*, No. 1 (1): S. 1–27.

- MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press. New York, S. 105 – 142.
- MEYERHOFF, J., LIEBE, U. UND V. HARTJE (2009): Benefits of biodiversity Enhancement of Nature-oriented Silviculture: Evidence from two Choice Experiments in Germany. In: *Journal of Forest Economics*, 15(1–2), S.37–58.
- OUMA, E., ABDULAI, A. UND A. DRUCKER (2007): Measuring Heterogeneous Preferences for Cattle Traits among Cattle-Keeping Households in East Africa. In: *American Journal of Agricultural Economics*, No. 89 (4), S. 1005–1019.
- PETERSON, J. M., FOX, J. A., LEATHERMAN, J. C. UND C. M. SMITH (2007): Choice Experiments to Assess Farmers' Willingness to Participate in a Water Quality Trading Market. American Agricultural Economics Association Annual Meeting 2007, Portland, Oregon.
- QUANDT, R. E. (1968): Estimation of Model Splits. In: *Transportation Research*, Vol. 2, S. 41 –50.
- RAMBONILAZA, T. (2005): Land-use planning and public Preferences: What can we learn from Choice Experiments method? In: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/9225/>, Abruf: December 2010.
- ROESSLER, R., DRUCKER, A. G., SCARPA, R., MARKEMANN, A., LEMKE, U., THUY, L. T. UND A. V. ZÁRATE (2008): Using Choice Experiments to assess smallholder Farmers' preferences for pig breeding traits in different production Systems in North-West Vietnam. In: *Ecological Economics*, No. 66 (1), S. 184–192.
- RUTO, E. UND G. GARROD (2009): Investigating farmers' Preferences for the Design of Agri-environment Schemes: A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Environmental Planning and Management*, No. 52 (5), S. 631.
- SAMMER, K. (2006): Der Einfluss von Öko-Labeling auf das Konsumentenverhalten: Ein Discrete Choice Experiment zum Kauf von Glühbirnen. In: *Innovationen für eine nachhaltige Entwicklung* / Reinhard Pfriem; Ralf Antes; Klaus Fichter; Martin Müller; Niko Paech; Stefan Seuring; Bernd Siebenhüner (Hrsg.), S. 469–86.

- SCARPA, R., RUTO, E. S., KRISTJANSON, P., RADENY, M., DRUCKER, A. G. UND J.E. REGE (2003): Valuing indigenous Cattle Breeds in Kenya: An Empirical Comparison of Stated and Revealed Preference Value Estimates. In: *Ecological Economics*, No. 45 (3), S. 409–426.
- SCHULZ, N. (2012): Determinanten der Bullenwahl in der Rinderzucht - Ein Discrete Choice Experiment. In: *Tagungsband der 22. ÖGA Jahrestagung. 2012, Wien*, S. 89–90. <http://oega.boku.ac.at/index.php?id=220>, Abruf: Februar 2013.
- THEIL, H. (1970): On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables. In: *The American Journal of Sociology*, Vol. 76, S. 103–154.
- WINDLE, J. UND J. ROLFE. (2005). Diversification Choices in Agriculture: A Choice Modelling Case Study of Sugarcane Growers. In: *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, No. 49 (1), S. 63–74.

Kapitel 2

Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlung mit Hilfe eines Discrete Choice Experimentes

**Factors affecting participation and compensation requirements in agri-environmental
schemes: insights from a discrete choice experiment**

Autoren

Gunnar Breustedt, Norbert Schulz und
Uwe Latacz-Lohmann

Dieser Artikel ist erschienen in:
German Journal of Agricultural Economics
Vol. 62 (2013), Number 4, S. 244 – 258

Ein auf diesem Artikel basierender Beitrag wurde bei der Jahrestagung 2012 der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. (GeWiSoLa) an der Universität Hohenheim vorgestellt.

Zusammenfassung

Die Determinanten für die Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen in den beiden schleswig-holsteinischen Grünlandregionen Eiderstedt und Südtondern werden mit einem Discrete Choice Experiment ermittelt. Wie erwartet wirken eine erhöhte Ausgleichszahlung positiv und höhere Auflagen negativ auf die Wahrscheinlichkeit, einen Vertrag zu wählen. Neben vertragsspezifischen werden eine Vielzahl betriebsindividuelle Determinanten der Vertragswahl identifiziert. Betriebe, die bereits an Naturschutzprogrammen teilnehmen, wählen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit einen Vertrag. Die aus den Determinanten bestimmte marginale Willingness to Accept zeigt, dass gerade Vertragseigenschaften wie Düngungs- oder Mahdaufgaben hohe Kompensationen im Bereich von über 100 bis 200 Euro/ha erfordern. Intensiv wirtschaftende Betriebe – gekennzeichnet durch z.B. hohe Viehdichte oder geringen Dauerweideanteil – verlangen höhere Kompensationszahlungen als andere Betriebe.

Schlüsselbegriffe

Discrete Choice Experiment, Grünland, Multinomiales Logitmodell, Teilnahmebereitschaft, Vertragsnaturschutzprogramme, Vogelschutz, Willingness to Accept

Abstract

The determinants, which define whether or not farmers from grassland area (Eiderstedt or Südtondern) are willing to take part in agri-environmental schemes, will be determined by using a Discrete Choice experiment (DCE). As expected, a higher compensation payment will have a positive impact, whereas more statutory requirements will have a negative impact on the farmers' willingness to choose a contract. The DCE results show, that the willingness to accept (WTA) is highly influenced by two types of determinants: a) contract attributes, and b) farm characteristics. Farmers who already take part in agri-environmental schemes are more likely to accept a contract. The computed marginal WTA show that especially statutory requirements such as regulations regarding fertilizer or mowing dates require high compensatory payments of more than 100 – 200 Euro/ha. More intensive working farmers, who have a higher density of dairy cows and/or less grazing land, expect higher compensatory payments to accept a contract than farmers that apply already extensive cultivation methods.

Keywords

Agri-environmental schemes, bird sanctuary, discrete choice experiment, grassland, multinomial logit model, participation, willingness to accept

2.1 Einleitung und Motivation

Nach Meinung der Bundesregierung soll der Vertragsnaturschutz auch in Zukunft ein wesentliches Instrument der Agrarumweltpolitik sein (BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ 2011). Häufig werden diese Vertragsnaturschutzprogramme für bestimmte Gebietskulissen angeboten. Hierzu zählen Grünlandregionen und Natura 2000 Gebiete, wie beispielsweise die schleswig-holsteinische Halbinsel Eiderstedt mit einem Vogelschutzgebiet. Daher stellen wir die Frage, wie solche Vertragsnaturschutzprogramme ausgestaltet sein sollten.

Die Gestaltung dieser Programme ist nicht unproblematisch, da sie in einem komplexen Spannungsfeld zwischen Landnutzern, Naturschützern und Politik erfolgt. Bei einer freiwilligen Teilnahme sind bei der Vertragsausgestaltung mindestens zu berücksichtigen,

- die Gesamtfläche, für die die Landwirte voraussichtlich Verträge abschließen,
- die Nutzungsaufgaben, die die Landwirte mit den Verträgen akzeptieren,
- der Nutzen für Natur und Umwelt durch die Nutzungsaufgaben und
- die Ausgleichszahlungen, die der Staat den teilnehmenden Landwirten zahlen muss.

Unter diesen Annahmen zeichnet sich ein optimaler Vertrag entweder dadurch aus, dass er mit gegebenem Budget für Ausgleichszahlungen den maximal möglichen Naturnutzen oder dass er einen gegebenen Naturnutzen mit minimalen Ausgleichszahlungen erreicht.² In der Praxis wird der Vertragsnaturschutz häufig durch die gegebenen Budgettöpfe der öffentlichen Hand limitiert (PENKER, 2005). Danach wären die Nutzungsaufgaben optimal, die den Naturnutzen maximieren. Dabei ist der trade-off zwischen Gesamtteilnahmefläche und Naturnutzen je Hektar zu berücksichtigen. Niedrige Auflagen erhöhen die Gesamtteilnahmefläche bei gegebenem Budget, weil die Landwirte je Hektar relativ geringe Teilnahmekosten haben. Allerdings dürfte aber der Nutzen eines Hektars im Programm bei niedrigen Auflagen auch eher gering für die Natur sein. Die optimalen Auflagen und die optimale Teilnahmeprämie je Hektar – zusammen der optimale Vertrag – hängen damit von den betrieblichen Gegebenheiten der potenziell teilnehmenden Betriebe ab und den Teilnahmekosten, die die Landwirte bei den einzelnen Auflagen erwarten.

Um den Einfluss der Auflagen und der Betriebseigenschaften auf die Teilnahmebereitschaft von Landwirten zu quantifizieren, führten wir mit Landwirten in den schleswig-holsteinischen

² Weitere naturschutzfachliche Aspekte wie z.B. die räumliche Verteilung der Programmflächen oder rechtliche Aspekte wie z.B. Kontrollierbarkeit werden für die alternativen Vertragsausgestaltungen als hinreichend ähnlich angesehen. Ebenso wird angenommen, dass die Teilnahme an den Verträgen keine externen Effekte über den erwünschten Nutzen für Natur und Umwelt hinaus hat. Letzterer sei ein öffentliches Gut. Ferner wird unterstellt, dass Vertragsnaturschutz das beste Instrument zur Bereitstellung dieses Gutes ist.

Regionen Eiderstedt und Südtondern ein Discrete Choice Experiment durch. Damit prüfen wir, für welche Auflagen die Landwirte besonders hohe Teilnahmezahlungen verlangen bzw. welchen Einfluss die Auflagen auf die Teilnahmebereitschaft der Landwirte an den angebotenen, hypothetischen Programmen haben.

Aus den Antworten können wir schließen, welche Vertragseigenschaften und Betriebsleitercharakteristika besonders wichtig für die Vertragswahl sind. Als Vertragswahl definieren wir die Teilnahme an einem Vertragsnaturschutzprogramm. Es lassen sich verschiedene praktische Schlussfolgerungen ziehen: Es können Auflagen identifiziert werden, auf die sich die Landwirte generell nicht einlassen würden. Es lassen sich Auflagen identifizieren, für die die Landwirte hohe monetäre Kompensationen benötigen würden und die daher bei knappem Budget für das Programm eher nicht erwogen werden sollten, wenn eine hohe Teilnahmefläche erreicht werden soll. Es lassen sich Auflagen identifizieren, die den Landwirten weniger kritisch erscheinen als andere. Die Programmausgestaltung sollte dann einen Schwerpunkt auf solche Auflagen legen, wenn aus Sicht des Naturschutzes keine substantiellen Unterschiede zwischen diesen Auflagen gesehen werden. Weiterhin lassen sich Betriebstypen identifizieren, welche für Vertragsnaturschutzprogramme prädestiniert sind.

Zunächst werden wir einen kurzen Literaturüberblick zu Discrete Choice Experimenten im Agrarbereich und im Speziellen in Bezug auf Agrarumweltprogramme geben. Weiterhin werden andere Methoden vorgestellt, wie Agrarumweltprogramme evaluiert werden können. Im Kapitel 2.3 und 2.4 wird das Modell, die Hypothesen sowie die Schätzmethode vorgestellt. Es folgt im Kapitel 2.5 die Vorstellung des Fragebogens und die deskriptive Statistik. In Kapitel 2.6 werden zunächst die Determinanten vorgestellt, darauf aufbauend werden die nötigen Ausgleichszahlungen berechnet. Im siebten und letzten Abschnitt folgt die Diskussion der Ergebnisse mit den entsprechenden Schlussfolgerungen.

2.2 Einordnung in die Literatur

Der Beitrag lässt sich einerseits methodisch in die ex ante Abschätzung der Flächennutzung von Landwirten einordnen. Zur Bearbeitung dieser Problemstellung werden häufig Discrete Choice Experimente eingesetzt. Andererseits lässt sich der Beitrag thematisch der Evaluierung und Entwicklung von Agrarumweltprogrammen zuordnen.

2.2.1 Discrete Choice Experimente und Agrarumweltprogramme

Mit Discrete Choice Experimenten (DCE) können Präferenzen von ökonomischen Entscheidern über hypothetische Entscheidungsalternativen abgeschätzt werden. Daher sind

DCE in der Konsumentenforschung und in der Bewertung nichtmarktfähiger Umweltgüter weit verbreitet. Aber auch Produktionsentscheidungen von Landwirten – wie z.B. Landnutzungsentscheidungen – können ex ante abgeschätzt werden, wie die folgende Literatur zeigt.

In einem frühen DCE mit Landwirten untersuchen CLAASSEN & TEGENE (1999) das Entscheidungsverhalten von Landwirten bezüglich der Bodennutzung. Alternativ stehen der Anbau von Marktfrüchten und der Anbau von innerbetrieblich zu verwertenden Futtermitteln zur Auswahl. Die Ergebnisse zeigen unter anderem, dass die Wahrscheinlichkeit der Umstellung von den relativen monetären Rückflüssen, der Bodengüte, und der Politik abhängt. Ferner untersuchen WINDLE & ROLFE (2005) die Präferenzen von Zuckerrohrproduzenten für unterschiedliche Anbaualternativen in einem Discrete Choice Experiment. HUDSON ET AL. (2007) bestimmen die Zahlungsbereitschaft für unterschiedliche gentechnisch veränderte Baumwollsorten im Mississippi Delta mit einem DCE. Unter anderem steigt die Zahlungsbereitschaft für das Saatgut mit höherem Ertrag und höherer Qualität der Fasern. Ferner zeigen die Autoren, dass größere Baumwollproduzenten eine höhere Zahlungsbereitschaft für Gentechniksorten haben als kleinere Produzenten. BREUSTEDT ET AL. (2007) und (2008) untersuchen die hypothetische Anbaubereitschaft von deutschen Landwirten für gentechnisch veränderten Raps.

Ein DCE zur Wahl von Naturschutzverträgen führten RUTO & GARROD (2009) durch. Als Vertragsattribute wurden hier die Vertragslaufzeit, zusätzliche Ausgleichszahlungen als auch Administrationsaufwand durch das Programm betrachtet. Neben diesen Attributen sind auch einige betriebsspezifische Variablen in die Untersuchung eingegangen, wie das Alter oder die Ausbildung der Landwirte. Es zeigt sich unter anderem, dass den Landwirten größere finanzielle Anreize gegeben werden müssen, wenn längere Vertragslaufzeiten abgeschlossen werden sollen. ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) untersuchten mit Hilfe eines DCE die Präferenzen von 300 spanischen Landwirten für unterschiedlich ausgestaltete Naturschutzverträge. Die Autoren können ex ante abschätzen, wie hoch eine Entschädigung für die Landwirte ausfallen muss, damit eine bestimmte Zahl der Landwirte einen Vertrag unterzeichnet. Bei den Vertragsattributen in dem Choice Experiment handelt es sich neben zeitlichen Beweidungsaufgaben unter anderem auch um in das Programm einzubringende Flächenanteile die entweder frei oder nur zu 50% wählbar sind. Betriebsspezifische Informationen werden nicht berücksichtigt. Es zeigt sich lediglich, dass es unterschiedliche Präferenzen zwischen den Landwirten bzw. Regionen gibt.

Weiterhin ist es auch möglich den Nutzen von Agrarumweltprogrammen für Konsumenten mit Discrete Choice Experimenten zu messen, so führen MEYERHOFF ET AL. (2009) ein DCE in zwei Regionen Niedersachsens durch, um den Nutzen zu quantifizieren, den die Bevölkerung durch naturnahe Forstbewirtschaftung erfährt. In der Lüneburger Heide haben 40% der Befragten eine Zahlungsbereitschaft für naturnahe Forstbewirtschaftung, im Solling / Harz sind es 50%. Die Ergebnisse zeigen, dass ein Teil der Allgemeinheit bereit wäre, für eine naturnahe Waldbewirtschaftung zur Erhöhung der Biodiversität Beiträge zu leisten. Allerdings zeigen die Ergebnisse auch, dass ein Teil der Befragten immer die Status Quo Alternative des Choice Experiments wählt und somit für diese Gruppe keine Zahlungsbereitschaft zur naturnahen Forstbewirtschaftung besteht.

Bisher sind den Autoren keine Studien aus Deutschland bekannt, die ein Discrete Choice Experiment anwenden, um die Präferenzen der Landwirte und der damit verbundenen Kompensationsnotwendigkeiten (Willingness to Accept) bei der Wahl von Naturschutzverträgen zu messen. Neben den Vertragsattributen untersuchen wir auch betriebspezifische Informationen um herauszufinden, welche Landwirte eine höhere Wahrscheinlichkeit für die Teilnahme an Agrarumweltprogrammen haben.

2.2.2 Agrarumweltprogramme

Es gibt unterschiedliche Ansätze, wie Agrarumweltprogramme evaluiert und verbessert werden können. KIRSCHKE ET AL. (2004) nutzen einen interaktiven PC-gestützten Programmieransatz, um in Sachsen-Anhalt Agrarumweltprogramme zu verbessern. Hierzu werden verschiedene Einflussfaktoren (Zielgewichtung, Kofinanzierung oder Budgetumfang) in Simulationsrechnungen variiert um eine Strategie zur Verbesserung des Agrarumweltprogramms zu entwickeln.

MATZDORF & MÜLLER (2004) zeigen in ihrem Beitrag wie die ökologische Effektivität von Agrarumweltmaßnahmen bewertet werden kann. Aus dieser Bewertung können den Entscheidungsträgern Informationen zu einem effizienteren Einsatz der Mittel gegeben werden. Dies kann als Basis für eine Weiterentwicklung von Agrarumweltprogrammen dienen. Methodisch wird eine Halbzeitbewertung mit den Daten des Agrarumweltprogramms (KULAP) in Brandenburg durchgeführt. FRANCKSEN & LATA CZ-LOHMANN (2008) evaluieren Agrarumweltprogramme auf Grundlage der Umwelteffizienz landwirtschaftlicher Betriebe.

2.3 Modell und Hypothesen

Aus einem einfachen Entscheidungsmodell können die Hypothesen zur Wahl eines Naturschutzvertrags abgeleitet werden. Die betrachteten Programme sollen dem Wiesenbrüterschutz dienen und sind daher für Dauergrünlandflächen ausgelegt. Ein Landwirt wählt genau dann einen Naturschutzvertrag, wenn dieser ihm einen höheren erwarteten Nutzen stiftet als die beste alternative Nutzung der Fläche. Der Landwirt wird den Vertrag also nur wählen, wenn er einen Nutzengewinn durch den Vertrag erwartet. Ob ein Nutzengewinn erwartet werden kann, liegt somit an den Zahlungen, die der Landwirt für die Programmteilnahme erhält, und den Opportunitätskosten der Fläche sowie nichtmonetären Erwägungen. Die Opportunitätskosten hängen von den Vertragsauflagen, der Qualität der Fläche sowie von betrieblichen Eigenschaften ab, die die Nutzungsintensität ohne Vertrag bestimmen. Bei den nichtmonetären Erwägungen spielen individuelle Meinungen oder Einstellungen eine Rolle und wirken sich auf die Vertragswahl aus. Beispielsweise könnte der Nutzengewinn durch die Wahl eines Vertrags für einen Landwirt, dem der Naturschutz sehr wichtig ist, sehr viel größer sein, als für jemanden, dem der Naturschutz unwichtig ist.

Im Experiment können Landwirte zwischen unterschiedlichen Verträgen wählen. Es lassen sich Hypothesen ableiten, wie bestimmte Nutzungsauflagen und Landwirteigenschaften auf die Teilnahmebereitschaft wirken. Diese Hypothesen können mit einem Discrete Choice Experiment empirisch überprüft werden:

- 1) *Je höher die jährliche Ausgleichszahlung pro Hektar, desto größer ist die Vertragswahlwahrscheinlichkeit.*

Steigt die jährliche Ausgleichszahlung pro Hektar, so ist dies direkt einkommenswirksam für den Landwirt und dieser tendiert eher dazu einen Vertrag zu wählen. Bei einer höheren Ausgleichszahlung wird der Vertragsnaturschutz gegenüber anderen Alternativverwertungen der Fläche wettbewerbsfähiger.

- 2) *Je geringer die Düngungsauflagen, desto höher die Wahrscheinlichkeit, dass ein Vertrag abgeschlossen wird.*

Bei vollständigem Düngungsverbot dürfte die Teilnahmebereitschaft am niedrigsten sein. Wird die organische Düngung auf der Fläche zugelassen, so steigt die Vertragsteilnahmewahrscheinlichkeit, da das Land intensiver bewirtschaftet werden kann und es damit für den Landwirt attraktiver zu bearbeiten ist. Dieser Effekt verstärkt sich bei der zusätzlichen Einführung der mineralischen Düngung.

- 3) *Je später der erlaubte Mahdtermin, desto geringer die Wahrscheinlichkeit am Vertragsnaturschutz teilzunehmen.*

Wenn sich durch die Vertragsauflagen die zulässigen Mahdtermine verspäten, dann sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass landwirtschaftliche Betriebe Vertragsnaturschutzprogramme abschließen, da der Futterwert des ersten Grünlandschnitts ab einem bestimmten Zeitpunkt zurückgeht und dadurch die Fläche nicht mehr so produktiv bewirtschaftet werden kann.

- 4) *Je weniger Tiere pro Hektar gehalten werden dürfen, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit dass ein Vertrag gewählt wird.*

Wenn die Vertragsauflagen verschärft werden und dadurch weniger Tiere pro Hektar gehalten werden dürfen, sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Vertrag gewählt wird, weil mit der Nutzungsintensität in diesem Fall das Wertgrenzprodukt der Fläche sinkt.

- 5) *Je länger die Vertragslaufzeit, desto geringer die Wahrscheinlichkeit, dass ein Vertrag gewählt wird.*

Wenn die Vertragslaufzeit steigt, dann bindet sich der Landwirt längerfristig an den Vertrag, was zur Folge hat, dass der Landwirt unflexibler wird. Häufig liegen die Pachtanteile in den landwirtschaftlichen Betrieben bei über 50%. Bei einer längerfristigen Vertragsteilnahme, muss die Vertragswahl daher mit dem Verpächter abgestimmt werden. Nur selten weisen die Pachtverträge die gleiche Laufzeit wie die Naturschutzverträge auf. Für den Landnutzer wird es damit schwieriger einen Naturschutzvertrag abzuschließen.

- 6) *Je wichtiger ein Landwirt den Naturschutz als Leistung der Landwirtschaft für die Gesellschaft beurteilt, desto höher ist seine Vertragswahlwahrscheinlichkeit.*

Betriebe, denen der Naturschutz besonders wichtig ist, werden eher einen Naturschutzvertrag wählen als andere Betriebe. Sie verzichten auf Ausgleichszahlung bzw. Deckungsbeitrag um den Naturschutz zu unterstützen.

- 7) *Der Anteil des betrieblichen Ackerlandes im Vogelschutzgebiet, hat einen Einfluss darauf, ob der Betriebsleiter einen Naturschutzvertrag wählt oder nicht.*

Betriebe, die schon durch den Vogelschutz mit Bewirtschaftungsauflagen auf ihren Flächen konfrontiert sind, könnten weniger geneigt sein weitere Auflagen durch freiwillige Naturschutzverträge zu akzeptieren. Andererseits gibt es möglicherweise Betriebe, die gerade deswegen Verträge wählen würden, da sie ohnehin einer Nutzungsbeschränkung unterliegen.

- 8) *Je höher der Dauerweideanteil an der Grünlandfläche, desto größer die Wahrscheinlichkeit einen Naturschutzvertrag zu wählen.*

Betriebe, mit einem hohen Dauerweideanteil, haben mehr potenzielles Land für den Vertragsnaturschutz zur Verfügung.

- 9) *Betriebe, deren Flächenausstattung in Zukunft zurückgehen wird, sind weniger dazu geneigt einen Naturschutzvertrag abzuschließen.*

Viele schrumpfende Betriebe sind weniger geneigt einen Naturschutzvertrag abzuschließen, weil die verbleibende Betriebsfläche als Futtergrundlage der Tierhaltung benötigt wird.

- 10) *Je höher das außerlandwirtschaftliche Einkommen, desto höher die Wahrscheinlichkeit einen Naturschutzvertrag zu wählen.*

Betriebe, die ein Einkommen aus außerlandwirtschaftlichen Quellen beziehen, sind eher dazu geneigt einen Naturschutzvertrag abzuschließen. Zum einen kann der Grenznutzen aus landwirtschaftlichem Einkommen niedriger sein, weil das Gesamteinkommen ceteris paribus höher ist. Zum anderen können die Nutzungskosten der Arbeit bei solchen Betrieben hoch sein und damit extensive Flächennutzungen wie Naturschutzprogramme relativ vorzüglicher erscheinen lassen.

- 11) *Je intensiver ein Betrieb wirtschaftet, desto geringer die Wahrscheinlichkeit, dass dieser Betrieb einen Naturschutzvertrag abschließt.*

Intensiv wirtschaftende Betriebe mit einer hohen Viehdichte pro Hektar oder einem hohen Anteil von drei oder mehr Schnitten auf ihrem Grünland oder auch mit einem hohem Anteil drainierter Flächen, sind weniger dazu geneigt einen Naturschutzvertrag abzuschließen, da die Opportunitätskosten für das Land durch Aufgabe der intensiven Bewirtschaftung bei diesen Betrieben höher sind als bei extensiv wirtschaftenden Betrieben.

- 12) *Milchviehhaltende Betriebe sind weniger geneigt einen Naturschutzvertrag zu wählen.*

Für milchviehhaltende Betriebe ist es ceteris paribus nicht praktikabel einen Naturschutzvertrag zu wählen, da die Grünlandfläche intensiv als Futtergrundlage des Milchviehs genutzt wird.

- 13) *Gut bonitierte, gut zugeschnittene und leicht erreichbare Flächen senken die Wahlwahrscheinlichkeit, schlecht bonitierte, schlecht zugeschnittene und weit entfernte Flächen erhöhen die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl.*

Flächen, die sich gut bewirtschaften lassen und nah an der Betriebsstätte liegen, verursachen höhere Opportunitätskosten der Programmteilnahme als Flächen, die schlecht zu bewirtschaften und zusätzlich noch weit vom Betrieb entfernt liegen. Daher steigt gerade bei schlecht zu bewirtschaftenden und weit entfernten Flächen die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Im Gegensatz dazu sinkt die Wahlwahrscheinlichkeit bei gut zu bewirtschaftenden Flächen, welche nah am Betrieb liegen.

Auf der Vertragsebene ergibt sich daraus die zentrale Hypothese, dass einerseits eine erhöhte jährliche Ausgleichszahlung pro Hektar die Vertragswahlwahrscheinlichkeit erhöht und andererseits höhere Vertragsauflagen zu einer geringeren Vertragswahl führen. Auf der sozioökonomischen Ebene lässt sich vermuten, dass eine extensivere Flächennutzung sowie eine intensivere Bindung des Betriebsleiters zum Naturschutz zu einer größeren Vertragswahlwahrscheinlichkeit führen.

Wir unterscheiden im Experiment zusätzlich verschiedene Vertragstypen mit unterschiedlichem Mindestanteil der Dauergrünlandfläche, der in ein Programm gegeben werden müsste. Diese Unterscheidung ist für die Umweltbehörde von großer Bedeutung, weil die Verwaltungskosten der Behörde mit der Zunahme der durchschnittlichen Teilnahmefläche je Landwirt sinken. Allerdings könnte ein hoher Mindestflächenanteil einige Betriebe von der Programmteilnahme abhalten. Es ist sogar zu erwarten, dass die unterschiedlichen Entscheidungskriterien, die die oben formulierten Hypothesen bestimmen, bei Verträgen mit unterschiedlicher Mindestteilnahme von den Landwirten unterschiedlich gewichtet werden. Daher muss diese Vertragseigenschaft anders modelliert werden als die Hypothesen oben, wie wir im nachfolgenden Kapitel erläutern.

2.4 Die Discrete Choice Methode

Als mikroökonomische Basis für DCE dient das sogenannte Zufallsnutzenmodell, welches den Nutzen U einer Alternative j für eine Person i additiv in eine deterministische V und eine zufällige Komponente ε zerlegt. Eigenschaften der Alternativen – Attribute genannt – sind mit z gekennzeichnet und Eigenschaften der Person mit s :

$$(2.1) \quad U_{ij} = V(z_{ij}, s_i) + \varepsilon_{ij}$$

Der deterministische Nutzen V wird dabei als Summe der Einflüsse der N Attribute und der M persönlichen Eigenschaften modelliert. Im Experiment sollen die Teilnehmer eine aus J Alternativen (Vertragsvarianten) wählen. Das DCE geht zurück auf LUCE & TUKEY (1964),

QUANDT (1968) sowie THEIL (1970), die ökonometrischen Auswertungsmethoden wurden unter anderem von MCFADDEN (1974) und LOUVIERE ET AL. (1983) entwickelt.

Wie in den meisten Choice Experimenten (beispielhaft seien CLAASSEN & TEGENE (1999) oder WINDLE & ROLFE (2005) genannt) unterstellen wir eine additive Funktion für den deterministischen Nutzen:

$$(2.2) \quad V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_{ijn} + \sum_{m=1}^M \beta_{jm} s_{im}$$

Wir gehen dann davon aus, dass die Alternative j^* mit dem größten Gesamtnutzen vom Landwirt gewählt wird:

$$(2.3) \quad \max_j U_{ij} \Leftrightarrow V(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij} \quad \text{für alle } j \in J.^3$$

Der Landwirt wählt den Vertrag für den er die höchste Präferenz hat. Erhöht sich die Präferenz für einen Vertrag, so impliziert dies eine Erhöhung der Wahrscheinlichkeit diesen Vertrag, gegenüber allen anderen zur Auswahl stehenden Verträgen, zu wählen. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Vertrag j^* von einem Landwirt i gewählt wird, lässt sich wie folgt definieren:

$$(2.4) \quad \text{prob}_{ij^*}(V(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij}) = \text{prob}_{ij^*}(y_{ij^*} = 1) = F_{ij^*}(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i, \alpha, \beta)$$

für alle $j \in J$.

Die Variable y_{ij^*} nimmt den Wert 1 an, wenn der Vertrag j^* gewählt wird, ansonsten ist sie 0. F steht für eine Funktion, die auf den Wertebereich zwischen 0 und 1 einschließlich beschränkt ist, beispielsweise die logistische Funktion. Die Matrix \mathbf{z}_{ij^*} umfasst die Attributwerte des Vertrags j^* . Die Parameter α und β (vgl. (2.2)) werden ökonometrisch geschätzt. Aus den α lässt sich ableiten, welche Vertragseigenschaften ein signifikantes Gewicht bei der Wahl von Naturschutzverträgen haben. Die β erlauben Rückschlüsse auf die Landwirteigenschaften, die eine Programmteilnahme wahrscheinlicher oder weniger wahrscheinlich erscheinen lassen. Diese individuen-spezifischen Eigenschaften stellen in unserer Studie die betriebspezifischen Variablen der Landwirte dar.

Um bei der ökonometrischen Schätzung das Logitmodell⁴ anzuwenden, wie in den häufigsten Discrete Choice Experimenten, ist ein Test notwendig, ob die IIA (Independence of irrelevant

³ Ökonometrisch werden die Wahrscheinlichkeit und ihre Determinanten geschätzt, dass Alternative j den höchsten Nutzen U_j für eine Person liefert. Als Werte für die endogene Variable in dieser multinomialen Schätzung gehen eine Eins für die tatsächlich gewählte Alternative und Nullen für die übrigen Alternativen ein. Die anwendbaren Schätzmethoden sind vielfältig, sie basieren auf multinomialen Probit- und Logit-Schätzungen und ihren Modifikationen. Näheres findet sich z.B. bei CAMERON & TREVIDI (2005).

⁴ Es wird ein konditionales Logit Modell geschätzt, um den Unterschied zwischen den Verträgen, als auch den Unterschied zwischen den Befragungsteilnehmern herauszustellen.

alternatives) Annahme eingehalten wird. Hierzu bietet sich in der Regel ein Hausman Test an. In dem hier durchgeführten Choice Experiment führt dieser allerdings zu einer negativen χ^2 Statistik, was bei kleinen Stichproben nicht unüblich ist. Er ist damit nicht anwendbar. In einem solchen Fall kann die „SUEST“ Test Prozedur⁵ angewendet werden wie bei StataCorp (1985) dargestellt. Im vorliegenden Fall können wir die Null Hypothesen nicht ablehnen. Die Modellschätzung mit einer reduzierten Vertragsanzahl ist nicht signifikant unterschiedlich gegenüber einer Modellschätzung, in der alle Verträge enthalten sind. Demnach ist die Voraussetzung der IIA-Annahme gegeben.

Heterogene Präferenzen der Befragungsteilnehmer können neben der Einbeziehung der betrieblichen Eigenschaften in das konditionale Logit auch mittels Latent Class Schätzungen berücksichtigt werden. Hierbei werden für verschiedene latente Gruppen von Betriebstypen unterschiedliche Koeffizienten für ein Vertragsattribut geschätzt. Die betrieblichen Eigenschaften gehen dann allerdings nur noch in eine Selektionsgleichung der latenten Gruppen ein. Bei der Bestimmung der optimalen Klassenanzahl nach den Informationskriterien AIC und BIC wird aber für den vorliegenden Datensatz deutlich, dass ein Modell mit nur einer Klasse ökonometrisch geschätzt werden sollte.⁶

Aus den Schätzergebnissen können die marginalen Effekte bestimmt werden, woraus wiederum die nötigen Ausgleichszahlungen für die Vertragseigenschaften berechnet werden. In Modellen, die linear in ihren Parametern sind lassen sich die marginalen Effekte (sowie die Elastizitäten) direkt aus den Schätzkoeffizienten berechnen (vgl. BEN-AKIVA ET AL. (2000), S. 114). Da marginale Effekte allerdings bei ganzzahligen Variablen nicht infinitesimal betrachtet werden sollten, werden wie bei BREUSTEDT ET AL. (2008) in einem ersten Schritt die Wahlwahrscheinlichkeiten an den Mittelwerten aus den Beobachtungen bestimmt, danach wird für eine diskrete Änderung jeder einzelnen Variablen die Wahlwahrscheinlichkeit erneut bestimmt. Aus der Differenz dieser Wahlwahrscheinlichkeiten lassen sich dann die marginalen Effekte bestimmen. Wird ein solcher marginaler Effekt einer Variablen ins Verhältnis zum marginalen Effekt der Ausgleichszahlung a gesetzt, so können die marginalen Kompensationsnotwendigkeiten (die marginale Willingness to Accept) in Euro pro Hektar bestimmt werden, die die Naturschutzbehörde den Landnutzern für eine marginale Änderung

⁵ Es handelt sich um die Verallgemeinerung des klassischen Hausman Tests. Der Test kommt bei jeweils Entfernen einer Alternativen zu den folgenden Ergebnissen: Vertrag 1 entfernt: $\chi^2(40) = 32,35 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0,80$; Vertrag 2 entfernt: $\chi^2(34) = 25,43 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0,85$; Vertrag 3 entfernt: $\chi^2(34) = 30,76 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0,62$.

⁶ Zur optimalen Klassenbestimmung können nach BOXALL UND ADAMOWICZ (2002) die Informationskriterien AIC (Akaike Information Criterion) und BIC (Bayesian Information Criterion) herangezogen werden. Die geschätzten Werte sprechen im vorliegenden Fall für ein Modell mit nur einer Klasse, da sie für das betrachtete Modell (vgl. Kapitel 6) mit nur einer Klasse (AIC: 911,92; BIC: 947,23) unter denen für 2 Klassen (AIC: 918,69; BIC: 952,13) liegen.

einer einzelnen Vertragseigenschaft z bieten müsste, damit die Wahlwahrscheinlichkeit unverändert bleibt. Formal gestaltet sich dies wie folgt:

$$(2.5) \quad \text{marginale WTA}_{ij} \text{ für } z_{ij} = \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta \text{prob}_{ij}}{\Delta z_{ij}}}{I} \right) / \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta \text{prob}_{ij}}{\Delta a_{ij}}}{I} \right)$$

Diese marginalen Kompensationsnotwendigkeiten spiegeln somit die nötigen Ausgleichszahlungen für die einzelnen Vertragseigenschaften wider.

2.5 Befragung und Daten

In diesem Kapitel erläutern wir den Ablauf der Befragung mit den vorgelegten Choice Sets und beschreiben im Anschluss die erhobenen Daten in Form der deskriptiven Statistik.

2.5.1 Befragung

Seit 2004 werden die Auswirkungen des Eiderstedter Vogelschutzgebietes auf die Entwicklung landwirtschaftlicher Betriebe in einer Langzeitstudie untersucht. Im Zuge der zweiten Datenerhebung im Sommer 2010 wurden von den auf Eiderstedt ansässigen Landwirten ca. 10% von insgesamt ca. 400 bis 500 befragt. In der Vergleichsregion Südtondern, welche zum selben Naturraum gehört, wurde das Discrete Choice Experiment mit weiteren Betrieben durchgeführt. Bei den beiden Regionen handelt es sich um typische Grünlandstandorte Schleswig-Holsteins. Die Interviews wurden persönlich mit den Landwirten geführt. Mit dem zweigeteilten Fragebogen wurden zunächst allgemeine Angaben über Betriebsleitercharakteristika, zur Betriebsgröße, Tierhaltung, Düngung und weiteren Produktionskennzahlen abgefragt. Im zweiten Teil des Fragebogens wurden den Landwirten 8 verschiedene Choice Sets⁷ vorgelegt.

2.5.2 Choice Sets

Bei jedem Choice Set bestand die Möglichkeit einen von drei vorgeschlagenen Naturschutzverträgen zu wählen oder sich gegen alle drei zu entscheiden. Die Eigenschaften und Ausprägungen der Verträge konnten sich gemäß Tabelle 2.1 unterscheiden.

⁷ Nach BACKHAUS (2008) wird empfohlen, die Anzahl der Choice Sets auf maximal 12 bis 15 zu begrenzen, da einige Probanden sonst bei den späteren Choice Sets ermüdet sein können.

Tabelle 2.1: Eigenschaften und ihre möglichen Ausprägungen der Naturschutzverträge

Vertragseigenschaften	Eigenschaftsausprägungen der Verträge
Fläche im Programm:	Mindestens 5 / 10 / 20% der betrieblichen Dauergrünlandfläche
Düngung:	Organisch - Mineralisch erlaubt / Organisch erlaubt / keine Düngung zulässig
Erste Mahd nicht vor dem ...	1.Juni / 22. Juni
Maximale Beweidung mit ...	2 / 3 / 4 Tiere/ha (1 Tier = 1 Rind oder 3 Schafe)
Laufzeit des Vertrags:	1 / 5 / 10 Jahre
jährliche Ausgleichszahlung:	250 / 350 / 450 €/ha

Quelle: Eigene Darstellung

Die Attribute und deren Ausprägungen ergeben sich aus den ersten fünf Hypothesen des Kapitels 3, die sich auf Vertragsattribute beziehen. Alle weiteren Hypothesen befassen sich mit den betriebsspezifischen Variablen der Befragten. Bei der Gestaltung der Vertragsausprägungen wurde sich an üblichen in der Praxis angebotenen Verträgen Schleswig Holsteins orientiert. Bedingt durch die Anzahl der Vertragseigenschaften und deren Ausprägungen ergeben sich sehr viele Kombinationsmöglichkeiten für Choice Sets. Es wurde ein orthogonales, reduziertes Design aus 64 Choice Sets mittels SPSS erstellt. Die Abbildung 2.1 zeigt eines dieser 64 Choice Sets:

Abbildung 2.1: Beispiel eines Discrete Choice Sets

Flächenanteil / Auflagen	Mindestens <u>5%</u> der Dauergrünlandfläche	Mindestens <u>10%</u> der Dauergrünlandfläche	Mindestens <u>20%</u> der Dauergrünlandfläche	Keine Teilnahme
Düngung	Organisch erlaubt	Keine Düngung zulässig	Organisch und Mineralisch erlaubt	Ich würde keinen Vertrag wählen
Erste Mahd nicht vor dem	22. Juni	01. Juni	22. Juni	
Maximale Beweidung mit	4 Tiere/ha	2 Tiere/ha	4 Tiere/ha	
Laufzeit des Vertrags	1 Jahr	10 Jahre	5 Jahre	
jährliche Ausgleichszahlung	450 €/ha	350 €/ha	250 €/ha	
Ich würde abschließen...	o	o	o	o

Quelle: Eigene Darstellung

In den Choice Sets variieren die Eigenschaften Düngung, Mahd, maximale Beweidung, Vertragslaufzeit und Ausgleichszahlung. In jedem Choice Set ist jeweils ein Vertrag mit der Mindestfläche von 5, 10 bzw. 20% enthalten. Von den 64 erstellten Choice Sets wurde eines aus dem Datensatz entfernt, da es in allen drei Vertragsvarianten die gleichen Ausprägungen aufwies. Außerdem wurden einige Sets modifiziert, damit keine Vertragsvariante eine andere

im selben Set dominiert. Allerdings ist dadurch das Design nicht mehr perfekt orthogonal. Perfekt orthogonal bedeutet, dass es keine Multikollinearität zwischen den Eigenschaftsausprägungen gibt. Ein perfekt orthogonales Design hat nach KUHFIELD ET AL. (1994) einen D-Efficiency Wert von 100. Das hier erstellte Design erreicht nach den Veränderungen einen noch sehr guten Wert von 97. ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) arbeiten beispielsweise lediglich mit einem D-Efficiency Wert von 91,3%. Jedem Befragungsteilnehmer wurden aus den noch verbleibenden 63 Choice Sets acht zufällig zugeteilt, so dass jedes Choice Set mit nahezu der gleichen Häufigkeit in dem Experiment vorkommt.

2.5.3 Deskriptive Statistik

Die beiden befragten Regionen ähneln sich in ihren agrarstrukturellen Eigenschaften und ihren wirtschaftlichen Rahmenbedingungen sehr. Allerdings sind die Landwirte auf der Halbinsel Eiderstedt seit vielen Jahren mit Nutzungseinschränkungen ihrer Flächen für den Vogelschutz vertraut. Ebenso werden den Landwirten dort seit einigen Jahren spezielle Programme zur Grünlandextensivierung angeboten. Aus diesem Grund könnten unterschiedliche Schätzergebnisse für die Landwirte aus Eiderstedt und Südtondern zu erwarten sein⁸. Die Unterschiede der beiden Regionen lassen sich aus der deskriptiven Statistik der Tabelle 2.2 und Tabelle 2.3 ablesen.

Es werden die Mittelwerte der beiden Regionen und entsprechend in den Klammern die Standardabweichung der abgefragten Variablen dargestellt.

Auf Grund der kleinen Stichprobe und der spezifischen Lage der Betriebe sind die Ergebnisse der Studie insbesondere auf die befragten Betriebe bzw. deren Region zu beziehen. Von den 68 befragten Betrieben liegen 62% auf der Halbinsel Eiderstedt und entsprechend 38% in der Region Südtondern. In der Regel handelt es sich um konventionelle Haupterwerbsbetriebe, nur in 3% der Fälle war es ein ökologisch- oder im Nebenerwerb wirtschaftender Betrieb. Auf Eiderstedt wirtschaften die Landwirte mit 1,44 GV/ha im Durchschnitt etwas extensiver als die landwirtschaftlichen Betriebe in der Region Südtondern (1,54 GV/ha). Außerdem nutzen die Eiderstedter Betriebe 17% ihres Grünlandes mit mehr als 3 Schnitten, dieser Anteil liegt in Südtondern bei 39%. Die Betriebe auf Eiderstedt halten mit 156,6 Großvieheinheiten etwas mehr Tiere als die Betriebe in Südtondern mit nur 147,2 Einheiten. Allerdings halten die Betriebe in Südtondern im Schnitt 73 Milchkühe im Gegensatz zu den Betrieben auf Eiderstedt mit 66,6 Tieren. Die Betriebe auf Eiderstedt (108 ha) bewirtschaften im

⁸ Es wird eine Dummy Variable für die Region in die Schätzung aufgenommen.

Durchschnitt etwas mehr Fläche als die Betriebe in Südtondern (96 ha). Ferner bewirtschaften die Eiderstedter Betriebe im Schnitt nur 28 ha Ackerland (Südtondern: 44 ha).

Tabelle 2.2: Deskriptive Statistik für betriebspezifische Variablen

betriebspezifische Variablen	Mittelwert	Mittelwert	Erklärung
	(Std-Abweichung) Eiderstedt	(Std-Abweichung) Südtondern	
Teilnehmer an realen Programmen	36% (35%)	12% (32%)	Dummyvariable 1 = bereits abgeschlossener Vertrag
Naturschutzbewertung	2,31 (1,08)	2,00 (1,00)	Naturschutzneigung: 5 = hoch; 1 = niedrig
Betriebswachstum	60% (49%)	46% (50%)	Dummyvariable 1 = erwartetes Betriebswachstum
ergebnisorientierte Verträge	2,83 (1,40)	2,73 (1,00)	Zustimmung zu ergebnisorientierten Verträgen: 5 = hoch; 1 = niedrig
Auslaufbetrieb	7% (15%)	31% (46%)	Dummyvariable 1= zukünftige Betriebsaufgabe
Ökologischer Betrieb	5% (21%)	0,0% (0,0%)	Dummyvariable für Ökobetrieb (1 = ja)
Haupterwerbsbetrieb	95% (21%)	100% (0,0%)	Dummyvariable für Haupterwerbsbetrieb (1 = ja)
Alter in Jahren	44,81 (8,27)	51,04 (7,12)	Alter des Betriebsleiters
Zusatzekommen	14% (15%)	19% (19%)	Anteil des Zusatzkommens aus nicht-landwirtschaftlicher Tätigkeit
Beratungskontakte	11,86 (15,29)	18,95 (24,32)	Anzahl der Beratungskontakte pro Jahr im Betrieb
Ackerfläche	28,21 (30,15)	44,18 (40,76)	Ackerland des Betriebs in ha
Weizenanteil	28% (33%)	40% (34%)	Weizenanteil an Ackerfläche im Betrieb
Maisanteil	54% (40%)	47% (37%)	Maisanteil an Ackerfläche im Betrieb
Ackeranteil im VSG	24% (38%)	0,0% (0,0%)	Anteil des betrieblichen Ackerlands im VSG
Grünlandfläche	80,17 (33,12)	52,15 (26,57)	Grünland des Betriebs in ha
Dauerweideanteil	43% (18%)	15% (10%)	Anteil Dauerweide am Grünland im Betrieb
Anteil mehr als 3 Schnitte	17% (21%)	39% (29%)	Anteil der betrieblichen Grünlandfläche, die mindestens einer Drei-Schnittnutzung unterliegt
Grünlandanteil im VSG	35% (44%)	0,0% (0,0%)	Anteil des betrieblichen Grünlands im VSG
Grünlandumbruch in ha	8,60 (10,16)	5,14 (6,87)	umgebrochenes Grünland in Hektar (letzte 5 Jahre)
Pachtanteil	52% (24%)	48% (24%)	Pachtflächenanteil im Betrieb
Drainage	36% (19%)	45% (24%)	Anteil der drainierten Fläche im Betrieb
Milchkühe	66,62 (37,63)	73,08 (42,18)	Anzahl der Milchkühe im Betrieb
Maschinengemeinschaft	14% (35%)	31% (46%)	Dummyvariable (1= in einer Maschinengemeinschaft)
Mahd Referenz	11,71 (6,78)	10,73 (4,94)	Mahdtermin des Betriebs in Tagen nach dem 10.05.
milchviehhaltend	90% (29%)	92% (26%)	Anteil milchviehhaltender Betriebe
Schlechte Flächen	4,94 (8,20)	1,04 (2,21)	schlecht bonitierte, schlecht zugeschnittene Flächen in Hektar (> 1 km von Hofstelle entfernt)
Gute Flächen	17,67 (26,51)	3,83 (7,30)	gut bonitierte, gut zugeschnittene Flächen in Hektar (< 3 km von Hofstelle entfernt)
GV/ha	1,44 (0,50)	1,54 (0,60)	Großvieheinheiten pro Hektar im Betrieb

Quelle: eigene Darstellung

Der Weideanteil am Grünland ist in Eiderstedt mit 43% deutlich größer als in Südtondern mit 15%. In Südtondern werden in Zukunft mehr der befragten Betriebe auslaufen als auf Eiderstedt. So beträgt der Anteil auf Eiderstedt nur 7%, im Vergleich dazu liegt dieser Wert in Südtondern bei 31%. Auf Eiderstedt sind 54% der Ackerfläche mit Silomais bestellt, in der Region Südtondern sieht dieses Bild ähnlich aus, hier sind es 49%. Die Region Südtondern

hat mehr jährliche Beratungskontakte als die Betriebe auf der Halbinsel Eiderstedt. Die Eiderstedter Betriebe erwirtschaften im Schnitt 14% ihres Einkommens außerhalb der Landwirtschaft, in Südtondern beträgt dieser Anteil 19%. Die Betriebsleiter auf Eiderstedt sind mit 44 Jahren jünger als die Betriebsleiter Südtonderns mit 51 Jahren.

Zusammenfassend zeigt sich, dass die Betriebe Eiderstedts im Mittel⁹ etwas extensiver wirtschaften als die landwirtschaftlichen Betriebe Südtonderns, verglichen zu anderen Regionen weisen sie aber durchaus sehr starke Ähnlichkeiten auf.

Tabelle 2.3 beschreibt die Ausprägungen der vorgelegten Choice Sets aufgeschlüsselt nach den beiden Regionen. Es wird beispielsweise deutlich, dass in 48% bzw. 49% der Fälle den Landwirten Verträge angeboten werden, bei denen die organische und mineralische Düngung erlaubt ist. In Südtondern wird in 33% und auf Eiderstedt in 51% der Fälle ein Vertrag gewählt.

Tabelle 2.3: Deskriptive Statistik für Vertragseigenschaften

vertragsspezifische Variablen	Mittelwert (Std-Abweichung) Eiderstedt	Mittelwert (Std-Abweichung) Südtondern	Erklärung
Beobachtungen	336 (-)	208 (-)	Anzahl der Beobachtungen
Organische Düngung	26% (44%)	27% (44%)	Düngung erlaubt (Dummy, 1 = ja)
Org. und min. Düngung	49% (50%)	48% (50%)	Düngung erlaubt (Dummy, 1 = ja)
Mahd	21,38 (10,51)	21,97 (10,51)	in Tagen nach dem 21.05.
Beweidung	-3.18 (0,84)	-3.23 (0,82)	reduziert um Tiere gegenüber 6 Tiere/ha
Vertragslaufzeit	4.42 (3,75)	4.44 (3,79)	in Jahren
Ausgleichszahlung	327,58 (81,72)	327,40 (81,38)	in Euro/ha
Mindestfläche	12% (-)	12% (-)	in Prozent der Dauergrünlandfläche
Vertragswahl	51% (-)	33% (-)	gewählte Verträge (Dummy)

Quelle: Eigene Darstellung

2.6 Ergebnisse

Die Ergebnisse des Discrete Choice Experiments werden in diesem Kapitel vorgestellt. Im ersten Schritt werden die Koeffizienten des konditionalen Logit Modells dargestellt, im Anschluss werden die marginalen Effekte und damit die nötigen Ausgleichszahlungen berechnet.

⁹ Es wurde mit einem t-Test ein Mittelwertvergleich der Variablen GV/ha, Drainage, Milchkühe, Anteil > 3 Schnitte, Dauerweideanteil, Grünlandfläche, und Programmteilnahme durchgeführt. Alle Variablen zeigen signifikante Unterschiede zwischen den Regionen auf.

2.6.1 Ergebnisse der Regression

In das konditionale Logit Modell¹⁰ sind neben vertragspezifischen auch betriebsspezifische Variablen eingegangen (vgl. Kap 2.4). Die in den folgenden Tabelle 2.4 und Tabelle 2.5 vorgestellten Schätzergebnisse folgen aus einer reduzierten Schätzung. In der Schätzung mit allen Variablen sind zusätzlich „Auslaufbetrieb“, „Ausbildung des Betriebsleiters“, „Grünlandanteil im VSG“, „Grünlandumbruch“, „Kleine Schläge“ sowie eine Dummy für Eiderstedt-Betriebe aufgenommen wurden¹¹. Zunächst betrachten wir die Schätzkoeffizienten der vertragspezifischen Variablen in Tabelle 2.4.

Tabelle 2.4: Einfluss der Vertragsattribute auf die Vertragswahl

vertragspezifische Variablen	Koeffizient	P> z
Organische Düngung	1,1465	0.000
Organische und mineralische Düngung	1,7298	0.000
Mahd	-0,0374	0.000
Beweidung	1,2587	0.000
Vertragslaufzeit	-0,11164	0.000
Ausgleichszahlung	0,00901	0.000

Quelle: Eigene Darstellung

Alle Koeffizienten der Vertragseigenschaften sind signifikant und haben das erwartete Vorzeichen. Wird die Ausgleichszahlung oder die maximale Tierzahl pro Hektar für den jeweiligen Vertrag erhöht, so erhöht sich auch die Wahrscheinlichkeit, dass dieser Vertrag gewählt wird.

Verglichen mit einem Düngungsverbot erhöht eine Erlaubnis zur organischen oder zusätzlich auch noch zur mineralischen Düngung die Wahlwahrscheinlichkeit. Ferner scheint die Möglichkeit, zusätzlich zu organischem Dünger auch Mineraldünger ausbringen zu können, einen zusätzlichen positiven Effekt zu haben (Koeffizient 1,73 > Koeffizient 1,15). Eine längere Vertragslaufzeit oder ein verspäteter Mahdtermin verringern die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl. Eine Erhöhung der Ausgleichszahlung führt auch zu einer höheren Wahrscheinlichkeit.

¹⁰ Die Schätzkoeffizienten der Vertragsattribute können in unserem Fall zwischen den Verträgen als identisch restringiert werden, um effizient zu schätzen. In einem HausmanTest wird die Nullhypothese getestet, dass die Koeffizienten im restringierten und unrestringierten Modell identisch sind. Sie kann nicht verworfen werden, da der χ^2 Wert von 16,19 insignifikant ist mit $p = 0,9019$. Ferner liegt das Pseudo R² dieses konditionalen Logit Modells bei 0,3553.

¹¹ Ein LR Test zeigt, dass die genannten Variablen aus der Schätzung entfernt werden können, denn der χ^2 Wert liegt bei 20,46 im insignifikanten Bereich mit $p = 0,31$. Die Null Hypothese, dass die Koeffizienten der entfernten Variablen gleich Null sein können, kann damit nicht abgelehnt werden. Das Pseudo R² des unrestringierten Modells liegt bei 0,3738.

Nun wenden wir uns den betriebsspezifischen Koeffizienten der Schätzung zu (Tabelle 2.5). Viele dieser betriebsspezifischen Variablen sind signifikant. Die Einflüsse einiger Variablen variieren deutlich zwischen den drei Verträgen.

Tabelle 2.5: Einfluss der betrieblichen Eigenschaften auf die Vertragswahl

Vertrag	Vertrag 1 (Mindestfläche 5%)		Vertrag 2 (Mindestfläche 10%)		Vertrag 3 (Mindestfläche 20%)	
	Koeffizient	P>z	Koeffizient	P>z	Koeffizient	P>z
Teilnehmer an realen Programmen	0,9605	0,040	0,3946	0,349	1,0515	0,048
Naturschutzbewertung	0,6891	0,001	0,5834	0,001	0,7293	0,003
Ergebnisorientierte Verträge	0,3630	0,025	0,3809	0,006	0,4594	0,004
Zusatzeinkommen	2,0435	0,070	1,7349	0,083	-1,6420	0,280
Ackeranteil im VSG	-1,6428	0,032	-0,7379	0,174	-1,1309	0,124
Grünlandfläche	0,0151	0,036	0,0123	0,052	0,0067	0,352
Dauerweideanteil	0,2583	0,821	1,4464	0,150	5,0967	0,000
Anteil mehr als 3 Schnitte	-2,6431	0,002	-3,0785	0,000	1,0633	0,331
Drainage	-1,2537	0,163	-1,5831	0,047	-2,8929	0,014
Milchkühe	0,0056	0,436	0,0048	0,458	-0,0236	0,019
GV/ha	-0,8962	0,050	-0,8017	0,039	-0,0705	0,901
Schlechte Flächen	0,0449	0,124	0,0539	0,037	0,0490	0,106
Gute Flächen	-0,0314	0,017	-0,0165	0,074	0,0064	0,577
Konstante	2,6700	0,025	2,6790	0,012	1,8347	0,168

Quelle: Eigene Darstellung

Befragungsteilnehmer, welche bereits an Vertragsnaturschutzprogrammen teilnehmen, schließen eher einen Vertrag ab; für den Vertrag mit 10% Mindestanteil ist die Variable allerdings nicht signifikant. Bewertet ein Betriebsleiter den Naturschutz als Leistung der Landwirtschaft für die Gesellschaft als wichtiger, so erhöht dies die Wahrscheinlichkeit. Landwirte, die weniger zu ergebnisorientierten Verträgen geneigt sind, nehmen mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit am Vertragsnaturschutz teil. Erwirtschaftet ein Betriebsleiter ein hohes außerlandwirtschaftliches Zusatzeinkommen, so steigt die Wahrscheinlichkeit den Vertrag 1 oder 2 zu wählen. Ein höherer Anteil Ackerland im Vogelschutzgebiet verringert hingegen die Vertragswahl des Vertrags 1. Steigt die Weidefläche des Betriebs, so steigt die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl für den Vertrag 1 und 2. Ein erhöhter Dauerweideanteil am Grünland hat einen positiven Effekt auf die Vertragswahl 3. Für die Verträge 1 und 2 ist diese Variable nicht signifikant. Handelt es sich um intensiv wirtschaftende Betriebe mit einem hohen Anteil drainierter Flächen oder einem hohen Flächenanteil mit 3 oder mehr Schnitten, so ist dieser Betrieb weniger geneigt einen Vertrag zu wählen. Sind auf dem Betrieb Milchkühe vorhanden, so reduziert dies die Vertragsannahme des Vertrags 3. Auch Betriebe mit einer hohen Viehdichte pro Hektar wählen seltener einen Naturschutzvertrag als

Betriebe, die weniger Vieh pro Hektar halten. Weiterhin ist zu beobachten, dass Betriebe mit weniger ertragreichen Flächen weit entfernt von der Hofstelle eher einen Vertrag wählen als Betriebe, welche ertragreiche und gut zu bewirtschaftende Flächen nah um die Hofstelle herum bewirtschaften. Diese beiden Variablen sind allerdings nur für Vertrag 1 und 2 signifikant.

Es wurden weitere Schätzungen durchgeführt, in denen statt der Alternative „kein Vertrag“ die Verträge 1 bzw. 2 als Basisalternative gewählt wurden. Dabei wird deutlich, dass mit zunehmendem Weideanteil die Wahrscheinlichkeit steigt den Vertrag 3 zu wählen, gegenüber einer Basis von Vertrag 1 und 2. Die Wahrscheinlichkeit Vertrag 3 zu wählen sinkt nicht nur gegenüber keinem Vertrag, sondern auch gegenüber den Verträgen 1 und 2 mit einer zunehmenden Zahl Milchkühe im Betrieb.

2.6.2 Marginale monetäre Effekte

Die Differenz zwischen der simulierten Wahrscheinlichkeit am Mittelwert und der simulierten Wahrscheinlichkeit, berechnet am Mittelwert plus einer diskreten Änderung einer jeweiligen Variablen, gibt den marginalen Effekt der entsprechenden Variablen wider. Berechnet wurden die marginalen Effekte für die Variablen des restringierten Modells aus Kapitel 2.6.1. Der Quotient des marginalen Effekts der Ausgleichszahlung und des marginalen Effekts einer übrigen Variablen gibt die marginale Willingness to Accept (WTA) für die einzelne Vertragseigenschaft wider. Bei der Darstellung und Beschreibung der Koeffizienten in der Tabelle 2.4 und der Tabelle 2.5 wurde bereits deutlich, in welche Richtung sich die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl bei einer Veränderung einer bestimmten exogenen Variablen ändert. In der Tabelle 2.6 stellen wir weiterführend die marginalen Effekte und die daraus berechnete marginale Willingness to Accept sowie deren 95% Konfidenzintervalle für die unterschiedlichen Vertragsvarianten dar.

Ein Verbot der organischen Düngung ändert die Wahlwahrscheinlichkeit (=Präferenz) für Vertrag 1 nicht, wenn dafür die Ausgleichszahlung pro Hektar um 162,02 Euro erhöht wird. Dieser Betrag liegt bei einem Vertrag mit mindestens 10 bzw. 20% Vertragsfläche bei 152,60 bzw. 167,63 Euro. Die Werte der Verträge unterscheiden sich bei der Düngung, obwohl die Schätzkoeffizienten in Tabelle 2.4 identisch restringiert sind, da es sich hierbei um Dummyvariablen handelt. Der marginale Effekt bei den Dummyvariablen wird nicht marginal, sondern diskret von null auf eins an den Durchschnittswerten der übrigen Vertragsattribute und der betriebsspezifischen Variablen berechnet. Dem Landwirt können 4,16 Euro/ha weniger geboten werden, falls sich der Mahdtermin vom 10.06. auf den 09.06.

verkürzt. Bei einer Einschränkung der maximalen Tierzahl um eine Tiereinheit, müssten dem Naturschutzprogrammteilnehmer 139,67 bzw. 139,65 Euro/ha mehr angeboten werden. Wird die Vertragslaufzeit um ein Jahr von 4,43 auf 3,43 Jahre bei allen Verträgen verkürzt, so könnte den Landwirten 12,39 Euro/ha weniger geboten werden.

Tabelle 2.6: Vertragsspezifische Marginale Effekte, WTA und 95% Konfidenzintervalle

Vertrag	Vertrag 1 (Mindestfläche 5%)		Vertrag 2 (Mindestfläche 10%)		Vertrag 3 (Mindestfläche 20%)	
	dp/dz	WTA [€/ha] (2,5; 97,5 Perzentil)	dp/dz	WTA [€/ha] (2,5; 97,5 Perzentil)	dp/dz	WTA [€/ha] (2,5; 97,5 Perzentil)
Organische Düngung	0,1067***	-162,02 (-190,96; -100,17)	0,1674***	-152,60 (-181,99; -99,50)	0,0823***	-167,63 (-198,59; -93,77)
Org. und min. Düngung	0,1415***	-214,88 (-219,48; -200,15)	0,2272***	-207,15 (-211,92; -194,60)	0,0980***	-199,48 (-204,46; -183,55)
Mahd	-0,0027***	4,16 (1,45; 9,83)	-0,0046***	4,16 (1,62; 8,64)	-0,0020***	4,16 (1,24; 11,08)
Beweidung	0,0920***	-139,67 (-149,63; -135,09)	0,1532***	-139,67 (-148,81; -134,71)	0,0686***	-139,65 (-146,43; -136,98)
Vertragslaufzeit	-0,0082***	12,39 (4,23; 29,25)	-0,0136***	12,39 (5,05; 25,13)	-0,0061***	12,39 (3,88; 32,32)
Ausgleichszahlung	0,0067***		0,0111***		0,0049***	

***, **, * gibt das statistische Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10%, wie in Tabelle 2.4, an.

WTA = marginale Willingness-to-Accept

Quelle: Eigene Darstellung

Wie stark beeinflussen nun die betriebsspezifischen Eigenschaften der Betriebsleiter die Wahl der Verträge? Welche Betriebstypen sollten welche Vertragstypen von der Naturschutzbehörde angeboten bekommen? Aufschluss darüber können die marginalen Effekte und die daraus ermittelten marginalen Kompensationsnotwendigkeiten der betriebsspezifischen Variablen sowie deren 95% Konfidenzintervalle der Tabelle 2.7 geben.

Landwirte, die bereits an Naturschutzverträgen teilnehmen, können um 106,13 Euro (Vertrag 1) bzw. 119,76 Euro (Vertrag 3) niedrigere Zahlungen erhalten. Einem Betriebsleiter, der auf einer Likert-Skala von 1 – 5 den Naturschutz als wichtige Leistung der Landwirtschaft gegenüber der Gesellschaft um einen Punkt niedriger bewertet als der Durchschnitt der Betriebe, müsste bei einer minimalen Vertragsfläche von 5, 10 bzw. 20% ein Betrag von 61,40, 52,21 bzw. 64,73 Euro pro Hektar mehr ausgezahlt werden. In diesem Fall würde die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl zwischen dem Landwirt und dem Durchschnitt der Befragten gleich bleiben.

Es zeigt sich weiter, dass Betriebe, welche ergebnisorientierte Verträge als positiv bewerten, weniger Ausgleichszahlung pro Hektar benötigen als Betriebe, die ergebnisorientierte Verträge als negativ wahrnehmen. Dieser Effekt steigt mit zunehmender Mindestfläche an.

Tabelle 2.7: Betriebsspezifische Marginale Effekte, WTA und 95% Konfidenzintervalle

Vertrag	Vertrag 1 (Mindestfläche 5%)		Vertrag 2 (Mindestfläche 10%)		Vertrag 3 (Mindestfläche 20%)	
	dp/ds	WTA [€/ha] (2,5; 97,5 Perzentil)	dp/ds	WTA [€/ha] (2,5; 97,5 Perzentil)	dp/ds	WTA [€/ha] (2,5; 97,5 Perzentil)
Teilnehmer an realen Programmen	0,070**	-106,13 (-192,94; 58,50)	0,025	-22,34 (-82,97; 100,03)	0,059***	-119,76 (-187,36; -78,00)
Naturschutzbewertung	0,040***	-61,40 (-169,54; -11,83)	0,057***	-52,21 (-124,63; -10,47)	0,032**	-64,73 (-200,42; -9,59)
Ergebnisorientierte Verträge	0,020**	-30,57 (- 92,09; 4,88)	0,039***	-35,10 (-85,80; -4,49)	0,020***	-41,21 (-121,78; -3,92)
Zusatz Einkommen	0,137*	-2,09 (-3,21; 0,69)	0,202*	-1,84 (-3,00; 0,42)	-0,113	2,30 (-0,41; 9,45)
Ackeranteil im VSG	-0,107**	1,62 (-0,02; 4,98)	-0,062	0,57 (-0,46; 2,37)	-0,048	0,98 (-0,45; 4,18)
Grünlandfläche	0,001**	-1,42 (-2,13; 0,19)	0,001**	-1,16 (-1,91; 0,22)	0,000	-0,40 (-1,31; 1,90)
Dauerweideanteil	-0,021	0,32 (-1,48; 4,28)	0,131	-1,20 (-2,53; 1,31)	0,265***	-5,39 (-5,87; -4,30)
Anteil mehr als 3 Schnitte	-0,163***	2,48 (-0,42; 6,68)	-0,354***	3,22 (1,20; 6,92)	0,095	-1,94 (-3,06; 0,59)
Drainage	-0,061	0,92 (-0,75; 4,36)	-0,155**	1,41 (-0,24; 4,30)	-0,139**	2,83 (0,25; 9,03)
Milchkühe	0,000	-0,71 (-1,64; 1,22)	0,001	-0,65 (-1,58; 0,92)	-0,001**	2,75 (0,42; 8,41)
GV/ha	-0,056**	85,25 (-7,08; 286,59)	-0,087**	79,23 (0,26; 229,84)	0,007	-13,94 (-93,67; 186,01)
schlechte Flächen	0,002*	-3,72 (-7,21; 2,55)	0,006**	-5,16 (-8,09; -0,05)	0,002*	-4,12 (-7,33; 2,98)
gute Flächen	-0,002**	3,25 (0,44; 9,45)	-0,002**	1,55 (-0,28; 4,96)	0,001	-1,28 (-2,59; 1,97)

***, **, * gibt das statistische Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10%, wie in Tabelle 2.5 an.

WTA = marginale Willingness-to-Accept

Quelle: Eigene Darstellung

Betriebsleiter, die ein höheres Zusatzeinkommen neben der Landwirtschaft erwirtschaften, benötigen weniger Ausgleichszahlung pro Hektar (schwach signifikant). Wenn der Ackeranteil in der Gebietskulisse des Vogelschutzgebiets steigen sollte, so benötigen diese Betriebe eine höhere Ausgleichszahlung pro Hektar bei Vertrag 1. Steigt die Grünlandfläche der Betriebe um einen Hektar an, so benötigen diese Betriebe eine geringere Ausgleichszahlung von 1,42 Euro/ha für Vertrag 1 bzw. 1,16 Euro/ha für Vertrag 2. Betriebe mit einem um 1%-Punkt höheren Dauerweideanteil gegenüber dem durchschnittlichen Flächenanteil von 32% am Grünland könnten bei einer Vertragsfläche von 20% 5,39 Euro pro Hektar weniger bekommen. Bei 5% bzw. 10% Vertragsfläche ist diese Variable nicht

signifikant. Betriebe, die nur einen geringen Dauerweideanteil am Grünland besitzen, haben tendenziell weniger Fläche für den Vertragsnaturschutz zur Verfügung. Betriebe mit einem hohen Flächenanteil haben dem gegenüber mehr Fläche zur Verfügung und können daher eher den Vertrag 3 wählen.

Intensiv wirtschaftende Betriebe benötigen eine höhere Ausgleichszahlung pro Hektar, dies wird aus den Variablen „Anteil > 3 Schnitte“, „Drainage“, „Milchkühe“ und „GV/ha“ deutlich. Die Flächenstruktur bei der Wahl der Verträge spielt zusätzlich eine Rolle. So nehmen Betriebe, welche eine schlechte Flächenstruktur aufweisen schon mit weniger Euro pro Hektar am Vertragsnaturschutz teil. Dem gegenüber muss Betrieben mit einer guten Flächenstruktur zur Vertragsannahme ein höherer Betrag geboten werden. Diese beiden Variablen sind allerdings nicht bei den Verträgen des Typus 3 signifikant, was darauf hindeutet, dass bei Betrieben, welche den Vertrag 3 wählen die Flächenstruktur keine Rolle spielt.

Die Konfidenzintervalle der Tabelle 2.6 (vertragsspezifische Variablen) und der Tabelle 2.7 (betriebsspezifische Variablen) geben zusätzlich den Bereich an, in dem sich zu 95% die marginale Willingness to Accept bewegt.

2.7 Schlussfolgerungen mit Diskussion

Die Schätzergebnisse zeigen, dass alle berücksichtigten Vertragsvariablen die Vertragswahlentscheidung der Landwirte beeinflussen. Eine erhöhte Ausgleichszahlung pro Hektar führt zu einer höheren Vertragswahlwahrscheinlichkeit, hingegen bringen höhere Vertragsauflagen den Landwirt eher dazu keinen Vertrag zu wählen. Weiterhin wird deutlich, dass es Unterschiede zwischen den beiden betrachteten Regionen in der Entscheidung der Vertragswahl geben kann. So zeigt sich bereits aus der deskriptiven Statistik, dass auf der Halbinsel Eiderstedt häufiger ein Vertrag gewählt wurde. Wie es dazu kommt wird wiederum aus den Schätzergebnissen deutlich. Diese zeigen, dass gerade extensiv wirtschaftende Betriebe eher dazu bereit sind einen Vertrag abzuschließen. Variablen wie die Viehdichte pro Hektar, der Anteil der drainierten Fläche, die Anzahl der Milchkühe oder auch der Anteil des Grünlands welches intensiv mit drei oder mehr Schnitten genutzt wird, deuten auf intensiv wirtschaftende Betriebe hin. Hingegen erhöhen die Variablen, wie der Dauerweideanteil oder auch die absolute Grünlandfläche, die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl. Eine hohe Ausprägung dieser Variablen zeigen eher extensiv wirtschaftende Betriebe auf. Diese unterscheiden sich zwischen den beiden Regionen wie in Kapitel 2.5.3 dargestellt, was die höhere Vertragswahl auf der Halbinsel Eiderstedt erklärt. Weiterhin zeigt sich, dass intensiv

wirtschaftende Betriebe hauptsächlich die Verträge 1 und 2 mit nur geringen Mindestflächen wählen, Vertrag 3 mit einer Mindestfläche des Dauergrünlands von 20% wird hingegen eher von extensiv wirtschaftenden Betrieben gewählt wird. Die Flächenstruktur der betrachteten Betriebe spielt ebenfalls eine entscheidende Rolle. Betriebe die weit entfernte, schlecht zugeschnittene und wenig ertragreiche Flächen bewirtschaften nehmen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit am Vertragsnaturschutz teil, da die Opportunitätskosten für solche Flächen geringer sind. Im Gegensatz dazu sind die Opportunitätskosten für gut erreichbare, gut zugeschnittene und ertragreiche Flächen hoch und die Wahrscheinlichkeit diese Flächen in den Vertragsnaturschutz zu geben entsprechend gering. Weiterhin ist es einleuchtend, dass Betriebe, die schon mit dem Vertragsnaturschutz vertraut sind oder auch generell eine positive Neigung zum Naturschutz haben eher einen Naturschutzvertrag wählen werden, als Betriebe, die sich gar nicht mit dem Naturschutz identifizieren können. Extensiv wirtschaftende Betriebe, die bereits mit Naturschutzverträgen vertraut sind, finden sich eher auf Eiderstedt wieder. Damit wird deutlich warum auf Eiderstedt die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl höher ist als in der Region Südtondern.

Die Ergebnisse zeigen auch, welche Betriebstypen eher einen Naturschutzvertrag wählen würden und welche Vertragsausprägungen die Teilnahmebereitschaft der Betriebe erhöhen. Es wird deutlich, dass extensiv wirtschaftende und dem Naturschutz gegenüber positiv eingestellte Landwirte eine höhere Teilnahmebereitschaft haben. Die Ergebnisse zeigen damit, dass mit der Durchführung eines Discrete Choice Experiments die Auflagen, sowie die Ausgleichszahlungen für die Ausgestaltung freiwilliger Vertragsnaturschutzprogramme identifiziert werden können.

Die Messung der Gesamtfläche, für die die Landwirte Verträge abschließen und der damit einhergehende Nutzen für Natur und Umwelt durch die Nutzungsaufgaben kann mit dem üblichen Discrete Choice Experiment allerdings noch nicht prognostiziert werden. Es ist lediglich eine Schätzung möglich, wie viele Betriebe bei bestimmten Vertragsausprägungen teilnehmen würden. Da es sich bei den Verträgen um Mindestflächen handelt, könnte damit allerdings bestimmt werden wie viel Fläche mindestens in den Vertragsnaturschutz kommen würde. Der Nutzen dieser Mindestfläche für die Umwelt könnte unter Umständen bewertet werden. Es wäre allerdings nicht möglich den exakten Flächenumfang zu bestimmen und damit ist es auch unmöglich eine exakte Angebotsfunktion für die Naturschutzleistung solcher Verträge zu ermitteln. Da es für die Politik aber gerade interessant ist zu erfahren wie groß der Flächenumfang und die damit verbundene Naturschutzleistung eines bestimmten Vertrags ist, sollte die Methode der Discrete Choice Experimente erweitert werden. Hierzu ist weiterer

Forschungsbedarf nötig. Eine zweistufige Schätzung bei der der Flächenumfang modelliert wird, wäre beispielsweise denkbar.

Literatur

- BACKHAUS, K. (2008): *Multivariate Analysemethoden eine anwendungsorientierte Einführung* 13., überarb. Aufl., Berlin: Springer.
- BEN-AKIVA, M. UND S.R. LERMAN, (2000): *Discrete Choice Analysis* 8. printing., Cambridge, Mass.: MIT Press.
- BOXALL, P.C. UND W.L. ADAMOWICZ (2002): Understanding heterogeneous Preferences in Random Utility Models: A Latent Class Approach. In: *Environmental and Resource Economics*, 23(4), S.421–446.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND U. LATACZ-LOHMANN (2008). Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete Choice Experiment. In: *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59 (No. 2), S.237–256.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND H.M. MEYER-SCHATZ (2007): Unter welchen Umständen würden deutsche Landwirte gentechnisch veränderten Raps anbauen? Ein Discrete Choice Experiment. In: *Agrarwirtschaft*, 56 (Heft 7).
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011): *Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011*, Bonn.
- CAMERON, A.. UND P.K. TRIVEDI (2005): *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- CLAASSEN, R. UND A. TEGENE (1999): Agricultural land use choice: A Discrete Choice Approach. In: *Agricultural and Resource Economics Review*, 28 (1), S.26–36.
- ESPINOSA-GODED, M., BARREIRO-HURLÉ, J. UND E. RUTO (2010): What Do Farmers Want From Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), S.259-273.
- FRANCKSEN, T. UND U. LATACZ-LOHMANN (2008): Evaluierung von Agrarumweltprogrammen auf Grundlage der Umwelteffizienz landwirtschaftlicher Betriebe. In: *Agrarwirtschaft*, 57 (Heft 3/4).
- HUDSON, D., MARTIN, S.W. und S. BANERJEE (2007): Effects of Seed and Farm Characteristics on Cottonseed Choice. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 39(3), S.657-669.

- KIRSCHKE, D., DAENECKE, E., HÄGER, A., KÄSTNER, K., JECHLITSCHKA, K. UND S. WEGENER (2004): Entscheidungsunterstützung bei der Gestaltung von Agrarumweltprogrammen: Ein interaktiver, PC-gestützter Programmierungsansatz für Sachsen-Anhalt, Humboldt- Univ. Berlin.
- KUHFELD, W.F., TOBIAS, R.D. und M. GARRATT (1994): Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. In: *Journal of Marketing Research*, 31(4), S.545–557.
- LOUVIERE, J.J. UND G. WOODWORTH (1983): Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach Based on Aggregate Data. *Journal of Marketing Research*, 20(4), S.350-367.
- LUCE, R.D. UND J.W. TUKEY (1964): Simultaneous Conjoint Measurement: A new Type of fundamental Measurement. In: *Journal of Mathematical Psychology*, 1(1), S.1-27.
- MATZDORF, B. UND K. MÜLLER (2004): Effizienzsteigerung von Agrarumweltprogrammen durch Verbesserung der ökologischen Effektivität. In: DLKG, Band 2004 (Heft 02), S. 55 - 72.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, S. 105 - 142.
- MEYERHOFF, J., LIEBE, U. UND V. HARTJE (2009): Benefits of biodiversity Enhancement of Nature-oriented Silviculture: Evidence from two Choice Experiments in Germany. In: *Journal of Forest Economics*, 15(1–2), S.37–58.
- PENKER, M. (2005): Die Implementierung von Naturschutzverträgen. In: *Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie*, 10, S.137.
- QUANDT, R. E. (1968): Estimation of Model Splits. In: *Transportation Research*. 2: S. 41 –50.
- RUTO, E. UND G. GARROD (2009): Investigating farmers' preferences for the Design of Agri-environment Schemes: A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Environmental Planning and Management*, 52(5), S.631.
- STATA CORP (1985): *Stata Survival Analysis and Epidemiological Tables Reference Manual*.
- THEIL, H. (1970): On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables. In: *The American Journal of Sociology*, Vol.76 (No. 1), S.103-154.
- WINDLE UND J. ROLFE (2005): Diversification Choices in Agriculture: A Choice Modelling Case Study of Sugarcane Growers. In: *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 49(1), S.63-74.

Kapitel 3

Kalibrierung von Vertragsnaturschutzprogrammen mittels eines zweistufigen Discrete Choice Experimentes

Calibrating agri-environmental schemes using a two-stage discrete choice experiments

Autoren

Gunnar Breustedt, Norbert Schulz und
Uwe Latacz-Lohmann

Dieser Artikel ist erschienen in:

German Journal of Agricultural Economics
Vol. 62 (2013), Number 4, S. 259 – 275

Ein auf diesem Artikel basierender Vortrag wurde von Herrn Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann
auf der 87th Annual Conference 2013 in Warwick gehalten.

Zusammenfassung

Vermeehrt werden Discrete Choice Experimente (DCE) verwendet, um die Präferenzen von Landwirten für verschiedene Eigenschaften von hypothetischen Naturschutzverträgen zu quantifizieren. Wir gehen einen Schritt weiter, indem Landwirte in einem DCE nicht nur zwischen unterschiedlich ausgestalteten Verträgen, sondern auch über den einzubringenden Flächenumfang entscheiden sollen. So kann bei der Optimierung der Vertragseigenschaften (Auflagen und Höhe der Ausgleichszahlung) auch der Effekt des Vertragsdesigns und der Betriebscharakteristika auf die Teilnahmefläche berücksichtigt werden. Die erste Stufe einer multinomialen Heckman-Schätzung liefert die Vertragswahlwahrscheinlichkeiten und die daraus resultierende Willingness to Accept (WTA) bestimmter Vertragstypen und -auflagen. Die Teilnahmeflächen der Landwirte und deren Determinanten werden in einer zweiten Stufe mittels OLS-Regression geschätzt. Letztere trägt der Selektionsverzerrung der ersten Schätzstufe explizit Rechnung. Mit Hilfe von Simulationen auf Basis der geschätzten Parameter werden für ein hypothetisches Naturschutzprogramm ex ante die optimalen Vertragseigenschaften in Abhängigkeit unterschiedlich hoher Programmbudgets bestimmt. Es wird deutlich, dass für unterschiedliche Budgethöhen jeweils andere Verträge optimal sein können, d.h. den jeweils höchsten Naturnutzen erbringen.

Schlüsselbegriffe

Discrete Choice Modell, Grünland, multinomiale Heckman Schätzung, Simulation, Vertragsnaturschutz, Vogelschutz, Willingness to Accept

Summary

Discrete choice experiments (DCE) have been increasingly applied to assess farmers' preferences for alternative designs of hypothetical agri-environmental schemes. We extend the DCE approach by asking farmers not only to choose among alternative conservation contracts but also to choose the land area they would put under contract. This extended approach allows us to formulate optimal contracts (in terms of management prescriptions and payment levels) taking explicitly account of the effect of contract design and farm characteristics on the participation area. We use a multinomial Heckman model. In its first stage, we estimate the probabilities of specific contract types being chosen and the corresponding marginal willingness to accept (WTA) figures. In the second stage, we identify the factors affecting the land area offered under contract by means of an OLS regression which takes account of the sample selection bias from first-stage choice. Based upon the estimates from both stages, contracts for a hypothetical conservation scheme are

optimized such that environmental benefit is maximized given alternative program budgets. The results show that the optimal design of conservation contracts is sensitive to the program budget.

Keywords

Agri-environmental schemes, bird conservation, Discrete choice modeling, multinomial Heckman estimation, pasture land, simulation, willingness-to-accept

3.1 Einleitung und Motivation

Programme des Vertragsnaturschutzes bilden ein wichtiges Standbein der europäischen Agrarumweltpolitik. Über Naturschutzverträge ‚kauft‘ der Staat Naturschutzleistungen von Landwirten. Es stellt sich daher die Frage, wie der optimale Naturschutzvertrag ausgestaltet sein müsste oder in anderen Worten, welche Bewirtschaftungsauflagen in welcher Schärfe verlangt und wie hoch die Ausgleichszahlung gewählt werden sollten. Unter optimal ist hier derjenige Vertrag zu verstehen, der bei gegebenem Gesamtbudget eines Programmes die Naturschutzleistung maximiert. Die Antwort wird in einem Spannungsdreieck zwischen hohen Auflagen zum Wohl der Natur, geringen Budgetausgaben und hoher Teilnahmebereitschaft der Vertragsnehmer zu suchen sein.

Aus der Literatur ist bekannt, dass mit Discrete Choice Experimenten (DCE) die Teilnahmebereitschaft und Präferenzen von Landwirten für unterschiedlich ausgestaltete Vertragsnaturschutzprogramme abgeschätzt werden können (RUTO & GARROD, 2009; ESPINOSA-GODED ET AL., 2010; CHRISTENSEN ET AL., 2011 und BREUSTEDT ET AL., 2013). Dabei können auch die Eigenschaften von landwirtschaftlichen Betrieben identifiziert werden, die eine relativ höhere Präferenz für den Abschluss eines Vertrages haben (RUTO & GARROD, 2009; CHRISTENSEN ET AL., 2011 und BREUSTEDT ET AL., 2013). Mit einem DCE lässt sich prinzipiell die Anzahl der Landwirte für die Teilnahme an hypothetischen Vertragsnaturschutzprogrammen prognostizieren. Damit kann abgeschätzt werden, wie sich unterschiedliche Vertragsausgestaltungen auf die Teilnahmebereitschaft der Landwirte auswirken.

Aus der prognostizierten Anzahl von Vertragsnehmern kann jedoch nicht auf die gesamte Vertragsfläche im Programm geschlossen werden, weil nicht nur die Teilnahmebereitschaft, sondern auch die durchschnittliche Teilnahmefläche je Landwirt von der Vertragsausgestaltung abhängt. Ohne Prognose der Teilnahmefläche kann die Naturschutzleistung des Programms nicht bestimmt werden und damit kann auch der optimale Vertrag nicht mit einem herkömmlichen DCE identifiziert werden. In diesem Beitrag

schlagen wir daher vor, Discrete Choice Experimente um eine zweite Stufe zu erweitern. Wir greifen hierzu auf ein Discrete Choice Experiment zurück, welches BREUSTEDT ET AL. (2013) in den Regionen Eiderstedt und Südtondern durchgeführt haben. In der ersten Stufe wählt der Proband zwischen drei Vertragsalternativen, und in der zweiten Stufe wird die Teilnahmefläche für den gewählten Vertrag festgelegt. Ausgewertet wird das Experiment mit einer multinomialen Heckman Regression, mit dessen zweiter Stufe die Teilnahmefläche bedingt auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit der ersten Stufe abgeschätzt wird.

Aus den Schätzergebnissen beider Stufen lässt sich die Teilnahmefläche an dem Vertragsnaturschutzprogramm für ein gegebenes Budget und eine bestimmte Vertragsgestaltung prognostizieren. In einem weiteren Schritt kann die Vertragsgestaltung optimiert werden. In der Vertragsoptimierung ist abzuwägen zwischen dem Einfluss der Vertragseigenschaften auf die Teilnahmebereitschaft und die Teilnahmefläche einerseits und dem Einfluss auf die Naturschutzleistung je Hektar Vertragsfläche bei einem gegebenem Programmbudget andererseits. Unter Annahme eines Indexes, der die Vertragseigenschaften in Naturschutzleistung je Hektar übersetzt, lassen sich optimale Verträge identifizieren, welche die gesamte Naturschutzleistung bei gegebenem Gesamtbudget maximieren. Wir zeigen diese Schritte für ein hypothetisches Vogelschutzprogramm beispielhaft auf.

Eine einschlägige Literaturübersicht, die Befragung mit dem Discrete Choice Experiment sowie die Schätzergebnisse der ersten Stufe sind bereits an anderer Stelle dargestellt (BREUSTEDT ET AL., 2013). Daher wird im Folgenden oft auf diese Referenz verwiesen. Nur einige ihrer quantitativen Ergebnisse, die unmittelbar im vorliegenden Beitrag verwendet werden, werden noch einmal dargestellt.

Im Abschnitt 3.2 folgt eine Literaturübersicht zur multinomialen Heckman-Schätzung. Im Abschnitt 3.3.1 wird ein Entscheidungsmodell für den Umfang der Teilnahmefläche entwickelt. Ein Discrete Choice Modell, mit dem der Flächenumfang eines Vertragsnaturschutzprogramms geschätzt werden kann, wird im Abschnitt 3.3.2 erläutert. Im Abschnitt 3.3.3 wird der Ansatz zur Optimierung dieser Programme und ihrer Vertragseigenschaften vorgestellt. In dem darauf folgenden Abschnitt 3.4 werden kurz das Experiment, die Ergebnisse der zweistufigen Schätzung sowie die aus der ersten Stufe resultierenden marginalen Effekte und die notwendigen Ausgleichszahlungen präsentiert. In Abschnitt 3.5 folgen die Simulationen zur Prognose der Naturschutzleistung, die bei gegebenem Programmbudget durch die einzelnen Verträge erreichbar ist. Im letzten Abschnitt werden Schlussfolgerungen dargestellt.

3.2 Einordnung in die Literatur

Wir beschränken uns in diesem Literaturüberblick auf empirische zweistufige Heckman-Schätzungen, die neben einer diskreten Entscheidung auf der ersten Stufe den Umfang der gewählten Alternative auf der zweiten Stufe abschätzen. Für Literatur über DCE zu Vertragsnaturschutzprogrammen verweisen wir auf BREUSTEDT ET AL. (2013).

Multinomiale Selektions- oder Heckman-Modelle gehen auf LEE (1983), DUBIN & MCFADDEN (1984), DAHL (2002) sowie BOURGUIGNON ET AL. (2007) zurück. Im Gegensatz zum üblichen Heckman-Modell wird nicht eine von zwei, sondern eine von mehr als zwei Alternativen gewählt und dann wird wie im Heckman-Modell zusätzlich noch über den Umfang der gewählten Alternative entschieden. Aus der Agrarökonomie sind verschiedene diesbezügliche Analysen bekannt. BLANC ET AL. (2008) verwenden das multinomiale Heckman, um den Einsatz von Fremdarbeitskräften auf Familienbetrieben zu erklären, während LOHR & PARK (2009) die Entscheidung von ökologisch wirtschaftenden Landwirten zwischen unterschiedlichen Vermarktungskanälen untersuchen. SEO & MENDELSON (2008) untersuchen, wie sich Landwirte in Afrika zwischen verschiedenen Tierarten und der Anzahl der gehaltenen Tiere entscheiden. BREUSTEDT & MEES (2010) wenden das multinomiale Selektionsmodell zur Schätzung des Wachstums von Milchviehbetrieben an.

Zweistufige Discrete Choice Experimente mit der diskreten Entscheidung auf der ersten Stufe und einer zweiten Entscheidung über den Umfang sind in der Literatur nach unserem Wissen nicht zu finden. Aus der Konsumentenforschung ist ein Beitrag von POMPELLI & HEIEN (1991) zu nennen, in dem zunächst die Auswahl für eine bestimmte Weinart und dann für die Kaufmenge dieses Weines geschätzt wird. Allerdings beruht die Schätzung auf tatsächlichen Weinkäufen von Haushalten und nicht auf einem experimentellen Design. Ferner konnten die Haushalte mehrere Weinarten simultan wählen und nicht nur eine wie im DCE. Die Schätzungen für die einzelnen Weinarten erfolgten dann allerdings unabhängig voneinander als übliche Heckman-Schätzungen. In der ersten Stufe wurde nur der Kauf oder Nichtkauf einer bestimmten Weinart untersucht. Ob bei Nichtkauf ein bestimmter anderer Wein oder gar kein Wein gekauft wurde, wird nicht unterschieden. In anderen Worten, der multinomiale Charakter der Entscheidung wird nur unvollständig berücksichtigt.

RAMALHO ET AL. (2009) schätzen die Bestimmungsfaktoren, ob Firmen einen Kredit aufnehmen oder nicht und untersuchen dann die Determinanten der Kredithöhe. Die Bestimmungsfaktoren für eine Kreditaufnahme unterscheiden sich von denen für die Kredithöhe. Sie nutzen ein binäres Choice Modell, um die Wahrscheinlichkeit der

Kreditaufnahme zu bestimmen, für die Höhe des Kredits wird auf ein Fractional Regressionsmodell¹² zurückgegriffen. Die erste Stufe ist auch hier nicht multinomial. Bei dieser Untersuchung werden historische Daten verwendet, es handelt sich also auch hier nicht um ein DCE. LOHR & PARK (1995) schätzen die Teilnahmebereitschaft an einem Programm zur konservierenden Bodenbearbeitung und in einer zweiten Stufe die Fläche, die ein Landwirt in dieses Programm einbringen würde. Allerdings werden keine unterschiedlichen Programme angeboten. Daher können keine marginalen Zahlungsbereitschaften geschätzt werden. Außerdem erfolgt die Schätzung nicht multinomial. Für die Selektionsverzerrung der ersten Stufe wird allerdings in der zweiten Stufe kontrolliert.

Aus dieser Literatursichtung folgt, dass bisher durchgeführte Discrete Choice Experimente lediglich die diskrete Wahl zwischen verschiedenen Entscheidungsalternativen, nicht jedoch den Umfang der gewählten Alternative untersucht haben. Ferner scheint mit dem multinomialen Heckman-Modell aber ein statistisches Schätzverfahren vorzuliegen, mit dem Datensätze, die sich aus einem Discrete Choice Experiment mit Abfrage des Teilnahmeumfanges ergeben, geschätzt werden können.

3.3 Modell und Methoden

In diesem Abschnitt stellen wir zunächst das zugrunde liegende Entscheidungsmodell auf. Im Abschnitt 3.3.2 wird dann das zur Schätzung erforderliche Discrete Choice Modell mit seiner Erweiterung dargestellt. Im dritten Teil des Abschnitts wird der Simulationsansatz zur Optimierung der Verträge vorgestellt.

3.3.1 Das Entscheidungsmodell

Wir gehen davon aus, dass der Betriebsleiter i ein Nutzenmaximierer ist und daher nur dann einen (von mehreren angebotenen) Naturschutzverträgen für alle oder für einen Teil seiner Flächen abschließen wird, wenn er damit einen höheren Nutzen erzielen kann als mit der nächstbesten alternativen Nutzung dieser Flächen. Er wird den Naturschutzvertrag wählen, der ihm den höchsten Nutzenzuwachs im Vergleich zur nächstbesten Nutzung bietet, mit anderen Worten: Der Landwirt maximiert den Mitnahmeeffekt. Bei einem Vertrag mit einer (teilweise) frei wählbaren Vertragsfläche hat der Landwirt zwei Entscheidungen zu treffen: Einerseits muss er einen der angebotenen Verträge auswählen. Andererseits muss er den Flächenumfang festlegen, für den er sich vertraglich bindet. Beide Entscheidungen müssen unter Umständen simultan getroffen werden, wenn der für den Landwirt optimale

¹² Das Fractional Regressionsmodell (FRM) geht auf PAPKE & WOOLDRIDGE (1996) zurück. Es wird angewendet für abhängige Variablen, deren Werte zwischen einschließlich 0 und 1 liegen.

Flächenumfang in den Verträgen unterschiedlich ist. So ist es beispielsweise vor dem Hintergrund notwendiger Grundfutterproduktion denkbar, dass der Landwirt an einem Vertrag mit strengen Auflagen und damit größeren Ertragseinbußen je Hektar nur mit weniger Fläche teilnimmt als an einem weniger strengen Programm. Daher muss der Landwirt zunächst prinzipiell für jedes der J angebotenen Programme den für ihn optimalen Teilnahmeumfang in Hektar $y_{ij}^* \geq 0$ festlegen. Dazu maximiert er den Nutzenzuwachs ΔU_{ij} der Teilnahme an Programm j bezüglich des Flächenumfanges y_{ij} .

Der Nutzenzuwachs wird hier einfach als Veränderung des Einkommens ΔY plus den nichtmonetären Nutzenzugewinn, z.B. Freude an Blühstreifen, durch die Programmteilnahme NY verstanden.¹³ Die Änderung des Einkommens ergibt sich aus der Ausgleichszahlung a pro Hektar des Vertrages multipliziert mit der Teilnahmefläche, dem Gewinn π aus der Produktion auf der Teilnahmefläche unter dem Vertrag abzüglich der Opportunitätskosten C der Teilnahmefläche. Die letzten beiden Terme sind nicht unbedingt linear in der Teilnahmefläche, weil unterschiedliche Flächen des Betriebes unterschiedlich für das Programm geeignet sind und / oder unterschiedliche Opportunitätskosten in Form entgangener Gewinne bei der Produktion ohne vertragliche Auflagen verursachen. Daraus ergibt sich:

$$(3.1) \quad \Delta U_{ij} = \Delta U(y_{ij}) = \Delta Y(y_{ij}) + NY(y_{ij}) = a_j * y_{ij} + \pi(y_{ij}) - C(y_{ij}) + NY(y_{ij})$$

Die notwendige Bedingung für ein Maximum lautet:

$$(3.2) \quad \frac{\partial \Delta U_{ij}}{\partial y_{ij}} = \frac{\partial U_{ij}}{\partial y_{ij}} = a_j + \frac{\partial \pi}{\partial y_{ij}} - \frac{\partial C}{\partial y_{ij}} + \frac{\partial NY}{\partial y_{ij}} = 0$$

Oder äquivalent

$$(3.3) \quad a_j + \frac{\partial NY}{\partial y_{ij}} = \frac{\partial C}{\partial y_{ij}} - \frac{\partial \pi}{\partial y_{ij}}$$

Im Optimum muss demnach gelten, dass für die letzte Flächeneinheit unter Vertrag die Ausgleichszahlung plus der nichtmonetäre Nutzen, den der Landwirt auf dieser Flächeneinheit aus der Programmteilnahme zieht, dem monetären Verlust der Produktion durch die Auflagen entspricht.¹⁴ Letzteres wird durch die Opportunitätskosten der Fläche abzüglich des Gewinns unter Programmteilnahme abgebildet. Abbildung 3.1 veranschaulicht

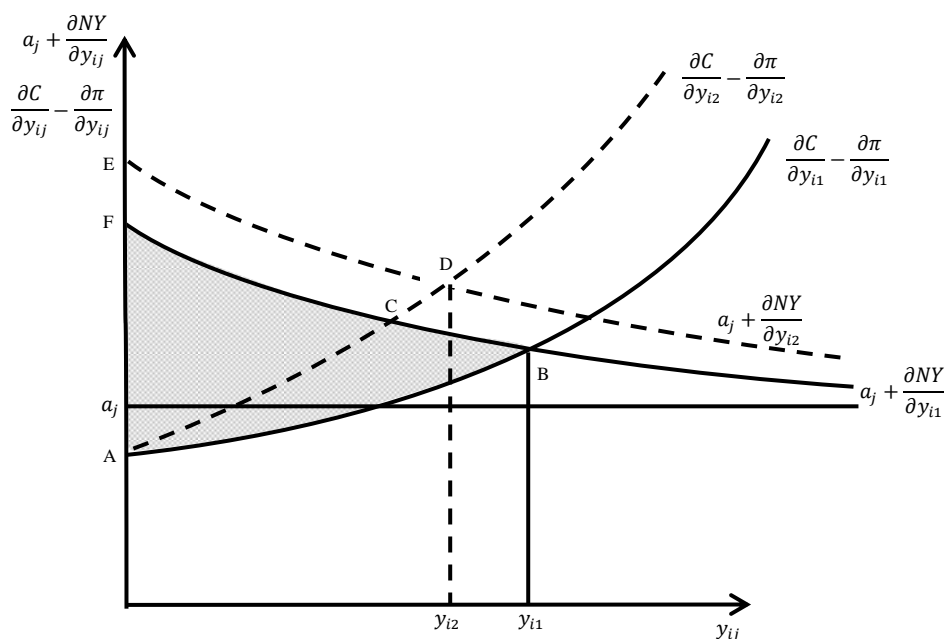
¹³ Eine im Einkommen übliche konkave Nutzenfunktion ändert die entscheidenden Aussagen dieses einfachen Modells nicht.

¹⁴ Es wird angenommen, dass der Anstieg des nichtmonetären Nutzens mit der Vertragsfläche abnimmt und der monetäre Grenzverlust der Produktion auf zusätzlicher Fläche mit der Vertragsfläche zunimmt.

die Bedingung für den optimalen Flächenumfang beispielhaft für zwei Vertragsnaturschutzprogramme $j = 1, 2$.¹⁵

An der Abszisse ist die Vertragsfläche und an der Ordinate sind monetäre Werte abgetragen. Die horizontale Gerade a_j ist die Ausgleichszahlung je Hektar. Die Ausgleichszahlung plus marginaler nichtmonetärer Grenznutzen der Programmteilnahme fällt, während der Grenzverlust durch die Auflagen mit zunehmender Vertragsfläche für den Landwirt steigt. Wenn die erst genannte Funktion in der Abbildung 3.1 immer unterhalb der Grenzverlustkurve liegt, würde kein Programm gewählt werden. Der Nutzengewinn durch die Programmteilnahme wäre dann null. Dies ist denkbar, wenn im Vergleich zur Ausgleichszahlung hohe Opportunitätskosten vorliegen.

Abbildung 3.1: Optimalitätsbedingung für den Flächenumfang eines Vertrags



Quelle: Eigene Darstellung

Bedingt durch die unterschiedlichen Auflagen (mit in Abbildung 3.1 gleicher Ausgleichszahlung) der beiden Programme 1,2 ergeben sich unterschiedliche nichtmonetäre Nutzen sowie monetäre Verluste bei der Teilnahme und damit einhergehend unterschiedliche Funktionsverläufe für die beiden Programme. Im Schnittpunkt B der Abbildung 3.1 ist die Ausgleichszahlung für die letzte Flächeneinheit plus der nichtmonetäre Nutzen, den der Landwirt auf dieser Flächeneinheit aus der Programmteilnahme des Vertrags 1 zieht, gleich dem monetären Verlust der Produktion durch die Auflagen. Er würde den Flächenumfang y_{i1}

¹⁵ Es handelt sich bei der Darstellung um eine Innenlösung. Sollte der Grenzverlust der letzten Fläche kleiner sein als die Ausgleichszahlung, so ist auch eine Randlösung denkbar.

wählen. Der Schnittpunkt D spiegelt dies analog für den Vertrag 2 wider. In den Schnittpunkten ist der marginale Nutzenzuwachs gleich Null und damit der Nutzen aus der Programmteilnahme maximiert. Die grau schraffierte Fläche (ABCF) stellt den Nutzen für Landwirt i der Programmteilnahme 1 und analog die Fläche ACDE den Nutzen der Programmteilnahme 2 dar. Mit den optimalen Flächenumfängen y_{ij} für alle angebotenen Verträge kann der Landwirt auch den maximal möglichen Nutzen(zuwachs) ΔU_{ij} für beide Programme bestimmen. Er wählt das Programm j^* , das den höchsten Nutzenzuwachs $\Delta U_{ij}^* > 0$ ermöglicht. In Abbildung 3.1 würde der Landwirt Programm 1 wählen, wenn die Fläche ABC größer als die Fläche CDEF ist. Ist CDEF hingegen größer als ABC, dann wählt er das Programm 2.

Der Landwirt i wählt also das Programm j , welches ihm den höchsten Nutzen U_{ij} stiftet, nach der Vorschrift:

$$(3.4) \quad \max_j U_{ij}(y_{ij}^*)$$

Hier schließt sich nun der Kreis zum üblichen DCE Modell, in dem genau dieselbe Entscheidungsregel gilt. Der optimale Flächenumfang wird im üblichen DCE Modell aber nicht explizit modelliert. Entweder wird angenommen, dass der Umfang in allen Alternativen gleich ist oder der Entscheider beim Nutzenvergleich der Alternativen den jeweils optimalen Umfang zugrunde legt.

3.3.2 Schätzmethode

Als mikroökonomische Basis für Discrete Choice Experimente dient das Zufallsnutzenmodell (vgl. LANCASTER, 1966 und MCFADDEN, 1974). Eine detaillierte Beschreibung findet sich dazu z.B. in BREUSTEDT ET AL. (2013). Für den vorliegenden Beitrag soll genügen, dass der Einfluss der Attributausprägungen (hier der Vertragseigenschaften) und der individuellen Eigenschaften des Entscheiders auf die Wahl einer (Vertrags-)Alternative ökonometrisch geschätzt werden kann. Ferner kann auch die Wahrscheinlichkeit geschätzt werden, dass eine bestimmte Alternative gewählt wird. Im Fall unserer Studie wird also die Wahrscheinlichkeit geschätzt, dass ein bestimmter Vertrag vom Landwirt gewählt wird. Diese Wahrscheinlichkeit – genauer gesagt eine Funktion dieser Wahrscheinlichkeit – wird nun auch in die zweite Stufe

der Schätzung aufgenommen, welche den Flächenumfang y_{ij^*} des gewählten Vertrags j^* und ihre Determinanten schätzt.¹⁶ Sie kann folgendermaßen dargestellt werden:

$$(3.5) \quad y_{ij^*} = \delta_0 + \sum_{n=1}^N \delta_n z_{ij^*} + \sum_{m=1}^M \rho_m s_{im} + \sum_k^K \tau_k g_k(\text{prob}_{ij^*}) + u_{ij^*}$$

Es handelt sich um eine übliche Kleinst-Quadrate-Regression, in der der gewählte Flächenumfang mit den Eigenschaften des gewählten Vertrags z , den persönlichen Charakteristika des Landwirts s und einem Störterm u erklärt wird. Die Parameter δ , ρ und τ werden ökonometrisch geschätzt. Lediglich die $g_k(\text{prob}_{ij^*})$ sind Funktionen der Schätzergebnisse der ersten Stufe und gehen als Korrekturterme in die zweite Stufe ein. Im bekannten binomialen Modell mit Selektion von HECKMAN (1979) entspricht die Inverse Mills Ratio diesem Term. Je nach Schätzverfahren können im multinomialen Fall auch $K > 1$ Funktionen der Wahrscheinlichkeit, dass j^* gewählt wird, relativ zu den Wahrscheinlichkeiten, dass jeweils ein bestimmter anderer Vertrag j gewählt wird, additiv in die Schätzgleichung eingehen (vgl. LEE, 1983; DUBIN & MCFADDEN, 1984; DAHL, 2002; bzw. den Übersichtsartikel von BOURGUIGNON ET AL., 2007). Wir verwenden die Korrekturmethode nach DUBIN & MCFADDEN (1984), wonach $J-1$ Korrekturterme bestimmt werden. Formal gestaltet sich dies für die Fläche y_{ij^*} für den gewählten Vertrag j^* wie folgt:

$$(3.6) \quad \sum_k^K g_k = \sum_j^{J-1} g_j(\text{prob}_{ij^*}) = \sum_j^{J-1} \frac{p_{ij^*} \ln p_{ij}}{1-p_{ij}} + \ln p_{ij^*} < 0 \quad j \neq j^*$$

In den jeweiligen Korrekturterm geht die Wahrscheinlichkeit p_{ij} der jeweils nicht gewählten Alternative und mit p_{ij^*} die Wahrscheinlichkeit der gewählten Alternative ein. Aufgrund der logarithmierten Wahrscheinlichkeiten sind alle Korrekturterme nach (3.6) negativ. Mit wachsendem p_{ij^*} wird der Korrekturterm weniger negativ, mit steigendem p_{ij} hingegen noch negativer. Eine hohe Wahrscheinlichkeit p_{ij^*} führt also c.p. zu einem niedrigen Betrag des Korrekturterms und eine hohe Wahrscheinlichkeit von p_{ij} zu einem hohen Betrag. In unserem Fall werden pro gewähltem Vertrag – also pro Regression nach (3.5) – drei Korrekturterme bestimmt, da insgesamt im Choice Experiment vier Alternativen, inklusive der Nichtwahl von Verträgen, zur Auswahl standen.

¹⁶ Die Zweistufigkeit der Schätzung erfolgt aus statistischen Gründen. Sie impliziert nicht, dass die Entscheidungen der Landwirte über Vertrag und Teilnahmefläche auch zweistufig erfolgt. Wir gehen davon aus – wie oben beschrieben, dass die Entscheidungen simultan erfolgen.

3.3.3 Optimierung von Verträgen mit Simulationen

Um die optimale Vertragsausgestaltung bestimmen zu können, muss die Teilnahmefläche und die Naturschutzleistung in Abhängigkeit des Budgets und der Vertragseigenschaften prognostiziert werden. Unter dem optimalen Vertrag ist, wie in Abschnitt 3.1 erwähnt, der Vertrag zu verstehen, der die höchste Naturschutzleistung bei gegebenem Gesamtbudget hervorbringt.

Die Prognose der Teilnahmefläche eines Landwirts bei einer bestimmten Vertragsgestaltung ist sowohl von den Ergebnissen der ersten als auch von der zweiten Stufe der Analyse abhängig. Zum einen wird der Flächenumfang direkt aus der Schätzformel der zweiten Stufe bestimmt. Zum anderen kann mit den Schätzergebnissen der ersten Stufe prognostiziert werden, ob überhaupt ein Vertrag bzw. welcher Vertrag gewählt wird. Anhand der Summe der prognostizierten Teilnahmeflächen aller Landwirte und der dafür mindestens notwendigen Ausgleichszahlungen können dann unterschiedliche Vertragsgestaltungen verglichen werden. Die vertraglichen Produktionsauflagen bestimmen neben der Teilnahmefläche auch die Naturschutzleistung, die über einen Naturschutzindex berücksichtigt wird.¹⁷

Der Flächenumfang für einen gegebenen Vertrag lässt sich anhand der geschätzten Koeffizienten in (3.5), den Eigenschaften s des Betriebes, den hypothetischen Vertragseigenschaften z und den Korrekturtermen g simulieren. Es ist dabei aber auch zu bestimmen, welcher simulierte Vertrag überhaupt vom Landwirt gewählt werden würde. Dazu muss die Willingness-to-Accept (WTA) für einen Vertrag bestimmt werden. Sie entspricht der Ausgleichszahlung, die dem Landwirt mindestens geboten werden muss, damit er den Vertrag annimmt. Betriebswirtschaftlich sinnvoll ist der Vertragsabschluss in unserem Modell daher nur, wenn die WTA kleiner als die Ausgleichszahlung ist. Die minimale marginale WTA für einen Vertrag entspricht dann dem in Abbildung 3.1 dargestellten Grenzverlust auf der Fläche durch die Programmteilnahme. Die WTA eines Vertrages wird in zwei Schritten berechnet: Zunächst werden aus den marginalen Effekten der ersten Schätzstufe marginale WTA für jede exogene Variable (Vertragsvariablen z und sozioökonomische Variablen s) ermittelt. Hierzu werden die marginalen Effekte der einzelnen Variablen ins Verhältnis zum marginalen Effekt der Ausgleichszahlung a gesetzt. Für kontinuierliche Variablen in einem multinomialen Logit-Modell ist die marginale WTA einfach der Schätzkoeffizient der betrachteten exogenen Variable relativ zum Koeffizienten der Ausgleichszahlung a . Für andere Variablen, z.B. Dummies, wird eine diskrete Änderung des Variablenwertes für alle I

¹⁷ Der Naturschutzindex wird in Abschnitt 3.5.1 näher erläutert.

Beobachtungen simuliert und gemittelt.¹⁸ Die Formel (3.7) zeigt dies exemplarisch für eine Variable z_n :

$$(3.7) \quad \text{marginale WTA für } z_n = \frac{\Delta WTA}{\Delta z_n} = \frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta \text{prob}_{ij}}{\Delta z_n}}{I} \bigg/ \frac{\sum_{i=1}^I \frac{\partial \text{prob}_{ij}}{\partial a_{ij}}}{I}$$

Werden die marginalen WTA-Werte multipliziert mit der Ausprägung der jeweiligen Variablen s für den beobachteten Landwirt i bzw. der Ausprägung der Vertragseigenschaften z des Vertrags j aufsummiert, so ergibt sich die WTA für einen bestimmten Vertrag j eines Landwirts i :

$$(3.8) \quad WTA_{ij} = \sum_{n=1}^N \frac{\Delta WTA}{\Delta z_n} * z_{nij} + \sum_{m=1}^M \frac{\Delta WTA}{\Delta s_m} * s_{mi}$$

Ein Landwirt i wird nur einen Vertrag j wählen, wenn die WTA dieses Vertrages durch die Ausgleichszahlung gedeckt wird, denn nur dann würde ihm dieser Vertrag einen höheren Nutzen stiften als die Nutzung seiner Fläche ohne Naturschutzvertrag. Gilt dies für mehrere Verträge, so würde er den Vertrag mit der größten Differenz zwischen Ausgleichszahlung und WTA wählen. Dabei wird angenommen, dass der Landwirt für jeden Vertrag die jeweils optimale Vertragsfläche für die WTA Berechnung zugrunde legt.

Aus diesen individuellen simulierten Entscheidungen können nun die gesamte Teilnahmefläche und die notwendigen Ausgleichszahlungen im Gesamtprogramm für jeden simulierten Vertrag bestimmt werden. Damit können die Verträge ausgeschlossen werden, die die Budgetrestriktion nicht einhalten würden. Aus den übrigen Verträgen ist jener als optimal zu identifizieren, der die höchste Naturschutzleistung erbringt.

3.4 Empirische Anwendung

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse der zweistufigen Schätzung vorgestellt. Das Experiment basiert auf der Befragung von BREUSTEDT ET AL. (2013) zur Abschätzung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen. Die Koeffizienten der ersten Stufe werden daher hier nicht weiter betrachtet. Sie können BREUSTEDT ET AL. (2013) entnommen werden. Es werden speziell die Schätzergebnisse der zweiten Stufe sowie die marginalen Effekte der ersten Stufe dargestellt, da diese für die Kalibrierung der Vertragsnaturschutzprogramme nötig sind (vgl. Abschnitt 3.5).

¹⁸ Es wird angenommen, dass die marginalen WTA über den gesamten Wertebereich von s und z konstant sind.

3.4.1 Befragung

Die Daten für diese Studie beruhen auf einem Discrete Choice Experiment, welches BREUSTEDT ET AL. (2013) durchgeführt haben. Es wurde ein möglichst effizientes Design mit den Eigenschaften „level balance“, „orthogonality“, „minimal overlap“ und „utility balance“ nach HUBER UND ZWERINA (1996) erstellt. Die Effizienz des erstellten Designs ist mit einem D-Efficiency Wert (vgl. KUHFIELD, 1994) von 97 als sehr gut zu beurteilen. Für weitere Informationen zum Design verweisen wir auf die Beschreibung der Befragung und die deskriptive Statistik der verwendeten Daten von BREUSTEDT ET AL. (2013). Nachfolgend in Abbildung 3.2 zeigen wir lediglich ein beispielhaftes Choice Set aus den 63 im Experiment verwendeten Choice Sets. In das Experiment sind die Attribute „Düngung“, „Erste Mahd“, „Maximale Beweidung“, „Laufzeit“ und „Ausgleichszahlung“ eingegangen, deren Ausprägungen von Choice Set zu Choice Set variierten. Bei der minimalen Dauergrünlandfläche (Vertragsfläche) handelt es sich hingegen nicht um ein Attribut, sondern um eine unveränderliche Eigenschaft der drei Alternativen in einem Choice Set. Der Vertrag 1 hat immer eine minimale Dauergrünlandfläche von 5%, der Vertrag 2 von 10% und der Vertrag 3 von 20% der betrieblichen Dauergrünlandfläche, die ein Landwirt mindestens in das Programm einbringen müsste.

Abbildung 3.2: Beispiel eines Discrete Choice Sets

Flächenanteil Auflagen	Mindestens <u>5 %</u> der Dauergrünlandfläche	Mindestens <u>10 %</u> der Dauergrünlandfläche	Mindestens <u>20 %</u> der Dauergrünlandfläche	Keine Teilnahme
Düngung	Organisch erlaubt	Keine Düngung zulässig	Organisch und mineralisch erlaubt	Ich würde keinen Vertrag wählen
Erste Mahd nicht vor dem	22. Juni	1. Juni	22. Juni	
Maximale Beweidung mit	4 Tiere/ha	2 Tiere/ha	4 Tiere/ha	
Laufzeit des Vertrags	1 Jahr	10 Jahre	5 Jahre	
jährliche Ausgleichszahlung	450 €/ha	350 €/ha	250 €/ha	
Ich würde abschließen...	O	O	O	O
auf	___ ha	___ ha	___ ha	0 ha

Quelle: nach BREUSTEDT ET AL. (2013)

Die Befragten hatten die Möglichkeit, sich für die Nicht-Teilnahme oder für einen Naturschutzvertrag mit verschiedenen Eigenschaften zu entscheiden (Stufe 1) und mussten dann zusätzlich angeben, wie viel Fläche sie unter diesen Vertrag stellen würden (Stufe 2). Jedem Befragten wurden 8 Choice Sets vorgelegt. Die Befragungen wurden in zwei

benachbarten Regionen an der schleswig-holsteinischen Nordseeküste durchgeführt, auf Eiderstedt nahmen 42 und in Südtondern 26 Betriebe teil. Eiderstedt zeichnet sich dadurch aus, dass in der Region schon seit vielen Jahren Extensivierungsverträge zum Vogelschutz angeboten werden.

3.4.2 Schätzergebnisse

In der ersten Stufe stellt die Vertragswahl eine binäre abhängige Variable dar. Der Landwirt kann zwischen den drei vorgelegten Verträgen oder der Nicht-Teilnahme wählen. Die erste Stufe wird in diesem Fall mit einem konditionalen Logit-Modell¹⁹ geschätzt. Insgesamt sind 6 Vertragsparameter in die konditionale Logit Schätzung eingegangen. Wie BREUSTEDT ET AL. (2013) zeigen, haben alle Vertragsattribute mit dem erwarteten Vorzeichen einen signifikanten Einfluss auf die Vertragswahl. Schärfere Auflagen führen zur Abnahme der Vertragswahlwahrscheinlichkeit, eine erhöhte Ausgleichszahlung pro Hektar erhöht diese. Auch die betriebsspezifischen Variablen haben einen signifikanten Einfluss auf die Vertragswahl. So wählen Betriebe, die bereits an Vertragsnaturschutzprogrammen teilnehmen oder den Naturschutz als eine wichtige Leistung der Landwirtschaft für die Gesellschaft bewerten, eher einen Vertrag. Milchviehhaltende Betriebe oder intensiv wirtschaftende Betriebe mit einer hohen Viehdichte pro Hektar wählen hingegen eher keinen Vertrag. Extensive Betriebe mit viel Grünland oder einem hohen Anteil des Dauergrünlands am Grünland wählen wiederum mit einer größeren Wahrscheinlichkeit einen Vertrag.

In der zweiten Stufe handelt es sich bei der endogenen Variable um die absolute Fläche, die in das Naturschutzprogramm eingebracht wird.²⁰ Es werden drei verschiedene Regressionsgleichungen mittels Kleinst-Quadrate geschätzt, bei denen jeweils die Vertragsfläche des Vertrags 1, 2 bzw. 3 auf die Attribute der gewählten Vertragsalternative und die persönlichen Charakteristika des Landwirts sowie die Variablen g_{01} bis g_{32} regressiert wird. Letztere sind eine Funktion der Schätzergebnisse der ersten Stufe analog zu (3.5) und entsprechen im binomialen Heckman-Modell der Inverse Mills Ratio. Sie gehen als Korrekturterm nach DUBIN & MCFADDEN (1984) in die zweite Stufe ein. Diese Korrektur ist notwendig, da die Auswahl eines Vertrages und der Flächenumfang von denselben nicht beobachtbaren Effekten abhängig sein können. Mit anderen Worten, die Störterme der beiden Stufen können korreliert sein und dafür ist z.B. nach DUBIN & MCFADDEN (1984) zu kontrollieren. Es wurden drei voneinander unabhängige Schätzungen für die Flächen der

¹⁹ Das Pseudo R² dieses konditionalen Logit Modells liegt bei 0,3553.

²⁰ Wenn ein Vertrag gewählt wurde, wurden in Eiderstedt im Durchschnitt 22,98 Hektar und in Südtondern 6,52 Hektar in das Programm gegeben.

Verträge 1, 2 und 3 durchgeführt. In der Tabelle 3.1 sind die Schätzkoeffizienten der vertrags- und betriebsspezifischen Variablen der unrestringierten sowie der restringierten Schätzung²¹, in der simultan alle nicht signifikanten Vertragsattribute und persönlichen Eigenschaften sowie Korrekturterme aus dem Modell ausgeschlossen werden konnten, dargestellt.

Auf den ersten Blick überrascht, dass in der zweiten Stufe in der restringierten Schätzung die vertragspezifischen Variablen keinen signifikanten Einfluss auf den gewählten Flächenumfang haben, obwohl sie in der ersten Stufe hochsignifikant sind (vgl. BREUSTEDT ET AL. (2013), Tabelle 4). Eine Erklärung liegt in den Variablen g , die für die Selektionsverzerrungen der ersten Stufe kontrollieren und damit auch eine Funktion der Vertragsattribute sind und nur negative Werte annehmen können (vgl. (3.6)). Bei Vertrag 1 wirken die Attribute indirekt über die Korrekturvariablen g_{01} und g_{31} . Der Korrekturterm g_{01} ist eine Funktion der Wahrscheinlichkeiten für „keine Vertragswahl“ und für „Vertrag 1 wird gewählt“. Ein hoher negativer Wert für Variable g_{01} korrespondiert mit einer hohen Wahrscheinlichkeit für keinen Vertrag bzw. einer niedrigen für Vertrag 1. Ein positiver Schätzer für die Variable heißt dann, dass Betriebe, die eine relativ hohe Wahlwahrscheinlichkeit für keinen Vertrag haben, Vertrag 1 mit einer geringeren Fläche wählen als andere Betriebe, die Vertrag 1 wählen. Analog Korrekturterm g_{31} : Betriebe mit einer relativ hohen Wahlwahrscheinlichkeit für Vertrag 3 wählen bei Vertrag 1 eine höhere Fläche als Betriebe mit einer geringen Wahrscheinlichkeit für Vertrag 3. Beide Schätzer erscheinen plausibel. Ein Betrieb, der eine hohe Wahrscheinlichkeit für Vertrag 3 (mit 20% Mindestfläche) hat, wählt bei Vertrag 1 tendenziell eine größere Fläche. Analog, ein Betrieb mit hoher Wahrscheinlichkeit für keinen Vertrag, wählt bei Vertrag 1 eher eine geringe Fläche.

²¹ Für jeden Vertrag wurden jeweils zwei Regressionsanalysen durchgeführt. Das bereinigte R^2 der unrestringierten Modelle, liegt bei 0,75 für Vertrag 1, bei 0,71 für Vertrag 2 und 0,65 für Vertrag 3. Es wurden für die drei Verträge jeweils ein F-Test durchgeführt, ob mehrere Variablen gleichzeitig aus dem Modell entfernt werden können. Die Nullhypothese, dass die betrachteten Koeffizienten gleich Null sind, konnte jeweils bei den Verträgen nicht abgelehnt werden. Die F-Werte liegen für Vertrag 1 bei $F = 7,90$ und für Vertrag 2 bei $F = 7,20$ und für Vertrag 3 bei $F = 12,77$ im insignifikanten Bereich. Das bereinigte R^2 der restringierten Schätzungen für die Verträge liegt bei Vertrag 1 bei 0,76, Vertrag 2 bei 0,73 und bei Vertrag 3 bei 0,68. Ferner ist anzumerken, dass weder Vertragsattribute noch Korrekturterme signifikant werden, wenn sie einzeln einer restringierten Schätzung hinzugefügt werden.

Tabelle 3.1: Schätzkoeffizienten der zweiten Stufe

Vertrag (Variablenbezeichnung)	Vertrag 1 (Mindestfläche 5 %)		Vertrag 2 (Mindestfläche 10 %)		Vertrag 3 (Mindestfläche 20 %)	
	unrestringiert Koef. (P>z)	restringiert Koef. (P>z)	unrestringiert Koef. (P>z)	restringiert Koef. (P>z)	unrestringiert Koef. (P>z)	restringiert Koef. (P>z)
Organische Düngung (z_1)	4,665 (0,22)		4,533 (0,32)		-1,569 (0,76)	
Org. und min. Düngung (z_2)	3,937 (0,18)		3,299 (0,50)		-0,839 (0,88)	
Mahdtermin ²² (z_3)	0,228 (0,07)		-0,081 (0,40)		-0,097 (0,69)	
Beweidung (z_4)	3,202 (0,17)		0,932 (0,65)		1,584 (0,68)	
Vertragslaufzeit (z_5)	-0,427 (0,24)		0,056 (0,88)		0,249 (0,61)	
Ausgleichszahlung (a)	0,029 (0,10)		0,007 (0,71)		-0,011 (0,72)	
Programmteilnahme (s_{i7})	1,691 (0,72)		4,386 (0,13)	4,473 (0,02)	-2,479 (0,73)	
Naturschutzbewertung (s_{i9})	1,247 (0,60)		0,311 (0,86)		3,927 (0,14)	3,653 (0,00)
Ergebnisorientierte Verträge (s_{i10})	1,371 (0,29)		0,001 (1,00)		-0,538 (0,77)	
Auslaufbetrieb (s_{i11})	7,928 (0,03)	6,435 (0,05)	5,589 (0,04)	6,543 (0,00)	5,120 (0,49)	
Ackerfläche (-)	0,004 (0,92)		0,011 (0,70)		-0,073 (0,59)	
Grünlandfläche (s_{i2})	0,167 (0,05)	0,183 (0,00)	0,209 (0,00)	0,183 (0,00)	0,644 (0,00)	0,563 (0,00)
Dauerweideanteil (s_{i3})	20,761 (0,08)	15,502 (0,06)	15,484 (0,04)	20,864 (0,00)	-12,070 (0,53)	
Anteil > 3 Schnitte (s_{i4})	11,681 (0,12)	10,255 (0,00)	10,364 (0,09)	11,591 (0,00)	-10,789 (0,31)	
Grünlandanteil im VSG* (s_{i5})	7,565 (0,16)	8,076 (0,00)	11,635 (0,00)	11,984 (0,00)	2,799 (0,72)	
Pachtanteil (-)	-4,867 (0,56)		-1,842 (0,66)		-5,565 (0,56)	
Großvieheinheiten (-)	0,008 (0,81)		-0,045 (0,16)	-0,039 (0,07)	-0,178 (0,00)	-0,140 (0,00)
milchviehhaltend (s_{i6})	-13,261 (0,03)	-15,742 (0,00)	-15,229 (0,00)	-15,662 (0,00)	-17,023 (0,12)	-17,655 (0,00)
Konstante (-)	-4,674 (0,62)	8,878 (0,89)	7,805 (0,41)	7,801 (0,04)	45,732 (0,05)	23,660 (0,00)
g ₀₁	10,743 (0,09)	10,422 (0,00)				
g ₂₁	-1,894 (0,70)					
g ₃₁	-10,427 (0,08)	-10,211 (0,00)				
g ₀₂			4,431 (0,25)			
g ₁₂			-2,883 (0,53)			
g ₃₂			-2,706 (0,53)			
g ₀₃					1,113 (0,91)	
g ₁₃					-3,151 (0,68)	
g ₂₃					2,210 (0,76)	

* VSG = Vogelschutzgebiet

Quelle: Eigene Darstellung

Eine zweite Erklärung für die Nichtsignifikanz der Vertragsattribute für die Teilnahmefläche bei Vertrag 2 und 3 könnte in einer tendenziell geringeren Varianz der Teilnahmefläche bei diesen beiden Verträgen liegen. Denn niedrige Teilnahmeflächen sind bei Wahl dieser Verträge mit hoher Mindestteilnahmefläche nicht möglich. Der Effekt der Vertragsunterschiede auf die Teilnahmefläche ist daher kaum identifizierbar, betriebliche

²² Der Mahdtermin ist im restringierten Modell nicht signifikant und wird daher nicht mit in die restringierte Schätzung aufgenommen. Der F-Test (vgl. Fußnote 21) bestätigt dies.

Charakteristika – wie die zur Verfügung stehende Grünlandfläche – dominieren die Flächenentscheidung über die Mindestfläche hinaus.

Nimmt ein Betrieb bereits an einem Vertragsnaturschutzprogramm teil, so hat dies zur Folge, dass dieser Betrieb mit mehr Fläche (4,47 Hektar am Vertrag 2) teilnehmen würde gegenüber Betrieben, die noch keinen Naturschutzvertrag abgeschlossen haben. Betriebe, die in absehbarer Zukunft auslaufen werden, nehmen mit ca. 6 Hektar mehr Fläche am Vertrag 1 und Vertrag 2 teil. Bei Betrachtung des Grünlandanteils, welches mit mehr als 3 Schnitten genutzt wird, erscheinen zwei gegenläufige Effekte auf die angebotene Vertragsfläche bedeutsam. Bei Vertrag 1 und 2 erhöht die Variable die Vertragsfläche, bei Vertrag 3 ist diese Variable nicht signifikant.²³ Ähnlich den Ergebnissen der 1. Stufe könnte vermutet werden, dass ein höherer Anteil dieser Flächen einen höheren Futterbedarf des Betriebes widerspiegelt und damit auch die Vertragsfläche reduziert. Dieses Argument höherer (marginaler) Opportunitätskosten zusätzlicher Vertragsfläche erscheint für Vertrag 3 besonders plausibel, da hier die hohe Mindestvertragsfläche die Futterproduktion bereits erheblich senkt. Bei Vertrag 1 und 2 ist hingegen denkbar, dass wegen der niedrigeren Mindestvertragsfläche (im Durchschnitt der Betriebe) weitere (begrenzte) Rückgänge in der Futterproduktion niedrigere Opportunitätskosten verursachen.

Bei einem höheren Grünlandanteil im Vogelschutzgebiet wird mehr Fläche in den Vertragsnaturschutz gegeben, diese Wirkung ist bei einem Vertrag mit 5 % Mindestfläche geringer als bei 10 % Mindestfläche. Eine größere Grünlandfläche (in Hektar) oder ein hoher Dauerweideanteil erhöhen die absolute Fläche, welche ein Landwirt für den Vertragsnaturschutz zur Verfügung stellt. Wie auch schon aus der 1. Stufe erkennbar, geben kuhhaltende Betriebe weniger Fläche in den Vertragsnaturschutz. Ein Milchviehbetrieb gibt beispielsweise 15,7 ha weniger in einen Vertrag mit einer Mindestfläche von 5 % gegenüber einem Betrieb ohne Milchkühe. Auch ein höherer Viehbesatz pro Hektar im Betrieb führt zu einer geringeren Vertragsfläche. Diese Betriebe benötigen vielleicht gerade die Grünlandfläche als Futtergrundlage für die Tierhaltung oder als Gülleenachweisflächen.

Intensiv wirtschaftende Betriebe wählen nicht nur mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit einen Vertrag, wie es schon bei BREUSTEDT ET AL. (2013) gezeigt wurde, sondern nehmen auch mit einem geringeren Flächenumfang teil. Denn es zeigt sich, dass sowohl Betriebe mit einem Hektar mehr Grünland als auch mit einem höheren Dauergrünlandanteil am gesamten Grünland absolut mehr Fläche in den Vertragsnaturschutz geben. Bei einer Mindestfläche von

²³ In der unrestringierten Schätzung zeigt die Variable „Anteil > 3 Schnitte“ für Vertrag 3 allerdings ein negatives Vorzeichen.

20 % weitet beispielsweise ein Betrieb mit einem Hektar mehr Grünland die Vertragsfläche um 0,56 Hektar aus.

3.4.3 Marginale Effekte der ersten Stufe

Basierend auf den Schätzkoeffizienten der ersten Stufe, welche bei BREUSTEDT ET AL. (2013) bestimmt wurden, können die marginalen Effekte der Vertragseigenschaften auf die Wahlwahrscheinlichkeiten berechnet werden. Hierzu wird wie in Abschnitt 3.3.2 bzw. 3.3.3 beschrieben vorgegangen. Die marginalen Effekte werden für die späteren Simulationen benötigt, um festzustellen, ob ein Landwirt sich für oder gegen die Teilnahme an einem Vertragsnaturschutzprogramm entscheidet. Erst dann können die Teilnahmeflächen bestimmt werden.

Die Tabelle 3.2 zeigt die marginalen Effekte der Vertragseigenschaften. Bei einer Verschiebung des Mahdtermins um einen Tag wäre beispielsweise eine zusätzliche Ausgleichszahlung von 4,16 € pro Hektar erforderlich, damit die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl identisch gegenüber der mittleren Vertragswahlwahrscheinlichkeit bleibt. Es gibt kaum Unterschiede zwischen den einzelnen Vertragsvarianten, da die Koeffizienten in der Schätzung der ersten Stufe gleich²⁴ gesetzt wurden.

Tabelle 3.2: Marginale Effekte (ME) und WTA der ersten Stufe

Vertrag Variable / (Variablenbezeichnung)	Vertrag 1 (Mindestfläche 5 %)		Vertrag 2 (Mindestfläche 10 %)		Vertrag 3 (Mindestfläche 20 %)	
	ME	WTA [€/ha]	ME	WTA [€/ha]	ME	WTA [€/ha]
Organische Düngung (z_1)	0,1067***	-162,02	0,1674***	-152,60	0,0823***	-167,63
Org. und min. Düngung (z_2)	0,1415***	-214,88	0,2272***	-207,15	0,0980***	-199,48
Mahd (z_3)	-0,0027***	4,16	-0,0046***	4,16	-0,0020***	4,16
Beweidung (z_4)	0,0920***	-139,67	0,1532***	-139,67	0,0686***	-139,65
Vertragslaufzeit (z_5)	-0,0082***	12,39	-0,0136***	12,39	-0,0061***	12,39
Ausgleichszahlung (a)	0,0007***	-1,00	0,0011***	-1,00	0,0005***	-1,00

***, **, * gibt das statistische Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10 % aus den Schätzergebnissen an.

ME und WTA sind am Stichprobenmittel berechnet.

Quelle: nach BREUSTEDT ET AL. (2013)

Die Tabelle 3.3, welche sich auch bei BREUSTEDT ET AL. (2013) wiederfindet, zeigt die marginalen Effekte der sozioökonomischen Variablen.

²⁴ Es wird die Nullhypothese getestet, dass die Koeffizienten der unterschiedlichen Verträge bei gleich gesetzten Koeffizienten für die Verträge, dieselben sind wie im nicht restringierten Modell, in dem die Koeffizienten unterschiedlich sein können. Die Nullhypothese kann nicht verworfen werden, da der Chi² Wert von 16,19 insignifikant mit p = 0,9019 ist.

Tabelle 3.3: Marginale Effekte (ME) und marginale WTA der betriebsspezifischen Variablen

Vertrag	Vertrag 1 (Mindestfläche 5 %)		Vertrag 2 (Mindestfläche 10 %)		Vertrag 3 (Mindestfläche 20 %)	
	ME	WTA [€/ha]	ME	WTA [€/ha]	ME	WTA [€/ha]
Variable / (Variablenbezeichnung)						
Programmenteilnahme (s_{i7})	0,070**	-106,13	0,025	-22,34	0,059***	-119,76
Naturschutzbewertung (s_{i8})	0,040***	-61,40	0,057***	-52,21	0,032**	-64,73
Ergebnisorientierte Verträge (s_{i10})	-0,020**	30,57	-0,039***	35,10	-0,020***	41,21
Zusatzinkommen (s_{i11})	0,137*	-2,09	0,202*	-1,84	-0,113	2,30
Ackeranteil im VSG (s_{i12})	-0,107**	1,62	-0,062	0,57	-0,048	0,98
Grünlandfläche (s_{i2})	0,001**	-1,42	0,001**	-1,16	0,000	-0,40
Dauerweideanteil (s_{i3})	-0,021	0,32	0,131	-1,20	0,265***	-5,39
Anteil > 3 Schnitte (s_{i4})	-0,163***	2,48	-0,354***	3,22	0,095	-1,94
Drainage (s_{i13})	-0,061	0,92	-0,155**	1,41	-0,139**	2,83
Milchkühe (s_{i14})	0,000	-0,71	0,001	-0,65	-0,001**	2,75
GV/ha (s_{i15})	-0,056**	85,25	-0,087**	79,23	0,007	-13,94
schlechte Flächen (s_{i16})	0,002*	-3,72	0,006**	-5,16	0,002*	-4,12
gute Flächen (s_{i17})	-0,002**	3,25	-0,002**	1,55	0,001	-1,28

***, **, * gibt das statistische Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10 % aus den Schätzergebnissen an.

Quelle: nach BREUSTEDT ET AL. (2013)

Aus den Ergebnissen wird deutlich, dass gerade die Variablen, die die Intensität der Bewirtschaftung widerspiegeln, wie Dauerweideanteil, Anteil > 3 Schnitte, Drainage oder auch GV/ha entsprechend hohe Kompensationen erfordern. Es wird deutlich, dass extensive Betriebe bei einem geringeren Ausgleichszahlungsangebot Vertragsnaturschutzprogramme wählen. Beispielhaft sei hier erwähnt, dass einem Betrieb, der einen um einen Prozentpunkt höheren Weideanteil gegenüber dem Durchschnitt (32 %) aufweist, eine um 5,39 €/ha geringere Ausgleichszahlung für Vertrag 3 benötigt als ein Betrieb mit dem durchschnittlichen Dauerweideanteil von 32%. Es folgt, dass solche Vertragsnaturschutzprogramme wahrscheinlich in Regionen mit hohen Dauerweideanteilen in den Betrieben eine höhere Akzeptanz finden. Diese Betriebe benötigen eine geringere Ausgleichszahlung pro Hektar für die Teilnahme, sie zeigen eine höhere Präferenz für die Vertragsnaturschutzprogramme auf. In ähnlicher Weise wählen Betriebe, die bereits einen Naturschutzvertrag abgeschlossen haben, bei einer um 106,13 €/ha geringeren Ausgleichszahlung mit der gleichen Wahrscheinlichkeit einen Vertrag 1 wie Betriebe, die noch keine Erfahrung mit dem Vertragsnaturschutz gesammelt haben.

3.5 Simulation der Naturschutzleistung

Um die Naturschutzleistung der Verträge bei gegebenen Programmbudget zu maximieren, müssen die Verträge optimal kalibriert werden, d.h. es muss der beste Vertrag – also die beste Kombination von Vertragsattributen – gefunden werden. In diesem Abschnitt wird die maximale Naturschutzleistung in Abhängigkeit der Höhe des Programmbudgets für die Verträge bestimmt, also eine Art normative Angebotsfunktion der Naturschutzleistung ermittelt. Im Abschnitt 3.5.1 wird zunächst das Modell zur Maximierung der Naturschutzleistung unter einer Budgetrestriktion vorgestellt, darauf aufbauend werden in Abschnitt 3.5.2 die Simulationsergebnisse mit den optimalen Vertragstypen dargestellt.

3.5.1 Modell zur Bestimmung des Angebots an Naturschutzleistung

Um die maximal mögliche Naturschutzleistung in Abhängigkeit der Budgethöhe abzubilden, wird das Budget variiert und für jedes Budget der Vertrag bestimmt, der die höchste Naturschutzleistung erzielt. Dazu muss für jeden Landwirt bestimmt werden, ob und wenn ja mit wie viel Fläche er einen hypothetischen Vertrag wählen würde. Es wird in der Simulation angenommen, dass die Naturschutzbehörde den Landwirten nur einen Vertrag und nicht mehrere Verträge gleichzeitig, wie im Experiment, vorlegt.

In der Simulation wird daher zunächst jeweils bestimmt, ob der angebotene Vertrag j oder kein Vertrag gewählt wird. Auf der ersten Stufe kann für jeden Betrieb i aus den marginalen Effekten (vgl. Abschnitt 3.3.2) die Willingness to Accept (WTA_i) für einen Vertrag j mit den jeweiligen Vertragseigenschaften bestimmt werden. Ist die WTA bei den gewählten Vertragseigenschaften für den Betrieb kleiner als die angebotene Ausgleichszahlung, so würde dieser Betrieb den Vertrag wählen. Anderenfalls würde der Betrieb diesen Vertrag nicht wählen.

Um die WTA eines Landwirts i für einen Vertrag j zu bestimmen, werden die beobachteten Variablen z_{ij} und s_i der befragten Betriebe in die Formel (3.8) des Abschnitts 3.3.3 eingesetzt. Weiterhin benötigen wir zur Berechnung der WTA noch die marginalen WTA-Werte (vgl. (3.7), Abschnitt 3.3.3). Diese können der Tabelle 3.2 und der Tabelle 3.3 entnommen werden. Formal würde sich die Berechnung der WTA für Vertrag 1 dann wie folgt darstellen:

$$(3.9) \quad WTA_{i1} = -162,02 * z_1 - 214,88 * z_2 + 4,16 * z_3 - 139,67 * z_4 + 12,39 * z_5 - 106,13 * s_{i7} - 61,40 * s_{i8} + 30,57 * s_{i10} - 2,09 * s_{i11} + 1,62 * s_{i12} - 1,42 * s_{i2} + 0,32 * s_{i3} + 2,48 * s_{i4} + 0,92 * s_{i13} - 0,71 * s_{i14} + 85,25 * s_{i15} - 3,72 * s_{i16} + 3,25 * s_{i17} \leq a$$

mit WTA_{i1} = Willingness to Accept des Betriebs i für Vertrag 1

Die Variablen s bezeichnen die betriebsindividuellen Eigenschaften und die Variablen z die Vertragsattribute, a steht für die Ausgleichszahlung (vgl. Abschnitt 3.3.2).

Auf der zweiten Stufe wird die absolute Fläche, mit der ein jeder Betrieb am Vertragsnaturschutz teilnehmen würde, berechnet. Hierzu werden die beobachteten Werte der einzelnen Betriebe s_i in die jeweilige Schätzformel für die Teilnahmefläche eines Vertrags eingesetzt. Gleichung (3.10) zeigt dies exemplarisch für Vertrag 1 (mit einer Mindestfläche von 5 % des betrieblichen Grünlandes). Die Koeffizienten können der restringierten Schätzung aus Tabelle 3.1 entnommen werden. Die absolute Fläche für Vertrag 1 würde sich dann für den jeweiligen Betrieb i nach den Koeffizienten der zweiten Spalte von Tabelle 3.1 beispielsweise folgendermaßen ergeben:

$$(3.10) \quad y_{i1} = 8,88 + 6,44 * s_{i1} + 0,18 * s_{i2} + 15,50 * s_{i3} + 10,26 * s_{i4} + 8,08 * s_{i5} - 15,74 * s_{i6} + 10,42 * g_{01} - 10,21 * g_{31}$$

Die Vertragsvariablen z_1 bis z_5 und die Ausgleichszahlung a beeinflussen die Teilnahmefläche nicht signifikant (vgl. Tabelle 3.1). Allerdings gehen sie, wie in Kapitel 3.4.2 erwähnt, über die Korrekturterme g der ersten Stufe auch in die zweite Stufe ein.

Die gesamte Vertragsfläche aller befragten Betriebe i ($i = 1, 2, \dots, I$) für Vertrag 1 (GVF_1) ist dann:

$$(3.11) \quad GVF_1 = \sum_{i=1}^I y_{i1}$$

Allerdings darf die Naturschutzleistung nicht einfach mit der Teilnahmefläche gleichgesetzt werden. Schärfere Auflagen auf jedem Hektar Teilnahmefläche sind nur sinnvoll, wenn sie auch zu einem höheren Naturschutzwert auf der Fläche führen. Da schärfere Auflagen aber die Teilnahmebereitschaft der Landwirte reduzieren oder über höhere Ausgleichszahlungen die maximale Teilnahmefläche bei gegebenem Budget reduzieren, muss zwischen schärferen Auflagen und größerer Teilnahmefläche abgewogen werden. Die eigentliche Zielgröße – die gesamte Naturschutzleistung des Programms bei gegebenem Budget – ist daher eine Funktion von Teilnahmefläche und Auflagen.

Im Folgenden geben wir daher einen von uns gebildeten Index an, der die Vertragsattribute in Naturschutzwert je Hektar umrechnet. Er beruht nicht auf naturschutzfachlich begründeten Werten, sondern ist von uns zur Illustration angenommen worden. In der praktischen Anwendung, sollte dieser Index über eine interdisziplinäre Zusammenarbeit mit

Naturschutzexperten gebildet werden.²⁵ Wir nehmen an, dass die gesamte Naturschutzleistung das Produkt aus Index und Teilnahmefläche ist und damit der Naturschutzwert für jeden Hektar Teilnahmefläche identisch ist. Anhand des erstellten Index simulieren wir die angebotene Vertragsfläche und damit einhergehend die angebotene Naturschutzleistung. Für die Simulationen wurde der Index wie in der Tabelle 3.4 dargestellt zu Grunde gelegt.

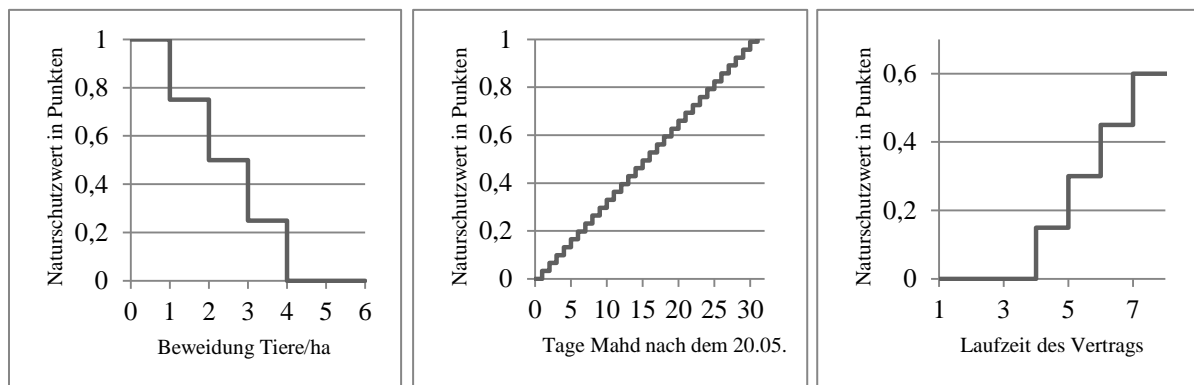
Tabelle 3.4: Naturschutzindex

Auflage	Indexpunkte je Einheit und ha
Verbot min. Düngung	0,4 Punkte, wenn die mineralische Düngung verboten wird
Verbot org. und min. Düngung	1 Punkt, wenn die organische und mineralische Düngung verboten sind
Beweidung	0,25 Punkte je Reduzierung der Beweidung um 1 Tier/ha (maximal 4 Tiere/ha)
Mahdtermin	0,03 Punkte je Tag spätere Mahd nach dem 20.05.
Laufzeit	0,15 Punkte je Jahr längere Laufzeit nach 3. Jahr der Laufzeit bis zum 7. Jahr

Quelle: Eigene Darstellung

Bei einer Verschärfung der Auflagen steigt auch entsprechend der Naturschutzwert pro Hektar. Die Abbildung 3.3 zeigt diesen Index partiell für die Auflagen Beweidung, Mahd und Laufzeit.

Abbildung 3.3: Naturschutzindex Beweidung, Mahd und Laufzeit



Quelle: Eigene Darstellung

Wird die mineralische Düngung verboten, so hat dies einen Wert für den Naturschutz von 0,4 Punkten. Bei Verbot der organischen und mineralischen Düngung steigt der Wert für den Naturschutz auf einen Punkt. Wird die Beweidung um ein Tier pro Hektar reduziert, so steigt der Wert um 0,25 Punkte. Ein Wert für die Natur entsteht aber nur bei weniger als 4 Tieren pro Hektar. Mahdtermine nach dem 20. Mai führen pro Tag zu einem höheren Wert für den Naturschutz von 0,03 Punkten (vgl. Abbildung 3.3). Ab einer Vertragslaufzeit von 4 Jahren

²⁵ Wir sind uns der Schwierigkeiten bewusst, einen solchen Index zu bilden. Allerdings erfordert jede sinnvolle Abwägung zwischen unterschiedlichen Auflagen eine Abschätzung des (marginalen) Naturnutzens der Auflagen. Unser Index verlangt darüber hinaus nur, dass diese Abschätzung explizit vorgenommen wird.

steigt der Naturschutzwert um 0,15 Punkte pro Jahr. Vertragslaufzeiten jenseits von 7 Jahren bringen keine Erhöhung mehr.

Das Vertragsoptimierungsmodell maximiert nun die gesamte Naturschutzleistung (Produkt der gesamten Vertragsfläche und dem Naturschutzindex – Gleichung (3.12) unter der Nebenbedingung (3.13), dass ein gegebenes Budget nicht überschritten wird. Über die übrigen Nebenbedingungen (3.14) - (3.20) wird festgelegt, dass die einzelnen Vertragseigenschaften nur in bestimmten Grenzen variieren dürfen. Beispielsweise dürfen keine Verträge mit negativen Ausgleichszahlungen oder negativen Vertragslaufzeiten angeboten werden. Die Variable z_1 (organische Düngung) kann nur die Werte 0 und 1 annehmen (vgl. (3.14)) und zusätzlich darf die Summe aus z_1 und z_2 nicht größer als 1 sein (vgl. (3.20)). Für die erste Mahd werden nur die 31 Tage nach dem 20. Mai simuliert. Dies zeigt die Nebenbedingung (3.16). Bis einschließlich dem 20. Mai ist der Grünlandaufwuchs in den Untersuchungsregionen nach Auskunft der befragten Landwirte noch unzureichend, Landwirte würden diese Möglichkeit also in der Regel nicht nutzen. Nach dem 21. Juni sind keine großen Vorteile mehr für den Vogelschutz zu erwarten, weil die erste Brut um diese Zeit bereits flügge ist. Es wird angenommen, dass jeder Landwirt ohne Beweidungsauflagen sechs Tiere pro Hektar weiden lässt; höhere Tierzahlen lässt der Standort nicht zu. Negative Tierzahlen dürfen natürlich nicht möglich sein (vgl. (3.17)). Die Ausgleichszahlung beträgt maximal 650 €/ha (3.19).

Jetzt können wir für jeden Vertragstyp 1 – 3 das Maximierungsproblem unter Einhaltung der Nebenbedingungen (3.13) – (3.20) lösen, um eine optimale Kombination der Vertragseigenschaften (z_1 - z_5 , a) zu bestimmen. Der Index wird in diesem Fall für alle Flächen als identisch angenommen, da alle Teilnehmer die gleichen Auflagen erhalten. Der Einfachheit halber berücksichtigen wir nicht, dass die Naturschutzwirkung auch von den Charakteristika der teilnehmenden Betriebe abhängen wird. Die Annahme eines Naturschutzprogramms durch einen intensiv wirtschaftenden Betrieb wird voraussichtlich eine höhere Naturschutzwirkung erzielen als die Annahme des gleichen Programms durch einen extensiv wirtschaftenden Betrieb. Weiterhin können die Naturschutzwirkungen natürlich auch auf heterogenen Flächen unterschiedlich wirken. Der Einfachheit halber setzen wir auch bei diesem Aspekt homogene Flächen voraus. Formal stellt sich dann das Maximierungsproblem wie folgt dar:

$$(3.12) \max_{z_1, z_2, z_3, z_4, z_5, a} GVF_1(z_1, \dots, z_5, a, s_{i1}, \dots, s_{i17}) * \text{Naturschutzindex}(z_1, \dots, z_5) \\ = \text{Naturschutzleistung}$$

s.t.

$$(3.13) \sum_{i=1}^I y_i * a \leq B, a \in \mathbb{Z}$$

$$(3.14) 0 \leq z_1 \leq 1, z_1 \in \mathbb{Z}$$

$$(3.15) 0 \leq z_2 \leq 1, z_2 \in \mathbb{Z}$$

$$(3.16) 0 \leq z_3 \leq 31, z_3 \in \mathbb{Z}$$

$$(3.17) 0 \leq z_4 \leq 4, z_4 \in \mathbb{Z}$$

$$(3.18) 1 \leq z_5 \leq 10, z_5 \in \mathbb{Z}$$

$$(3.19) 0 \leq a \leq 650$$

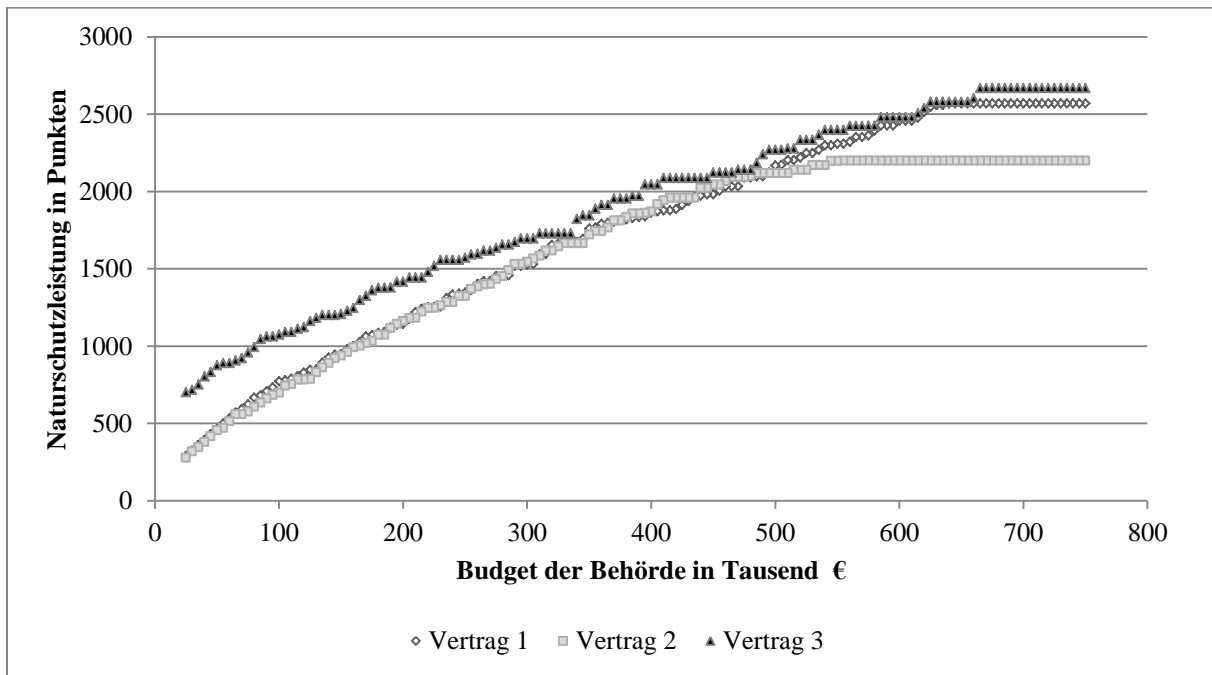
$$(3.20) z_1 + z_2 \leq 1$$

Es sei darauf hingewiesen, dass der Index abhängig vom Naturschutzziel ist. Verändert sich das Naturschutzziel, sollte auch der Index angepasst werden, indem sich die relative Gewichtung der Auflagen in der Indexberechnung ändert. So wird in unserem Beispiel eines Grünlandprogrammes auf Vogelschutz abgezielt und dementsprechend wird z.B. ein Mahdtermin möglichst spät nach der Brutzeit im Index hoch gewichtet. Würde mit dem Programm aber eher Klimaschutz angestrebt, wäre der Mahdtermin weniger bedeutsam.

3.5.2 Simulationsergebnisse

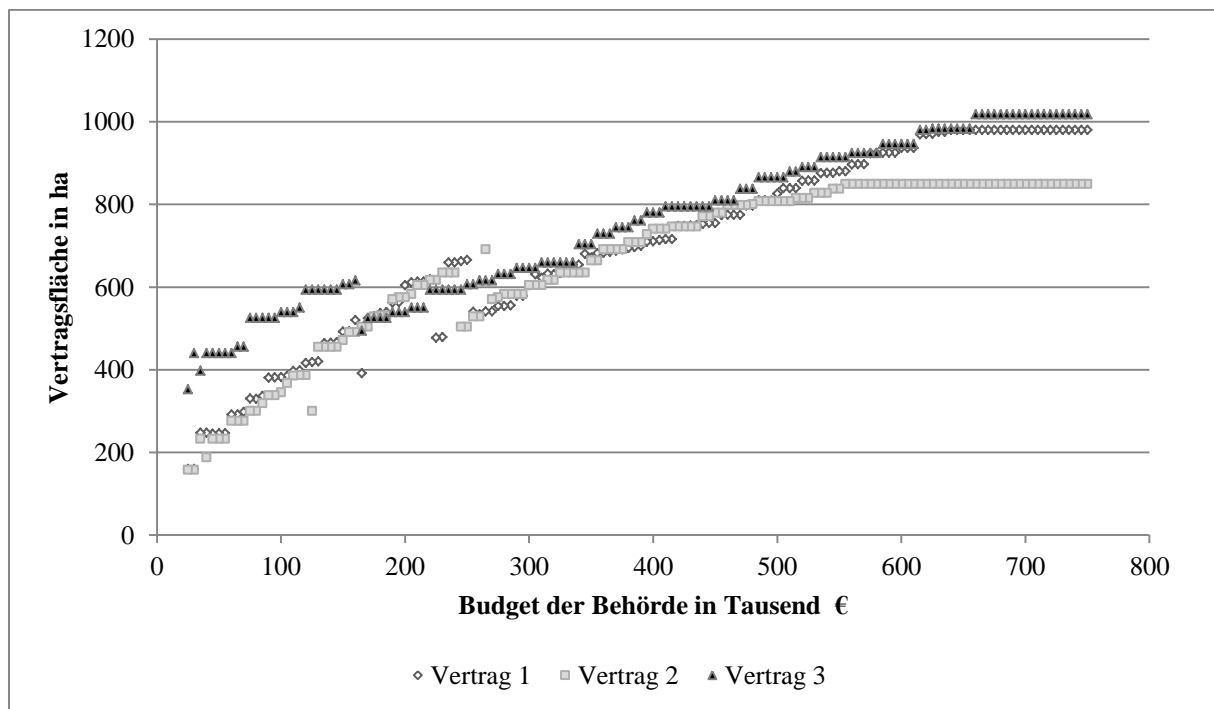
Das Maximierungsproblem der Naturschutzleistung wird mit Stata 12.1 gelöst, indem alle Vertragskombinationen, welche in dem Lösungsraum des Modells (3.13) – (3.20) liegen, simuliert werden und dann für das gegebene Budget jeweils der Vertrag mit der maximalen Naturschutzleistung ausgewählt wird. Es werden für verschiedene Budgets (variiert von 25.000 € bis 750.000 € in 5.000 € Schritten) die Vertragseigenschaften bestimmt, welche zur höchsten Naturschutzleistung führen. So wird der für das jeweils gegebene Budget optimale Vertrag identifiziert. Die Abbildung 3.4 und Abbildung 3.5 zeigen die Höhe der Naturschutzleistung und die Teilnahmefläche der drei Verträge bei unterschiedlichen Budgets.

Abbildung 3.4: Simulierte Naturschutzleistung optimaler Verträge in Abhängigkeit des Budgets



Quelle: Eigene Darstellung

An Abbildung 3.4 lässt sich ablesen, welcher Vertragstyp bei einem gegebenen Budget gewählt werden sollte. Bei dem hier gewählten Index führt immer der Vertrag 3 zur maximalen Naturschutzleistung, nur bei bestimmten Budgetrestriktionen ist der Vertrag 1 mit dem Vertrag 3 gleich auf. Darüber hinaus zeigt sich der Nutzen der Simulation z.B. darin, dass bei hohen Budgets über 650.000 € der Vertrag 3 eine um ca. ein Viertel höhere Naturschutzleistung erbringt als der Vertrag 2. Analog müsste das Budget um fast ein Drittel höher sein, wenn man eine Naturschutzleistung von 1.500 Punkten nicht mit dem Vertrag 3, sondern einem der beiden anderen Verträge erreichen wollte.

Abbildung 3.5: Simulierte Fläche optimaler Verträge in Abhängigkeit des Budgets

Quelle: Eigene Darstellung

Abbildung 3.5 zeigt die Teilnahmefläche der optimalen Verträge – also der Verträge mit maximaler Naturschutzleistung – in Abhängigkeit des Programmbudgets. Bei hohen Budgets unterscheiden sich die Teilnahmeflächen zwischen den Verträgen in etwa so wie die Naturschutzleistungen in der vorherigen Abbildung. Maximal könnte eine Vertragsfläche von 1.018 Hektar mit Vertrag 3 erreicht werden. Bei niedrigeren Budgets zeigt sich der Trade-off zwischen Auflagenstrenge bzw. Naturschutzwert pro Hektar und Teilnahmefläche. So reduziert sich einige Male die Teilnahmefläche, obwohl das Budget steigt. Offenkundig wird ein Vertrag mit schärferen Auflagen optimal.

In der Tabelle 3.5 ist vergleichend dargestellt, welche Auflagen bei Vertrag 3 bei 150.000 und 300.000 € Budget optimal sind.

Im ersten Fall ist die organische Düngung erlaubt, die Ausgleichszahlung beträgt 245 €/ha. Eine Verdoppelung des Budgets führt nur zu einer um weniger als 10% größeren Teilnahmefläche (40 Hektar), aber die Naturschutzleistung erhöht sich um mehr als ein Drittel. Neben der mineralischen wird auch die organische Düngung untersagt, aber die Ausgleichszahlung je Hektar muss fast verdoppelt werden.

Tabelle 3.5: Optimierte Vertragseigenschaften des Vertrags 3 bei unterschiedlichen Budgets

Budget in €	Düngung	Maximale Beweidung in Tieren pro Hektar	Mahdtermin	Vertragslaufzeit in Jahren	Ausgleichszahlung in € pro Hektar	Teilnehmerzahl	Naturschutzleistung	Vertragsfläche in Hektar
150.000	Organisch erlaubt	4	20.06.	7	245	22	1209	607
300.000	Sämtliche Düngung verboten	4	21.06	7	460	25	1696	647

Quelle: Eigene Darstellung

Abschließend kann die Frage gestellt werden, ob jedem Landwirt nicht nur ein, sondern mehrere Verträge zur Auswahl gestellt werden sollten. Folgende Vor- und Nachteile mehrerer angebotener Verträge sind unseres Erachtens abzuwägen: Ein Vorteil kann darin bestehen, dass bei gegebenem Budget eine höhere Naturschutzleistung erbracht wird. So ist es denkbar, dass ein zusätzlicher Vertrag bei einigen Landwirten nur niedrige Teilnahmekosten verursacht (als ein anderer, ohne Alternative angebotener Vertrag) und daher von ihnen gewählt wird. Aufgrund der niedrigen Teilnahmekosten kann der Vertrag u.U. nur mit einer geringen Ausgleichszahlung ausgestattet werden, so dass pro Euro Ausgleichszahlung mit diesem Vertrag relativ viel Naturschutzleistung erreicht wird. Ein Nachteil kann darin bestehen, dass Landwirte ihre Mitnahmeeffekte erhöhen können, wenn sie zwischen mehreren Verträgen wählen können. Dies kann die Naturschutzleistung je Euro Ausgleichszahlung im Programm reduzieren. Ferner ist der Verwaltungs- und Kontrollaufwand für mehrere Verträge höher als für einen einzelnen. Die Abwägung sollte im Einzelfall erfolgen. So erscheint es bspw. sinnvoll für das Ziel „Klimaschutz“ verschiedene Verträge parallel anzubieten, weil das Ziel auf mehreren Wegen in der Landwirtschaft erreicht werden kann und zur Kostenminimierung für jeden dieser Wege auch Verträge angeboten werden sollten. Zur Erreichung sehr spezifischer Umweltziele (etwa dem Schutz von Hamstern auf Ackerflächen) erscheinen dagegen verschiedene Verträge weniger sinnvoll.

3.6 Schlussfolgerungen mit Diskussion

Die Ergebnisse unseres zweistufigen Discrete Choice Experimentes zeigen, dass es entgegen der bisherigen Literatur nicht nur möglich ist, die Wahrscheinlichkeit zu bestimmen, ob ein Landwirt an einem Vertragsnaturschutzprogramm teilnimmt, sondern auch den Flächenumfang, mit dem dieser an einem solchen Programm teilnehmen würde.

Beispielsweise würden auslaufende Betriebe sechs Hektar mehr in das Naturschutzprogramm geben als langfristig weiterlaufende Betriebe. Ohne die Einführung der zweiten Stufe könnte keine fundierte Aussage über den voraussichtlichen Umfang der Teilnahmeflächen an einem neu aufzulegenden Vertragsnaturschutzprogramm gemacht werden. In einem üblichen (einstufigen) DCE könnte nur über die in dieser Analyse angenommenen Mindestflächen der unterschiedlichen Verträge abgeschätzt werden, wie viel Hektar mindestens in den Vertragsnaturschutz gehen könnten. Mit der Erweiterung des Modells ist es jetzt jedoch konkret möglich, den Umfang der Fläche zu prognostizieren, welche bei einer bestimmten Vertragsgestaltung unter Vertrag gestellt werden würde.

Es wurde weiterhin gezeigt, dass die Informationen, die ein zweistufiges DCE liefert, zur Optimierung der Vertragsgestaltung genutzt werden können. Vertragsauflagen wirken sowohl auf die Teilnahmebereitschaft und Teilnahmefläche als auch auf den Nutzen des Programms für die Natur. Je strenger die Auflagen sind, desto höher ist der zu erwartende Naturschutzwert pro Hektar Teilnahmefläche, desto höher sind aber auch die Teilnahmekosten für die Landwirte, und dementsprechend kleiner fällt die Teilnahmefläche aus. Diesen Trade-off zwischen Auflagenschärfe und Teilnahmefläche haben wir mittels Simulation der Vertragseigenschaften unter Annahme einer Budgetrestriktion beleuchtet. Auf diese Weise konnten für unterschiedlich hohe Budgets jeweils die Vertragseigenschaften bestimmt werden, die zu einer maximalen Naturschutzleistung des Programms führen. Damit bietet sich das zweistufige Discrete Choice Modell für die Politikberatung an. Es ermöglicht die Ableitung konkreter Empfehlungen zur optimalen Gestaltung von Naturschutzverträgen in Abhängigkeit des Programmbudgets einerseits und der angestrebten Naturschutzziele andererseits. In unserem Experiment sollte generell nur der Vertrag 3 mit einer Mindestfläche des Dauergrünlands von 20 % angeboten werden. Durch das Angebot des Vertrags 3 werden zwar häufig nur die extensiven Betriebe am Vertragsnaturschutz teilnehmen und es wird nicht die maximale Teilnehmerzahl erreicht, allerdings wird durch die 20% Mindestteilnahmefläche relativ viel Grünland in das Programm gegeben und damit insgesamt eine hohe Naturschutzleistung erreicht.

Bei der Anwendung des vorgestellten Verfahrens ist zu berücksichtigen, dass in der Realität nicht die einzelbetrieblichen Daten aller potenziellen Programmteilnehmer erhoben werden können und müssen. Daher ist bei der Auswahl der Befragten eine möglichst repräsentative Stichprobe zu ziehen. Auf diese Weise kann mit einem vergleichsweise geringen Aufwand die Informationsasymmetrie zwischen Landwirten und Umweltbehörde deutlich reduziert werden. Es ist jedoch zu bedenken, dass in unserem Ansatz alle Flächen gleich behandelt

werden. Die Aufnahme extensiver Flächen eines Betriebes in ein Programm hat in unserem Ansatz den gleichen Nutzen für die Natur wie die Aufnahme intensiv bewirtschafteter Flächen eines anderen Betriebes. In der Realität würde die Aufnahme intensiv bewirtschafteter Flächen allerdings einen höheren Naturnutzen erbringen. Bei der Übertragung unseres Ansatzes in die Praxis sollte dieser Punkt ins Modell integriert werden. Beispielsweise könnten die heterogenen Flächen über den Naturschutzindex berücksichtigt werden. Weiterhin ist zu beachten, dass die Ergebnisse aus anderen Regionen oder aus Zeiten anderer Preisrelationen kaum auf ein neues Programm oder ein Programm in einer anderen Region übertragen werden können. Dem Effizienzgewinn in der Programmgestaltung sind die Kosten der Datenerhebung und Datenanalyse gegenüber zu stellen. Das vorgeschlagene Verfahren eignet sich daher wohl nur für Programme mit hinreichend großem Budget.

Literatur

- BLANC, M., CAHUZAC, E., ELYAKIME, B. UND G. TAHAR (2008): Demand for on-farm permanent hired labour on family holdings. In: *European Review of Agricultural Economics*, 35(4), S.493–518.
- BOURGUIGNON, F., FOURNIER, M. UND M. GURGAND (2007): Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons. In: *Journal of Economic Surveys*, 21(1), S.174–205.
- BREUSTEDT G., SCHULZ, N. UND U. LATA CZ-LOHMANN (2013): Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlungen mit Hilfe eines Discrete Choice Experimentes. In: *German Journal of Agriculture Economics*, Vol. 62 (4), S. 244 - 258.
- BREUSTEDT, G. UND M. MEES (2010): Growth of German dairy farms under the EU milk quota. Manuskript zum Vortrag auf der Gewisola 2010. In: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/93950/2/B3_3.pdf, Abruf: 05.04.2011.
- CHRISTENSEN, T., PEDERSEN, A., NIELSEN, H., MØRKB AK, M., HASLER, B. UND S. DENVER (2011): Determinants of farmers' willingness to participate in subsidy schemes for pesticide-free buffer zones - A choice experiment study. In: *Ecological Economics*, 70(8), S.1558–1564.
- DAHL, G. B. (2002): Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. In: *Econometrica*, 70(6), S.2367–2420.
- DUBIN, J. A. UND D. L. MCFADDEN (1984): An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 52 (2), S.345–362.
- ESPINOSA-GODED, M., BARREIRO-HURLÉ, J. UND E. RUTO (2010): What Do Farmers Want From Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), S.259–273.

- HECKMAN, J. (1979): Sample selection bias as a specification error. In: *Econometrica*, 47(1), S.153–61.
- HUBER, J. UND K. ZWERINA (1996): The Importance of Utility Balance in efficient Choice Designs. In: *Journal of Marketing Research*, 33(3), S.307–317.
- KUHFELD, W. F., TOBIAS, R. D. UND M. GARRATT (1994): Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. In: *Journal of Marketing Research*, 31(4), S.545–557.
- LANCASTER, K. J. (1966): A New Approach to Consumer Theory. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 74 (2), S. 132 - 157.
- LEE, L.F. (1983): Generalized econometric models with selectivity. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 51(2), S.507–512.
- LOHR, L. UND T.A. PARK (1995): Utility-Consistent Discrete-Continuous Choices in Soil Conservation. In: *Land Economics*, 71(4), S.474–490.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press. New York, S. 105 – 142.
- PAPKE, L.E. UND J.M. WOOLDRIDGE (1996): Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(K) Plan Participation Rates. In: *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), S.619–32.
- POMPELLI, G. UND D. HEIEN (1991): Discrete/continuous consumer demand choices: an application to the US domestic and imported white wine markets. In: *European Review of Agricultural Economics*, 18(1), S.117.
- RAMALHO, J. J. S. UND J. V. D. SILVA (2009): A Two-Part Fractional Regression Model for the Capital Structure Decisions of Micro, Small, Medium and Large Firms. In: *Quantitative Finance*, 9(5), S.621–636.
- RUTO, E. UND G. GARROD, G (2009): Investigating farmers' preferences for the design of agri-environment schemes: a choice experiment approach. In: *Journal of Environmental Planning and Management*, 52(5), S.631.
- SEO, S.N. UND R. MENDELSON (2008): Measuring impacts and adaptations to climate change: a structural Ricardian model of African livestock management. In: *Agricultural Economics*, 38(2), S.151–165.

Kapitel 4

Prognose der Adoptionswahrscheinlichkeit und des Marktanteils von Winterzuckerrüben mit einem zweistufigen Discrete Choice Experiment

Forecasting the adoption and market share of autumn-sown sugar beet using a two-stage discrete choice experiment

Autoren

Norbert Schulz, Uwe Latacz-Lohmann
und Gunnar Breustedt

Dieser Artikel befindet sich im Begutachtungsverfahren der 2. Runde im:
German Journal of Agricultural Economics

Zusammenfassung

Dieses Papier identifiziert die Bestimmungsfaktoren der Anbaubereitschaft norddeutscher Landwirte für die Winterzuckerrübe und prognostiziert deren Marktanteil mit Hilfe eines zweistufigen Discrete Choice Experiments (DCE). Die empirische Analyse beruht auf einer Befragung von 100 Zuckerrübenanbauern in Niedersachsen und Sachsen-Anhalt. Aus den Ergebnissen wird deutlich, dass sowohl die Sorteneigenschaften der Rüben als auch die sozioökonomischen Eigenschaften der Landwirte die Anbauwahrscheinlichkeit beeinflussen. Eine verringerte Auswinterungswahrscheinlichkeit oder die Spätsaatverträglichkeit erhöhen die Adoptionswahrscheinlichkeit, während die Entwicklung der Rübe über gentechnische Methoden diese spürbar senkt. Größere Marktfruchtbetriebe werden vermutlich zu den Pionieren des Winterrübenanbaus gehören. Das zweistufige DCE liefert zusätzliche Informationen – es wird beispielsweise ersichtlich, dass jüngere Betriebsleiter mit einem höheren Flächenanteil die Winterzuckerrübe wählen. Mit einem zweistufigen DCE lässt sich der Marktanteil der Winterzuckerrübe besser prognostizieren als mit einem herkömmlichen DCE.

Schlüsselbegriffe

Discrete Choice Experimente, GVO, Marktanteilsprognosen, Mixed Logit Modell, Multinomiale Heckman Schätzung, Technologie-Adoption, Willingness to Pay, Zuckerrüben

Abstract

This paper uses a two-stage discrete choice experiment (DCE) to identify the factors affecting farmers' prospective willingness to cultivate autumn-sown sugar beet. The empirical analysis is based upon a survey of 100 sugar beet growers in Lower Saxony and Saxony-Anhalt. The results show that both the attributes of the new sugar beet varieties and the socio-economic characteristics of the decision-maker affect farmers' willingness to grow autumn-sown sugar beet. Reduced susceptibility to frost and the possibility of late sowing enhance the probability of autumn-sown beet being grown, whereas genetic modification of the seed results in a significant drop in that probability. Larger arable farms are likely to be among the pioneers of winter beet cultivation. The two-staged DCE serves to provide additional information – for example that younger farmers will cultivate a higher share of their sugar beet area with autumn-sown varieties. The main advantage of the two-staged DCE approach, however, is that it enables a more accurate estimation of the prospective market share compared to the traditional DCE.

Keywords

Discrete choice experiments, GMO, market share forecast, mixed logit model, multinomial Heckman estimation, sugar beet, technology adoption, willingness-to-pay

4.1 Einleitung und Motivation

Der Anbau gentechnisch veränderter (gv) Pflanzen in der Landwirtschaft kann verschiedene Vorteile im Vergleich zum konventionellen Anbau aufweisen, wie Kosten- und Arbeitszeiteinsparungen (vgl. KOHLER, 2005) oder auch ein höheres Ertragspotenzial. Als eine vielversprechende neue Technologie zeichnet sich der Anbau von Winterzuckerrüben, welche ein deutlich höheres Ertragspotenzial gegenüber konventionellen Zuckerrüben erwarten lassen, ab (JAGGARD & WERKER, 1999). Die Erzeugung des Winterzuckerrübensaatguts erfordert sowohl die Anwendung von konventionellen Züchtungsmethoden als auch von Methoden der Biotechnologie und Gentechnik (vgl. TRÄNKER ET AL., 2010). Kosteneinsparungen sind durch das Einführen von Winterzuckerrübensaatgut im Allgemeinen nicht zu erwarten, ganz im Gegenteil könnten durch den ganzjährigen Bewuchs sogar erhöhte Pflanzenschutz aufwendungen auf den Zuckerrübenanbauer zukommen. Allerdings lassen sich positive Managementeffekte durch veränderte Saattermine erwarten. Potenzielle Anbauer müssen daher die Vor- und Nachteile der gv Winterzuckerrübe für sich gegeneinander abwägen.

Erfahrungsgemäß hängt die Übernahme neuer Produktionstechnologien in der Landwirtschaft einerseits von den Eigenschaften der neuen Technologie, hier der Winterzuckerrübe, sowie andererseits von den sozioökonomischen Charakteristika der potenziellen Anbauer ab (vergleiche hierzu z.B. HUDSON ET AL., 2007 oder BREUSTEDT ET AL., 2008). Vor diesem Hintergrund untersuchen wir, wie die produktionstechnischen und ökonomischen Eigenschaften von Winterzuckerrüben-Produktionsverfahren die Anbaubereitschaft von Landwirten beeinflussen.

Dazu führen wir eine Befragung von Landwirten durch, die im Kern ein Discrete Choice Experiment umfasst. Im Speziellen gehen wir der Frage nach, welche Eigenschaften der Winterrübe die Anbauakzeptanz bei Landwirten beeinflussen und welche Landwirte tendenziell mehr oder weniger bereit sind, Winterzuckerrüben anzubauen, als andere Landwirte. Weitergehend nutzen wir die Ergebnisse, um die Anbauanteile der Winterzuckerrübe einzelbetrieblich und ihren Marktanteil überbetrieblich zu prognostizieren.

Aus der Literatur ist bekannt, dass die Adoptionswahrscheinlichkeit von neuen Technologien mit Hilfe von Discrete Choice Experimenten gemessen werden kann (vgl. BACKHAUS, 2008).

Auch im Bereich der Landwirtschaft sind dazu schon Fallstudien durchgeführt worden, beispielhaft seien hier BEKHOR ET AL. (2006); HUDSON ET AL. (2007); BREUSTEDT ET AL. (2008) und PAULRUD & LAITILA (2010) genannt. Bei der Durchführung von DCE können auch Eigenschaften von landwirtschaftlichen Betrieben identifiziert werden, die eine höhere Präferenz für die Übernahme einer neuen Technologie haben, wie beispielsweise bei HUDSON ET AL. (2007).

Bei einem traditionellen DCE wird in der Regel davon ausgegangen, dass der Entscheidungsträger sich ganz oder gar nicht für die neue Technologie entscheidet. Bei BREUSTEDT ET AL. (2007) entscheidet sich beispielsweise der Befragungsteilnehmer, ob er auf seiner gesamten Rapsfläche eine oder gar keine gentechnisch veränderte Rapsorte anbaut. Wir halten eine Erweiterung des Ansatzes für notwendig, in der der Landwirt eine Technologie realistischer Weise auch nur auf Teilflächen anwenden kann. Daher führen wir ein zweistufiges DCE durch, welches bisher nur aus dem Bereich der Agrarumweltprogramme bekannt ist und von BREUSTEDT ET AL. (2013b) für die Wahl des Flächenumfangs von Vertragsnaturschutzprogrammen angewendet wurde. Den Autoren sind keine weiteren Studien mit zweistufigen DCE bekannt.

Wir stellen im vorliegenden Beitrag daher das erste zweistufige DCE vor, mit dem die Adoption einer neuen Technologie nicht nur anhand der Adoptionsbereitschaft der einzelnen Landwirte, sondern auch anhand ihres Adoptionsumfanges (Anbaufläche) prognostiziert werden kann. Wir fragen daher neben der eigentlichen Sortenwahl einer Winterzuckerrübe auch den Winterzuckerrübenanteil an der Zuckerrübenfläche ab. In der ersten Stufe wählen die Befragten zwischen zwei Winterzuckerrübensorten und einer herkömmlichen Zuckerrübensorte aus (herkömmliches DCE). Falls sie sich für eine Winterzuckerrübe entschieden haben, geben die Probanden in der zweiten Stufe die Anbaufläche der Winterzuckerrübe an. In herkömmlichen DCE kann kaum gezielt nach partieller Adoption gefragt werden. Daher kann mit einem herkömmlichen DCE zwar abgeschätzt werden, wie viele Landwirte zusätzlich adoptieren, wenn der Gewinnvorteil der neuen Technologie z.B. um 50 Euro je Hektar steigt. Es kann aber nicht abgeschätzt werden, dass Landwirte mit einer bereits hohen Adoptionswahrscheinlichkeit bei einem zusätzlichen Gewinnanstieg noch mehr Fläche mit der neuen Technologie bewirtschaften würden. Genau dies erlaubt aber unser zweistufiger Ansatz.

Wir führen mit den abgefragten Daten eine multinomiale Heckman-Schätzung durch. Aus den Schätzergebnissen lassen sich die Determinanten der Anbaubereitschaft von Winterzuckerrüben ableiten. Darauf aufbauend können die Zahlungsbereitschaften für

bestimmte Eigenschaften des Saatguts bestimmt werden. Die Schätzergebnisse der zweiten Stufe identifizieren die Determinanten des Winterzuckerrübenanteils an der gesamten Zuckerrübenfläche. Aus der Kombination beider Stufen lässt sich überbetrieblich der Markt- bzw. einzelbetrieblich der Anbauanteil der Winterzuckerrübe in Abhängigkeit des Deckungsbeitrags oder anderer Eigenschaften der Zuckerrüben simulieren.

Der folgende Abschnitt vermittelt zunächst Informationen zur Weltzuckerproduktion und zur züchterischen Entwicklung der Winterzuckerrübe. In Abschnitt 4.3 wird das Discrete Choice Experiment inklusive Befragung und deskriptiver Statistik vorgestellt. Im vierten Abschnitt folgt die Erläuterung der angewendeten Schätzmethode. Im fünften Abschnitt werden die Ergebnisse der ersten und zweiten Schätzstufe inklusive der Zahlungsbereitschaften vorgestellt. Weiterhin folgt die Simulation der Markt- bzw. Anbauanteile. Im sechsten und letzten Abschnitt diskutieren wir die Ergebnisse und ziehen Schlussfolgerungen.

4.2 Hintergründe zur Zuckerrübenproduktion und Winterzuckerrübenzüchtung

Die weltweite Zuckererzeugung belief sich in 2011/2012 nach Angaben von F.O. LICHT (2012) auf 177 Mio. Tonnen. Der Verbrauch hingegen lag nur bei 165 Mio. Tonnen. Der größte Teil des Zuckers wird aus Zuckerrohr gewonnen. Nur 22% und damit ca. 39 Mio. Tonnen kommen aus der Zuckerrübenproduktion. In der Regel werden in den gemäßigten Breiten eher Zuckerrüben und in den subtropischen und tropischen Regionen eher Zuckerrohr angebaut. Die größten Produktionsregionen liegen in Südamerika und Asien. Die EU macht ca. 17% der weltweiten Zuckerproduktion aus, dieser wird dort ausschließlich aus Rübenzucker gewonnen. Die EU ist damit der weltgrößte Zuckerproduzent aus Rüben. Die Anbaufläche erstreckt sich auf ca. 1,6 Mio. ha, wobei Deutschland mit ca. 360.000 ha die größte Rübenproduktionsfläche der EU aufweist, gefolgt von Frankreich und Polen (vgl. WIRTSCHAFTLICHE VEREINIGUNG ZUCKER E.V. & VEREIN DER ZUCKERINDUSTRIE E.V., 2013). Der Zuckerertrag pro Hektar aus Rübenzucker in der EU liegt nach Angaben der ZUCKERRÜBENZEITUNG (2009) in der Spitze bei bis zu 20 t/ha, der durchschnittliche Ertrag beträgt ca. 12 t/ha. Der Zuckerertrag von Rohrzucker pro Hektar bewegt sich ungefähr in der gleichen Größenordnung. In Brasilien lag beispielsweise nach der FAOSTAT (2012) der durchschnittliche Ertrag bei 76,4 t/ha bei ca. 15% Zucker. Im Gegensatz zur zweijährigen Zuckerrübe, die einjährig angebaut wird, handelt es sich bei Zuckerrohr um eine mehrjährige Pflanze. Die Zuckerrohranbaufläche wird nur einmal mit Stecklingen bestellt und dann abhängig von Land und Produktionsverfahren zwischen 2 bis 10 Mal geerntet.

Gerade in nördlichen Regionen ist die Zuckerrübe nicht immer wettbewerbsfähig, da dort Konkurrenzfrüchte wie Raps und Weizen sehr gute Erträge erzielen, hingegen die Zuckerrübe ertraglich deutlich schlechter abschneidet als im Süden (vgl. PELKA, 2009 oder LATACZ-LOHMANN & SCHULZ, 2012).

Für einige Betriebe wird sich daher die Frage stellen, ob bei Produktionsbedingungen zu Weltmarktpreisen die Zuckerrübe als Ackerfrucht im Betrieb konkurrenzfähig ist bzw. bleibt. Die Wettbewerbsfähigkeit der Zuckerrübe könnte durch ein höheres Ertragspotenzial gestärkt werden. Eine Option zur Erzielung höherer Erträge ist der Anbau von Winterzuckerrüben. Die Anbauzeit von Rüben in Mitteleuropa erstreckt sich üblicherweise auf die Periode von März bis November, hingegen sollen Winterzuckerrüben schon im Sommer / Herbst (August) ausgesät werden. Dadurch haben sie eine vergleichsweise längere Vegetationsdauer. Das heißt, sie bekommen länger Licht, können länger wachsen und dadurch mehr Biomasse und damit einen höheren Zuckerertrag entwickeln. Gerade im Frühjahr können die Winterzuckerrüben die Sonneneinstrahlung besser nutzen. Durch die längere Wachstumszeit haben Winterrüben nach JAGGARD & WERKER (1999) und HOFFMANN & KLUGE-SEVERIN (2010) ein bis zu 26% höheres Ertragspotenzial und tragen somit zu einer besseren Verwertung der knappen Ressource Ackerland bei. Die Winterzuckerrübe könnte damit auch einen wesentlichen Beitrag zur Bioenergiegewinnung leisten. Voraussetzung für den Winteranbau ist allerdings, dass die Rüben frostresistent sind und dass die kälteinduzierte Samenbildung, das sogenannte Schossen, unterbunden wird. Das Institut für Pflanzenbau und Pflanzenzüchtung der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel arbeitet an solchen Winterrüben. Es wird in verschiedenen Projekten, die von der DFG, dem deutschen Genomforschungsprogramm GABI und von der EU finanziert werden, versucht, schossresistente Prototypen zu entwickeln (TRÄNKER ET AL., 2010). Es wird an einem Mechanismus gearbeitet, der das Schossverhalten regeln soll. Für die Produktion der Winterzuckerrübe ist das Schossen nicht gewünscht, da dann die Zuckerrübe den Zucker abbaut und für die Samenbildung verwendet, hingegen ist für die Produktion des Saatguts (Samenbildung) das Schossen zwingend notwendig. Das Gen BvBTC1, welches für das Schossen der Zuckerrübe verantwortlich ist, wurde 2012 entdeckt (PIN ET AL., 2012).

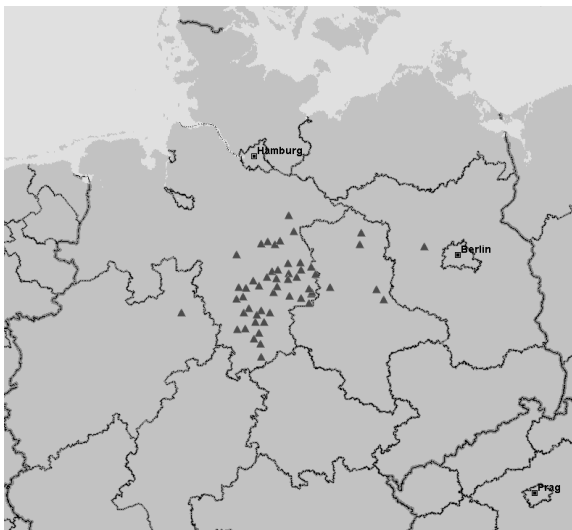
Nach aktuellem Stand der Forschung wird die zu entwickelnde Winterzuckerrübe gentechnisch verändert sein. Einerseits werden frosttolerante Beta-Genotypen von Zuckerrüben selektiert, parallel dazu soll durch Mutationsauslösung oder Gentransfer eine

schossresistente Zuckerrübe entwickelt werden.²⁶ All dies findet unter Gewächshausbedingungen statt. Erst später können geeignete Pflanzen im Freilandversuch bei unterschiedlichen Umweltbedingungen geprüft werden. Ausgehend davon kann ein System zur Kontrolle und Schossneigung etabliert werden, welches für Züchtung und Saatguterzeugung der Winterzuckerrübe zwingend notwendig ist (vgl. KOMPETENZZENTRUM BIOMASSENUTZUNG, 2009). Bis es eine praxistaugliche Winterzuckerrübe geben wird, werden daher noch Jahre vergehen.

4.3 Datenerhebung – Befragung von zuckerrübenanbauenden Betrieben

Insgesamt wurden 100 norddeutsche zuckerrübenanbauende Landwirte vorrangig in den Anbauregionen Niedersachsen und Sachsen-Anhalt befragt, welche als Datengrundlage für die folgenden Analysen dienen. Die Ergebnisse sind daher vorrangig auf die norddeutschen Zuckerrübenanbaugebiete der Nordzucker AG zu beziehen. Abbildung 4.1 zeigt die regionale Verteilung der Herkunftsgemeinden der befragten Betriebe.

Abbildung 4.1: Verteilung der Herkunftsgemeinden der befragten Betriebe



Quelle: Eigene Darstellung

Die Interviews wurden im Jahr 2011 in Niedersachsen auf Rübenfeldtagen und in Sachsen-Anhalt auf Feldbegehungen persönlich geführt. Die Teilnehmer der Feldbegehungen wurden vorab auf die Umfrage angesprochen und gebeten den Fragebogen inklusive des DCE auszufüllen. Auf den Rübenfeldtagen wurden zufällig Rübenanbauer angesprochen und diese so für die Befragung gewonnen. Weitere Befragungen wurden im Rahmen einer Master Thesis in 2012 in Südniedersachsen durchgeführt. Neben der Abfrage von Betriebs- und

²⁶ Allerdings ist das Schossen für die Samenproduktion notwendig. Die Funktion des Schosses muss daher steuerbar sein, beispielsweise über den Einsatz einer Chemikalie.

Betriebsleitereigenschaften wurden den Befragungsteilnehmern Choice Sets (vgl. Kapitel 4.3.1) vorgelegt, in denen sie zwischen verschiedenen Zuckerrübensorten wählen sollten. Im Rahmen der Befragung wurde den Teilnehmern das Produktionsverfahren Winterzuckerrübe erläutert, so dass sie sich in die Situation versetzen konnten, diese Zuckerrübe schon heute anbauen zu können. Unterschiede im Pflanzenschutz und der zeitlichen Bestellung wurden dargestellt.

4.3.1 Choice Sets

Bei jedem Choice Set (ein Beispiel ist in Abbildung 4.2 dargestellt) bestand die Möglichkeit, eine von drei Alternativen zu wählen. Dabei stellten die Alternativen 1 und 3 je eine Winterzuckerrübensorte dar; bei der Alternative 2 handelte es sich stets um eine herkömmliche Zuckerrübe mit Aussaat im Frühjahr. Die Eigenschaften und Ausprägungen der Winterzuckerrübe konnten sich gemäß Tabelle 4.1 unterscheiden. Die Attribute und deren Ausprägungen ergeben sich aus den Informationen des Abschnitts 4.2, in dem der aktuelle Stand zur züchterischen Entwicklung der Winterzuckerrübe dargestellt ist. Weiterhin sind zur Evaluierung, welche Attribute und Ausprägungen in das Experiment integriert werden sollten, Expertenbefragungen mit Wissenschaft und Wirtschaft durchgeführt worden. Die Informationen der Expertenbefragungen dienten unter anderem auch dazu, mögliche Deckungsbeitragsszenarien der Winterzuckerrübe für das DCE zu entwickeln, um festzulegen, in welchem Bereich die Deckungsbeiträge einer Winterzuckerrübe liegen könnten. Hierzu wurden verschiedene Szenarien mit unterschiedlichen Pflanzenschutzstrategien, Ertragsvariationen und Saatgutpreisen simuliert.

Tabelle 4.1: Eigenschaften der Winterzuckerrübe und ihre möglichen Ausprägungen

Eigenschaft	Eigenschaftsausprägungen der Winterzuckerrübe
Deckungsbeitrag-Differenz:	1,10 / 2,05 / 3,00 €/t höher als konventionelle Zuckerrübe
Flächeneinsparung:	10 / 15 / 20%
Totalausfall durch Auswinterung alle...	7 / 10 / 14 Jahre
GVO-Rübe	Ja / Nein
Erntetermin:	1 / 2 / 3 / 4 Wochen früher als konventionelle Zuckerrüben
Aussaattermin:	07.08. / 21.08. / 05.09. / 20.09.

Quelle: Eigene Darstellung

Bei Ertragssteigerungen durch die Winterzuckerrübe wäre im Allgemeinen ein höherer Deckungsbeitrag pro Hektar zu erwarten. Ein Gewinn maximierender Saatguthersteller würde den Preis des Saatguts gerade so wählen, dass eine positive Deckungsbeitrags-Differenz für den Rübenanbauer gegenüber der konventionellen Zuckerrübe verbleibt, da ihm bewusst ist,

dass ansonsten kein Anbau von Winterzuckerrüben zu Stande kommen wird, denn aus Risiko- und arbeitswirtschaftlichen Gesichtspunkten ist der Anbau der Winterzuckerrübe dem der konventionellen Zuckerrübe unterlegen. Der Zuckerrübenanbau unterliegt in der EU einer Quotenregelung und damit einer fixen Produktionsmenge pro Betrieb. Wir geben daher in den Choice Sets die Deckungsbeitrag-Differenz pro Tonne an, welche mit höheren Erträgen pro Hektar gegenüber der konventionell angebauten Zuckerrübe (Aussaat im Frühjahr) steigt. Voraussichtlich wird es die Quotenregelung²⁷ nicht mehr geben, wenn das Winterzuckerrübensaatgut auf den Markt kommt. Da die Befragungsteilnehmer allerdings in die hypothetische Situation versetzt werden, schon heute diese Rüben anbauen zu können, werden die möglichen Deckungsbeitrags-Differenzen unter der Quotenregelung bestimmt. In der Deckungsbeitrag-Differenz sind höhere Erträge und Saatgutpreise sowie zusätzliche Pflanzenschutzmaßnahmen berücksichtigt, die beim Anbau von Winterzuckerrüben zu erwarten wären.

Wenn der Anbau von Winterzuckerrüben zu höheren Erträgen führt, kann dadurch Rübenanbaufläche eingespart und der Anbau anderer Kulturfrüchte ausgedehnt werden. Wir geben daher keine Ertragszuwächse, sondern eine Flächeneinsparung an, in der die Auswinterungsgefahr nicht berücksichtigt ist.

Abbildung 4.2: Beispielhaftes Choice Set

Rübensorte / Eigenschaften	Sorte A	Sorte B	Sorte C
	Winterzuckerrübe	Konventionelle Zuckerrübe	Winterzuckerrübe
DB-Differenz im Vergleich zur konventionellen Zuckerrübe	2,05 €/t	Konventionelle und unveränderte Zuckerrübe	1,10 €/t
Flächeneinsparung	15%		20%
Totalausfall durch Auswinterung alle ...	7 Jahre		14 Jahre
GVO-Rübe	Ja		Nein
Erntetermin	1 Woche früher		4 Wochen früher
Aussaattermin	07.08.		21.08.
Ich würde anbauen...	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
auf	_____ ha	der gesamten Rübenfläche	_____ ha

Quelle: Eigene Darstellung

Da die Winterzuckerrübe im Herbst bestellt wird und sie überwintern muss, wird angenommen, dass sie in Abhängigkeit der Witterung alle 7, 10 oder 14 Jahre auswinteren kann. Bisherige Feldversuche zeigen momentan noch höhere Auswinterungsraten um 50%. Es

²⁷ Nach heutigem Kenntnisstand wird die Quotenregelung 2017 auslaufen.

existieren noch keine praxisreifen Sorten. Bevor eine Sorte die Praxisreife erlangt, werden sich die Auswinterungsraten noch wesentlich verbessern müssen. Mit diesem Attribut berücksichtigen wir ein spezielles Anbaurisiko der Winterzuckerrübe. So entspricht eine Auswinterung alle 10 Jahre einer Auswinterungswahrscheinlichkeit von 10%. Um den Landwirten eine unkomplizierte Beantwortung zu ermöglichen, haben wir uns für die obige einfache und anschauliche Variante der Risikodarstellung entschieden.

Voraussichtlich ist die Entwicklung der Winterzuckerrübe nur über gentechnische Methoden möglich. Um allerdings auch die Akzeptanz einer konventionell gezüchteten Winterzuckerrübe zu bestimmen, werden in den Choice Sets sowohl Sorten, die gentechnisch verändert sind, als auch Sorten, die mit konventionellen Züchtungsmethoden entwickelt werden, dargestellt.

Aussaat- und Erntetermin der Winterzuckerrübe können sich vom konventionellen Rübenanbau unterscheiden. Die Winterzuckerrübe wird schon im Spätsommer bzw. Herbst ausgesät. Dieser Aussattermin kann zwischen den unterschiedlichen Sorten variieren. Durch die höhere Ertragserwartung könnte die Ernte schon früher erfolgen und die Kampagnenlaufzeiten der Zuckerfabriken verlängert werden. In den Choice Sets ist dargestellt, wie viele Wochen früher die Rübe im Vergleich zur konventionellen Zuckerrübe geerntet werden kann. Eine frühere Ernte hätte generell einen geringeren Mehrertrag zur Folge. Diese Tatsache wird aber schon in der Flächeneinsparung mit berücksichtigt.²⁸ Abschließend sind wir der Meinung, dass die notwendige Unabhängigkeit der Attribute voneinander gegeben ist.

Alle Eigenschaften können bei den beiden Winterzuckerrüben (Sorte A und Sorte C) von Choice Set zu Choice Set mit den in Tabelle 4.1 dargestellten Attributausprägungen variieren. Um nach HUBER & ZWERINA (1996) ein möglichst effizientes Design mit den vier Eigenschaften „Level Balance“, „Orthogonalität“, „minimale Überlappung“ und möglichst „gleich aufliegenden Nutzenwerten“ (vgl. AUSPURG & LIEBE, 2011) zu erzeugen, wurde zunächst mit dem SPSS Befehl „orthoplan“ ein orthogonaler Plan mit 64 Choice Sets erstellt. Anschließend wurde eines dieser Choice Sets aus dem Datensatz entfernt, da es in beiden Winterzuckerrübensorten die gleichen Ausprägungen aufwies. Weitere Sets wurden modifiziert, damit keine Winterzuckerrübe eine andere im selben Set dominiert. Es besteht also zwischen den beiden Winterzuckerrübensorten immer ein Trade-off. Um nun die Effizienz des Designs zu messen, bietet sich nach KUHFIELD (1994) die D-Efficiency an. Das

²⁸ Weisen zwei Sorten A und B die gleichen Flächeneinsparungen auf, wobei Sorte A über einen früheren Rodetermin verfügt, so würde die Sorte A zum späteren Rodetermin eine höhere Flächeneinsparung aufweisen als die Sorte B.

hier erstellte Design erreicht nach den Veränderungen einen noch sehr guten Wert von 98,1%.²⁹ Jedem Befragungsteilnehmer wurden aus den noch verbleibenden 63 Choice Sets neun zufällig zugeteilt, so dass jedes Choice Set mit nahezu der gleichen Häufigkeit in dem Experiment vorkommt.

4.3.2 Deskriptive Statistik

Die Tabelle 4.2 gibt einen Überblick über die Daten der Befragung. Das Durchschnittsalter der Befragten liegt bei 46 Jahren. 90% der Befragten haben ein Studium oder mindestens die Qualifikation als staatlich geprüfter Wirtschaftler absolviert. Die durchschnittliche Betriebsgröße liegt mit 3,6 Arbeitskräften und einer landwirtschaftlichen Nutzfläche von 387 ha deutlich über dem Länderschnitt Niedersachsens mit 61 ha (LANDESBETRIEB FÜR STATISTIK UND KOMMUNIKATIONSTECHNOLOGIE NIEDERSACHSEN, 2012) und etwas über dem Länderschnitt Sachsen-Anhalts mit 278 ha pro Betrieb (STATISTISCHES LANDESAMT SACHSEN-ANHALT, 2012). Die Ergebnisse der Analyse sollten daher vorrangig auf die größeren Betriebe dieser beiden Bundesländer bezogen werden.

Der durchschnittliche Zuckerrübenenertrag liegt bei 617 dt/ha, der durchschnittliche Zuckergehalt bei 17,26%. Die Betriebe bestellen ihre Rüben im Mittel Anfang April. Die durchschnittliche Fabrikentfernung liegt bei 40 km. Ein Großteil der befragten Rübenanbauer (86%) lässt die Rübenabfuhr überbetrieblich erledigen. Die flächenmäßig bedeutendsten Früchte der Betriebe sind Winterweizen und Zuckerrüben mit 36% bzw. 17%. Darauf folgen Raps und Mais mit einem Fruchtfolgeanteil von je 10%.

Nur wenige Betriebe setzen ein Lenksystem oder N-Sensor ein, hingegen führen ca. 50% der Betriebe eine Betriebszweigabrechnung durch, und 62% bzw. 57% der Betriebe nutzen das Monitoring von Blattkrankheiten oder das LIZ-Online System der Zuckerunternehmen, welches Informationen zum Zuckerrübenanbau den Rübenanbauern zur Verfügung stellt. Nematoden tolerante Sorten werden von 50% der Betriebe eingesetzt. Im Mittel befürworten die Befragten den Anbau und den Verzehr von gentechnisch veränderten Pflanzen. Der größte Anteil der produzierten Rüben sind Quotenrüben (2.039 t pro Jahr und Betrieb), so nimmt dieser einen Anteil von 81% ein. 10% entfallen auf Ethanol- und bisher nur 1% auf Biogaserüben. Die restlichen 8% sind nicht erfasst und können wahrscheinlich den Übrerrüben zugeordnet werden.

²⁹ Werte von über 90 sind als gut anzusehen (vgl. KUHFIELD, 2005). ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) arbeiten beispielsweise mit einem D-Efficiency Wert von 91,3%.

Tabelle 4.2: Deskriptive Statistik betrieblicher Variablen

Variable	Mittelwert (Std. Abweichung)	Erklärung
Geburtsjahr	1965 (10)	Geburtsjahr des Befragten
Ausbildung	0,9 (-)	Dummyvariable 1= Studium oder staatl. geprüfter Wirtschaftler
AK	3,61 (6,3)	Arbeitskräfte des Betriebs
LN/AK	131,61 (134,4)	Landwirtschaftliche Nutzfläche in ha pro AK
LN	386,56 (531,4)	Landwirtschaftliche Nutzfläche des Betriebs in ha
Rübenanbaufläche	43,00 (49,6)	Rübenanbaufläche des Betriebs in ha
Winterweizenanbaufläche	126,73 (175,7)	Winterweizenanbaufläche in ha
Maisanbaufläche	43,05 (112,6)	Maisanbaufläche in ha
Grünlandfläche	16,08 (53,1)	Grünlandfläche in ha
Maisanteil	0,10 (0,1)	Maisanteil in der Fruchtfolge
Weizenanteil	0,36 (0,2)	Winterweizenanteil in der Fruchtfolge
Gerstenanteil	0,08 (0,1)	Gerstenanteil in der Fruchtfolge
Rapsanteil	0,10 (0,1)	Rapsanteil in der Fruchtfolge
Kartoffelanteil	0,04 (0,1)	Kartoffelanteil in der Fruchtfolge
Rübenmenge	2641,62 (3202,2)	Produzierte Rübenmenge in t und Jahr
Ertrag Rübe	616,78 (159,5)	Durchschnittlicher Rübenertrag in dt/ha
Zuckergehalt	17,26 (2,5)	Zuckergehalt in %
Rübenanteil	0,17 (0,08)	Zuckerrübenanteil in der Fruchtfolge
Fabrikentfernung	40,74 (23,4)	Fabrikentfernung des Betriebs in km
überbetrieblicher Transport	0,86 (-)	Dummyvariable 1 = überbetrieblicher Rübentransport
Spätere Aussaat	19,34 (7,9)	Rübenaussaat in Tagen nach dem 15.03.
N-Sensor	0,04 (-)	Dummyvariable 1 = N-Sensor wird eingesetzt
Lenksystem	0,26 (-)	Dummyvariable 1 = Lenksystem wird eingesetzt
Betriebszweigabrechnung	0,49 (-)	Dummyvariable 1 = Betrieb nutzt Betriebszweigabrechnung
Beregnung	0,28 (-)	Dummyvariable 1 = Betrieb nutzt Beregnung
Monitoring Blattkrankheiten	0,62 (-)	Dummyvariable 1 = Monitoring von Blattkrankheiten wird durchgeführt
LIZ-Online	0,57 (-)	Dummyvariable 1 = LIZ-Online wird genutzt
Nematoden tolerante Sorten	0,50 (-)	Dummyvariable 1 = Anbau Nematoden toleranter Sorten
Gentechnikanbau Befürwortung	0,11 (0,7)	1 = Befürwortung Gentechnikanbau / -1 = Ablehnung
Gentechnikverzehr Befürwortung	0,04 (0,7)	1 = Befürwortung Gentechnikverzehr / -1 = Ablehnung
Milchviehhaltend	0,12 (-)	Dummyvariable 1 = Betrieb hält Milchvieh
Nebenerwerbsbetrieb	0,14 (-)	Dummyvariable 1 = Nebenerwerbsbetrieb
Betriebszweig Tourismus	0,04 (-)	Dummyvariable 1 = Betriebszweig Tourismus vorhanden
Bruchteilsgemeinschaft	0,35 (-)	Dummyvariable 1 = Betrieb hat eine Bruchteilsgemeinschaft
Quotenrüben	2037,93 (2742,2)	Quotenrübenmenge des Betriebs in t
Quotenrübenanteil	0,81 (0,2)	Quotenrübenanteil an gesamter Rübenproduktion
Ethanolrübenanteil	0,10 (0,1)	Ethanolrübenanteil an gesamter Rübenproduktion
Biogasrübenanteil	0,01 (0,1)	Biogasrübenanteil an gesamter Rübenproduktion
Rübenanbauberatung	0,91 (0,3)	Dummyvariable 1 = Betrieb ist in der Rübenanbauberatung
Winterzuckerrübenanbauanteil	0,37 (0,3)	Gewählter Winterzuckerrübenanteil

Quelle: Eigene Darstellung

Fast alle Betriebe (91%) nehmen die Rübenanbauberatung der Zuckerfabriken in Anspruch. Der durchschnittlich gewählte Winterzuckerrübenanteil an der Rübenanbaufläche beträgt in der Stichprobe 37%, sofern eine Winterzuckerrübe gewählt wurde.

4.4 Discrete Choice Methode und ökonometrische Auswertung

Das DCE, mit welchem die Adoption einer neuen Technologie gemessen werden kann, geht zurück auf LUCE & TUKEY (1964), QUANDT (1968) sowie THEIL (1970), die ökonometrischen Auswertungsmethoden wurden unter anderem von MCFADDEN (1974) und LOUVIERE ET AL. (1983) entwickelt.³⁰ Der Beschreibung von BREUSTEDT ET AL. (2013a) folgend, dient als mikroökonomische Basis für DCE das sogenannte Zufallsnutzenmodell, welches den Nutzen U einer Alternative j für eine Person i additiv in eine deterministische V und eine zufällige Komponente ε zerlegt. Eigenschaften der Alternativen – Attribute genannt – sind mit z gekennzeichnet und Eigenschaften der Person mit s :

$$(4.1) \quad U_{ij} = V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij}$$

Der deterministische Nutzen V einer Alternative wird dabei als Summe der Einflüsse der N Attribute und der M persönlichen Eigenschaften nach LANCASTER (1966) modelliert, der dies für Konsumgüteralternativen entwickelt hat. Im Experiment sollen die Teilnehmer eine aus J Alternativen (Zuckerrübensorten) wählen.

Wie in den meisten DCE (beispielhaft seien CLAASSEN & TEGENE (1999) oder WINDLE & ROLFE (2005) genannt) unterstellen wir eine additive Funktion für den deterministischen Nutzen:

$$(4.2) \quad V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_{ijn} + \sum_{m=1}^M \beta_m s_{im}$$

Wir gehen dann davon aus, dass die Alternative j^* mit dem höchsten Gesamtnutzen vom Landwirt gewählt wird:

$$(4.3) \quad \max_j U_{ij} \Leftrightarrow V(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij} \quad \text{für alle } j \in J.$$

Der Landwirt wählt die Zuckerrübe, für die er den höchsten Nutzen erwartet. Ein höherer Nutzen impliziert eine höhere Anbauwahrscheinlichkeit dieser Zuckerrübe gegenüber den anderen zur Auswahl stehenden Rübensorten. Die Wahrscheinlichkeit, dass die Zuckerrübe j^* mit dem höchsten Nutzen von einem Landwirt i gewählt wird, lässt sich wie folgt definieren:

³⁰ Alternativ kann auch mit dem Dichotomous Choice Ansatz, welcher zur Gruppe der Contingent Valuation Methode gehört die Adoption neuer Technologien in der Landwirtschaft gemessen werden, beispielsweise seien hier KRISHNA & QAIM (2007) oder SUBRAMANIAN & QAIM (2010) genannt. Weiterhin haben KOLADY & LESSER (2006) mit einem bivariaten Probit Modell die Absicht indischer Landwirte untersucht, gentechnisch veränderte Auberginen zu adoptieren. VOSS ET. AL. (2009) finden in ihrer Studie heraus, dass bei deutschen Landwirten keine grundsätzliche Ablehnung gegen die Grüne Gentechnik festzustellen ist.

$$(4.4) \quad \text{prob}_{ij^*}(V(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij}) = \text{prob}_{ij^*}(d_{ij^*} = 1) = F_{ij^*}(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i, \alpha, \beta)$$

für alle $j \in J$.

Ökonometrisch werden die Wahrscheinlichkeit und ihre Determinanten geschätzt, dass Alternative j^* den höchsten Nutzen U_{j^*} für eine Person liefert. Die Variable d_{ij^*} nimmt den Wert 1 an, wenn die Zuckerrübe j^* gewählt wird, ansonsten ist sie 0. F steht für eine Funktion, die auf den Wertebereich zwischen 0 und 1 einschließlich beschränkt ist, beispielsweise die logistische Funktion. Die Matrix \mathbf{z}_{ij^*} umfasst die Attributwerte der Zuckerrübe j^* . Die Parameter α und β (vgl. (4.2)) werden ökonometrisch geschätzt. Aus den α lässt sich ableiten, welche Eigenschaften der Zuckerrüben ein signifikantes Gewicht bei der Wahl der Zuckerrübe haben. Die β erlauben Rückschlüsse auf die Landwirtseigenschaften, die den Anbau der Zuckerrübe wahrscheinlicher oder weniger wahrscheinlich erscheinen lassen. Diese individuen-spezifischen Eigenschaften stellen in unserer Studie die betriebs-spezifischen Variablen der Rübenanbauer dar. Die anwendbaren Schätzmethoden sind vielfältig, sie basieren auf multinomialen Probit- und Logit-Schätzungen und ihren Modifikationen. Näheres findet sich z.B. bei CAMERON & TREVIDI (2005).

Um die Heterogenität der Befragten zu berücksichtigen, schätzen wir ein Mixed-Logit Modell, welches nach HENSHER ET AL. (2005) auch unter dem Namen Random Parameters Modell bekannt ist. Hierbei wird der Vektor der geschätzten Koeffizienten als stochastisch angesehen. Alle Schätzkoeffizienten α der Attributvariablen z , bis auf denjenigen der Preisvariable a , können mit der Standardabweichung ϑ zufällig variieren, so dass nach HENSHER ET AL. (2005) die Heterogenität der Grundgesamtheit berücksichtigt wird. Der Schätzkoeffizient der Preisvariablen a wird wie bei CHRISTENSEN ET AL. (2011) oder ANASTASSIADIS ET AL. (2012) nicht als Zufallsparameter geschätzt. Näheres zur Fixierung des Preisparameters findet sich bei SILLANO & ORTÚZAR (2005).

Wie beispielsweise bei SCHIPMANN & QAIM (2011) erwähnt, können die Schätzergebnisse verwendet werden, um die marginalen Zahlungsbereitschaften (WTP) der betrachteten Eigenschaften zu berechnen. In unserem Fall handelt es sich um die Eigenschaften der Winterzuckerrübe. Bei linearen Parametern lassen sich die marginalen Zahlungsbereitschaften direkt aus den Schätzkoeffizienten bestimmen (vgl. BEN-AKIVA ET AL. (2000), S. 114). Bei ganzzahligen Variablen lassen sich die marginalen Effekte nicht infinitesimal betrachten, daher bestimmen wir für die Dummy Variablen, wie bei BREUSTEDT ET AL. (2008), in einem ersten Schritt die Wahlwahrscheinlichkeiten an den Mittelwerten aus den Beobachtungen, danach wird für eine diskrete Änderung jeweils einer einzelnen Variablen die

Wahlwahrscheinlichkeit erneut bestimmt. Aus der Differenz dieser Wahlwahrscheinlichkeiten lassen sich dann die marginalen Effekte bestimmen. Wird ein solcher marginaler Effekt einer Variablen ins Verhältnis zum marginalen Effekt der Preisvariablen (Deckungsbeitrag der Winterzuckerrübe) a gesetzt, so können die marginalen Zahlungsbereitschaften (die marginale willingness-to-pay - WTP) in €/t Zuckerrüben bestimmt werden. Dies sind die Beträge, die der Landwirt bereit wäre, für eine marginale Änderung einzelner Rübenattribute z zu zahlen, damit die Anbauwahrscheinlichkeit unverändert bleibt. Formal gestaltet sich dies wie folgt:

$$(4.5) \quad \text{marginale WTP}_{ij} \text{ für } z_{ij} = \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta prob_{ij}}{\Delta z_{ij}}}{I} \right) \bigg/ \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta prob_{ij}}{\Delta a_{ij}}}{I} \right)$$

Aus den Schätzergebnissen dieser ersten Stufe kann die Anbauwahrscheinlichkeit sowie der erwartete Anbauanteil der Winterzuckerrübe an der gesamten Zuckerrübenfläche prognostiziert werden. Eine vergleichbare Studie hat beispielsweise ENNEKING (2003) zur Marktanteilsprognose von ökologisch produzierten Wurstwaren durchgeführt. Wir ermitteln die Anbauwahrscheinlichkeit $prob_{ij*}$ bei einem bestimmten Deckungsbeitrag für jeden einzelnen Betrieb i und multiplizieren diese mit der entsprechenden Rübenanbaufläche r . Es wird also angenommen, dass der Landwirt seine Rübenfläche vollständig mit der Winterzuckerrübe bestellt. In r ist berücksichtigt, dass die gesamte Rübenanbaufläche durch den Anbau der Winterzuckerrübe sinkt. Die Flächeneinsparung ist also von der Rübenanbaufläche des Betriebs abgezogen. Die über alle Betriebe aufsummierte erwartete Winterzuckerrübenanbaufläche dividiert durch die gesamte Rübenanbaufläche aller Betriebe R ergibt den erwarteten Winterzuckerrübenanteil \bar{y}_{j*} der befragten Betriebe.

$$(4.6) \quad \bar{y}_{j*} = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^I prob_{ij*} * r_i$$

Kritisch anzumerken ist bei diesem Vorgehen, dass wir in unserer Arbeit davon ausgehen, dass die Rübenproduktionsmenge der Betriebe vor dem Hintergrund der Quotenregelung sich nicht ändern wird. Es ist allerdings fraglich, ob bei dem langen Zeithorizont der Betrachtung (bis zur Einführung der Winterzuckerrübe werden voraussichtlich noch Jahre vergehen) tatsächlich die Rübenproduktionsmenge konstant bleibt.

Bei dem bisher vorgestellten Vorgehen wird ein wichtiger Aspekt vernachlässigt. Ein herkömmliches Discrete Choice Experiment ist so aufgebaut, dass sich der oder die Befragte jeweils für oder gegen eine Alternative entscheiden kann. Entscheidet er sich in unserem Fall für die Winterzuckerrübe, könnten wir allerdings nicht abbilden, auf wie vielen Hektaren oder

mit welchem Anbauanteil er diese Rübe bestellen wird. Um den Anbauanteil zu ermitteln, könnten wir dem Rübenanbauer im üblichen DCE Anbauanteile als Attribut vorgeben oder – wie oben in (4.6) – die Restriktion einführen, jeweils die gesamte Rübenfläche bei Wahl der Winterzuckerrübe mit dieser zu bestellen. In der Realität wird der Rübenanbauer allerdings die Anbaufläche frei wählen. Daher ist es nicht sicher, dass alle Rübenanbauer ihre komplette Zuckerrübenfläche mit dieser neuen Technologie bestellen werden. Vor diesem Hintergrund ist zu erwarten, dass die vorgestellte Prognose aus (4.6) den erwarteten Anbauanteil der Winterzuckerrübe überschätzen wird.

Daher nutzen wir das zweistufige DCE, wie es schon von BREUSTEDT ET. AL. (2013 b) angewendet wurde. Neben der Entscheidung, welche Rübe angebaut wird, wird zusätzlich die Anbaufläche abgefragt (vgl. Abschnitt 4.3). Aus der Anbaufläche lässt sich für jeden befragten Betrieb der Anbauanteil der Winterzuckerrübe an der Rübenanbaufläche bestimmen, indem der gewählte Flächenumfang durch die gesamte Zuckerrübenanbaufläche dividiert wird. Mit unserer zweiten Schätzung können wir nun also den erwarteten Anbauanteil der Winterzuckerrübe an der Rübenanbaufläche wie folgt schätzen:

$$(4.7) \quad y_{ij^*} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_{ij^*} + \sum_{m=1}^M \beta_m s_{im} + \sum_k^K \gamma_k g_k(prob_{ij^*}) + u_{ij^*}$$

Es handelt sich dabei um eine übliche Kleinst-Quadrate-Regression, in der der Anbauanteil³¹ y_{ij^*} mit den Eigenschaften der gewählten Zuckerrübe z , den persönlichen Charakteristika des Landwirts s und einem Störterm u erklärt wird. Die Parameter α , β und γ werden ökonometrisch geschätzt. Die $g_k(prob_{ij^*})$ sind Funktionen der Schätzergebnisse der ersten Stufe und gehen als Korrekturterme³² in die zweite Stufe ein. Im bekannten binomialen Modell mit Selektion von HECKMAN (1979) entspricht die Inverse Mills Ratio diesem Term. Je nach Schätzverfahren können im multinomialen Fall auch $K > 1$ Funktionen der Wahrscheinlichkeit, dass j^* gewählt wird, relativ zu den Wahrscheinlichkeiten, dass jeweils eine bestimmte andere Zuckerrübe j gewählt wird, additiv in die Schätzgleichung eingehen (vgl. LEE, 1983; DUBIN & MCFADDEN, 1984; DAHL, 2002; bzw. den Übersichtsartikel von BOURGUIGNON ET AL., 2007). Wir verwenden die Korrekturmethode nach DUBIN &

³¹ Die multinomiale Heckman Schätzung kontrolliert auch dafür, dass nur positive Flächenanteile in (4.7) berücksichtigt werden. Ferner haben wir auf eine Tobit Regression verzichtet, da der Anbauanteil auch über 100% der aktuellen Rübenanbaufläche betragen kann (Rübenanbauer weitet Anbaufläche aus).

³² Da es sich bei den betrachteten Daten der zweiten Stufe um zensierte Daten handelt, muss ein Korrekturterm der Wahrscheinlichkeit der ersten Stufe aufgenommen werden. Sollte ein Landwirt die Winterzuckerrübe A gewählt haben, ist die Beobachtung der Anbaufläche der Winterzuckerrübe C nicht möglich.

MCFADDEN (1984), wonach $J-1$ Korrekturterme³³ bestimmt werden. Formal gestaltet sich dies für den Anbauanteil y_{ij^*} der gewählten Zuckerrübe j^* wie folgt:

$$(4.8) \quad \sum_k^K g_k = \sum_j^{J-1} g_j (prob_{ij^*}) = \sum_j^{J-1} \frac{prob_{ij^*} \cdot \ln prob_{ij}}{1 - prob_{ij}} + \ln prob_{ij^*} \quad j \neq j^*$$

In den jeweiligen Korrekturterm gehen die Wahrscheinlichkeit $prob_{ij}$ der jeweils nicht gewählten Alternative und mit $prob_{ij^*}$ die Wahrscheinlichkeit der gewählten Alternative ein. Dies gestaltet sich konkret für die in unserem Fall betrachteten Korrekturterme wie folgt:

1. Korrekturterm g_2 : $prob_{ij^*}$ = Wahrscheinlichkeit der gewählten Winterzuckerrübe
 $prob_{ij}$ = Wahrscheinlichkeit der konventionellen Zuckerrübe
2. Korrekturterm $g_{1/3}$: $prob_{ij^*}$ = Wahrscheinlichkeit der gewählten Winterzuckerrübe
 $prob_{ij}$ = Wahrscheinlichkeit der jeweils anderen Winterzuckerrübe

Da die beiden betrachteten Winterzuckerrübensorten des Choice Experiments im Mittel genau identisch sind, werden die Anbauanteile der beiden Winterzuckerrübensorten (Rübe A und Rübe C) in einer gemeinsamen linearen Regression geschätzt.

Mit den Schätzern aus (4.7), den Daten unserer Beobachtungen und Multiplikation des Ergebnisses mit der Anbauwahrscheinlichkeit $prob_{ij^*}$ der jeweils beobachteten Winterzuckerrübe (vgl. (4.4)), erhalten wir den erwarteten Anbauanteil \hat{y}_{ij^*} der Winterzuckerrübe an der Rübenanbaufläche r für jeden Betrieb i , wie es in (4.9) formal dargestellt ist.

$$(4.9) \quad \hat{y}_{ij^*} = [\hat{\alpha}_0 + \sum_{n=1}^N \hat{\alpha}_n z_{ij^*} + \sum_{m=1}^M \hat{\beta}_m s_{im} + \sum_k^K \hat{\gamma}_k g_k (prob_{ij^*})] * prob_{ij^*}$$

Um über alle Betriebe den erwarteten mittleren Anbauanteil der Winterzuckerrübe \bar{y}_{j^*} an der Zuckerrübenfläche R zu prognostizieren, wird zunächst die erwartete Anbaufläche der Winterzuckerrübe (vgl. (4.9)) für jeden Betrieb bestimmt und dann über alle Betriebe aufsummiert. Die über alle Betriebe aufsummierte erwartete Winterzuckerrübenanbaufläche dividiert durch die gesamte Rübenanbaufläche R ergibt wieder den erwarteten Winterzuckerrübenanteil \bar{y}_{j^*} . Dieser Zusammenhang wird formal in (4.10) dargestellt:

$$(4.10) \quad \bar{y}_{j^*} = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^I \hat{y}_{ij^*} * r_i$$

Bei einem Vergleich von (4.6) und (4.10) wird deutlich, dass die Erweiterung des Discrete Choice Experimentes um die zweite Stufe eine bessere Prognose des

³³ In unserem Fall sind es $3-1 = 2$ Korrekturterme.

Winterzuckerrübenanbauanteils mit sich bringt. Neben der Anbauwahrscheinlichkeit wird nun auch berücksichtigt, dass der Betrieb nicht mit seiner vollen Zuckerrübenanbaufläche in die Produktion von Winterzuckerrüben einsteigen müsste, sondern nur einen Teil seiner Fläche vorerst dafür auswählen könnte.

4.5 Empirische Ergebnisse

Zunächst werden die Schätzkoeffizienten der ersten Stufe (Mixed Logit Modell) dargestellt, auf denen auch die marginalen Zahlungsbereitschaften der einzelnen Winterrübenereigenschaften beruhen. Im Anschluss folgen die Ergebnisse der zweiten Stufe (lineare Regression). Zur anschließenden Simulation der Markt- und Anbauanteile wird auf die Schätzergebnisse beider Stufen zurückgegriffen.

4.5.1 Erste Stufe

Grundlage der Schätzung sind 900 unterschiedliche Entscheidungssituationen. In 66% der Fälle wählten die Befragungsteilnehmer eine Winterzuckerrübe. Tabelle 4.3 zeigt die Koeffizienten des geschätzten Mixed Logit Modells³⁴ und die daraus resultierenden Zahlungsbereitschaften, welche jeweils am Mittelwert der Stichprobe ermittelt wurden. Neben den sozioökonomischen Eigenschaften der befragten Landwirte sind auch die Eigenschaften der Winterzuckerrübe in die Schätzung eingegangen (vgl. Tabelle 4.1). Die Variable „GVO Rübe“ geht als Dummy, alle weiteren Attribute gehen als metrische Variablen in die Schätzung ein. Wir prüfen die Linearitätsannahme der Attribute, indem wir die Variablen „Flächeneinsparung“ und „Totalausfall durch Auswinterung“ als effektkodiert in das Modell aufnehmen (vgl. HENSHER ET AL., 2005). Das Verhältnis der beiden jeweils geschätzten Koeffizienten der effektkodierten Variablen zueinander ist dasselbe wie das Verhältnis der niedrigen und hohen Variablenausprägung zur jeweils mittleren Ausprägung. Beispielhaft sei für die Prüfung der Linearitätsannahme erwähnt, dass das Verhältnis der Schätzer der effektkodierten Variablen „Totalausfall 7 Jahre“ zu „Totalausfall 14 Jahre“ bei 0,52 liegt. Die Linearitätsannahme gilt damit als erfüllt.

³⁴ Bei den in Tabelle 4.3 dargestellten Koeffizienten handelt es sich um eine restringierte Schätzung. In die Ausgangsschätzung sind weitere Variablen zur Einstellung des Befragten und Betriebsorganisation wie beispielsweise „Gentechnikverzehr Befürwortung“ oder „milchviehhaltend“ eingeflossen. Ein Wald Test zeigt, dass die nicht signifikanten Variablen aus der Schätzung entfernt werden können, denn der χ^2 Wert liegt bei 15,32 im insignifikanten Bereich mit $p = 0,2876$. Die Null Hypothese, dass die Koeffizienten der entfernten Variablen gleich Null sind, kann damit nicht abgelehnt werden, die Modellgüte des restringierten Modells ist nicht signifikant schlechter als die des Ausgangsmodells. Die Schätzergebnisse des unrestringierten Modells können von den Autoren angefordert werden.

Tabelle 4.3: Determinanten der Anbauwahrscheinlichkeit und Willingness to Pay (WTP)

Variable	Koeffizient ³⁵ (SD)	WTP (SD)	WTP Konfidenzintervall ³⁶
DB-Differenz	1,2032***		
Flächeneinsparung	0,0610*** (0,117***)	0,0507*** (0,097***)	(0,0161; 0,0852)
Totalausfall durch Auswinterung	0,2363*** (0,169***)	0,1964*** (0,141***)	(0,1424; 0,2504)
GVO-Rübe	-0,9062*** (2,095***)	-0,7532*** (1,741***)	(-1,1243; -0,3820)
Aussaattermin	0,5750*** (0,621***)	0,4779*** (0,516***)	(0,3240; 0,6318)
LN	0,0033***	0,0028***	(0,0016; 0,0040)
Rapsanteil	-8,5543***	-0,0711***	(-0,1171; -0,0251)
Rübenmenge	-0,0002**	-0,0001***	(-0,0002; 0,0000)
Gentechnikanbau Befürwortung	0,5809**	0,4828**	(0,0074; 0,9583)
Betriebszweig Tourismus	-4,0424***	-3,3597***	(-4,8168; -1,9026)
Quotenrübenanteil	2,5474***	0,0212***	(0,0076; 0,0347)
Biogasrübenanteil	-8,9019***	-0,0740***	(-0,1162 -0,0318)
Rübenanbauberatung	-2,4310***	-2,0204***	(-2,9813; -1,0595)
Konstante	-5,1151***	-4,2512***	(-6,1490; -2,3534)

***, **, * = statistisches Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10%; Pseudo R² = 0,29 mittlerer RMSE³⁷ = 0,567

Ein Hausman Test³⁸ zeigt, dass die IIA-Annahme (Independence of irrelevant alternatives) nicht verletzt ist.

Quelle: Eigene Darstellung

Zunächst betrachten wir die Attributvariablen der Winterzuckerrübe. Alle Eigenschaften der Winterzuckerrübe bis auf der Erntetermin haben einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, ob ein Landwirt sich für oder gegen den Anbau einer Winterzuckerrübe entscheidet (vgl. Tabelle 4.3). Vor dem Hintergrund, dass die Rübenanbauer in der Regel gar keinen Einfluss mehr auf den Erntetermin ihrer Rüben haben, sondern diese Termine von den Zuckerfabriken vorgegeben werden, ist es nachvollziehbar, dass die Erntetermine an sich nicht signifikant sind. Sinkt der Deckungsbeitrag pro Tonne Rüben um einen Euro, so sinkt auch die Anbauwahrscheinlichkeit, da der Schätzkoeffizient für den Deckungsbeitrag ein negatives Vorzeichen hat. Höhere Saatgutpreise sind verbunden mit geringeren Deckungsbeiträgen, die Anbaubereitschaft wird also durch höhere Saatgutpreise sinken. Ein Betrieb, der beispielsweise 10 ha Rüben anbaut (Durchschnittsertrag 61,7t/ha) produziert absolut 617 t Zuckerrüben. Wird angenommen, dass durch den Anbau von Winterzuckerrüben die Rübenanbaufläche um 10% reduziert werden kann, wird absolut ein Hektar Anbaufläche

³⁵ Die Signifikanzniveaus ergeben sich aus robusten Standardfehlern nach WHITE (1980), welche von möglicher Heteroskedastizität nicht beeinflusst werden.

³⁶ Die Konfidenzintervalle mit dem 2,5 und 97,5 Perzentil sind mit der Delta Methode, wie bei GREENE (2003) gezeigt, berechnet. Ein übliches Vorgehen in Discrete Choice Experimenten (vgl. RUTO & GARROD, 2009 oder ESPINOSA-GODED ET. AL., 2010).

³⁷ Es wurde mit dem Stata Package „crossfold“ (vgl. DANIELS, 2012) eine Kreuzvalidierung nach der k-fold Methode mit k = 10 durchgeführt. In 70% der Fälle sagt das Modell die richtige Wahl des Befragten voraus.

³⁸ Es wurde die Suest Test Prozedur nach STATA CORP (2012) durchgeführt, wobei diese bei Entfernen jeweils einer Alternativen zu den folgenden Ergebnissen führt: Zuckerrübe 1 entfernt: $p > \chi^2 = 0,15$; Zuckerrübe 3 entfernt: $p > \chi^2 = 0,47 = 0,62$.

gespart, welche für andere Kulturen nutzbar ist. Der Rübenanbauer wäre bereit, je Prozentpunkt eingesparter Rübenanbaufläche einen Betrag von 617 t multipliziert mit der marginalen Zahlungsbereitschaft von 0,0507 €/t zu zahlen. Bei 10% Einsparung ergibt dies einen Betrag von ca. 313 €/ha. Dieser Betrag spiegelt die Opportunitätskosten für Ackerland wider und liegt der Höhe nach etwas über dem durchschnittlichen Pachtpreinsniveau für Bestandspachten von Ackerland in Sachsen-Anhalt. Diese betragen 261 €/ha für BVVG-Flächen (BODENMARKT, 2010) bzw. 198 €/ha für alle Bestandspachten nach der Agrarstrukturerhebung des STATISTISCHEN LANDESAMTS SACHSEN-ANHALTS (2012). Hingegen liegen die Bestandspachten in Niedersachsen mit 351 €/ha (LANDESBETRIEB FÜR STATISTIK UND KOMMUNIKATIONSTECHNOLOGIE NIEDERSACHSEN, 2012) etwas über dem von uns geschätzten Betrag.

Das Anbaurisiko der Winterzuckerrübe lässt sich durch die Variable „Totalausfall durch Auswinterung“ quantifizieren. Durchschnittlich wird in unserem experimentellen Design ein Mehrertrag von ca. 15% durch die Winterzuckerrübe unterstellt (vgl. Tabelle 4.1). Dies bedeutet einen Ertrag von $61,7 \text{ t/ha} * 115\% = 71 \text{ t/ha}$. Dieser Ertrag mit der Zahlungsbereitschaft von 0,1964 €/t multipliziert ergibt ca. 14 €/ha und Jahr. Bei einer Verringerung der Auswinterung um 4 Jahre von alle 10 auf alle 14 Jahre würde der Rübenanbauer auf einen Deckungsbeitrag von ca. 55 €/ha verzichten.³⁹ Folglich wird eine Reduktion der Auswinterungswahrscheinlichkeit um einen Prozentpunkt mit ca. 18,50 €/ha bewertet.

Die befragten Betriebsleiter sind weniger geneigt, gentechnisch veränderte Winterzuckerrüben anzubauen. Sie wären bereit, bei einem Ertrag von 71 t/ha (Winterzuckerrüben) einen Betrag von durchschnittlich ca. 53 €/ha zu zahlen, wenn das Saatgut nicht gentechnisch verändert wäre. Bei einem Saatgutpreis von ca. 200 €/ha (KTBL, 2012) entspricht dies etwa einem Preisaufschlag von 25%. Allerdings ist die Spannweite zwischen den Betrieben sehr groß, wie die Ergebnisse des Mixed Logit Modells zeigen. Die Standardabweichung der WTP für die Variable der GVO-Winterzuckerrübe liegt bei einem Wert von ca. 1,74 €/t Winterzuckerrüben.

Für einen um eine Woche verzögerten Aussaattermin (ausgehend vom 07. August) sind die befragten Rübenanbauer bereit, einen Betrag von 0,48 €/t zu zahlen. Beim aktuellen EU-Mindestpreis von 26,30 €/t würden die Betriebe damit auf ca. 1,5-2% ihres Rübengeldes verzichten, wenn die Winterzuckerrübe um eine Woche später ausgesät werden kann.

³⁹ Eine Veränderung der Auswinterung von alle 10 Jahre auf alle 14 Jahre entspricht einer Verringerung der Auswinterungswahrscheinlichkeit um ca. 3%-Punkte (von 10% auf etwas über 7%).

Da auch Betriebs- und Betriebsleitereigenschaften einen Einfluss auf die Anbauwahrscheinlichkeit haben, können auch für diese Variablen marginale Zahlungsbereitschaften ermittelt werden. Variablen, die das Alter des Betriebsleiters, die Ausbildung, die Innovationsneigung, den Betriebstyp (Haupt- oder Nebenerwerbsbetrieb) oder die Anteile von Gerste, Mais oder Kartoffeln in der Fruchtfolge widerspiegeln, sind nicht signifikant, wie die unrestringierte Schätzung (vgl. Fußnote 34) zeigte.

Größere Betriebe sind eher bereit, Winterzuckerrüben anzubauen als kleinere. Die marginale Zahlungsbereitschaft ist mit 0,0028 €/t Zuckerrübe (entsprechend 0,20 €/ha) aber eher gering. Bei einer durchschnittlichen Betriebsgröße von 386 ha macht dies einen Betrag von ca. 77 € pro Betrieb aus. Andere Studien kommen auch zu dem Ergebnis, dass größere Betriebe eine höhere Zahlungsbereitschaft für neue Technologien haben. Biotechnologie muss nicht größenneutral sein und lässt sich durch Arbeitskräfte substituieren (HUDSON ET AL., 2007). Dies trifft scheinbar auch auf die Winterzuckerrübe zu. Betriebe, die einen höheren Rapsanteil in der Fruchtfolge haben, zeigen eine negative Zahlungsbereitschaft für den Anbau von Winterzuckerrüben. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass die Raps- und Winterzuckerrübenbestellung zeitlich zusammen fallen und somit zu arbeitswirtschaftlichen Herausforderungen führen können. Zuckerrübenbetriebe mit einer überdurchschnittlichen Rübenproduktionsmenge haben hingegen eine geringere Anbaubereitschaft für Winterzuckerrüben. Dies drückt sich in der negativen Zahlungsbereitschaft von 0,001 €/dt aus, was bei einem Ertrag von 71 t/ha Winterzuckerrüben 0,71 €/ha entspricht. Eine Zahlungsbereitschaft von knapp 0,48 €/t oder 34 €/ha Winterzuckerrüben errechnet sich für Betriebsleiter, die den Gentechnik-Anbau befürworten. Letztgenannte Landwirte würden sich demnach im Vergleich zu den Nicht-Befürwortern mit einem um 34 €/ha niedrigeren Deckungsbeitrag der Winterzuckerrüben zufrieden geben.

Ist Tourismus im Betrieb als Einkommensquelle vorhanden, so müsste die Winterzuckerrübe einen um 3,35 €/t (238 €/ha) höheren Deckungsbeitrag erwirtschaften als in den Betrieben ohne Tourismus, um mit derselben Wahrscheinlichkeit angebaut zu werden. Auch die Verwendungsrichtung der Zuckerrübe beeinflusst die Anbaubereitschaft von Winterzuckerrüben. So haben Betriebe mit einem hohen Quotenrübenanteil eine höhere und Betriebe mit einem hohen Biogasrübenanteil eine geringere Zahlungsbereitschaft für Winterzuckerrübensaatgut. Steigt der Anteil der in einem Betrieb für die Biogasproduktion erzeugten Rüben um 1%-Punkt an, so müsste die Winterzuckerrübe einen um 0,07 €/t (5,25 €/ha) erhöhten Deckungsbeitrag erzielen. Betriebsleiter, die Biogasanlagen betreiben oder

beliefern, könnten skeptisch sein, ob sich Winterzuckerrüben in solchen Anlagen verwerten lassen.

Eine negative Zahlungsbereitschaft von 4,25 €/t Winterzuckerrüben errechnet sich für die Konstante. Offenbar sind weitere nicht beobachtete Faktoren dafür verantwortlich, dass die befragten Betriebsleiter skeptisch gegenüber dem Anbau von Winterzuckerrüben sind und daher einen um 4,25 €/t höheren Deckungsbeitrag erwirtschaften müssten.⁴⁰

4.5.2 Zweite Stufe

In diesem Abschnitt ermitteln wir mittels einer Kleinst-Quadrate Schätzung, mit welchen Anbauanteilen die befragten Betriebe die Winterzuckerrübe in ihre Rübenanbaufläche integrieren würden. Tabelle 4.4 zeigt die Schätzkoeffizienten der Kleinst-Quadrate-Schätzung. Mit einem „backward stepwise“ Vorgehen⁴¹, wie es im Statistikprogramm Stata integriert ist, wurden systematisch alle Variablen der Tabelle 4.2 betrachtet und nur diese mit einem Signifikanzniveau von $p \leq 0,05$ aufgenommen bzw. von $p \geq 0,1$ ausgeschlossen. Die Tabelle 4.4 zeigt die Variablen des restringierten Modells⁴² mit ihren Schätzkoeffizienten und Signifikanzniveaus. Die Modell- bzw. Prognosegüte liegt mit einem Bestimmtheitsmaß von 0,77 und einem mittleren RMSE nach einer Kreuzvalidierung mit der k-fold Methode und einer üblichen Anzahl von $k = 10$ bei 0,227 in einem guten Bereich. Der vorhergesagte Anbauanteil weicht im Mittel nur um ca. 5 Prozentpunkte vom tatsächlichen Anbauanteil ab.

Keine der Attributvariablen der Winterzuckerrübe ist signifikant. Die Attribute wirken allerdings über den signifikanten Korrekturterm g_2 auf die Anbauanteile. Die Korrekturterme haben gemäß (4.8) negative Vorzeichen. Daher ist das Vorzeichen des Schätzkoeffizienten für den Korrekturterm umgekehrt zu interpretieren. Der Schätzer g_2 gibt daher an, dass Betriebe mit einer relativ hohen Wahlwahrscheinlichkeit für die konventionelle Rübe (Sorte B, vgl. Abbildung 4.2) die Winterzuckerrübe mit einem geringeren Flächenanteil wählen als Betriebe mit einer relativ geringen Wahlwahrscheinlichkeit für die konventionelle Rübe.

⁴⁰ Neben einem Mixed Logit Modell ist auch ein einfaches konditionales Logit Modell geschätzt worden. Hier sind neben denen im Mixed Logit Modell enthaltenen Variablen auch die Variablen „Ertrag Rübe“, Betriebszweigabrechnung und „Monitoring Blattkrankheiten“ signifikant. Das Pseudo R^2 dieses Modells liegt bei 0,1875.

⁴¹ Dem Verfahren liegt der Wald Test zu Grunde.

⁴² In die Ausgangsschätzung sind weitere Variablen zur Einstellung des Befragten und Betriebsorganisation eingeflossen. Ein F-Test zeigt, dass die nicht signifikanten Variablen, wie sie mit dem „backward stepwise“ Vorgehen aus der Schätzung entfernt wurden, weggelassen werden können, denn der F-Wert liegt mit 0,98 im insignifikanten Bereich bei $p = 0,4795$.

Tabelle 4.4: Determinanten des Anbauanteils von Winterrüben an der gesamten Zuckerrübenfläche (Schätzergebnisse der zweiten Stufe)

Variable	Koeffizient
Geburtsjahr	0,0006***
Ausbildung	-0,2141***
Rübenanbaufläche	-0,0016***
Wintergerstenanbaufläche	0,0005***
Zuckergehalt	-0,0244***
überbetrieblicher Transport	0,2428***
Spätere Aussaat	-0,0035**
Monitoring Blattkrankheiten	-0,1218***
Nematoden tolerante Sorten	-0,0518**
Gentechnikverzehr Befürwortung	0,0968***
Bruchteilsgemeinschaft	-0,0971***
Rübenanbauberatung	-0,1093***
g_2	0,0262**

***, **, * = statistisches Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10%;

bereinigtes $R^2 = 0,77$; mittlerer RMSE = 0,227.

Quelle: Eigene Darstellung

In der zweiten Stufe sind viele betriebsindividuelle Variablen signifikant. So bauen jüngere Betriebsleiter einen höheren Anteil Winterzuckerrüben an ihrer gesamten Rübenfläche an. Beispielsweise steigt der Anbauanteil um ca. 1%-Punkt, wenn der Betriebsleiter 15 Jahre jünger ist als ein anderer. Hat der Befragte ein Studium absolviert oder die Ausbildung zum staatlich geprüften Wirtschaftler abgeschlossen, so ist dieser im Vergleich zu einem Befragten mit einem anderen Berufsabschluss dazu geneigt, einen geringeren Anteil der Winterzuckerrübe anzubauen. Größere Betriebe mit einer höheren Rübenanbaufläche wählen pro Hektar Rübenanbaufläche einen um 0,16%-Punkte geringeren Anbauanteil. Hingegen wählen Betriebe mit einer höheren Wintergerstenanbaufläche einen höheren Winterzuckerrübenanteil. Gerade nach der Wintergerste kann die Winterzuckerrübe besser bestellt werden, da diese das Feld früher räumt als andere Feldfrüchte und somit die Möglichkeit besteht, die Winterzuckerrübe rechtzeitig im August zu bestellen.

Betriebe, die überdurchschnittlich hohe Zuckergehalte erzielen, wählen eine geringere Winterzuckerrübenanbaufläche. Betriebe, die den Transport der Zuckerrüben überbetrieblich erledigen lassen, wählen einen höheren Anbauanteil der Winterzuckerrübe, hingegen wählen Betriebe, die ihre konventionelle Zuckerrübe vergleichsweise spät bestellen, einen geringeren Anbauanteil. Landwirte, die Nematoden tolerante Sorten anbauen oder ein Monitoring von Blattkrankheiten durchführen, entscheiden sich für einen geringeren Anbauanteil.

Betriebsleiter, die den Verzehr⁴³ von gentechnisch veränderten Produkten befürworten, wählen einen höheren Anteil an der Zuckerrübenfläche. Betriebe in einer Maschinenbruchteilsgemeinschaft wählen geringere Flächenanteile, vielleicht vor dem Hintergrund, dass sie ihre Maschinen nicht so flexibel einsetzen können und die Kapazitäten der Bestellung im Herbst nicht vorhanden sind. Lässt sich der Befragte durch die Rübenanbauberatung der Zuckerfabriken beraten, so werden geringere Flächenanteile gewählt. Der Grund hierfür könnte sein, dass die Berater der Winterzuckerrübe bisher eher skeptisch gegenüber stehen, da diese noch nicht auf dem Markt verfügbar ist.

4.5.3 Simulation des Markt- und Anbauanteils

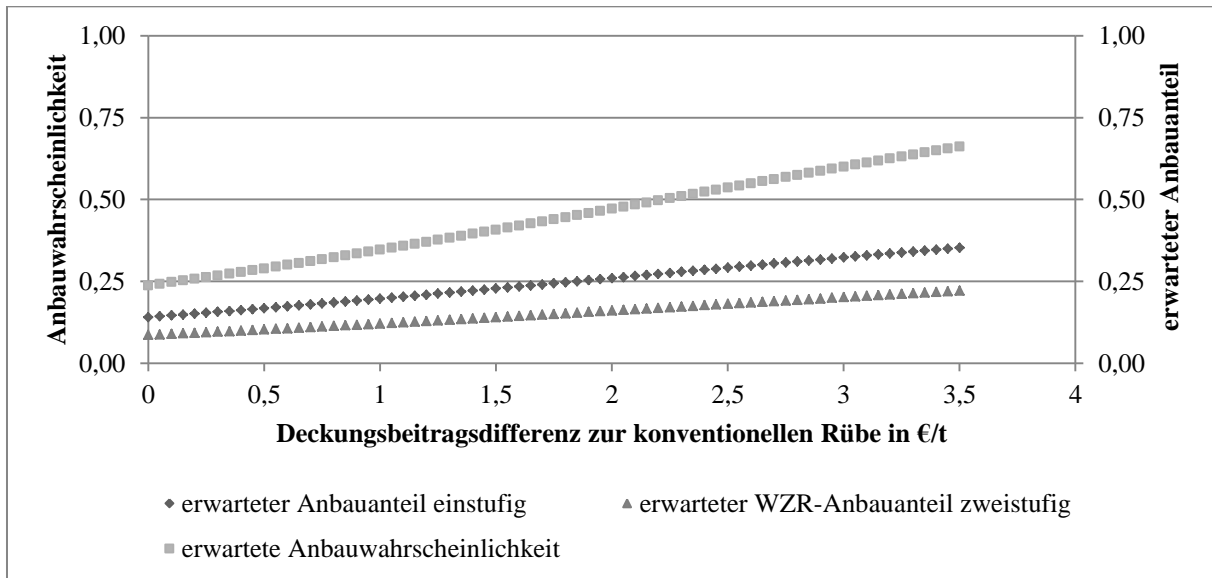
Aufbauend auf den Schätzergebnissen können die Marktanteile der Winterzuckerrübe und deren einzelbetrieblichen Anbauanteile prognostiziert werden. Bei einem herkömmlichen DCE stehen dazu nur die Ergebnisse der ersten Stufe zur Verfügung, es können damit also nur Anbauwahrscheinlichkeiten für jeden Landwirt geschätzt werden. Marktanteile für Winterzuckerrüben lassen sich so noch nicht quantifizieren. Dazu werden wir die Adoptionswahrscheinlichkeiten der einzelnen Landwirte mit ihrer Zuckerrübenfläche gewichten – wie es z.B. auch ENNEKING (2003) tut. Die Summe über alle Landwirte entspricht dann dem Marktanteil der Winterzuckerrübe unter der impliziten Annahme, dass ein Landwirt eine Winterzuckerrübe entweder auf seiner gesamten Rübenanbaufläche oder gar nicht anbaut. Diese Annahme wurde im Experiment aber nicht getroffen, weil eine partielle Adoption aus Risikoerwägungen viel plausibler erscheint (siehe Kapitel 4). Durch Risikostreuung zwischen Winterrübenanbau und konventionellen Rübenanbau würde der Landwirt möglichen negativen ökonomischen Konsequenzen, welche sich durch das Auswinterungsrisiko der Winterzuckerrübe ergeben, begegnen.

Damit erlaubt das zweitstufige DCE eine realistischere Abschätzung des Anbauanteils der Winterzuckerrübe. Dazu wird zwar auch wieder von den Anbauwahrscheinlichkeiten der ersten Stufe ausgegangen. Allerdings werden sie mit den prognostizierten Anbauflächen der Winterzuckerrübe ausgehend von den Schätzergebnissen der zweiten Stufe gewichtet. Die Summe der individuellen erwarteten Anbauflächen geteilt durch die Zuckerrübenanbaufläche aller Landwirte stellt – wie in (4.10) dargestellt – den erwarteten Winterrübenanteil an der gesamten Zuckerrübenanbaufläche dar.

⁴³ Die Variable „Gentechnikverzehr Befürwortung“ korreliert mit 0,9 mit der Variable „Gentechnikanbau Befürwortung“. Demnach werden Betriebsleiter, die den Anbau von gentechnisch veränderten Produkten befürworten sehr wahrscheinlich auch einen höheren Winterzuckerrübenflächenanteil wählen.

In Abbildung 4.3 werden die Anbauwahrscheinlichkeiten sowie die erwarteten Flächenanteile nach der einstufigen Schätzung und der zweistufigen Schätzung vergleichend dargestellt. Es wird von einer mittleren GVO-Winterzuckerrübe mit einer Flächeneinsparung von 15%, einem Totalausfall durch Auswinterung alle 10 Jahre und einem Aussaattermin um den 28. August ausgegangen. Die drei Kennzahlen werden zudem in Abhängigkeit des Deckungsbeitragsvorsprungs (0 bis 3,50 €/t) der Winterzuckerrübe dargestellt.

Abbildung 4.3: Prognostizierte Anbauwahrscheinlichkeiten und Anbauanteile



Quelle: Eigene Darstellung

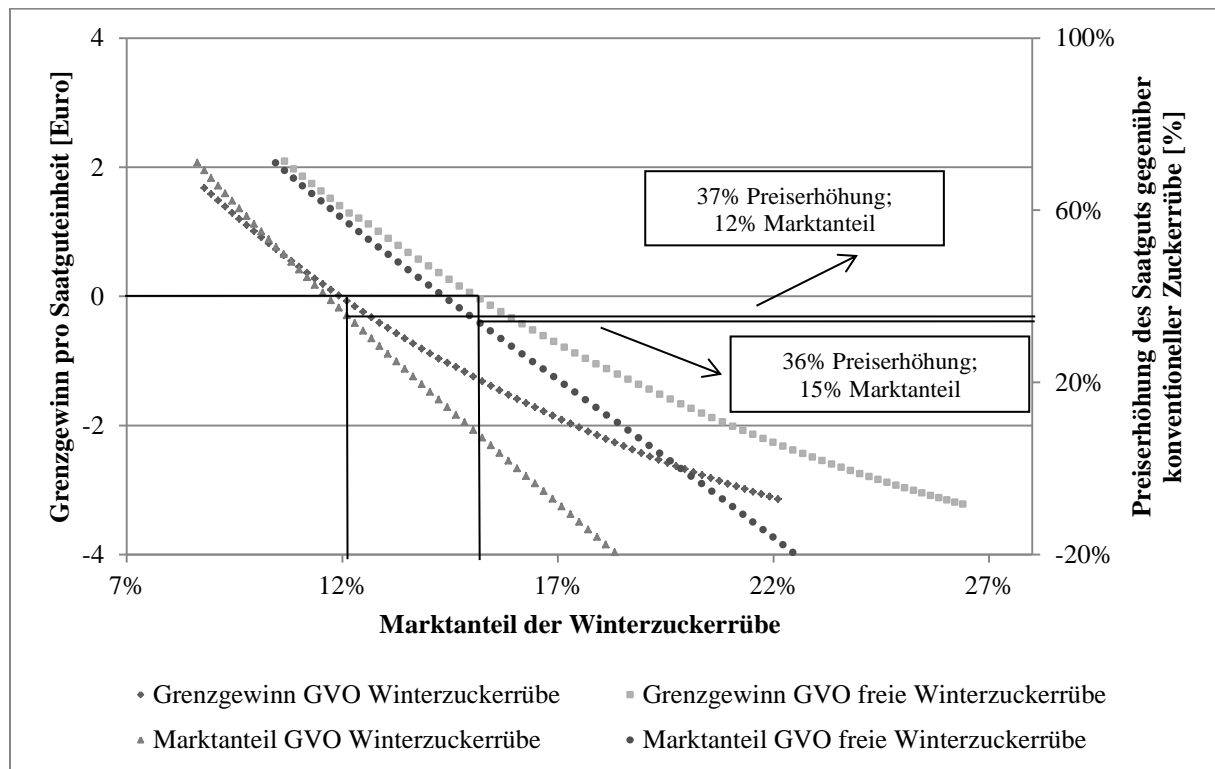
Die Anbauwahrscheinlichkeiten der Winterzuckerrübe liegen unter den angenommenen Deckungsbeiträgen zwischen ca. 20% und 60%. Erwartungsgemäß nimmt mit steigendem Deckungsbeitrag auch die durchschnittliche Anbauwahrscheinlichkeit zu. Wird die Zuckerrübenanbaufläche der Befragten mit der entsprechenden Wahrscheinlichkeit des Winterzuckerrübenanbaus gewichtet, erhält man den prognostizierten Winterzuckerrübenanbauanteil (Ergebnisse der ersten Stufe). Im Mittel haben die Betriebe einen Anteil von ca. 37% ihrer Rübenfläche gewählt, sofern sie sich dazu entschieden haben eine Winterrübe anzubauen. Weiterhin wurde nur in 66% der Fälle eine Winterzuckerrübe gewählt, und große Rübenanbaubetriebe haben sich für einen geringeren Flächenanteil entschieden (vgl. Abschnitt 4.5.2). Der erwartete Anbauanteil sollte also damit deutlich unter 25% der Rübenanbaufläche liegen (37% multipliziert mit 66%).

Es wird ersichtlich, dass das zweistufige DCE notwendig ist, um genauer prognostizieren zu können. Wie Abbildung 4.3 zeigt, bewegt sich der Anbauanteil der Winterzuckerrübe in Abhängigkeit des Deckungsbeitragsvorsprungs zwischen 9% und 22%. Wie bereits dargestellt, wird für Abbildung 4.3 eine gentechnisch veränderte Rübe unterstellt. Die

Anbauanteile (nach zweistufigem Vorgehen) einer konventionell erzeugten Winterzuckerrübe lägen höher (10% – 26%) als bei einer GVO-Winterrübe, da der Schätzkoeffizient für die GVO-Rübe ein negatives Vorzeichen hat (vgl. Tabelle 4.3). Die Entwicklung der Winterzuckerrübe über konventionelle Züchtungsmethoden könnte damit einen Marktanteilszuwachs von ca. 1% - 6%-Punkten ausmachen.

Die Schätzergebnisse und erwarteten Marktanteile können genutzt werden, um eine monopolistische Preissetzung der Saatguterzeuger zu simulieren. Um dies zu verdeutlichen, berechnen wir die Marktanteile einer mittleren Winterzuckerrübe mit einer Deckungsbeitragsdifferenz zur konventionellen Zuckerrübe von 2 €/t. Wir treffen die Annahme, dass der Hersteller des Saatguts dieses vorerst als Monopolist anbieten kann und dass die Grenzkosten der Saatgutherstellung konstant sind. Der monopolistisch agierende Saatgutersteller würde dann zur Maximierung seines Gewinns den Preis und die Menge so setzen, dass der Grenzgewinn Null ist. Diesen Zusammenhang haben wir beispielhaft für einen Saatgutersteller mit Grenzkosten der Saatgutproduktion von 50 € pro Einheit (100.000 Saatgutpillen) in Abbildung 4.4 dargestellt.

Abbildung 4.4: Grenzgewinn und Marktanteil von Winterrüben-Saatgut in Abhängigkeit des Saatgutpreises



Quelle: Eigene Darstellung

Eine Preiserhöhung ausgehend von 200 €/Einheit für das GVO-freie Saatgut um 36% hätte einen Grenzgewinn von 0 €/Saatguteinheit für den Saatgutproduzenten zur Folge. Bei dieser Preiserhöhung wäre der Gewinn für den Saatgutproduzenten maximal, und er könnte einen Marktanteil von ca. 15% mit der Winterzuckerrübe erreichen. Bei der Erzeugung von GVO-Saatgut könnte der Preis um ca. 37% gegenüber der konventionellen Zuckerrübe angehoben werden, um den Gewinn zu maximieren. Obwohl der Preis kaum stärker angehoben wird als bei GVO-freiem Saatgut, wäre mit diesem Saatgut nur ein Marktanteil von ca. 12% zu erzielen. Es wird deutlich, dass eine GVO-freie Winterzuckerrübe damit einen großen wirtschaftlichen Vorteil gegenüber einer GVO-Winterrübe hätte. Bei gleichen Grenzkosten der Saatgutproduktion würde der Gewinn für den Saatgutproduzenten mit GVO-freiem Saatgut um ca. 25% höher liegen als mit GVO-Saatgut.

4.6 Diskussion und Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse zeigen, dass die Anbauwahrscheinlichkeit einer Winterzuckerrübe sowohl von den Attributen der Sorte als auch von den sozioökonomischen Eigenschaften der befragten Betriebsleiter und der Organisation der Betriebe abhängt. Bessere Sorteneigenschaften wie beispielsweise ein verringertes Auswinterungsrisiko erhöhen erwartungsgemäß die Akzeptanz des Winterzuckerrübenanbaus. Insbesondere die Spätsaatverträglichkeit könnte die Adoption der Winterrübe spürbar beschleunigen. Hingegen verringert die Erzeugung des Saatguts durch gentechnische Methoden die Anbauwahrscheinlichkeit bei den Befragten deutlich. Insbesondere größere Betriebe und jüngere Betriebsleiter werden vermutlich zu den Pionieren des Winterrübenanbaus gehören. Gerade Einstellungen zur Gentechnik spielen eine wichtige Rolle, so haben Betriebsleiter mit einer positiven Einstellung zum Anbau von gentechnisch veränderten Pflanzen eine höhere Zahlungsbereitschaft für Winterzuckerrübensaatgut. Wir konnten allerdings nicht bestätigen, dass Betriebe, die schon neue Technologien wie beispielsweise den N-Sensor einsetzen, zu einer höheren Anbaubereitschaft neigen. Die Winterzuckerrübe passt scheinbar nicht in die Fruchtfolge von intensiven Rapsproduzenten, sie könnte in Konkurrenz zum Raps stehen und wird daher von Betrieben mit hohen Rapsanteilen weniger stark präferiert. Es bleibt abzuwarten, ob es möglich sein wird, die Winterzuckerrübe für die Biogasproduktion zu nutzen, die Befragten bewerten den Ansatz bisher skeptisch – die Anbauwahrscheinlichkeit sinkt mit zunehmenden Biogasrübenanteil an der Rübenproduktionsmenge.

Die Schätzung der zweiten Stufe liefert zusätzliche Informationen. Jüngere Betriebsleiter bauen die Winterzuckerrübe mit einem höheren Anteil an der Rübenproduktionsfläche an als

ältere. Da allerdings *ceteris paribus* damit auch ein erhöhter Anteil der Winterzuckerrüben mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit auswintert oder die erwarteten Erträge nicht erreicht werden, gehen die jüngeren Betriebsleiter damit auch ein höheres Risiko ein. Hingegen führt eine höhere Ausbildung zu einem geringeren Winterzuckerrübenanteil an der Rübenanbaufläche. In die Fruchtfolge von intensiven Gerstenanbaubetrieben lässt sich die Winterzuckerrübe scheinbar besser integrieren. Betriebe mit einer größeren Gerstenanbaufläche entscheiden sich auch für einen größeren Winterzuckerrübenanteil, da sie wahrscheinlich auf Grund des frühen Erntetermins der Gerste, die Winterzuckerrübe nach der Gerste besonders sicher bestellen können.

Die zusätzlichen Informationen der zweiten Schätzstufe ermöglichen eine bessere Prognose des Marktanteils der Winterzuckerrübe. Während im herkömmlichen DCE im Experimentdesign – und damit exogen – festgelegt werden müsste, welchen Anteil seiner Rübenfläche der Landwirt im Falle der Adoption mit der Winterzuckerrübe bestellen würde, lassen sich im zweistufigen Experiment die Determinanten des Anbauanteils bestimmen. Mit den Determinanten lässt sich dann der Anbauanteil jedes Rübenanbauers prognostizieren und somit der Marktanteil abschätzen. Wie die Ergebnisse des Abschnitts 4.5.3 zeigen, würde bei der Einführung der Winterzuckerrübe ein Marktanteil zwischen 9% und 22% in Abhängigkeit des Deckungsbeitrags zu erwarten sein.

Die Marktanteilsprognosen sind gerade für Zuchtunternehmen von Interesse, da sie damit den Absatz des Saatguts in Abhängigkeit ihrer Preispolitik abschätzen können. Werden höhere Preise für das Saatgut verlangt, sinken der Deckungsbeitrag und somit die Absatzmenge des Saatguts. Bei einer Ertragsersparnis von rund 70 t/ha würde beispielsweise eine Erhöhung des Saatgutpreises um 30% (entsprechend 70 €/ha) den Deckungsbeitrag um 1 € pro Tonne schmälern und damit den Marktanteil der Winterzuckerrübe um 3,9%-Punkte senken. Die Einführung einer gentechnikfreien Sorte würde hingegen der Winterzuckerrübe einen zusätzlichen Marktanteil von ca. 4%-Punkten beschern. Das zweistufige DCE ermöglicht es weiterhin, das Preissetzungsverhalten der Saatgutproduzenten zu prognostizieren. Bei Annahme konstanter Kosten der Saatgutherstellung (50 € pro Einheit) führt eine Preiserhöhung von ca. 37% bei gentechnisch verändertem Saatgut zu maximalen Gewinnen der Saatguterzeuger. Gelingt es, eine GVO-freie Winterzuckerrübe zu züchten, wäre ein Preiszuschlag von 36% gegenüber konventionellem Zuckerrübensaatgut die optimale Preissetzungsstrategie der Zuchtunternehmen.

Alternativ zum zweistufigen DCE hätten die Anbauanteile auch als Attribut in das einstufige DCE integriert werden können, um den Anbauanteil besser abzuschätzen. Allerdings wäre

dann die Frage zu stellen, in welchem Wertebereich der Anbauanteil im Experiment variiert werden sollte. Statt diesen Bereich im Experiment mehr oder weniger willkürlich vorzugeben, erscheint es uns sachgerechter, den Anbauanteil von den Landwirten zu erfragen.

Um zu Grunde liegende Unsicherheiten der Marktanteilsprognosen zu quantifizieren, könnte die gesamte Schätzsimulationskette beispielsweise mit einer Bootstrap-Struktur analysiert werden.

Trotz der theoretischen Überlegenheit des zweistufigen DCE sollten die empirischen Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden, denn die Analyse basiert auf einem Convenience-Sample aus Landwirten, das nicht repräsentativ für den deutschen Zuckerrübenanbau ist. Die befragten Landwirte bewirtschaften im Vergleich zum Bundesdurchschnitt deutlich mehr Fläche und sind überdurchschnittlich gut qualifiziert. Sie informieren sich über den neusten Stand der Produktionstechnik auf Rübenfeldtagen und Feldbegehungen. Unser Sample repräsentiert daher vermutlich eher die Gruppe der führenden Zuckerrübenanbauer Niedersachsens und Sachsen-Anhalts als den Durchschnittsproduzenten dieser Regionen. Diese Spitzengruppe von Landwirten wird aber vermutlich zu den Pionieren des Winterzuckerrübenanbaus gehören. Dementsprechend bilden unsere empirischen Ergebnisse eher die Anfangsphase der Adoption dieser neuen Technologie als die Phase der Technologiereife ab.

Literatur

BEN-AKIVA, M. UND S.R. LERMAN (2000): *Discrete Choice Analysis* 8. Printing., Cambridge, Mass.: MIT Press.

ANASTASSIADIS, F., LIEBE, U. UND O. MUBHOFF (2012): *Finanzielle Flexibilität in landwirtschaftlichen Investitionsentscheidungen: Ein Discrete Choice Experiment*. In: *Tagungsband zur 52. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues (GeWiSoLa)*. Stuttgart-Hohenheim.

AUSPURG, K. UND U. LIEBE (2011): *Choice-Experimente und die Messung von Handlungsentscheidungen in der Soziologie*. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 63(2), S.301–314.

BACKHAUS, K. (2008): *Multivariate Analysemethoden eine anwendungsorientierte Einführung* 13., überarb. Aufl., Springer, Berlin.

- BEKHOR, S., SHEFER, D. UND M. COHEN (2006): Modeling Adoption of Innovations in Agriculture using Discrete Choice Models. In: *The New European Rurality - Strategies for Small firms*. Bodmin, Cornwall: MPG Books Ltd, S. 229 – 240.
- BODENMARKT (2010): Verpachtung und Pachtpreise - Verpachtung durch die BVVG. *Bodenmarkt*, Heft 4, S.60 – 63.
- BOURGUIGNON, F., FOURNIER, M. UND M. GURGAND (2007): Selection Bias Corrections based on the multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons. In: *Journal of Economic Surveys*, 21(1), S.174–205.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND U. LATACZ-LOHMANN (2008): Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete Choice Experiment. In: *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59 (No. 2), S.237–256.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND H.-M. MEYER-SCHATZ (2007): Unter welchen Umständen würden deutsche Landwirte gentechnisch veränderten Raps anbauen? Ein Discrete Choice Experiment. In *Agrarwirtschaft*, 56 (Heft 7).
- BREUSTEDT, G., SCHULZ, N. UND U. LATACZ-LOHMANN (2013a): Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlungen mit Hilfe eines Discrete Choice Experimentes. In: *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 62 (4), S. 244 - 258.
- BREUSTEDT, G., SCHULZ, N. UND U. LATACZ-LOHMANN (2013b): Kalibrierung von Vertragsnaturschutzprogrammen mittels eines zweistufigen Discrete Choice Experimentes. In: *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 62 (4), S. 259 - 275.
- CAMERON, A. UND P.K. TRIVEDI (2005): *Microeconometrics: Methods and Applications*.
- CLAASSEN, R. UND A. TEGENE (1999): Agricultural Land use Choice: A Discrete Choice Approach. In: *Agricultural and Resource Economics Review*, 28, S.26–36.
- DAHL, G.B. (2002): Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. In: *Econometrica*, 70(6), S.2367–2420.
- DANIELS, B. (2012): *Crossfold: Stata Module to perform k-fold Cross-Validation*, Boston College Department of Economics. In: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457426>, Abruf: 30.04.2013.

- DUBIN, J.A. UND D.L. MCFADDEN (1984): An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, S.345–362.
- ENNEKING, U. (2003): Die Analyse von Lebensmittelpräferenzen mit Hilfe von Discrete-Choice-Modellen am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren. In: *Agrarwirtschaft*, 52 (Heft 5), S.254–267.
- ESPINOSA-GODED, M., BARREIRO-HURLÉ, J. UND E. RUTO (2010): What Do Farmers Want From Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61 (No. 2), S.259–273.
- F.O. LICHT (2012): INTERNATIONAL SUGAR & SWEETENER REPORT. S.150–158.
- FAOSTAT (2012): Rohrzucker Durchschnittserträge Brasilien 2011, FAO - United Nations. In: <http://faostat.fao.org/site/567/DesktopDefault.aspx?>, Abruf: 22.01.2013.
- GREENE, W.H. (2003): *ECONOMETRIC ANALYSIS*. PRENTICE HALL UPPER SADDLE RIVER, NEW JERSEY.
- HECKMAN, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. In: *Econometrica*, 47(1), S.153–61.
- HENSHER, D.A., ROSE, J.M. UND W.H. GREENE (2005): *Applied choice analysis*, Cambridge Univ. Press, Cambridge.
- HUBER, J. UND K. ZWERINA (1996): The Importance of Utility Balance in efficient Choice Designs. In: *Journal of Marketing Research*, 33(3), S.307–317.
- HUDSON, D., MARTIN, S.W. UND S. BANERJEE (2007): Effects of Seed and Farm Characteristics on Cottonseed Choice. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 39(3), S.657–669.
- KOHLER, R. (2005). Kosten der Koexistenz landwirtschaftlicher Anbausysteme mit und ohne Gentechnik - eine Literaturanalyse. In: Eidgenössische Forschungsanstalt für Agrarwirtschaft und Landtechnik.
- KOLADY, D.E. UND W. LESSER (2006): Who adopts what kind of Technologies? The Case of Bt Eggplant in India. In: *AgBioForum*, 9(2), S.94–103.
- KOMPETENZZENTRUM BIOMASSENUTZUNG (2009): Ertragspotentialerhöhung von Beta-Rüben. In: http://www.biomassenutzung-sh.de/tp_22_beta_rueben.html, Abruf: 20.01.2013.

- KRISHNA, V.V. UND M. QAIM (2007): Estimating the Adoption of Bt Eggplant in India: Who Benefits from public-private Partnership? In: *Food Policy*, 32(5-6), S.523–543.
- KTBL (2012): Betriebsplanung Landwirtschaft 2012/13: Daten für die Betriebsplanung in der Landwirtschaft. Tabellenwerk, Kuratorium für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft, Darmstadt.
- KUHFELD, W.F. (2005): Experimental Design, Efficiency, Coding, and Choice Designs. In: *Marketing Research Methods in SAS: Experimental Design, Choice, Conjoint, and Graphical Techniques*, S.47–97.
- KUHFELD, W.F., TOBIAS, R.D. UND M. GARRATT (1994): Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. In: *Journal of Marketing Research*, 31(4), S.545–557.
- LANCASTER, K.J. (1966): A New Approach to Consumer Theory. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 74, S. 132 - 157.
- LANDESBETRIEB FÜR STATISTIK UND KOMMUNIKATIONSTECHNOLOGIE NIEDERSACHSEN (2012): Landwirtschaftszählung 2010, Heft 10, Hannover.
- LATA CZ-LOHMANN, U. UND N. SCHULZ (2012): Raus aus den Rüben? In: *top agrar*, 2012 (Heft 4), S.36 – 41.
- LEE, L.F. (1983): Generalized Econometric Models with Selectivity. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 51(2), S.507–512.
- LOUVIERE, J.J. UND G. WOODWORTH (1983): Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach based on Aggregate Data. In: *Journal of Marketing Research*, 20(4), S.350–367.
- LUCE, R.D. UND J.W. TUKEY (1964): Simultaneous Conjoint Measurement: A new Type of fundamental Measurement. In: *Journal of Mathematical Psychology*, 1(1), S.1–27.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press. New York, S. 105 – 142.
- PAULRUD, S. UND T. LAITILA (2010): Farmers' attitudes about growing Energy Crops: A Choice Experiment Approach. In: *Biomass and Bioenergy*, 34 (12), S.1770–1779.
- PELKA, N. (2009): Ein deutschlandweiter Vergleich der Rentabilität des Zuckerrübenanbaus, Kiel.

- PIN, P. A., ZHANG, W., VOGT, S. H., DALLY, N., BÜTTNER, B., SCHULZE-BUXLOH, G., JELLY, N. S., CHIA, T. Y. P., MUTASA-GÖTTGENS, E. S., DOHM, J. C., HIMMELBAUER, H., WEISSHAAR, B., KRAUS, J., GIELEN, J. J. L., LOMMEL, M., WEYENS, G., WAHL, B., SCHECHERT, A., NILSSON, O., JUNG, C., KRAFT, T. UND A.E. MÜLLER (2012): The Role of a Pseudo-Response Regulator Gene in Life Cycle Adaptation and Domestication of Beet. In: *Current Biology*, 22(12), S.1095–1101.
- QUANDT, R. E. (1968): Estimation of Model Splits. In: *Transportation Research*. 2 (1): S. 41 - 50
- RUTO, E. UND G. GARROD (2009): Investigating Farmers' Preferences for the Design of Agri-environment Schemes: A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Environmental Planning and Management*, 52(5), S.631.
- SCHIPMANN, C. UND M. QAIM (2011): Supply Chain Differentiation, Contract Agriculture, and Farmers' Marketing Preferences: The Case of Sweet Pepper in Thailand. In: *Food Policy*, 36(5), S.667–677.
- SILLANO, M. UND J. DE D. ORTÚZAR (2005): Willingness-to-Pay Estimation with Mixed Logit Models: Some new Evidence. In: *Environment and Planning A*, 37(3), S.525–550.
- STATISTISCHES LANDESAMT SACHSEN-ANHALT (2012): Landwirtschaftszählung Teil 1 2010, Halle (Saale).
- STATA CORP, L. (2012). *Stata Survival Analysis and Epidemiological Tables Reference Manual*.
- SUBRAMANIAN, A. UND M. QAIM (2010): The Impact of Bt Cotton on Poor Households in Rural India. In: *The Journal of Development Studies*, 46(2), S.295–311.
- THEIL, H. (1970): On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables. In: *The American Journal of Sociology*, Vol. 76 (No. 1), S.103–154.
- TRÄNKER, C., KIRCHHOFF, M., KOPISCH-OBUCH, F., MÜLLER, A. UND C. JUNG (2010): Innovative Ansätze zur genetischen Veränderung von Nutzpflanzen am Beispiel der Winterzuckerrübe. In: *Schriftenreihe der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät der CAU Kiel* 116. S. 45–54.
- VOSS, J., SPILLER, A. UND U. ENNEKING (2009): Zur Akzeptanz von gentechnisch verändertem Saatgut in der deutschen Landwirtschaft. In: *Agrarwirtschaft*, 58 (Heft 3), S.155 – 167.

WHITE, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: *Econometrica*, 48(4), S.817–838.

WINDLE, J. UND J. ROLFE (2005): Diversification Choices in Agriculture: A Choice Modelling Case Study of Sugarcane Growers. In: *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 49 (1), S.63–74.

WIRTSCHAFTLICHE VEREINIGUNG ZUCKER E.V. UND VEREIN DER ZUCKERINDUSTRIE E.V. (2013): Rübenanbaufläche in der EU 2011/12. In: <http://www.zuckerverbaende.de>, Abruf: 08.01.2013

ZUCKERRÜBENZEITUNG - MITTEILUNGSBLATT VON ANBAUERVERBÄNDEN (2009): 2009 – Zuckererträge in neuen Dimensionen. S.9.

Kapitel 5

Assessing farmers' willingness to accept 'greening': insights from a discrete choice experiment in Germany

Autoren

Norbert Schulz, Gunnar Breustedt and
Uwe Latacz-Lohmann

Dieser Artikel ist erschienen in:

Journal of Agricultural Economics

Article first published online: 16 OCT 2013, DOI: 10.1111/1477-9552.12044

Ein auf diesem Artikel basierender Vortrag wurde von Herrn Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann im Agrarökonomischen Seminar der Universität Göttingen am 28.05.2013 gehalten.

Ein auf diesem Artikel basierender Beitrag wurde bei der Jahrestagung 2013 der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. (GeWiSoLa) an der Humboldt Universität Berlin vorgestellt.

Abstract

This paper explores farmers' prospective responses to the 'greening' of the Common Agricultural Policy. The analysis is based on discrete choice experiments with 128 German farmers. Participants were asked to choose between a 'greening' option with a given set of management prescriptions and an 'opt-out' alternative with a stipulated cut of the single direct payment. A binary logit model is used to identify the variables affecting the likelihood of 'greening' being chosen. In addition, latent class estimations are carried out to group respondents into latent classes of 'compliers' and 'non-compliers'. We find that farmers' choices are driven by 'greening' policy attributes, personal and farm characteristics, and interactions between these two groups of variables. Farmers perceive 'greening' as a costly constraint, but not all farmers are equally affected and not all 'greening' provisions are regarded as equally demanding. Specialised arable farms on highly productive land and intensive dairy farms are most likely to opt out of 'greening' and voluntarily forgo part of their single payment entitlements. The paper concludes with a set of recommendations for improving the design of a second-best policy.

Keywords: Greening, Common Agricultural Policy, discrete choice modelling, latent class estimation

JEL Classifications: Q18, Q24

5.1 Introduction

2014 will see the launch of a revised Common Agricultural Policy (CAP). According to MATTHEWS (2013, p. 1) "The most prominent innovation [is] ... undoubtedly to earmark a proportion of direct payments as a mandatory green payment for farmers who follow a number of practices beneficial to the environment and climate." With the new CAP entering into force, farmers will have to comply with three generalized, non-contractual, annual 'greening' provisions in order to remain eligible for full CAP support (EU COMMISSION, 2011a):

1. Ecological focus area (EFA): farmers shall ensure that at least 7 % of their arable land is 'ecological focus area' such as land left fallow, terraces, landscape features, buffer strips and afforested areas.
2. Crop diversity: cultivation on a farm's arable land shall consist of at least three different crops where the arable land of the farmer covers more than 3 hectares and is not entirely used for grass production, entirely left fallow or entirely cultivated with

crops under water for a significant part of the year; none of those three crops shall cover less than 5 % or more than 70 % of the arable land.

3. Grassland maintenance: farmers shall maintain as permanent grassland the areas of their holdings declared as such in the application for claim year 2014. Farmers shall be allowed to convert a maximum of 5 % of their reference areas under permanent grassland.

Farmers who choose not to comply with the above provisions lose eligibility for the 'greening' premium which accounts for 30 % of the annual national budgetary envelope. It is unclear at the time of writing whether such payment cuts are partial or total and whether they also extend to the basic payment entitlements (70 % of the annual national ceiling).

Since publication of the Commission's proposal in October 2011, 'greening' has given rise to a lively and mostly critical debate (HART AND LITTLE 2012; HOUSE OF COMMONS 2012; MATTHEWS 2012b; 2013). Proponents emphasize the potential benefits for biodiversity of leaving land uncultivated in intensively used arable landscapes, arguing that 'greening', as a universal set of measures which applies to all farms, would close gaps in the spatial coverage of voluntary agri-environmental schemes (WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT FÜR BIODIVERSITÄT UND GENETISCHE RESSOURCEN, 2012; SRU, 2013). Critics, by contrast, regard 'greening' as a poorly targeted policy instrument which is unlikely to meet its environmental objectives. MATTHEWS (2012a) sees potential for positive environmental effects with less budgetary expense if Cross Compliance rules were strengthened to include 'greening'. However, after details of the 'greening' policy emerged, he concludes that practical environmental benefits will be negligible (MATTHEWS, 2012b, 2013). TANGERMANN (2012) argues that 'greening' the direct payments may serve the political purpose of suggesting they have a reasonable justification, but he considers the greening provisions unsuitable to generate the environmental benefits sought.

In its ex ante impact assessment of the CAP reform proposals (EU COMMISSION, 2011b), the Commission states that the challenge lies in designing 'greening' such that considerable environmental and climate change benefits can be reaped without undermining the long-term competitiveness of the agricultural sector and unduly complicating the administration of direct payments. It is argued that "this is possible although some administrative burden cannot be avoided. The resulting negative impact on income remains moderate on average (but varies significantly between Member States, regions and farming systems)." (EU COMMISSION 2011b, p. 79). Farmers' unions have contested this view. They also question the

appropriateness of converting 7% of arable land area into EFA in times of global food shortages and high commodity prices (COPA-COGECA, 2013; DEUTSCHER BAUERNVERBAND, 2012).

The heated political debate in the run-up to the agreement on the future CAP suggests that 'greening' will remain contentious in the years to come. The agreed provisions are thus likely to be subject to scrutiny and change. Any future changes to the policy will affect its environmental effectiveness through two counteracting forces: by determining the environmental benefits per hectare and the land area offered by farmers. Policy makers will thus have to balance the additional environmental benefits from tightened 'greening' requirements with the risk of farmers opting out. It is therefore important for policy makers to know which factors affect farmers' willingness to comply and how farmers are likely to respond to future changes to the 'greening' requirements.

Against this background, this paper investigates farmers' prospective responses to alternative designs of 'greening'. In particular, we aim to: investigate how the 'greening' provisions and their levels set by policy are likely to affect farmers' willingness to comply; assess the perceived farm-level costs of the 'greening' provisions; explore the heterogeneity of preferences and costs among farmers; and draw conclusions for improving the design of the policy.

The empirical analysis is based on discrete choice experiments (DCE) with 128 German farmers carried out in the summer of 2012. The DCE approach allows us to derive willingness-to-accept (WTA) compensation estimates for marginal changes in individual policy attributes. These may be interpreted as marginal *perceived* costs of participation in that the WTA includes non-monetary motives that farmers may have in respect of 'greening'.

The remainder of the paper is organised as follows. Section 2 describes the choice experiment and explains the empirical model. The section starts with a brief review of existing studies applying choice modelling to assess farmers' willingness to participate in agri-environmental schemes. Section 3 presents and discusses the empirical findings. Section 4 concludes and derives implications for policy.

5.2 Methodology

5.2.1 Discrete choice modelling and agri-environmental policy

Discrete choice experiments (DCE) are a common tool for assessing people's preferences and/or decisions in hypothetical situations, e.g. before a new product is launched or a new

technology becomes available. Respondents are asked to choose their most preferred alternative from a choice set with several alternatives characterised by so-called attributes. Discrete choice models are based on random utility theory and stem from LUCE AND TUKEY (1964), QUANDT (1968) and THEIL (1970). MCFADDEN (1974) and LOUVIERE AND WOODWORTH (1983) developed econometric methods to analyse DCE data. In contrast to revealed-preference methods using real-world data, DCE obviously fall in the category of stated-preference methods, more precisely contingent valuation methods. Within this class, the discrete choice format is considered to reflect the nature of many real-world decision-making processes better than classic Conjoint Analysis, which asks respondents to rank the alternatives on offer. The discrete choice format is also more robust to strategic responses than the open-ended format often used in contingent valuation studies (Adamowicz *et al.*, 1998). Finally, LOUVIERE ET AL. (2010) prefer DCE to Conjoint Analysis since the former has a sound theoretical foundation in random utility theory.

In the field of agri-environmental policy, DCE have been applied to assess farmers' willingness to participate in voluntary conservation schemes (e.g. RUTO AND GARROD, 2009; ESPINOSA-GODED ET AL., 2010; CHRISTENSEN ET AL., 2011). ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) investigate the factors affecting farmer's willingness to participate in a hypothetical programme paying Spanish farmers to cultivate alfalfa (a nitrogen-fixing crop). Free choice of the land offered for the programme and unrestricted use of the alfalfa crop significantly increase respondents' willingness to sign a contract, as does previous experience with agri-environmental scheme participation. CHRISTENSEN ET AL. (2011) conduct a DCE with 444 Danish farmers to assess their willingness to sign contracts for pesticide-free buffer zones. Farmers prefer contracts with a flexible zone width, short contract period, greater flexibility in fertilizer use, and the option to quit the contract from year to year. The last option is valued at €137 per hectare and year. RUTO AND GARROD (2009) confront respondents with alternative designs of a hypothetical conservation scheme, each characterised by five attributes: compensation payment, contract length, whole farm or partial area participation, degree of flexibility in implementing conservation practices, and administrative burden for the farmer. In addition to these contract attributes, farmer characteristics such as age and education are also considered to influence farmers' choices. Respondents request higher payments for participating in schemes with longer contracts, less flexibility and higher administrative effort.

5.2.2 The discrete choice experiment

The present paper investigates farmers' preferences for alternative 'greening' provisions which are yet to enter into force. For this purpose, we conducted an online survey of arable farmers in Germany in the summer of 2012 - at the height of the political debate about 'greening'. 'Greening' is a serious concern in rural areas of Germany, and one which farmers are both aware of and sensitive to.

Farmers were recruited for the survey through calls for participation in agricultural magazines, online newsletters and forums. The online questionnaire was generated with the help of survey design tools developed by Globalpark (www.globalpark.de) and was easily made available on the Department's homepage. Given the widespread use of computers and the internet among German farmers, the online questionnaire was deemed to be an appropriate and cost-effective tool for obtaining a good spatial coverage of respondents from all parts of Germany.⁴⁴ BREUSTEDT ET AL. (2008) also administered an online DCE survey in Germany to explore the factors affecting farmers' willingness to cultivate genetically modified oilseed rape. Prior to the main online survey, a pre-test of the questionnaire was conducted with a sample of farmers both face-to-face and online. This resulted in adjustments to the wording of the questionnaire to ensure that respondents fully understood all questions.

A total of 302 farmers started the online survey, which yielded 128 completed questionnaires from all parts of Germany. Although most respondents are located in the northwest of Germany, all other federal states, with the exception of Thuringia, are represented in the survey. Especially because of the relatively low coverage of East Germany, the sample is not representative of the German farming community. Also, administering the survey online has resulted in small farms being underrepresented. The sample size is comparable to ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) who interviewed 100 farmers in the region of Andalusia and 200 farmers in the Aragon region.

As indicated in the Introduction, compliance with the 'greening' provisions is voluntary and thus at the farmers' discretion. Non-compliance does not constitute a breach of law or violation of a contract and thus does not result in legal action against the farmer. However, farmers who choose to opt out of 'greening' will face reductions in their single payments. To mimic this situation in the experiment, farmers were asked to choose between a clearly specified 'greening' alternative or a reduced single payment instead. We term the latter the 'opt-out' alternative which is characterised by a pre-specified cut of the single payment per

⁴⁴ According to VENNEMANN AND THEUVSEN (2004), 70% of farm households in Germany use the internet in managing their farms. In 2011, 77% of all households in Germany have internet access (DESTATIS, 2011).

hectare of arable land. The 'greening' alternative is characterised by a set of five attributes, with varying attribute levels:

- Share of ecological focus area (EFA)
- Minimum land share of the three crops
- Land creditable against EFA
- Permissible use of EFA
- Location of EFA plots

The first three attributes are taken from the Commission's proposal. The last two attributes have emerged in the political debate after publication of the Commission's proposal and relate to implementation issues which are likely to impact the farm-level cost of 'greening'. For example, the option of cultivating EFA land with leguminous crops instead of setting it aside will allow farmers to earn some profit. Conversely, if farmers are required to maintain the EFA in the same location for a number of years, they will not be able to reap the benefits of including EFA land into tight crop rotations.

Table 5.1 is an example of a choice set. Table 5.2 displays the levels chosen for each attribute. Attribute levels must be varied in any DCE to enable estimating the effect of individual attributes on respondents' choices. In the present study, levels were chosen with reference to proposals made in the political debate. The German National Farmers' Association (DEUTSCHER BAUERNVERBAND, 2012) considers 7 % EFA as proposed by the Commission as being too high, whereas environmental lobby groups such as BUND demand 10 % EFA (RIBBE, 2012). The Commission's proposal stipulates that at least three different crops shall be grown, none of which shall cover less than 5 % or more than 70 % of a farm's arable land. In our experiment, we varied the minimum crop share between 5 and 25% to account for the possibility that crop diversity requirements might be tightened in future policy revisions. Note that the 25% share for the smallest crop implies a maximum share of 50% for the biggest crop – an option raised in EU COMMISSION (2011b).

Table 5.1: Sample choice set

'Greening' attributes	'Greening' alternative	Opt-out alternative
Ecological Focus Area (EFA)	10% of arable land	Single payment cut by €175 per hectare of arable land No greening provisions
At least 3 crops, each covering no less than ...	5% of arable land	
Land creditable against EFA	Land enrolled in agri-environmental schemes	
Permissible use of EFA	Leguminous crops may be grown on EFA	
Location of EFA plots	EFA location fixed for 3 years	
I would choose...	O	O

Table 5.2: Greening attributes and their levels in the choice experiment

Greening attributes	Attribute levels
Ecological Focus Area (EFA)	5% / 7% / 10% of a farm's arable land
Arable crop diversity	At least 3 crops (in excess of EFA), each covering no less than 5% / 15% / 25% of arable land
Land creditable against EFA*	None Land enrolled in agri-environmental schemes (AES) Landscape features (hedges, ponds, stone walls, etc.) Land in AES and landscape features
Permissible use of EFA*	Leguminous crops Leguminous crops, but they must be grown on twice the EFA No productive use (EFA must be set aside)
Choice of EFA location*	Location of EFA can be freely chosen each year EFA location fixed for 3 years
Reduction of single payment in case of opt-out	€35 / €70 / €105 / €140 / €175 per hectare of arable land per year

* Attribute levels are represented by dummy variables in the estimations.

What types of land can be counted as EFA has been the subject of heated political debate. The Commission's proposal mentions landscape features such as buffer strips, terraces or afforested areas. The German Conference of Agriculture Ministers proposed also counting land enrolled in agri-environmental schemes (AES) as EFA (AGRARMINISTERKONFERENZ, 2011). Our experimental setup additionally captures the two extreme cases of either none or both of these two land categories being counted as EFA. For permissible uses of EFA land,

views range from strict set-aside through cultivation with leguminous crops (or other crops grown without pesticides and fertilizers) to giving farmers the choice between set-aside and growing leguminous crops on twice the EFA area, as proposed by AGRARMINISTERKONFERENZ (2011). Whether farmers will be required to maintain EFA land in one location for a number of years (three in the experiment) or whether they are allowed freely to choose the location of the EFA from year to year is also likely to affect choices. In the experiment, this implementation detail is represented by the attribute 'choice of EFA location' (Table 5.1).

It is important to note that our 'opt-out' alternative differs from the Commission's proposal in one aspect: the single payment cut refers to a farm's arable land only and not to a farm's total eligible land area. Otherwise, a farm's total payment reduction would be proportional to its share of arable land, implying that farms with a relatively high share or permanent pasture would virtually always adhere to the 'greening' requirements (most of which relate to arable land).⁴⁵ Since payment reductions are likely to be subject to review and change in future policy revisions, we varied the payment cuts between €35 and €175 per hectare of arable land, representing roughly 10 to 60 % of the current single payment rates in Germany. The higher cut reflects the possibility of the basic payment being affected by non-compliance. The lower reduction rate accounts for the possibility of a substantially 'softened' policy package being implemented.

The SPSS software package was used to generate the choice sets. This yielded 25 choice sets out of all possible attribute combinations representing a reduced orthogonal experimental design. The D-efficiency is 95.8 - sufficiently close to the maximum value of 100 for a perfectly orthogonal and perfectly balanced design. ESPINOSA-GODED'S ET AL. (2010) experiments have a D-efficiency of 91.3. In the survey, each farmer was confronted with eight randomly chosen choice sets.

The survey also elicited information about farm and farmer characteristics as well as attitudes towards 'greening'. Farm organisational features are likely to affect the costs of implementing the 'greening' provisions. Dairy farmers may find it more difficult than pig or poultry farmers to comply with 'greening' because of fears that the loss of maize silage on EFA land may

⁴⁵ In deciding whether or not to comply with the 'greening' provisions, farmers will balance the costs of compliance with the payment cut in case of 'opt-out'. Given the nature of the 'greening' provisions, compliance costs will be incurred only on arable land. In the Commission's proposal, the payment cut however relates to a farm's total eligible land area (including permanent pasture). As a consequence, the 'penalty' of opting out increases with a farm's permanent pasture area. The higher the share of pasture, the greater is the incentive for a farmer to comply. In a farm with 90% permanent pasture, the payment cut per hectare of arable land is 10 times as high as in a 100% arable farm. Such incentives would distort the effect of the attribute 'single payment cut' in the experiments. We have therefore chosen in the experimental design to relate the single payment cut to the area on which compliance costs are incurred, i.e. arable land only.

force them to scale down their herds. Pig and poultry farmers, by contrast, can easily buy fodder on the market. Likewise, livestock farms may be more affected than arable farms because the former need all their land for manure spreading. Farmers' attitudes towards 'greening' were elicited by asking respondents to state, on a Likert scale, their agreement or disagreement with a number of statements. We also asked farmers whether they believed that 'greening' would result in an increase in the demand for arable land and thus contribute to high land rents.

5.2.3 The choice model

The discrete choice model is based on random utility theory and assumes that the respondents choose their most preferred alternative: the 'greening' option or the 'opt-out' alternative. A farmer's i random utility U for alternative j is assumed to be

$$(5.1) \quad U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} = x_j\alpha + z_i\beta + \varepsilon_{ij}$$

where ε is the disturbance term, i.e. the stochastic part of utility which cannot be observed or estimated by the researcher, V is the deterministic utility which is determined by the attribute levels of an alternative represented by vector \mathbf{x} and by the personal and farm characteristics represented by vector \mathbf{z} . α and β are vectors of regression coefficients to be estimated.

The respondent chooses alternative j^* which yields the highest utility – a choice which is observed in the experiment. In the case of only two alternatives, the choice can be estimated by means of a common binary logit regression. The exogenous variables are the respondents' personal and farm characteristics \mathbf{z} and the difference between the attribute levels in the two competing choice alternatives. As explained above, there is no single payment reduction in the 'greening' alternative, and there are no 'greening' provisions in the 'opt-out' alternative. Consequently, the differences between the two alternatives are the attribute levels of the 'greening' alternative and the single payment cut from the 'opt-out' alternative.

Some of the greening attributes may be valued differently by different farmers. For example, farmers who already have many landscape attributes on their land are likely to prefer, *ceteris paribus*, the alternative that allows counting such attributes as EFA. We account for this heterogeneity – besides including socio-economic variables – by introducing three interaction variables between policy attributes x and farm/farmer characteristics z .⁴⁶ The first interaction term, following directly from the above example, is the product of the policy attribute

⁴⁶ Although this specification is not standard in estimating DCE it can be found e.g. in BERNING (2010), BIROL ET AL. (2006) or MAZZANTI (2001).

'landscape features creditable against EFA' and a dummy variable indicating whether a farm has such landscape features on its land. The second interaction term is the product of the variable 'leguminous crops on twice the EFA' and a dummy variable denoting whether legumes are cultivated on the farm. The third cross term links the policy attribute 'Land enrolled in agri-environmental schemes (AES) creditable against EFA' with a dummy variable indicating whether a farm has land enrolled in AES.

In addition to the standard binary logit model, we carried out a latent class estimation as an alternative approach of accounting for heterogeneity in preferences among respondents. The deterministic utility is assumed to be affected only by the attributes and the cross-terms and their respective (logit) regression coefficients. In contrast to the binary logit regression, these regression coefficients are allowed to vary among the (latent) classes, thus accounting for different preferences among the classes. The membership of a class is determined by a logit function including the respondents' characteristics. The likelihood function to be maximised considers several sets of α – one for each class. The observations are weighted by the likelihood of belonging to each of the classes based on the membership function. In contrast to the logit model, the latent class estimation assumes that the respondents' characteristics do not impact the utility of the alternatives. The characteristics are assumed only to separate respondents with different preferences for the attributes. Since in our case there is no convincing argument to prefer one of the estimation approaches to the other we report the results of both approaches.

The signs of the attribute and cross-term regression coefficients indicate whether an increase in the variable in question increases or reduces the probability of the 'greening' alternative being chosen. No direct inference, however, can be drawn from the regression coefficients as to the strength of this relationship. A convenient way of making regression coefficients interpretable is to compute marginal willingness-to-accept (WTA) figures for both policy attributes and farm/farmer characteristics. These WTA estimates represent the monetary equivalent of increasing the attribute value by one unit. For example, a marginal WTA of €-6.32 for the EFA attribute (shown in Table 5.5 below) means that an increase in the EFA by one percentage point reduces the choice probability for the 'greening' alternative as much as an additional payment cut of €6.32 per hectare of arable land. Put differently, offering the farmer €6.32 per hectare in compensation restores the initial probability of choosing the 'greening' alternative. The WTA estimates may thus be interpreted as the perceived marginal cost of complying with the 'greening' provisions. In the logit model, WTAs are also estimated

for the farm/farmer characteristics. In the latent class estimations, by contrast, the farmer characteristics only affect class membership.

In a logit model, the marginal WTA is computed by dividing the regression coefficient of the respective variable by the regression coefficient of the monetary variable, i.e. the single payment reduction. For dummy variables, the discrete change in the probability of choosing the 'greening' alternative (all other variables being kept at the sample mean) is calculated by changing the dummy's value from zero to one. To obtain the corresponding WTA estimate, this discrete change in the probability is divided by the change in the 'greening' choice probability of raising the payment cut by one Euro.

The conditional logit estimations are conducted by means of the *asclogit* command in *Stata* 12.1 and the latent class estimation is based on *Stata* code by PACIFICO AND YOO (2012).

5.3 Results

5.3.1 Descriptive statistics

Table 5.3 presents the descriptive statistics of our sample of 128 respondents. Eighty per cent are full-time farmers, the average farmer is 43 years old and cultivates 161 hectares of agricultural land, 24% of which is permanent pasture. The distribution of farm size is skewed to the right, with a mean of 161 hectares and a median of 87 hectares. Both figures are well above the average for Germany (55.6 hectares).⁴⁷ Also, respondents are younger than the average farmer in Germany, and the share of full-time farms in the sample is significantly higher than in Germany as a whole (50%). The land quality index (*Ackerzahl*) of 45 indicates that the survey farms have, on average, medium-quality soils. The index can assume values between 16 und 100.

⁴⁷ The averages for Germany in this section are taken from BMELV (2011).

Table 5.3: Summary statistics of survey respondents (N = 128)

Variable	Mean (Standard Deviation)	Explanation
Full-time*	0.80 (0.40)	1 = Full-time farm
Age	42.9 (13.2)	Age of farmer in years
Farm size	161.4 (344.2)	Utilisable Agricultural Area (UAA) in hectares
Arable land quality	45.3 (16.5)	Average <i>Ackerzahl</i> (a land quality index) of arable land
PP share	0.24 (0.28)	Share of permanent pasture in UAA
Main crop share	0.47 (0.23)	Share of biggest crop in arable rotation
LU/ha	1.16 (1.25)	Livestock Units per ha (1 LU = 500 kg live- weight)
Dairy*	0.38 (0.48)	1 = Farm with dairy cows
Dairy stocking rate	0.36 (0.55)	Number of dairy cows in LU per hectare of UAA (all farms)
Biogas*	0.19 (0.39)	1= Farm involved in biogas production
Plot allocation**	3.80 (1.22)	Share of plots 3 km around farmstead (1 = 0 – 20 % in 3 km radius)
Nature reserve*	0.08 (0.27)	1= Farm with land in a nature reserve
Leguminous crops	0.09 (0.29)	1 = Farm cultivates leguminous crops
AES*	0.29 (0.45)	1= Farm participates in agri-environmental schemes
Landscape features*	0.54 (0.50)	1= Farm with landscape features on its land
AES-landscape features*	0.21 (0.41)	1= Farm participates in AES and has landscape features on its land
Conservation attitudes**	3.61 (1.26)	'Nature conservation is an important public benefit provided by agriculture' (5 = I fully agree)
Greening = set-aside**	3.88(1.38)	'Greening (Ecological Focus Area) is tantamount to set-aside' (5 = I fully agree)
Greening = bureaucracy**	4.52 (1.01)	'Greening means more bureaucracy' (5 = I fully agree)
Greening ≠ eco**	3.87 (1.35)	'Greening yields no ecological benefits' (5 = I fully agree)
Greening = higher rents**	4.06 (1.29)	'Greening raises land rents' (5 = I fully agree)
County stocking rate	0.93 (0.55)	Average stocking rate (LU/ha) in county (data from Statistisches Bundesamt, 2010 farm structural survey)
Land rent	578.5 (284.7)	Land rental rates for new leases in € per hectare arable land

* Dummy variable, ** measured on a Likert Scale 1 – 5

The biggest crop in the respondents' rotations covers on average 47% of arable land. Respondents keep on average slightly more than one livestock unit (LU = 500 kg of live-weight) per hectare of land. Thirty-eight per cent of the survey farms produce milk, slightly more than in Germany as a whole (30%); nineteen per cent are involved in biogas production. Nine per cent of respondents grow leguminous crops, 29% participate in agri-environmental schemes (AES), and 54% have landscape features on their land.

The final part of Table 5.3 shows the responses to statements designed to elicit the farmers' attitudes towards 'greening' and nature conservation in broader terms. While the statement "nature conservation is an important public benefit provided by agriculture" reaches an

average score of 3.6 on a Likert scale from 1 (I fully disagree) to 5 (I fully agree), the statements relating to 'greening' meet stronger opposition. Both statements "greening is tantamount to set-aside" and "greening does not yield ecological benefits" received an average score of 3.9. Respondents were quite unanimous in their view that 'greening' will result in more bureaucracy (score 4.5) and rising land rents (score 4.1). With respect to the latter, Table 5.3 also displays average stocking rates at the county level (as an important driver of local land rents) and the level of land rents paid for new leases.

5.3.2 Estimation results: binary logit model

A total of 1024 choice sets were included in the estimation (128 respondents, 8 choice sets each). Fifty-seven per cent of choices were in favour of 'greening'. By contrast, 14% of respondents never chose a 'greening' alternative and must therefore be considered to be strictly opposed to 'greening'. Table 5.4 shows the regression results for both a rich and a parsimonious specification of the conditional logit model. The probabilities in the table follow from robust standard errors. The upper section of Table 5.4 shows the policy attribute variables, the lower section displays the farm/farmer characteristics variables together with regional variables. The three interaction terms between policy attributes and farm characteristics are shown in the middle part of the table. The rich specification includes all exogenous variables. The parsimonious specification omits insignificant variables based on a robust Wald test (χ^2 -value is 8.01 with $\alpha = 0.784$). The McFadden pseudo R^2 of the rich model is 0.197 while that of the parsimonious specification is 0.201.⁴⁸

Factors affecting 'greening' choices

As expected, the higher the single payment cut, the more likely a farmer is to choose the 'greening' alternative. Conversely, raising the percentage of EFA lowers the probability of choosing 'greening'. It is also not surprising that allowing more freedom in cropping choices increases the likelihood of 'greening' being preferred to 'opt-out': both the option of growing leguminous crops and the possibility of choosing the location of EFA plots on an annual basis raise the odds for the 'greening' alternative.⁴⁹ Interestingly, five of the nine policy attributes are not significant: minimum crop share, land in AES and landscape features creditable

⁴⁸ According to LOUVIERE ET AL. (2000), values of pseudo R^2 between 0.2 and 0.4 are considered to be indicative of extremely good model fits.

⁴⁹ From an agronomic point of view, the attribute 'fixed location of EFA' devalues the option of growing leguminous crops since these would need to be integrated into the rotation. We tested for this effect by including two additional interaction terms between 'fixed location of EFA' and both 'cultivate leguminous crops on EFA' and 'cultivate leguminous crops on twice EFA'. These cross terms turned out to be insignificant. They can be omitted from the rich specification together with the omitted exogenous variables in Table 5.4. The χ^2 -value is 10.16 with $\alpha = 0.7501$ for the corresponding robust Wald test.

against EFA (on their own and in combination), and the option of growing leguminous crops on twice the EFA instead of setting EFA land aside. However, the interaction terms in the middle section of Table 5.4 indicate that the option of growing legumes on twice the EFA raises the odds for 'greening' for farmers who already grow legumes. Likewise, the possibility of counting landscape features against the EFA requirement raises the probability of 'greening' being chosen by farmers with landscape features on their land. Interestingly, the cross term between AES participation and AES land creditable against EFA is not significant, indicating that farmers who participate in agri-environmental schemes do not attach a higher value to the option of counting AES land as EFA than non-AES farmers. Farmers may fear that future agri-environmental programmes could offer lower payments if the respective land is counted as EFA.

As can be seen from the lower section of Table 5.4, many of the farm and socio-economic variables included in the estimation have an impact on choices. Full-time farmers are, *ceteris paribus*, more likely than part-time farmers to choose the 'greening' alternative. This may be attributable to the higher opportunity cost of labour on full-time farms, which may lead farmers to prefer 'greening' as a means of freeing labour time. Higher stocking rates (*LU/ha* and *dairy stocking rate*) lower the probability of 'greening' being chosen. Farmers may fear that 'greening' could have an adverse effect on roughage production or could reduce the land area available for manure spreading. The positive sign of the *dairy* dummy variable in conjunction with the negative sign of the *dairy stocking rate* variable indicates that the 'greening' provisions are particularly problematic for intensive dairy farms with a small roughage area per cow.

Table 5.4: Factors affecting farmers' 'greening' choices (conditional logit model)

N = 1024

Log of simulated likelihood	rich estimation -557,54		parsimonious estimation -561,29	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
Single payment cut	0.015	0.000	0.015	0.000
Share of Ecological Focus Area (% of arable land)	-0.090	0.014	-0.095	0.006
Crop diversity: minimum crop share	-0.004	0.710		
AES land creditable against EFA	-0.383	0.107		
Landscape features creditable against EFA	-0.128	0.634		
AES and landscape features creditable against EFA	-0.125	0.550		
Leguminous crops allowed on EFA	0.487	0.017	0.317	0.039
Leguminous crops allowed, but on twice the EFA	0.236	0.248		
EFA location fixed for three years	-0.301	0.049	-0.292	0.054
Leguminous crops allowed, but on twice EFA x Leguminous crops grown on farm	1.057	0.008	1.114	0.004
Landscape features creditable against EFA x farm with landscape features on its land	0.527	0.144	0.508	0.035
AES deductible x AES participation	0.606	0.125		
Full-time	0.857	0.000	0.911	0.000
Age	-0.005	0.422		
Farm size	0.0001	0.606		
Arable land quality	-0.015	0.006	-0.016	0.002
PP share	-1.300	0.001	-1.429	0.000
Main crop share	-1.067	0.003	-0.988	0.003
LU/ha	-0.132	0.105	-0.130	0.065
Dairy	1.290	0.000	1.319	0.000
Dairy stocking rate	-0.968	0.000	-0.985	0.000
Biogas	-0.513	0.016	-0.514	0.013
Plot allocation	-0.014	0.840		
Nature reserve	-0.494	0.098	-0.568	0.055
AES	-0.536	0.078	-0.515	0.062
Landscape features	0.165	0.391		
AES and landscape features	0.886	0.020	1.120	0.001
Conservation attitudes	0.151	0.018	0.155	0.008
Greening = set-aside	-0.328	0.000	-0.356	0.000
Greening = bureaucracy	0.663	0.000	0.653	0.000
Greening ≠ eco	-0.261	0.001	-0.259	0.000
Greening = higher rents	-0.215	0.004	-0.194	0.009
County stocking rate	-0.093	0.622		
Land rent	0.0003	0.317		

Farmers with land in a *nature reserve* or those participating in agri-environmental schemes (AES) are less likely to choose the 'greening' alternative. These farmers already face management constraints on their land and are thus less inclined to accept further constraints

through 'greening', all else constant. The sign of the *bureaucracy* variable is counterintuitive: farmers who believe that greening results in more bureaucracy are more likely to choose the 'greening' alternative. We have no serious explanation to offer for this result.

A number of farm/farmer variables are not significant. These include *age* and *farm size* as well as the share of arable land in more than 3 kilometres distance from the farmstead (*plot allocation*). We had expected a positive impact of the plot allocation variable to the extent that farmers may offer remote parcels as EFA. The impact of existing *landscape features* (not significant on its own) is likely to be captured by the interaction variable discussed above. Finally, neither regional land rent levels nor livestock densities at the county level are significant.

Willingness-to-accept (WTA) estimates

We now turn to the marginal WTA estimates for the variables in the parsimonious model specification. Table 5.5 reports the estimates of the variables' marginal effect on the likelihood of the 'greening' alternative being chosen, the marginal WTA estimates and their 95% confidence intervals. The confidence intervals were computed with the use of the delta method (see e.g. GREENE, 2003) which is a common approach in discrete choice modelling (see e.g. ESPINOSA-GODED ET AL., 2010) and RUTO AND GARROD, 2009).

As explained above, the WTA estimate of €-6.32 for EFA means that an increase in the EFA by one percentage point lowers, on average, the probability of choosing the 'greening' alternative by the same amount as a €6.32 additional cut of the single payment per hectare. To check whether this estimate is realistic, assume that a farmer is indifferent between 'greening' and 'opt-out' at 7 % EFA and €70 single payment cut. This is tantamount to assuming that the farmer would be willing to pay €70 per hectare of arable land to avoid the 7% EFA. The estimate of €-6.32 means that the farmer is also indifferent between a €76.32 payment cut and 8 % EFA. An additional hectare of arable land that would become EFA is thus valued at €632 by the farmer: in a 100 ha arable farm, for example, one percentage point EFA means one hectare of EFA. This is valued at €6.32/ha*100 ha. This figure looks realistic in that it is close to the land rents for new land rental contracts from the survey (€578/ha, Table 5.3). Farmers are thus willing to accept payment cuts to avoid EFA which are similar to the price they would have to pay on the land rental market to replace land 'lost' to EFA.

The option of cultivating leguminous crops on EFA land is equivalent to an additional payment cut of €21 per hectare of arable land. We can use this estimate to derive the value of cultivating one hectare of leguminous crops on EFA land. In a 100 hectare arable farm, the

additional payment cut amounts to $100 \text{ ha} * €21/\text{ha} = €2100$. At 7% EFA (medium level in the experiment), 7 hectares of legumes would be grown on the EFA. One hectare of leguminous crops is thus valued at $€2100/7 \text{ ha} = €300/\text{ha}$. This figure is in line with gross margins of fodder beans, peas and lupines in northern Germany (LANDWIRTSCHAFTSKAMMER NIEDERSACHSEN, 2011).

Fixing the EFA location instead of allowing farmers to choose annually is equivalent to an additional payment cut of nearly €20 per hectare of arable land. Analogous to the previous example, we obtain an estimate of $€2000/7\text{ha} \approx €286$ per hectare of EFA land: farmers value the option of choosing the EFA location flexibly at €286 per hectare of EFA. The free choice of EFA location allows farmers to integrate EFA land into their crop rotations, enabling them to ease tight rotations. Farms with heterogeneous land may place less value on EFA flexibility. Such farms may choose the least fertile land and the smallest, worst shaped or most distant plots for EFA. It is reassuring that our estimate is well below the value of €632 for a hectare of additional EFA land. A loss of flexibility in the location choice can be expected to be smaller than the 'loss' of the land to EFA.

Turning to the farm/farmer variables, Table 5.5 shows that an increase in land quality (*Ackerzahl*) by ten points (out of 100) is equivalent to a €10.40 higher single payment cut per hectare of arable land. The higher the land quality, the higher the opportunity costs of converting arable land to EFA. In our 100 hectare arable farm, the additional payment cut would amount to €1040. Although differing by region and between years, a ten-point increase in land quality increases physical yields by between half a ton and one ton of grain per hectare. At current grain prices, this range translates into €100 to €200 per hectare. Consequently, our estimate of €1040 is well within the range of €700 to €1400 for the additional yield loss for 7% EFA on better land.

The crop diversity requirements are more binding in farms with only one or two dominating crops. This is reflected in the WTA estimate for the variable 'main crop share'. Table 5.5 shows that an increase in the share of the main crop by one percentage point is equivalent to an additional payment cut of €0.66 per hectare of arable land. In absolute terms, this amounts to an 'acceptable' payment cut of €66 for an additional hectare of the main crop. Farmers with tight crop rotations are thus less inclined to choose the 'greening' option. They would be willing to accept an additional payment reduction of €66 per additional hectare of the main crop. This estimate appears reasonable in that it reflects the difference in gross margin between the main crop and alternative crops required to meet the crop diversity requirements.

Livestock farmers' preferences for 'greening' are reflected by the WTA estimates for the variable livestock units per hectare (*LU/ha*), the dummy variable for dairy farms (*dairy*) and the *dairy stocking rate*. First note from Table 5.5 that an increase in the variable *LU/ha* by one unit⁵⁰ reduces the probability of 'greening' being chosen by 3.12%. An additional payment cut of €8.68 per hectare of arable land is required to restore the initial probability.⁵¹ The effect of higher *dairy* stocking rates is even more pronounced: an increase by one *dairy* LU per hectare reduces the odds for 'greening' by 23.67%, which is equivalent to an additional payment cut of €65.76 per hectare of arable land. We can thus conclude that, *ceteris paribus*, farms with high livestock densities are less likely to choose 'greening'. For dairy farms, however, the negative effect of the *dairy* stocking rate on 'greening' choices is counteracted by the positive effect of the *dairy* dummy variable. A dairy farmer is, *ceteris paribus*, 29.76% more likely to choose 'greening' than a farmer who does not keep dairy cows. This is equivalent to a WTA of €82.66 per hectare of arable land. For the average *dairy* stocking rate in our sample (0.95 cow LU per hectare), the combined effect of the three above variables *LU/ha*, *dairy stocking rate* and *dairy*, results in a WTA estimate of €11.94 per hectare of arable land: $-\text{€}8.68 * 0.95 + \text{€}82.66 - \text{€}65.76 * 0.95$. This means that a dairy farmer with the average stocking rate is more likely than non-livestock farmers to choose the 'greening' option: everything else constant, the dairy farmer chooses 'greening' with the same probability as non-livestock farmers at a €11.94 lower payment cut. A successive increase in the *dairy* stocking rate would erode and eventually reverse the dairy farmer's preference for 'greening'. Preferences are reversed at *dairy* stocking rates in excess of 1.1 *dairy* LU per hectare. We can thus conclude that highly intensive dairy farms find it significantly harder to cope with 'greening' than their less intensive counterparts. In our data sample, 36% of dairy farms keep cows in excess of the critical 1.1 LU per hectare.

⁵⁰ Note that the average livestock farm keeps 1.7 LU per hectare. This is not to be confused with the value of 1.16 LU per hectare reported in Table 5.3, which is the average across all survey respondents.

⁵¹ This WTA is only significant on the 5%-level for a one-sided test (see Table 5.5).

Table 5.5: Marginal effects, WTA and 95% confidence intervals for the parsimonious estimation

	marginal effect	WTA	confidence interval 2.5 / 97.5 percentile
'Greening' attributes			
Single payment cut	0.004***		
Share of Ecological Focus Area (% of arable land)	-0.023**	-6.32***	(-10.86 / -1.78)
Leguminous crops allowed on EFA	0.076**	20.96**	(0.78 / 41.14)
EFA location fixed for three years	-0.071*	-19.58*	(-39.56 / 0.39)
Interaction terms			
Leguminous crops allowed, but on twice EFA x Leguminous crops grown on farm	0.225***	62.54**	(10.34 / 114.74)
Landscape features creditable against EFA x farm with landscape features on its land	0.116**	32.23**	(0.16 / 64.29)
Farm and socio-economic variables			
Full-time	0.223***	61.96***	(30.83 / 93.08)
Arable land quality	-0.004***	-1.04***	(-1.72 / -0.37)
PP share	-0.344***	-0.95***	(-1.46 / -0.44)
Main crop share	-0.238***	-0.66***	(-1.10 / -0.21)
LU/ha	-0.031*	-8.68*	(-18.04 / 0.68)
Dairy	0.298***	82.66***	(42.79 / 122.53)
Dairy stocking rate	-0.237***	-65.76***	(-97.26 / -34.27)
Biogas	-0.126**	-34.98**	(-62.53 / -7.43)
Nature reserve	-0.140*	-38.97**	(-77.86 / -0.09)
AES	-0.125*	-34.84*	(-71.40 / 1.72)
AES and landscape features	0.243***	67.40***	(20.95 / 113.84)
Conservation attitudes	0.037***	10.33**	(2.23 / 18.43)
Greening = set-aside	-0.086***	-23.79***	(-34.55 / -13.03)
Greening = bureaucracy	0.157***	43.63***	(27.65 / 59.60)
Greening ≠ eco	-0.062***	-17.29***	(-27.34 / -7.25)
Greening = higher rents	-0.047***	-12.94**	(-23.10 / -2.78)

*, **, *** represent significance levels $\alpha = 10\%$, 5% , 1% , respectively

Respondents' attitudes towards nature conservation and 'greening' exert an important influence on the WTA. The WTA estimate for the statement "Nature conservation is an important public benefit provided by agriculture", measured on a 1 to 5 Likert scale from "I do not agree" to "I fully agree", is €10.33. This means that, *ceteris paribus*, an increase in the strength of agreement by one point is worth an additional payment cut of €10.33 per hectare (Table 5.5)⁵², or €1033 for a 100 hectare farm. Farmers who strongly agree that nature conservation is an important public benefit of agriculture thus have a higher preference for

⁵² Note that the average response is 3.61 and the standard deviation is 1.26. There are thus many statements that differ by at least one point on the Likert Scale.

greening than other farmers. Interpretation of the 'greening' statements (the last four variables in Table 5.5) must take into account that the responses among these statements are positively correlated between 0.36 and 0.54.⁵³ The sign of the combined effect, however, matches the sign of the separate effects. The 'higher rent' statement – taking into account correlations with the other greening statements – has the smallest marginal effect on the likelihood of 'greening' being chosen by respondents. Nevertheless it is quite similar in magnitude to the estimate for the 'nature conservation' statement. Farmers who believe that EFA is tantamount to set-aside are quite strongly opposed to 'greening'. Among the 'greening' attitudes statements, the 'set-aside' statement has the highest marginal effect on choices and thus the highest WTA. An increase in the strength of agreement by one point has an even higher effect on choices than the combined effect of the policy attributes 'Leguminous crops allowed on EFA' and 'EFA location fixed for three years'. Since the latter has the potential to affect the financial performance of farms, the WTA estimate for the statement about 'set-aside' appears quite high.

5.3.3 Additional insights from the latent class estimations

The latent class estimations allow parameter estimates to vary among the (latent) classes, thus accounting for heterogeneous preferences among respondents. Following Boxall and Adamowicz (2002), the number of classes is decided based on the Bayesian Information Criterion (BIC). It is lowest for two classes with 25 variables (16 attributes and cross-terms as well as 9 membership variables) and amounts to 1021.4. Table 5.6 reports the WTA estimates, annex table shows the regression coefficients. Class 1 has an average membership probability of 69%, class 2 of nearly 31%. The class 1 average probability of choosing the 'greening' alternative (weighted by the individual membership probability) is 54%, whereas this likelihood is only 3.3% for class 2. We thus label class 1 members 'compliers' and class 2 members 'non-compliers'. The low likelihood of choosing 'greening' in class 2 can be explained by the membership function estimates in the annex table. In essence, farms with high opportunity costs of arable land (e.g. high land quality, high share of permanent pasture) or high opportunity costs of crop diversification (e.g. high main crop share) are significantly more likely to be a class 2 member. Here the 'quasi-separation' effect of the latent class estimation becomes obvious.

Nevertheless, some of the class 1 WTA estimates correspond well to the conditional logit estimates in Table 5.5. In particular, the WTA estimates for the share of EFA and the option

⁵³ Note that the nature conservation responses are not significantly correlated with the greening statement responses.

of growing leguminous crops on the EFA are of similar order of magnitude in both estimations. In addition, the WTA for the crop diversity attribute is not significant in either of the two estimations.

Table 5.6 reveals substantial differences between class 1 and class 2 WTA estimates. The WTA for the share of EFA for the 'non-compliers' is more than five times that of the 'compliers', indicating that class 2 farmers face high opportunity costs for arable land. This conjecture is supported by the high WTA estimate in class 2 for the possibility of counting landscape features as EFA in farms which have such landscape features on their land. Another important difference between the two classes relates to the option of growing leguminous crops on EFA land. 'Non-compliers' do not seem to value this option while the 'compliers' do. A similar argument holds for land in agri-environmental schemes. The possibility of counting such land as EFA is valued by class 1 but not by class 2 respondents. Note that in the conditional logit model the option of growing leguminous crops on twice the EFA is significant only for farmers who do grow such crops (see Table 5.4 above). The 'quasi-separation' property of the latent class estimation substitutes for the dummy effect found in the conditional logit model.

An important qualification for WTA estimates in class 2 must be made: the WTA for an additional percentage point of EFA of € 51.4 per hectare of arable land (equivalent to € 5140 per hectare of additional EFA) seems unrealistically high. We suspect that the ratio of the regression coefficients for the variables 'share of EFA' and 'single payment cut' does not yield an appropriate WTA estimate at the sample mean since the likelihood of choosing 'greening' is very low in class 2. The average likelihood of 'greening' being chosen weighted by each observation's membership probability for class 2 is only 3.3%. Clearly, the likelihood of 'greening' choices weighted by the membership probability for class 2 respondents is much lower at the sample mean than it is for choice sets with a low EFA share and a high payment reduction, i.e. choice sets with an 'attractive' greening alternative. Consequently, both the likelihood of 'greening' being chosen and the number of actual 'greening' choices are rather low around the sample mean, so that point estimates at the sample mean must be treated with caution.

Table 5.6: WTA estimates from the latent class estimation

	WTA [Euro/ha] (2.5 / 97.5 Percentile)	
	Class 1	Class 2
average membership probability:	69.2%	30.8%
Share of Ecological Focus Area (% of arable land)	-8.9*** (-10.9/-6.9)	-51.4** (-99.7/-3.1)
Leguminous crops allowed on EFA	38.7*** (15.9/61.5)	-37.0 (-181.4/107.5)
Leguminous crops allowed, but on twice the EFA	21.0** (0.1/41.9)	-63.5 (-207.5/80.5)
EFA location fixed for three years	-10.7 (-27.6/6.3)	-153.7 (-438.3/130.9)
Leguminous crops allowed, but on twice EFA x Leguminous crops grown on farm	27.9 (-13.1/68.9)	-208.4 (-2856.7/2439.9)
Landscape features creditable against EFA x farm with landscape features on its land	17.3 (-5.0/39.5)	378.6** (70.7/686.6)
AES deductible x AES participation	37.7* (4.2/71.3)	-77.3 (-426.0/271.4)

*, **, *** represent significance levels $\alpha = 10\%$, 5% , 1% , respectively

Summarizing, the latent class estimations allow respondents to be split into two groups, 'compliers' and 'non-compliers'. The heterogeneity of preferences is reflected in different WTA estimates for the policy attributes. Although the group of 'non-compliers' is smaller than that of 'compliers', the WTA estimates for 'non-compliers' indicate that farmers in that class are very strongly opposed to 'greening'. The WTA estimates for the class of 'compliers', with an average membership probability of around 70%, correspond well to most of the conditional logit estimates. Nevertheless, compared to the conditional logit results, the latent class WTA estimates for class 1 are slightly higher on average because farmers who do not respond to variations in the attribute levels are allocated a low weight in the latent class model.

5.3.4 Discussion

It is difficult to compare our quantitative estimates with previous work using DCE to estimate farmers' willingness to participate in voluntary agri-environmental schemes. First, the attributes of agri-environmental contracts differ from the 'greening' provisions. Second, the surveys were carried out in different countries and different years, meaning that the opportunity cost of participation cannot be compared. This said, CHRISTENSEN ET AL. (2011) and ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) also highlight the importance of heterogeneity in how farmers assess the costs of individual contractual obligations. Both studies, as well as that of RUTO AND GARROD (2009), find that more stringent management prescriptions and less

flexibility in implementing conservation practices reduce farmers' willingness to participate. CHRISTENSEN ET AL. (2011) estimate a reduction in the required incentive payment of €110 per hectare if farmers are allowed to use fertilizer in pesticide-free buffer zones on arable land in Denmark. This is less than our estimate of €632 per hectare of a complete ban of productive use of EFA land. ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) find that a ban on grazing in a hypothetical Spanish alfalfa support scheme (see section 2.1) significantly reduces respondents' willingness to sign a contract. The same holds for restrictions imposed on the choice of parcels which can be offered for the scheme.

It is also difficult to compare our cost estimates to the ones published in the Commission's *ex ante* impact assessment of the CAP proposal (EU COMMISSION, 2011b). While the Commission's estimates are based upon calculations of income forgone in model farms, our cost estimates rest upon WTA estimates which, in addition to income forgone, capture non-monetary preferences that farmers may have in respect of 'greening'. Concerning arable crop diversity, the Commission estimates that cultivation would have to be changed on only 0.4% of the arable land in Germany in response to the requirement that the largest crop shall not exceed 70% of a farm's arable land. The affected arable land area increases to only 1.9% if the maximum crop share were set at 50% of a farm's arable land (EU COMMISSION, 2011b, annex 2d, table 2, page 11). These small portions of affected land may well explain why the experiment's crop diversity attribute is not significant. As to the cost of converting arable land to EFA, we can compare the assessed costs for a 'greening' option with 5% EFA to another option with 10%. The average figure reported for Germany is €194 and €231 per hectare set aside, respectively (EU COMMISSION, annex 2d, table 3, page 13). For EFA shares between 5% and 10%, the marginal cost then is €268 per hectare of EFA⁵⁴ – well below the €632 WTA estimate from our conditional logit model. This difference could be explained by different price assumptions: a €5 difference in cereal prices would give rise to a €300 difference per hectare at an assumed yield of 6 tonnes per hectare. Alternatively, the difference between WTA and income forgone estimates could reflect farmers' emotional refusal of retiring productive land.

The reader is reminded at this point that the empirical analysis is based upon a respondent sample which is not representative of the German farming community. As mentioned above, farms in East Germany, small and part-time farms are underrepresented in the survey. We do not think that the latter aspect introduces a significant bias since, for administrative reasons,

⁵⁴ The marginal cost of EFA shares between 5 and 10% must be €268 per hectare to ensure an average cost of €231 per hectare for the entire first 10% of a farm's arable land.

smaller farms will be exempt from 'greening'. Nonetheless, the empirical results should be interpreted with that qualification in mind.

5.4 Conclusions

This paper has explored farmers' prospective responses to the proposed 'greening' of the CAP. Survey respondents perceive 'greening' as a costly constraint to farming. Not all policy attributes, however, are perceived as equally demanding. The minimum prescribed share of the smallest crop in the rotation does not affect the likelihood of 'greening' being preferred to 'opt-out', nor does the possibility of counting landscape features or AES land as EFA. By contrast, the share of EFA itself does have a strong impact on choices. Land 'lost' to EFA is valued at the rental value of arable land, and opportunities for productive uses of the EFA are assigned a positive value.

Not all farmers feel equally affected by 'greening'. Among the most heavily affected are specialised arable farms on highly productive land as well as specialised dairy farms with high stocking rates. In more general terms, farmers with high opportunity costs of arable land (e.g. high-quality land, high share of permanent pasture, high stocking rates, biogas plant) will be more inclined to opt out and voluntarily forgo the 'greening' premium than farmers with lower land opportunity costs. A small group of farmers will fiercely reject 'greening'. 14% of respondents never chose a 'greening' alternative, indicating that they are unwilling to consider trade-offs. It remains to be seen whether this conclusion is an artefact of the survey's hypothetical character.

What conclusions can be drawn for future changes to the policy? For improving the environmental effectiveness of 'greening', policy makers have to balance the stringency of management prescriptions and farmer acceptance. In this respect, we conclude that a crop diversity constraint which requires farmers to grow at least three crops, each covering at least 20% of the arable land, does not seem to meet much resistance and may contribute, as a low-cost measure, to more balanced crop rotations and associated environmental benefits in regions of intensive arable farming.

By contrast, converting arable land into EFA is perceived as a high-cost measure. The trade-off between conservation benefits on the one hand and farmer acceptance on the other seems particularly pronounced. Policy is well advised to err on the safe side by demanding only moderate EFA shares. Likewise, fixing the location of the EFA (instead of allowing farmers to choose annually) should only be considered if assigned a high conservation value. Farmers

perceive this measure as relatively high cost. Allowing landholders to rotate the EFA will significantly raise the acceptance of 'greening'.

The option of growing leguminous crops on EFA land appears very attractive to farmers. It should only be made available if legumes are judged to yield conservation benefits similar to other, less productive uses of the EFA.

Some of the policy provisions proposed in the political debate to ease the burden of 'greening' at the farm level are only valued by a minority of farmers. These include the option of counting AES land or landscape features as EFA. The latter is only valued by farmers who have such features on their land (but not by others). Likewise, the possibility of growing leguminous crops on *twice* the EFA, as an alternative to retiring the EFA from production, is only valued by farmers who already grow such crops. Nonetheless, as mentioned in the previous paragraph, the average farmer in our survey would prefer cultivating legumes on EFA land instead of setting it aside.

In addition to the above conclusions which follow directly from the empirical results, the following aspects may also affect farmer acceptance and conservation benefits:

Acceptance of 'greening' among dairy farmers with high cow stocking rates may be raised by allowing the EFA to be used as (non-permanent) grassland. This would allow farmers to mitigate the loss of roughage production while contributing to conservation objectives. Such an option would need to be accompanied by management prescriptions (e.g. relating to mowing dates or fertiliser quotas) to target environmental objectives.

The heterogeneity of perceived participation costs among respondents suggests that farmers will be likely to transfer EFA requirements between them. This could be realized by farmers with high opportunity cost renting low opportunity cost land from other farmers. Such trade would result in the EFA being concentrated on the least productive land in a region. If instead a spatially inclusive and comprehensive distribution of the EFA is considered advantageous from an environmental point of view, policy would have to specify the distance from a farmstead within which EFA requirements must be met. Alternatively, the policy could prohibit farmers from maintaining EFA land in one location for a number of years. The requirement to rotate the EFA would ease incentives to rent less productive land in large distances from the farmstead. However, both these options could lead to significant administrative burdens.

The empirical analysis in this paper provides a basic understanding of the likely responses of landholders to the new 'greening' instrument. We lay the foundation for predicting landholder

willingness to comply as a prerequisite for the policy's environmental effectiveness. We emphasize, however, that the empirical results reported in this study and the conclusions drawn are tentative in that the sample is not representative of the German farming community. The reader should also note that the analysis in this paper falls short of a comprehensive cost-benefit assessment of 'greening'. Such an assessment would balance conservation benefits with farm-level costs and production losses. We have merely focused on the cost aspect. A multidisciplinary effort of economists, ecologists and agronomists is needed to derive a set of recommendations for improving future 'greening' policy from a broader societal perspective.

References

- ADAMOWICZ, W., BOXALL, P., WILLIAMS, M. AND J. LOUVIERE (1998): Stated preference approaches for measuring passive use values: choice experiments and contingent valuation. In: *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, pp. 64–75.
- AGRARMINISTERKONFERENZ. ERGEBNISPROTOKOLL DER AGRARMINISTERKONFERENZ (2011): In: <https://www.agrarministerkonferenz.de/documents/Gesamtfassung-suhl-ohne-unter-schrift.pdf>, Suhl, accessed February 2013.
- BERNING, J.P., CHOUINARD, H. H., MANNING, K. C., MCCLUSKEY, J. J. AND D.E. SPROTT (2010): Identifying consumer preferences for nutrition information on grocery store shelf labels. In: *Food Policy*, Vol. 35, pp. 429–436.
- BIROL, E., SMALE M. UND Á. GYOVAI (2006): Using a choice experiment to estimate farmers' valuation of agrobiodiversity on Hungarian small farms. In: *Environmental and Resource Economics*, Vol. 34, pp. 439–469.
- BMELV - BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011): Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011. Berlin. In: <http://www.bmelv.de/SharedDocs/Downloads/Broschueren/Agrarbericht2011.pdf?blob=publicationFile>, accessed March 2013.
- BOXALL, P.C. AND W.L. ADAMOWICZ (2002): Understanding heterogeneous preferences in random utility models: a latent class approach. In: *Environmental and Resource Economics*, Vol. 23, pp. 421–446.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEEBEL, J. AND U. LATACZ-LOHMANN (2008): Forecasting the adoption of GM oilseed rape: evidence from a discrete choice experiment in Germany. In: *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59, pp. 237–256.

- CHRISTENSEN, T., PEDERSEN, A. B., NIELSEN, H. O., MØRKBAK, M. R., HASLER, B. AND S. DENVER, S. (2011): Determinants of farmers' willingness to participate in subsidy schemes for pesticide-free buffer zones - a choice experiment study. In: *Ecological Economics*, Vol. 70, pp. 1558–1564.
- DESTATIS (2011): 28 Millionen Haushalte in Deutschland haben einen Breitbandanschluss. In: https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2011/12/PD11_474_63931.html, accessed April 2013.
- COPA-COGECA (2013): The Common Agricultural Policy after 2013: The preliminary reaction of EU Farmers and Agri-Cooperatives to the Commission's Legislative Proposals. In: <http://www.copa-cogeca.be/Main.aspx?page=Papers&lang=en>, accessed May 2013.
- DEUTSCHER BAUERNVERBAND (2012): Stellungnahme des Präsidiums des Deutschen Bauernverbandes zum Vorschlag der EU-Kommission für die Ausgestaltung der landwirtschaftlichen Direktzahlungen in der Gemeinsamen Agrarpolitik 2014 bis 2020. In: <http://www.bauernverband.de/dbv-positionen-gemeinsamen-agrarpolitik>, accessed April 2013.
- ESPINOSA-GODED, M., J. BARREIRO-HURLÉ AND E. RUTO (2010): What do farmers want from agri-environmental scheme design? A choice experiment approach. In: *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, pp. 259–273.
- EU COMMISSION (2011a): Proposal for a Regulation of the European Parliament and of the Council establishing rules for direct payments to farmers under support schemes within the framework of the Common Agricultural Policy, Brussels. In: http://ec.europa.eu/agriculture/cap-post-2013/legal-proposals/com625/625_de.pdf, accessed September 2012.
- EU COMMISSION (2011b): Common Agricultural Policy towards 2020 – assessment of alternative policy options, Brussels. In: http://ec.europa.eu/agriculture/policy-perspectives/impact-assessment/cap-towards-2020/index_en.htm, accessed May 2013.
- GREENE, W. H. (2003): *Econometric Analysis*. 5th edition. New Jersey.
- HART, K. AND J. LITTLE (2012): Environmental approach of the CAP legislative proposal. In: *Politica Agricola Internazionale*, Vol. 1, pp. 19-30.

- HOUSE OF COMMONS ENVIRONMENT (2012): Food and Rural Affairs Committee. In: *Greening the Common Agricultural Policy*, Vols. 1 and 2, HC 170, London, The Stationery Office Limited.
- LANDWIRTSCHAFTSKAMMER NIEDERSACHSEN (2011): *Richtwertdeckungsbeiträge für Niedersachsen*. Hannover, Germany.
- LUCE, R.D. AND J.W. TUKEY (1964): Simultaneous conjoint measurement: a new type of fundamental measurement. In: *Journal of Mathematical Psychology*, Vol. 1, pp. 1-27.
- LOUVIERE, J.J. AND G. WOODWORTH (1983): Design and analysis of simulated consumer choice or allocation experiments: an approach based on aggregate data. In: *Journal of Marketing Research* 20(4), pp. 350-367.
- LOUVIERE, J.J., HENSHER, D.A. AND J.D. SWAIT (2000): *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*. Cambridge University Press.
- LOUVIERE, J.J., FLYNN, T. AND R. CARSON (2010): Discrete Choice Experiments are not Conjoint Analysis. In: *Journal of Choice Modelling*, Vol. 3, pp. 57-72.
- MATTHEWS, A. (2012a): Environmental public goods in the new CAP: impact of greening proposals and possible alternatives. Presentation to COMAGRI Committee on Agriculture and Rural Development, European Parliament, 19th March 2012.
- MATTHEWS, A. (2012b): *Greening the Common Agricultural Policy post-2013*. In: *Intereconomics*, Vol. 47, pp. 326-331.
- MATTHEWS, A. (2013): *Greening CAP payments: a missed opportunity?* Institute for International and European Affairs. Dublin, Ireland.
- MAZZANTI, M. (2001): Discrete choice models and valuation experiments. In: *Journal of Economic Studies*, Vol. 30, pp. 584-604.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional logit analysis and qualitative choice behavior. In: Zarembka, P. (ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, pp. 105-142.
- PACIFICO, D. AND HONG IL YOO (2012): *lclgfit*: a Stata module for estimating a mixed logit model with discrete mixing distribution via the expectation-maximization algorithm. In: Working Papers No. 17, Ministry of Economy and Finance, Department of the Treasury, Rome, Italy.

- QUANDT, R. E. (1968): Estimation of model splits. In: *Transportation Research*, Vol. 2, pp. 41 - 50.
- RIBBE, L. (2012): Die GAP-Reform und die Ökologisierungskomponente (Greening). In: http://www.bund.net/fileadmin/bundnet/pdfs/landwirtschaft/121115_Landwirtschaft_Infopapier_GAP_Reform.pdf, accessed March 2013.
- RUTO, E. AND G. GARROD (2009): Investigating farmers' preferences for the design of agri-environment schemes: a choice experiment approach. In: *Journal of Environmental Planning and Management*, Vol. 52, pp. 631-645.
- SRU - SACHVERSTÄNDIGENRAT FÜR UMWELTFRAGEN (2013): Die Reform der europäischen Agrarpolitik: Chancen für eine Neuausrichtung nutzen. In: http://www.umweltrat.de/SharedDocs/Downloads/DE/05_Kommentare/2012_2016/2013_KzU_GAP.pdf?__blob=publicationFile, accessed April 2013.
- TANGERMANN, S. (2012): CAP reform and the future of direct payments. In: *Intereconomics*, Vol. 47, pp. 321-326.
- THEIL, H. (1970): On the estimation of relationships involving qualitative variables. In: *The American Journal of Sociology*, Vol. 76, pp. 103-154.
- Vennemann, H. and L. Theuvsen (2004): Landwirte im Internet: Erwartungen und Nutzungsverhalten. In *Proceedings of the 25th Conference of the Gesellschaft für Informatik in der Land-, Forst- und Ernährungswirtschaft*, pp. 241–244. <http://subs.emis.de/LNI/Proceedings/Proceedings49/GI.Proceedings.49-57.pdf>, accessed April 2013.
- WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT FÜR BIODIVERSITÄT UND GENETISCHE RESSOURCEN (2012): Ökologische Vorrangflächen zur Förderung der Biodiversität – Bedeutung, Bewirtschaftung, Ausgestaltung. Stellungnahme. Bonn. In: http://www.bmelv.de/SharedDocs/Downloads/Ministerium/Beiraete/Biodiversitaet/OekologischeVorrangflaechen.pdf?__blob=publicationFile, accessed April 2013.

Annex table

Variable	Class 1; share = 0.69		Class 2; share = 0.31	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
'Greening' attributes				
Single payment cut	0.024	0.000	0.006	0.113
Share of Ecological Focus Area (% of arable land)	-0.214	0.000	-0.307	0.000
Leguminous crops allowed on EFA	0.995	0.000	-0.227	0.609
Leguminous crops allowed, but on twice the EFA	0.521	0.041	-0.384	0.400
EFA location fixed for three years	-0.253	0.212	-0.961	0.034
Leguminous crops allowed, but on twice EFA x Leguminous crops grown on farm	0.881	0.077	-12.283	0.000
Landscape features creditable against EFA x farm with landscape features on its land	0.468	0.139	1.390	0.007
AES deductible x AES participation	1.329	0.014	-0.569	0.569
Class membership variables				
Farm size	0.018	0.003		
Arable land quality	-0.039	0.066		
PP share	-4.483	0.004		
Main crop share	-2.888	0.022		
Dairy	4.312	0.000		
Dairy stocking rate	-2.152	0.003		
Greening = set-aside	-1.029	0.000		
Greening = bureaucracy	0.829	0.004		
Constant	3.353	0.115		

Log likelihood = -473.056; N = 1024

The following variables have been excluded based on a robust Wald test:

Full-time, Age, LU/ha, Biogas, Plot allocation, Nature reserve, AES, Landscape features, AES and landscape features, Conservation attitudes, Greening \neq eco, Greening = higher rents, County stocking rate, Land rent.

The χ^2 -value is 22.54 with $\alpha = 0.4284$ for the corresponding Wald test.

The following attribute variables are not significant at the 10% level in either class: crop diversity: minimum crop share, AES land creditable against EFA, landscape features creditable against EFA, AES and landscape features creditable against EFA.

Kapitel 6

Integrating economic and behavioural theory to explain dairy farmers' contract acceptance

Autoren

Birgit Schulze and Norbert Schulz

Dieser Artikel befindet sich im Begutachtungsverfahren der 1. Runde im:
European Review of Agricultural Economics

Abstract

Relational Contract Theory and Commitment-Trust-Theory of Relationship Marketing suggest that relational variables facilitate transactions. Results of Discrete Choice experiments and a survey among German dairy farmers presented in this paper support this hypothesis. The random utility model is complemented by variables from behavioural theories. Relationship quality, contract attributes, attitudes towards contracting and specific requirements, farm and farmer characteristics, price satisfaction and orientation, and more general attitudes towards underlying trends influence farmers' willingness to accept a contract. We conclude that investment in relationship building and communication on marketing challenges and strategies can increase responsiveness and decrease sourcing costs.

Keywords

Commitment-Trust-Theory, Discrete choice, relational contract, Theory of Planned Behaviour, vertical coordination

6.1 Introduction

Coordination of food supply chains for the provision of differentiated raw materials has gained importance in recent years, be it as a reaction on food scares or as an attempt to avoid competition in the mass market. There is a long tradition of discussing coordination among business agents in economics and management theory alike, with a common foundation in the work of, among others, RONALD COASE (1937), CHESTER BARNARD (1938) and HERBERT SIMON AND JAMES MARCH (1958). As has been described by WILLIAMSON (1985), a long phase of scepticism among economists followed these seminal works which introduced the concepts of transaction costs and boundedly rational actors.

A core problem of coordination is the inevitable incompleteness of (long term) contracts, which opens the field for opportunistic behaviour and thus causes transaction costs both ex ante and as well as during the execution of the transactions. Eventually, transactions might even be prohibited if actors cannot provide credible commitments. In this context, the notion of relational contracts (MACNEIL, 1978, 2000) entered the debate on governance modes for transactions (POPPO AND ZENGER, 2002). This also refers to the notion of trust as a facilitating condition of economic transactions with the repeat, though mainly implicit, postulate that "trust and its underlying normative behaviours operate as a self-enforcing safeguard that is a more effective and less costly alternative to both contracts and vertical integration" (POPPO AND ZENGER, 2002: 707). Instead of substitutes, however, contracts and trust today are also conceived as complements (ibid.).

A considerable amount of research has been done on contracting in agribusiness (FISCHER ET AL., 2009; KEY AND MCBRIDE, 2003; KEY, 2004; KEY AND MACDONALD, 2006; LAJILI ET AL., 1997) and buyer-seller relationships in the food industry (BATT, 2003; HANSEN ET AL., 2002, JAMES AND SYKUTA, 2006; SCHULZE ET AL., 2006; HERNANDEZ-ESPALLARDO ET AL., 2012). ROE ET AL. (2004) identified trust as a variable to explain contractees' choice between cooperative and investor-owned contractors. However, the questions if, and if yes, how strongly trust – or the broader construct of relationship quality – can reduce the monetary incentive a farmer requires to sign a contract, has not been evaluated so far.

Against this background, this paper addresses the question whether relational phenomena have a positive and measurable economic impact on contracting behaviour, as suggests the Commitment-Trust-theory proposed by MORGAN AND HUNT (1994). With reference to MCFADDEN (1986), the required integration of economic and behavioural theories is achieved by complementing the rational-choice based random utility model with behavioural variables borrowed from Relationship Marketing (MORGAN AND HUNT, 1994), as well as from Theory of Planned Behaviour (TPB, AJZEN AND FISHBEIN, 2005) and Acceptance Theory (VENKATESH ET AL., 2003). These theories provide a consistent framework to model psychometric factors influencing human behaviour. BURTON (2004) describes how such behavioural approaches have been mainly neglected in agricultural economics. Today, some references to, and even applications of, TPB can be found nevertheless (HATTAM, 2006; MATTISON AND NORRIS, 2007; REIMER ET AL., 2012).

Methodologically, a Discrete Choice Experiment is employed to estimate and explain farmers' willingness to accept (WTA) different contracts. As an application, the current "sustainability trend" is taken up: In the dairy sector, "pasture" and "GM-free" products have been introduced to address increasing societal concerns and retailer demands (FRIESLANDCAMPINA, 2011). This requires contractual arrangements with farmers concerning composition and provenience of the feed ration as well as the cows' access to pasture.⁵⁵ A sample of 147 German dairy farmers obtained from an online-survey serves as empirical basis for our analysis.

The remainder of this paper first provides the theoretical framework and hypotheses generated following the above mentioned research streams. Then, measures, data collection, applied methods and results are presented and discussed. The paper closes with concluding remarks, limitations and suggestions for further research.

⁵⁵ We abstain from an attempt to judge whether one or the other measure really does positively contribute to sustainability. CAROLAN (2006) pointed at the difficulties of fact and fiction with respect to sustainability.

6.2 Theoretical background and hypotheses: integrating economic and behavioural approaches

Analysing the factors influencing farmers' acceptance of contracts requires an appropriate theoretical framework. In economics and behavioural sciences, comparable models of human behaviour have evolved. The major difference between these models and our behavioural study lies within the fact that the prevalent concentration on objectively measurable explanatory variables such as size, age, education is used in economic models, whereas behavioural studies are (also) interested in the determinants of the decision making process (MCFADDEN, 1986). Apart from that, there are differences rather in notions than in concepts: While an economist would assume an individual to choose the alternative to which it attributes the highest utility, a behavioural scientist would refer to the alternative towards which the individual has the highest positive attitude. While utility in economic models is assumed to be a function of product attributes and individual characteristics, AJZEN AND FISHBEIN (2005) model in their Theory of Planned Behaviour (TPB) "attitude towards the behaviour" as a function of individual beliefs about and evaluation of positive and negative consequences of the behaviour. The TPB further distinguishes between intention and actual behaviour and includes the constructs of subjective norm and behavioural control. The former represents the perceived social pressure on an individual to engage in certain behaviours or not. Behavioural control, on the other hand, comprises potential barriers or facilitating conditions (availability, budget) to perform such behaviour. Finally, more general attitudes, knowledge, and socio-demographic variables are viewed by AJZEN AND FISHBEIN (2005) as "background factors" which are mediated by the more specific above-mentioned constructs. Despite the early conceptual integration of economic and psychological consumer theory, e.g. by MCFADDEN (1986), who called for a more explicit modelling of psychometric data within the framework of random utility models. Such extensions have rarely taken place beyond consumer choice studies, and applications in farmers' choice behaviour do not follow a systematic approach to model human decision processes.⁵⁶

The third body of research we refer to in this paper, which has so far been touched only cursorily in research on contracting behaviour, is Relationship Marketing and namely Commitment-Trust-Theory (MORGAN AND HUNT, 1994). In brief, the theory postulates that trust and commitment between business partners do determine, among others, acquiescence, i.e., the "degree to which a partner accepts or adheres to another's specific request or policies"

⁵⁶ BREUSTEDT ET AL. (2008), in their economic model of farmers' GMO rapeseed adoption, e.g., have included attitudes of colleagues, and found a significant impact on adoption, but without referring to a specific theoretical framework.

(MORGAN AND HUNT, 1994: 25). While the trust phenomenon is not completely neglected in economic theory, the conceptions of the construct still differ. In economics, trust is mainly understood as calculus-based, with the game-theoretic “tit-for-tat” heuristic (AXELROD, 1984) or “shadow-of-the-future” effects (DAL BÓ, 2005), while social-psychology and relationship marketing often understand trust as a richer concept, including competence, or benevolence trust (DONEY AND CANNON, 1997).

In the following, we briefly introduce the general random utility model as the basic model, which comprises not only contract attributes as determinants of utility, but also individual characteristics influencing perceived utility. Thus, the behavioural theories are integrated. With respect to our primary goal, i.e., measuring the economic impact of trust and commitment on contract choice and willingness to accept, we then firstly derive hypotheses from Relationship Marketing. Then, to avoid biases in the estimation of its impact, further variables are included, which we present systematically based on the TPB framework briefly outlined above.

Random utility theory

According to random utility theory (compare MANSKI, 1977, or MCFADDEN, 1986, for an overview), the utility U an individual (dairy farmer) i derives from an (milk delivery contract) alternative j is decomposed into a deterministic part V , which is a function of the (contract) attributes z , observable individual characteristics s , and a random part ϵ , which contains private information of the individual on additional, unobservable factors influencing her perceived utility (6.1).

$$(6.1) \quad U_{ij} = V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \epsilon_{ij}$$

We assume an additive function for the deterministic utility, modelled as the sum of the influences of the N attributes and M individual characteristics.

$$(6.2) \quad V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_{ijn} + \sum_{m=1}^M \beta_m s_{im}$$

Following rational choice theory, the dairy farmer will choose the milk delivery contract j^* that yields the highest benefit among the contract alternatives:

$$(6.3) \quad \max_j U_{ij} \Leftrightarrow V(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i) + \epsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \epsilon_{ij} \quad \text{for all } j \in J.$$

While the model generally is open to include variables on the decision making process, which is done frequently in consumer studies to elicit willingness to pay, this is so far uncommon in studies of farmers' behaviour. Hypotheses on how contract choice is influenced by contract attributes and individual characteristics (i.e., relational variables, attitudes towards the requirements and contracting in general, as well as behavioural control and background factors) will be derived. The econometric estimation to test the hypotheses based on Discrete Choice Experiments will be explained in the section on methodology section afterwards.

Impact of contract attributes on the willingness to accept a contract

Generally, a contract will comprise a number of different requirements, information on the duration of the contract, and the mark-up offered. The hypotheses concerning the impact of contract attributes on contract acceptance are based on rational choice theory:

H1: The higher the compensation offered, the more likely the farmer will accept a contract.

Since adoption of the practices required by the contract will probably come at a cost, the farmers' likelihood to accept the contract will be, *ceteris paribus*, decreased by these requirements:

H2: The more severe restrictions a contract comprises, the less the farmers' willingness to accept it.

In the case of pasture and feeding restrictions, different intensity levels of these restrictions can be conceived in order to test this hypothesis.

As to the duration of the contract, two contradictory hypotheses can be derived: first, it may increase the related uncertainty, e.g., concerning the development of input-output price relations and unforeseen contingencies. Thus, a negative impact of contract duration would be expected. On the other hand, it is possible that a longer contract duration is perceived as providing more planning security for the dairy farmer (e.g., if specific investments have to be made), thus supporting a positive impact on acceptance:⁵⁷

H3: The duration of the contract has an impact on contract choice.

Relational factors influencing farmers' willingness to accept additional requirements

In their "commitment-trust-theory of relationship marketing" MORGAN AND HUNT (1994) suggest that trust and commitment to the business partner foster acquiescence and "encourage

⁵⁷ The here described notions of uncertainty can be labeled with WILLIAMSON (1985) and KRISHNAN ET AL. (2006), as environmental and behavioral uncertainty, respectively.

marketers to [...] view potentially high-risk actions as being prudent because of the belief that their partners will not act opportunistically.” (ibid.: 22). Trust and commitment would then, in line with WILLIAMSON (1985), reduce transaction costs implied in the procurement of differentiated raw materials: when no or low opportunistic behaviour is expected, fewer safeguards have to be provided or, when the relationship has a value for the partner which goes beyond the transaction, less additional incentive is required for him to accept (incomplete) contracts.⁵⁸ Consequently, the compensation necessary for farmers who trust in and are committed to their buyer would be lower than for less committed farmers. In the absence of possibilities to exert power and force on the suppliers to deliver differentiated raw materials, a good relationship thus may facilitate coordination and reduce costs.

Following the Commitment-Trust-Theory (MORGAN AND HUNT, 1994) and findings of ZAHEER ET AL. (1998), it can be hypothesized that:

H4: The better a farmer evaluates the relationship with the business partner in terms of satisfaction, trust and commitment, the more readily he will accept a contract.

Since the goal of introducing the above mentioned differentiating criteria on farms is to provide consumers with “pasture milk” or “GM-free” products, it is assumed to be important how farmers judge the prospects of their dairy to develop successful marketing strategies. In trust literature, this is referred to as “competence trust” in an intra-organizational setting (GHOSHAL AND BARTLETT, 1994; HANDFIELD AND BECHTEL, 2004; MAYER ET AL. 1995).

Furthermore, beliefs about the reliability (DEUTSCH, 1958) of the partners’ promised compensatory payment may influence farmers’ appreciation of contracting. These trust dimensions can be conceptually viewed as parts of the construct relationship quality. SCHULZE ET AL. (2006), however, found reliability to build a distinct principal component. It is therefore hypothesized additionally, that:

H5: Perceived competence of the business partner to develop and successfully implement strategies, increases propensity to sign a contract.

H6: Perceived reliability of the business partners’ promises has a positive impact on contract acceptance.

⁵⁸ ZAHEER ET AL. (1998) can show that trust is negatively correlated with perceived negotiation costs, measured as the ease of and the time consumed by negotiations on burden distribution when changes occur.

Attitudes towards the behaviour

Taking up the notion of TPB in the context of this paper, farmers may hold specific beliefs about the impact of the contract requirements on different performance indicators, such as milk yield per cow, milk quality, animal health, or workload. These perceptions are likely to have an impact on the farmers' willingness to accept the contract:

H7: The more farmers perceive a requirement to be detrimental to productivity, the less they will be inclined to accept a contract.

Besides these requirement-specific beliefs, studies in the meat sector have shown that often negative attitudes towards contracting in general do exist: Switching to more intense coordination mechanisms (contracts) is perceived as costly at least by some farmers (KEY AND MCBRIDE, 2003; KEY, 2004; FURESI ET AL., 2006), expressing a strong preference for "entrepreneurial freedom" (SCHULZE ET AL., 2007), "sovereignty" (FISCHER ET AL., 2009), or "autonomy" (KEY AND CO-AUTHORS). Consequently, even farmers who already fulfil the requirements may be reluctant to sign a respective contract and give up their flexibility.

H8: The stronger a farmers' preference for entrepreneurial freedom, the less likely he will sign a contract with a business partner.

Behavioural control – facilitating conditions

The construct of behavioural control relates mainly to the contract attributes above mentioned and the ease of their fulfilment: Despite the general assumption that adapting to the contract requirements is costly, some farmers may face facilitating (hindering) conditions, which let them more (less) readily accept a contract:

H9: Farmers who ex ante fully or partially fulfil the practices required by a contract will be more likely to accept it.

In the case of grazing obligations, such facilitating conditions may be the availability of grassland and experiences with grazing. Farmers who already mix the own feed ration or omit soy shred already from the ration may more readily accept a contract which requires renouncement on GMO.

Background factors

Studies in environmental economics already included environmental attitudes in their models to explain contract acceptance and the height of the necessary compensation (MEYERHOFF AND LIEBE, 2009; RUTO AND GARROD, 2009). In TPB, such more general attitudes are

understood as background factors, which are mediated by more specific attitudes towards the behaviour.

In the case of sustainability requirements in dairy farming, such relevant background attitudes may concern the viability of the trend, the importance of actions to enhance the image of dairy farming, and attitudes towards GMO. The following hypothesis can be derived:

H10: The more positive (negative) a farmers' general attitude towards the theme addressed by the contract requirements, the more (less) likely he will accept a contract.

Earlier studies on relationship quality and cooperativeness also included the construct of price satisfaction and price orientation. While the former concept can be further divided in current, long-term and relative price satisfaction, of which the latter has been shown to have an impact on relationship quality (SCHULZE ET AL., 2006) or overall satisfaction (HERNANDEZ-ESPALLARDO ET AL., 2012), price orientation was defined by DILLER (2000) as persons' desire to acquire information on prices and to consider it in purchasing decisions. It is thus clear that the concepts of price orientation and satisfaction may but must not be correlated, since price oriented farmers can nevertheless be satisfied, as SCHULZE AND SCHLECHT (2009) showed for the case of pig farmers (. For their impact on contract acceptance, we hypothesize different relationships: it can be assumed that farmers who are satisfied with the prices paid by their dairy would more readily accept an additional contract. On the other hand, SCHULZE AND SCHLECHT (2009) by means of a cluster analysis found mixed evidence as to the relationship between price orientation and desire for flexibility. Transferred to the case of dairy farmers, we hypothesize:

H11: Relative price satisfaction has a positive impact on contract acceptance.

H12: Price orientation has an impact on contract acceptance.

Furthermore, based on earlier studies showing that older and less educated persons often are more reluctant to adopt new technologies (VENKATESH ET AL., 2003), we analyse the impact of age and education on farmers' willingness to accept additional requirements.

Farm characteristics such as herd size, average milk yield, quota endowment, and the share of income derived from milk production, existence of a successor, and the use of extension services can also be assumed to have an impact on willingness to accept additional requirements. However, no clear hypotheses can be derived as to the direction of the impact.

The next section provides information about the measures employed as well as on the data collection process and econometric estimation.

6.3 Methodology

Measures

Some of the exogenous variables included in the model represent hypothetical constructs measured by a number of items. Measures of the behavioural constructs and attitudes could only partially be derived from the literature: while relationship quality is a rather well researched topic, measures of effort expectancy concerning pasture or omission of soy from the dairy cow ration so far do not exist, and thus have been compiled based on a literature review as well as discussions with farmers (LAUENSTEIN, 2012).⁵⁹

To measure *relationship quality*, SCHULZE ET AL. (2006) employed six items, where satisfaction, trust and commitment were measured each by one seven-point Likert scale and one 100-point rating scale. For the purpose of this study, only one item per subdimension was employed. Additionally, more specific items regarding a) competence trust and b) benevolence trust were generated based on discussions with farmers: *competence trust* was measured by two items: "I trust in the overall concept of my dairy and believe it will be successful" and "New marketing concepts of my dairy are generally successful". For *benevolence trust*, "The dairy would not take any decisions to my disadvantage" was employed. *Reliability of promises* was measured by the item "Additional requirements are remunerated sufficiently only in the beginning of such programs, after a while, no one gets a mark-up anymore." *Performance and effort expectancy* of GM-free feeding and pasturing was measured by three and four items respectively, relating to impacts on milk quality, milk yield, animal health and, for pasture, also on work load.

Due to the explorative character of the study, a principal component analysis was employed to test for the one-dimensionality of the constructs, with an Eigenvalue of 1 as cut-off criterion. The Measure of Sample Adequacy (MSA) indicates the appropriateness of an item for factor analysis (CURETON AND D'AGOSTINO, 1983), and reliability of the factors identified was assessed based on Cronbach's Alpha. The following table provides an overview of the results from the principal component analysis.⁶⁰ Descriptive statistics for the remaining single items and dummy variables are presented in Table 6.3.

⁵⁹ Please note that for reasons of parsimony of the questionnaire, in this paper we do not employ the full TPB measurement instrument, i.e., measures of beliefs and belief strength, etc., but rather rely on the measurement employed in TPB-related acceptance theory (compare VENKATESH ET AL., 2003).

⁶⁰ The factors which fulfilled reliability criteria were analyzed separately again for a test of unidimensionality. The variance explained and the factor loadings are based on these individual Principal Component Analyses. For further analyses, an unweighted index was calculated for each factor.

Table 6.1: Results of the principal component analysis

Construct / items	Mean	Std. Dev.	Factor Loading
Relationship quality (CA= .89; Variance Explained: 64.9%)			
I can trust in my dairy. ^{a1}	3.34	1.05	.886
I am ... with the collaboration with my dairy. ^{a2}	3.72	1.01	.865
I feel committed to my dairy. ^{a1}	3.66	1.01	.835
I trust in the overall concept of my dairy and believe it will be successful. ¹	3.70	1.15	.829
My dairy won't take any decisions which are disadvantageous for me. ¹	2.52	1.14	.714
New marketing concepts of my dairy are always successful. ¹	2.62	0.86	.683
Ease of soy omission (CA= .67; Variance Explained: 60.2%)			
I could substitute 100% of soy by rapeseed without losing milk yield. ¹	2.65	1.31	.829
I could substitute 100% of soy by alternative protein sources (no rapeseed) without losing milk yield. ¹	2.32	1.14	.755
Omitting soy from the ration does not have a negative impact on animal health. ¹	3.07	1.22	.740
Positive effects of pasture (CA= .72; Variance Explained: 55.4%)			
Pasture has a positive impact on milk quality. ¹	3.61	.879	.805
Pasture has a positive impact on work load. ¹	2.63	1.263	.749
Pasture has a positive impact on milk yield. ¹	2.69	1.084	.761
Pasture has a positive impact on animal health. ¹	4.30	.909	.652

a Source: Schulze *et al.* (2006)

1 Scale from 1 = Do not agree at all to 5 = Fully agree.

2 Scale from 1 = Absolutely dissatisfied to 5 = Fully satisfied

Attitude towards GMO was measured by a positive, demand oriented item: "Consumers are willing to pay more for milk from cows fed without GMO" (which was heavily doubted by discussants), and two critical environmental items, "Producing soybeans, e.g. in Brazil leads to long-lasting environmental damages (e.g., logging of rain forest)" and "Environmental risks related to GMO-production are incalculable". *Attitudes towards "pasture milk"* were captured by two items relating to the topics that were salient in discussions with farmers: "Pasturing is important for the image of dairy farming" and "Pasture milk is only a short-lived trend".

Preference for entrepreneurial freedom and attitude towards contracting with the dairy is measured with two items: "As long as it is sufficiently remunerated, I readily implement new requirements of the dairy" and "Even if the dairy pays a mark-up for additional requirements, I would not change anything in my production".

Price satisfaction and price orientation were measured by the items “Compared to other dairies, my dairy paid better last year.” and “I keep myself informed about the prices at other dairies [only very irregularly – each day]”.

Discrete Choice Analysis

The DCE dates back to the original work OF LUCE AND TUKEY (1964), QUANDT (1968) and THEIL (1970), while the econometric method of analysis was developed by MCFADDEN (1974) and LOUVIERE ET AL. (1983). The method has been applied before to different research questions in agricultural economics, ranging from consumer buying decisions to farmers' participation in environmental schemes or adoption of new farming practices. As stated above, it is assumed that the dairy farmer will choose the milk delivery contract for which she will have the strongest preference, i.e., perceives the highest utility. Six choice sets with hypothetical delivery contracts with different combinations of attribute levels (Table 6.2) were randomly assigned to each farmer during the survey.

Table 6.2: Overview of contract attributes and attribute levels

Contract Attributes	Attribute levels	Comment
Mark-up	0.5/1/1.5 Eurocent	Mark up for sign milk delivery contract [Eurocent]
Contract duration	2 /3 /4	Contract duration [years]
GM-free feed*	Yes / No	GM feed allowed / not allowed
Regional feed*	Yes / No	Feed produced regionally
Pasture or paddock*	Yes / No	Livestock husbandry only on grassland or paddock
Pasture*	Yes / No	Livestock husbandry only on grassland

* Dummy variables (Yes =1, No = 0)

The contract attributes were formulated in accordance with a German dairy company which supported the study. The different levels for the attributes – mark-ups between 0.5 and 1.5 Eurocent and contract durations between two and four years – were deemed realistic.⁶¹

The feeding requirements varied from a) none over b) GM-free to c) GM-free and regionally produced feed. Since the survey was carried out all over Northern Germany, “the region” was framed “as delimited by your dairy”.

The pasturing constraints included either a) no constraint or b) access to at least a paddock for a minimum of four hours/day, 180 days per year, or c) a pasture guarantee of at least six hours/day 180 days/year.

⁶¹ The Dutch dairy company FrieslandCampina, e.g., pays a mark-up of 0.5 EURCent per kg of milk to stimulate farmers to let their cows graze during the summer season (FRIESLANDCAMPINA, 2011).

A reduced design containing 27 choice sets was compiled with SPSS, wherein one set was removed, as it featured the same expression in all its three alternatives. Some sets were modified to avoid dominance of a contract variant over the other alternatives in the same choice set. We constructed design as efficient as possible. Therefore, the design is no longer perfectly orthogonal, i.e., multicollinearity between the attributes cannot be excluded completely. According to KUHFELED ET AL. (1994), a perfectly orthogonal design has a D-efficiency of 100. The design constructed herein attains still a very high efficiency with a value of 97.3.⁶²

The probability that contract alternative j^* provides the highest utility U_j and is thus chosen by the farmer, can be written as follows:

$$(6.4) \quad \text{prob}_{ij^*}(V(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i) + \varepsilon_{ij}) = \text{prob}_{ij^*}(y_{ij^*} = 1) = F_{ij^*}(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i, \alpha, \beta)$$

for all $j \in J$.

The variable y_{ij^*} has the value 1 if the contract alternative j^* is chosen by the dairy farmer, otherwise the value is zero. F is a function in a value range from 0 to 1, e.g. a logistic function. The matrix \mathbf{z}_{ij^*} represents the attributes of the preferred milk delivery contract j^* .

We estimate the parameters α and β (6.2) in our econometric model with a conditional logit specification of the asclogit command in Stata version 12.1. From α , we can derive which contract attributes significantly influence the probability to choose a milk delivery contract. The parameters β represent the impact of characteristics of the dairy farmers and their farms (s_i) on contract choice probability. These individual-specific attributes also include the attitude measures described above.

There exist different types of models to measure heterogeneity in preferences of the respondents. We work with socioeconomic variables s_i and interaction terms k_{ij} between socioeconomic (s_i) and attribute variables (z_{ij}), which are assumed to cause heterogeneous preferences of the respondents (compare BIROL, ET AL., 2006). The estimated parameter γ shows the impact of the interaction terms k_{ij} for choosing a milk delivery contract. Other models to consider heterogeneity in preferences of the respondents can be the latent class⁶³ or random parameter (also called mixed logit) model. Since in this case, we have specific assumptions as to causes of heterogeneity, we chose the explicit modelling of these interaction terms:

⁶² Values over 90 are acceptable and sufficient (Kuhfeld, 2005).

⁶³ Because of the small sample, it is not practical to work with a latent class model. Looking on the information criteria's AIC, BIC and CAIC one class is better than two. One class: AIC = 1993.90, BIC = 2029.50, CAIC = 2052.50; Two classes: AIC = 2037.93, BIC = 2096.74, CAIC = 2134.74

$$(6.5) \quad \text{prob}_{ij^*}(V(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i, \mathbf{k}_{ij^*}) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}, \mathbf{s}_i, \mathbf{k}_{ij^*}) + \varepsilon_{ij}) = \text{prob}_{ij^*}(y_{ij^*} = 1) = F_{ij^*}(\mathbf{z}_{ij^*}, \mathbf{s}_i, \mathbf{k}_{ij^*}, \alpha, \beta, \gamma)$$

for all $j \in J$.

Applying a conditional logit model, which is appropriate in a lot of choice experiments, requires testing for a possible violation of the IIA (Independence of irrelevant alternatives)⁶⁴. Due to the small sample size, the commonly used Hausman test displays a negative χ^2 statistic. We therefore use the "Suest" test procedure⁶⁵ as shown in STATA CORP (2011). Since on the basis of this test, the H_0 cannot be rejected, the IIA can be assumed not to be violated: model estimation with less milk delivery contract alternatives is not significantly different from the model estimation with all milk delivery contract alternatives.

Based on the estimation results the marginal effects of the variables can be computed, which are then used to calculate the willingness to accept a contract. If the model is linear in the parameters, it is possible to calculate the marginal effects directly from the estimation results (BEN-AKIVA ET AL. (2000), p. 114). The estimation results show the marginal effects for infinitesimal changes of the variables. Since such infinitesimal changes are not appropriate for dummy variables, which we use a lot in the experiment, we first calculate probability to sign a contract on the mean values of the study. Then a discrete change of the variables is simulated, leading to a change in the corresponding probability to sign a milk delivery contract. The difference between both probabilities represents the marginal effect of these dummy variables. For calculating the marginal effects, only one variable is changed for one time. For example: By calculating the marginal effect of an interaction term, only the variable of the interaction term is changed. The marginal effect of a variable in relation to the marginal effect of the price (p_{ij}) variable shows the willingness to accept the additional requirements in Eurocent per litre, which the dairy has to pay to the dairy farmer. The next formula shows this relation:

$$(6.6) \quad \text{marginal } WTA_{ij} \text{ for } z_{ij} = \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta \text{prob}_{ij}}{\Delta z_{ij}}}{I} \right) / \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta \text{prob}_{ij}}{\Delta p_{ij}}}{I} \right)$$

⁶⁴ We work with a conditional logit model and estimate the difference between the milk delivery contracts and the difference between characteristics of the dairy farmers.

⁶⁵ This is a generalization of the classic Hausman test. The results by deleting one alternative in each case are: contract one delete: $\chi^2(6) = 27.81 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0.0001$; contract two delete: $\chi^2(6) = 44.66 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$; contract three delete: $\chi^2(6) = 27.61 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0.0001$.

The marginal willingness to accept values reflect the extra charge for the different milk production restrictions.

Data collection and descriptive statistics

The survey was implemented as an online-survey in January 2012, and a dairy company provided the link to the survey-website to its suppliers via a monthly mail newsletter as well as on the intranet, increasing awareness of the survey using a so called teaser, i.e., a pop-up window informing about the survey. All in all, 147 farmers completed the questionnaire.⁶⁶

The conditional logit estimation is based on 882 choices. Descriptive statistics are displayed in Table 6.3. The average age of the interviewees is slightly higher than the German average, and farms are larger in terms of average land endowment and herd size, which, according to the Federal Ministry of Agriculture, is 46 cows with a milk yield of ca. 7,085 kg per cow and year (BMELV, 2011). 46% of the total farm land is owned by the respondents, and for the majority of the farms, milk production is the main source of income.

31% of the interviewees work in cooperation with other farms, but 85% use extension services. 22% of respondents have completed a degree in agricultural science. 88.2% of the farms use soy extraction shred in their feed rations and almost 59% buy performance compound feed from the feed industry. Almost 60% of the farms already have free range and approximately 30% of the farms state there is an opportunity to have their grain processed to feed within their region.

As can be seen from the lower part to Table 6.3, the business relationship with the dairy is evaluated positively on average, and preference for entrepreneurial freedom seems not to be a big issue among farmers: as long as a mark-up is paid for the delivered milk, many farms state they would sign a delivery contract. On the other hand relative price satisfaction with their dairy is rather low, and there is a tendency to gather information on prices paid by other dairies very often. A majority of the participants believe that additional mark-ups will only be paid in the beginning, and in the long run more constraints on production will be mandatory. Concerning effort and performance expectancy, soy omission is judged slightly negative on average, while pasture is viewed to have a rather positive impact. Nevertheless, the pasture milk trend is not assumed to be of long duration. Farmers further exhibit rather negative attitudes towards GMO, judging the risks associated with the technique as incalculable.

⁶⁶ The response is far below the expected and was discussed to be a multifaceted problem, including length of the survey (ca. 20 minutes) and questions on farm characteristics at the beginning of the survey, but also the fact that the topic of sustainability seems to have become a kind of a red rag for some farmers: From informal talks with farmers concerning the sustainability trend, the authors know that extremely negative attitudes towards this topic are related to an aversion of even merely talking about it, which might as well have inhibited some of taking part in the survey.

Table 6.3: Summary statistics of variables included in the model

	Variable	Mean	Std. Dev.	Explanation
Ordinal scaled variables	Age	47.1	10.6	Age of participant [Years]
	Arable farm land	112.8	285.9	Arable farm land [ha]
	Grassland	108.4	490.4	Grassland [ha]
	Total acreage	221.3	595.6	Total acreage [ha]
	Herd size	137.6	176.3	Herd size [number of heads]
	Milk yield	8,665.3	1,162.3	Milk yield [kg/year and cow]
	Milk quota	1,016.0	1,413.0	Farms' milk quota endowment [1,000 kg]
	Own land	46.1	25.4	Share of own land [%]
	Available grassland	1.0	4.8	Available grassland per cow [ha/cow]
	Income	3.1	0.9	Income [1-4; 1= <50%; 4= >90%]
Dummy Variables [1 = yes]	Full time farming	98.0%		Full time farming
	Soy extraction shred	88.2%		Farmer uses soy extraction shred
	Rapeseed in ration	27.0%		Farmer uses rapeseed in ration
	Extension	84.9%		Farm uses extension services
	Performance compound	58.6%		Farm buys performance compound feed
	Cooperation	30.9%		Cooperation with other farms
	Agricultural Education	22.4%		Agricultural studies completed
	Paddock	59.9%		Farm has paddock for cows
	Successor	46.1%		Farmer has successor
Regional feed processing	29.6%		Are there feed processors in your region which could process your self-produced protein crops?	
Likert scaled variables [1-5; 5 = fully agree]	Relationship quality	3.2	0.8	Factor: Relationship quality (6 items)
	Pro contract	3.9	1.2	Item: As long as it is sufficiently remunerated, I shall be willing to adopt additional requirements.
	Relative price satisfaction	1.9	1.0	Item: Compared to other dairies, XY paid better last year.
	Mark up only short-term	3.9	1.1	Item: Additional requirements are remunerated sufficiently only in the beginning of such programs.
	Price orientation	3.5	0.8	Item: I keep myself informed about prices at other dairies... ¹
	Ease of soy omission	2.7	0.9	Factor: perceived ease of omitting soy from ration (3 items)
	Positive effects of pasture	3.4	0.8	Factor: Positive effects of pasture (4 items)
	Pasture milk short fashion	3.4	1.3	Item: Pasture milk is a short-lived trend
	GM risks incalculable	3.3	1.3	Item: Risks associated with GM are incalculable.
	Relationship quality	3.2	0.8	Factor: Relationship quality (6 items)
Pro contract	3.9	1.2	Item: As long as it is sufficiently remunerated, I shall be willing to adopt additional requirements.	
Relative price satisfaction	1.9	1.0	Item: Compared to other dairies, XY paid better last year.	

¹ Scale from 1 = "Only very irregularly" to 5 = "Each day".

6.4 Estimation and results

The results of the Discrete Choice experiment are presented in this chapter. In the first step, the coefficients of the conditional logit model are presented; afterwards the marginal effects and the compensation payment thus necessary are calculated.

Due to the large number of variables, we estimated the model block wise. The first estimation included only contract attributes and socioeconomic variables, while in the 2nd estimation interaction terms between contract attributes and socioeconomic variables were included, and the 3rd block further comprised the behavioral and relational measures. From each block, only those variables significant at least at the 10%-level were retained for the next step. The estimation results are depicted in Table 6.4 - Table 6.6, where the rich estimation shows all coefficients with respective significance levels, and the sparse estimation shows the final model including only those variables which remained significant at least at 10%-level also in the third estimation.⁶⁷ Some variables are not significant anymore in the sparse estimation even though they are significant on a 10% level in rich estimation. From there we started and estimated the sparse model. The hypotheses formulated in section 2 are mainly supported.

Contract attributes

All coefficients of the milk delivery contract attributes, with the exception of contract duration, are significant and have the expected sign (Table 6.4). If a mark-up on the current milk price is paid, the probability to choose the delivery contract is increased, while feeding and pasturing constraints decrease the probability to choose a contract. For the feeding variables, the constraint to only use regional feeding stuff has a higher impact than non-genetically modified feeding stuff (coefficient GM feed with -0.777 > regional feed with -1.038).

A similar gradual decrease in contract acceptance can be observed for the pasturing constraints, where the “pasture only” constraint reduces contract acceptance more strongly than the less severe “paddock or pasture” constraint (coefficients -4.577 and -1.940, respectively).

⁶⁷ A LR test shows, that the sparse model retains the same significance, since the null hypothesis cannot be rejected with an χ^2 value of 27.91 \rightarrow Prob > χ^2 = 0,1786. Furthermore, the pseudo R² of the sparse model is 0.1969.

Table 6.4: Estimation results of the conditional logit model, contract variables and socioeconomic variables

N = 882 Log of simulated likelihood =		Rich estimation -973.95		Sparse estimation -987.91	
Variables		Coefficient	P> z	Coefficient	P> z
contract variables z	Mark-up	0.8466	0.000	0.860	0.000
	Contract duration	0.0762	0.353		
	GM-free feed	-1.4765	0.002	-0.777	0.000
	Regional feed	-1.6653	0.001	-1.038	0.000
	Pasture or paddock	-2.4933	0.001	-1.940	0.000
	Pasture only	-4.7361	0.000	-4.577	0.000
socioeconomic variables s	Age	-0.0011	0.895		
	Agricultural Education	0.0962	0.669		
	Extension	-0.5218	0.121	-0.516	0.102
	Cooperation	-0.1140	0.575		
	Successor	-0.2048	0.632	-0.281	0.106
	Experience with additional requirements	-0.3802	0.455		
	Milk yield	0.0000	0.935		
	Herd size	-0.0003	0.495		
	Available grassland	0.4360	0.074		
	Income	0.2664	0.009	0.254	0.006
	Soy extraction shred	-0.4395	0.197	-0.552	0.082
	Regional feed processing	0.5985	0.005	0.581	0.003
	Paddock	0.1706	0.512		
	Rapeseed in ration	0.0988	0.700		
Performance compound	-0.1336	0.475			

Impacts of farm characteristics and production processes

Besides the contract attributes, farm and farmer socioeconomic variables exert an impact on contract choice (lower part of Table 6.4). In this sample, farmers who use extension services are less inclined to choose a contract. The probability of choosing a contract decreases as well, if a successor is known already. Highly specialized dairy farms that draw a large share of income from milk production are more inclined to choose a milk delivery contract.

Farms that use soy shred in their feed ration need higher mark-ups and have a lower probability of choosing a milk delivery contract, maybe because they are unlikely to be able to sustain their milk yield without using soy. This is also supported by the fact that when the opportunity of a further processing of grain for feeding stuff is available within the region, the probability of choosing a contract increases.

Interaction terms

Now we turn our eyes towards the interaction terms (Table 6.5), which reflect the facilitating conditions (H9). Farms that already use rapeseed in their feed rations are more inclined to choose a milk delivery contract that demands Non-GM feed or even regional feed. As expected, when further processing of own grain is possible within the region, the probability of a farm choosing a milk delivery contract that demands regional feed is increased. If the milk supplier already has a paddock or if he has got a positive attitude towards pasturing, the probability of choosing a contract including paddock or pasture requirements increases.

Table 6.5: Estimation results of the conditional logit model (continued): interaction terms

N = 882		Rich estimation		Sparse estimation	
Variables		Coefficient	P> z	Coefficient	P> z
	Successor*Contract duration	-0.0165	0.894		
	Grassland*Pasture only	-0.0030	0.207		
	Grassland*Pasture or paddock	0.0003	0.306		
	Rapeseed in ration*GM-free feed	0.4805	0.066	0.483	0.025
	Rapeseed in ration*regional feed	0.4198	0.137	0.466	0.053
	Regional feed processing*GM-free feed	-0.3117	0.230		
Interaction terms <i>k</i>	Regional feed processing*regional feed	0.6199	0.045	0.574	0.048
	Paddock*Pasture only	0.8695	0.016	0.995	0.002
	Paddock*Pasture or paddock	0.5988	0.040	0.687	0.007
	GM risks incalculable*GM-free feed	0.1678	0.066		
	GM risks incalculable*Regional feed	0.0520	0.595		
	Ease of soy omission*GM-free feed	0.0733	0.564		
	Ease of soy omission*Regional feed	0.1752	0.204		
	Pasture milk short fashion*Pasture only	0.0274	0.786		
	Pasture milk short fashion*Pasture or paddock	0.0889	0.331		
	Positive effects of pasture*Pasture only	1.0552	0.000	0.949	0.000
Positive effects of pasture*Pasture or paddock	0.4730	0.011	0.384	0.027	

Log of simulated likelihood: Rich estimation: -973.95; Sparse estimation: -987.91

Relational and behavioral measures

As has been hypothesized above (H4), farmers who have a good relationship with their business partner are more likely to choose a contract, while price satisfaction does not play a role in farmers' contract choices (Table 6.6). On the other hand, the probability of choosing a contract is decreased if the farm manager checks the milk prices paid by other dairies regularly, thus exhibiting a high price orientation (H12). Also, the belief that mark-ups will only be paid in the beginning and that all farms later will have to adhere to the constraints

without receiving any mark-up has a negative impact on contract choice (H6). Concerning the general disposition, the probability of choosing a contract increases if the respondent is generally open to signing a contract as long as the remuneration is sufficient (H8).

Concerning the more general attitudes (H10), farmers who view pasture milk as a short-lived trend are less likely to choose a contract. On the other hand the same is true for farms that are positive towards grassland pasturing. Also farmers who regard genetic engineering as having an unpredictable impact on the environment are more likely to choose a delivery contract.

Table 6.6: Continued: Estimation results of the conditional logit model – relational and behavioural measures

N= 882 Variables	Rich estimation		Sparse estimation	
	Coefficient	P> z	Coefficient	P> z
Ease of soy omission	0.1972	0.128	0.261	0.015
Positive effects of pasture	-0.4721	0.006	-0.279	0.038
Pasture milk short fashion	-0.2943	0.001	-0.286	0.000
GM risk incalculable	0.2117	0.012	0.222	0.001
Relationship quality	0.2453	0.049	0.244	0.024
Price orientation	-0.3166	0.007	-0.366	0.000
Relative price satisfaction	0.0299	0.772		
Pro contract	0.3895	0.000	0.394	0.000
Mark up only short-term	-0.2111	0.012	-0.220	0.003

Log of simulated likelihood: Rich estimation: -973.95; Sparse estimation: -987.91

Marginal effects and willingness to accept a contract

The marginal effects and the marginal Willingness to Accept (WTA) were calculated for the variables of the sparse model as described in section 3. Results, including the 95% confidence interval, are displayed in Table 6.7.⁶⁸

When genetically modified feed is not allowed, an additional mark-up of 0.77 Eurocent is required. This value increases to 0.97 Eurocent if only regional feed is allowed. Pasturing requires very high mark-ups. If at least a paddock is required, the dairy farmers require a mark-up of 1.41 Eurocent and for grassland pasturing it is 1.75 Eurocent.

These values however are put into perspective if the dairy farmer already has a paddock. This reduces the marginal WTA for a contract comprising husbandry constraints by 1.25 and 0.86 Eurocent, respectively. When the farm manager regards grassland pasturing as positive, 1.10 respectively 0.45 Eurocent less mark-up may be paid, if the delivery contract includes the constraint paddock or grassland pasturing.

⁶⁸ The confidence intervals and significance levels of the WTA were computed using the delta method (see e.g. GREENE, 2003) which is a common approach in discrete choice modeling (see e.g. HOLE, A.R., 2007).

In line with this, farms that already use rapeseed in their feed rations need a lower mark-up of approximately 0.6 Eurocent, if the delivery contract demands GM-free or regional feed. A lower mark-up of almost 0.6 Eurocent is needed for delivery contracts in which regionally produced feed is required, if feed processing capacities are available in the region. Farms that have used soy so far, on the other hand, need an additional mark-up of 0.6 Eurocent.

Table 6.7: Marginal willingness to accept milk delivery contracts

	Variables	Marginal effect	WTA [Cent/kg]	Confidence-interval (2.5%; 97.5%)
contract variables z	Mark-up***	0.194		
	GM-free feed***	-0.150	0.772	(0.371; 1.174)
	Regional feed***	-0.188	0.966	(0.502; 1.431)
	Pasture or paddock**	-0.275	1.414	(0.022; 2.806)
	Pasture only*	-0.340	1.748	(-0.343; 3.839)
Interaction terms k	Rapeseed in ration*GM-free feed**	0.115	-0.594	(-1.107; -0.082)
	Rapeseed in ration*regional feed**	0.111	-0.573	(-1.139; -0.008)
	Regional feed processing*regional feed*	0.116	-0.598	(-0.098; 1.294)
	Paddock*Pasture only***	0.242	-1.248	(-1.256; -1.240)
	Paddock*Pasture or paddock***	0.166	-0.857	(-0.863; -0.850)
	Positive effects of pasture*Pasture only***	0.215	-1.104	(-1.655; -0.553)
	Positive effects of pasture*Pasture or paddock**	0.087	-0.447	(-0.861; -0.033)
Socioeconomic, behavioural and relational variables s	Extension	-0.109	0.561	(-0.193; 1.314)
	Successor*	-0.064	0.328	(-0.084; 0.739)
	Income**	0.057	-0.295	(-0.562; -0.063)
	Soya extraction shred*	-0.116	0.595	(-0.163; 1.352)
	Regional Feed processing***	0.126	-0.646	(-1.147; -0.144)
	Ease of soy omission**	0.059	-0.303	(-0.568; -0.039)
	Positive effects of pasture**	-0.063	0.325	(-0.011; 0.661)
	Pasture milk short fashion***	-0.065	0.332	(0.133; 0.531)
	GM risk incalculable***	0.050	-0.258	(-0.436; -0.080)
	Relationship quality**	0.055	-0.284	(-0.545; -0.022)
	Price orientation***	-0.083	0.426	(0.147; 0.704)
	Pro contract***	0.089	-0.458	(-0.678; -0.238)
	Mark-up only short-term***	-0.050	0.256	(0.061; 0.451)

***, **, * shows significance level of 1, 5 and 10%: Estimation results of the conditional logit model

As already indicated by the negative coefficient (Table 6.4), farms using extension services also require a higher mark-up of 0.56 Eurocent. More specialized dairy farmers that yield a high percentage (more than 90%) of their income from milk production need a lower mark-up of 0.3 Eurocent. If processing of own grain is possible within the region, the dairy farmers may forego 0.65 Eurocent.

Farmers that can easily exchange soy from their rations and those who keep good business relationship with their dairy both would accept a contract at 0.3 Eurocent less, while an above-average price orientation leads farmers to demand a higher mark-up of 0.43 Eurocent. Farms that are rather skeptical about the duration of additional remunerations, and thus are reluctant to enter a commitment, need an additional mark-up of 0.26 Eurocent.

6.5 Discussion

The results reveal a complex interplay of different factors determining farmers' acceptance of additional "sustainability" requirements demanded by the dairy. In line with ROE ET AL. (2004) it can be shown that the farmer's propensity to sign contracts a) decreases with number of additional requirements included in the contract and b) increases with the compensation offered. Among the contract attributes, only contract duration had no significant impact on contract choice, which may have two reasons. First, preferences for planning security on the one hand and uncertainty about the development of environmental factors such as price ratios may have outweighed each other. Second, the provided levels of contract duration did not significantly exceed the duration of the normal delivery contracts farmers already signed with the cooperative.

The interaction terms show that facilitating conditions such as prior experience and perceptions of general technological feasibility considerably lower the compensation demanded by farmers. However, still a positive mark-up is required to have farmers sign a contract, which could be interpreted as an expression of a preference for entrepreneurial freedom (although the item designed to measure this aspect had a non-significant impact on choice) or a measure of perceived transaction and internal administration costs incurred in the additional agreement. Interestingly, more specialized farms in this sample are more likely to accept additional requirements. This may be explained by a leverage effect, which makes even smaller mark-ups attractive and lowers per-kg-cost of administration and transaction.

The negative impact of extension services on contract acceptance may be a specific phenomenon reflecting the prevalence of negative attitudes towards additional requirements among farm advisors. For this, however, we have no further empirical support. Also, farmers who already know they have a successor do require a higher compensation. Probably, a reduced planning horizon until handing over the farm to a successor represents a barrier for new commitments. Nevertheless, one might have expected that when successors exist, the combined planning horizon of current and future operator is taken into account, leaving us ambiguous towards the result.

While the above mentioned aspects are predominantly unswayable by the dairy, there are other factors, which it could actively work on to improve farmers' propensity to agree to additional requirements:

The relationship quality with the buyer – satisfaction, trust and commitment to the dairy - could be shown to have a positive impact on contract acceptance and thus reduce the necessary compensation. Dairies putting emphasis on good supplier relationships could thus economize on compensation, thereby creating a competitive advantage over other dairies. This finding represents an important addition to the existing knowledge on business relationships in agribusiness and also to relationship marketing theory: so far, studies have only tried to measure economic impacts of trust or relationship quality in business relationships with dedicated items to measure negotiation costs, e.g. (ZAHEER ET AL., 1998). The use of discrete choice experiments permits us to provide monetary values for the relative importance of relational and behavioural variables compared to production-related aspects and gives a clearer picture with respect to the height of transaction costs and the importance of entrepreneurial freedom.

Another variable which may be influenced by the dairy is farmers' attitude towards societal demands: our results show that a positive attitude towards sustainability and the “pasture milk trend”, positively affect farmers' propensity to choose a contract. Targeted, positive communication from the side of the dairy which describes societal trends and how the dairy intends to react on them may therefore not only lead to more favourable attitudes among farmers, but also increase their readiness to take part in respective programmes. This recommendation, however, is based on the assumption of a positive sum game, i.e., positive economic, environmental, and/or societal effects have been implied in such strategies, which may not always be the case (CAROLAN, 2006).

6.6 Conclusions and further research

The theoretical contribution of this paper, although limited because of the small sample, lies in the integration of different research streams to tackle the question of farmers' contract acceptance. Such an integration has been claimed before (MCFADDEN, 1986; BURTON, 2004), but only rarely been employed systematically in agricultural economics. Specifically, the extension of the random utility model to include relational aspects has not been done before: Besides farm and farmer characteristics and general personal attitudes, the quality of the relationship with the dairy company has an impact on monetary compensation. Here, to our understanding, the Discrete Choice approach delivers more valid results than a purely item-

based approach which may additionally suffer from the problem of Common Method Bias (PODSAKOFF ET AL., 2003). As hypothesized based on Relationship Marketing literature (MORGAN AND HUNT 1994), a high relationship quality reduces farmers' fear of opportunistic behaviour, i.e., the behavioural uncertainty and consequently the monetary compensation they require to accept the contract. This relationship quality further implies trust in the viability of newly developed concepts of the buyer and thus reduces perceived outcome uncertainty.

We conclude that dairy companies which a) set up a relationship management scheme and b) actively try to create a positive perception of societal demands among farmers may benefit in terms of lower sourcing costs when it comes to additional requirements.

The calculated average willingness to accept (WTA) cannot be interpreted as representative, but gives hints as to how WTA varies with different contract attributes as well as individual characteristics and the quality of the business relationship. It can be shown which contractual arrangement yields the highest quantity of milk delivered at a certain price premium. Scaled up to a representative survey, this approach can provide decision makers with the necessary information to develop optimal contract offers to which a sufficient proportion of farmers will subscribe. Nevertheless, the requirements to renounce on a) GM in feed rations or b) to provide pasture probably leaves room for moral hazard. This may be an interesting topic for future research into contract design and third-party enforcement.

References

- AJZEN, I., AND M. FISHBEIN (2005): The influence of attitudes on behavior. In: Albarracín, D., B.T. Johnson, and M.P. Zanna (Eds.): *The handbook of attitudes*: 173–221.
- AXELROD, R. (1984): *The evolution of cooperation*. Basic Books.
- BARNARD, C. (1938): *The functions of the executive*. Harvard University Press, Cambridge (Mass.).
- BATT, P. J. (2003): Building trust between growers and market agents. In: *Supply Chain Management: An International Journal*, 8(1): 65–78.
- BEN-AKIVA, M. AND S.R. LERMAN (2000): *Discrete choice analysis*. 8th Ed., Cambridge, Mass.: MIT Press.
- BIROL, E., SMALE, M. AND Á. GYOVAI (2006): Using a Choice Experiment to Estimate Farmers' Valuation of Agrobiodiversity on Hungarian Small Farms. In: *Environmental and Resource Economics*, 34(4): 439–469.

- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. AND U. LATACZ-LOHMANN (2008): Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete Choice Experiment. In: *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 59 (No. 2): 237–56.
- BMELV, BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011): *Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011*.
- BURTON, R.F.J. (2004): Reconceptualising the ‘behavioural approach’ in agricultural studies: a socio-psychological perspective. In: *Journal of Rural Studies* 20: 359–371.
- CAMERON, A. AND P.K. TRIVEDI (2005): *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- CAROLAN, M.S. (2006): Social change and the adoption and adaptation of knowledge claims: Whose truth do you trust in regard to sustainable agriculture? In: *Agriculture and Human Values* 23: 325–339.
- COASE, R.H. (1937): The nature of the firm. In: *Economica* 4: 386–405.
- CURETON, E.E. AND R.B. D'AGOSTINO (1983): *Factor analysis: an applied approach*. Hillside, NJ.
- DAL BÓ, P. (2005): Cooperation under the Shadow of the Future: Experimental Evidence from Infinitely Repeated Games. In: *American Economic Review* Dec. 2005: 1591–1604.
- DEUTSCH, M. (1958): Trust and Suspicion. In: *The Journal of Conflict Resolution* 2(4): 265–279.
- DILLER, H. (2000): *Preispolitik*, 3rd Ed., Stuttgart.
- DONEY, P.M. AND J.P. CANNON (1997): An examination of the nature of trust in buyer-seller relationships. In: *Journal of Marketing* 61(2): 35-51.
- ESPINOSA-GODED, M., J. BARREIRO-HURLÉ, AND E. RUTO (2010): What Do Farmers Want From Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Agricultural Economics*, 61(2): 259–273.
- FISCHER, C., M. HARTMANN, N. REYNOLDS, P. LEAT, C. REVOREDO-GIHA, M. HENCHIO, L.M. ALBISU AND A. GARCIA (2009): Factors influencing contractual choice and sustainable relationships in European agri-food supply chains. In: *European Review of Agricultural Economics* 36(4): 541–569.

- FRIESLANDCAMPINA (2011): FrieslandCampina commits itself to promoting milk from pasture-fed cows. Press release, September 23, 2011.
- FURESI, R., G. MARTINO AND P. PULINA (2006): Contractual choice and food safety strategy: some empirical findings in Italian poultry sector. In: M. Fritz, G. Schiefer and U. Rickert (Eds.): Trust and risk in business networks. Bonn: ILB-Press, 487–496.
- GHOSHAL, S. AND C.A. BARTLETT (1994): Linking organizational context and managerial action: The dimensions of quality of management. *Strategic Management Journal Supplement: Chaos theory and strategy: Theory, application, and managerial implications* 15(S2): 91–112.
- GREENE, W.H. (2003): *Econometric analysis*, Prentice Hall Upper Saddle River, NJ.
- HANDFIELD, R.B. AND C. BECHTEL (2002). Trust, power, dependence, and economics: can SCM research borrow paradigms? In: *International Journal of Integrated Supply Management* 1(1): 3–32.
- HANSEN, M.H., J.L. MORROW JR. AND J.C. BATISTA (2002): The impact of trust on cooperative membership retention, performance, and satisfaction: an exploratory study. In: *International Food and Agribusiness Management Review* 5 (4): 41–59.
- HATTAM, C. (2006): Adopting organic agriculture: an investigation using the theory of planned behaviour. Poster paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economics Conference, Gold Coast, Australia, August 12-18, 2006.
- HERNANDEZ-ESPALLARDO, M., N. ARCAS-LARIO, AND G. MARCOS-MATA'S (2012): Farmers' satisfaction and intention to continue membership in agricultural marketing cooperatives: neoclassical versus transaction cost considerations. In: *European Review of Agricultural Economics* pp. 1–22. doi:10.1093/erae/jbs024.
- HOLE, A.R. (2007): A comparison of approaches to estimating confidence intervals for willingness to pay measures. In: *Health Economics* 16(8): 827–840.
- JAMES, H.S. JR. AND M.E. SYKUTA (2006): Farmer Trust in producer- and investor-owned firms: Evidence from Missouri corn and soybean producers. In: *Agribusiness* 22: 135–153.

- JOHNSON, F.R. AND W.H. DESVOUGES (1997): Estimating Stated Preferences with Rated Pair Data: Environmental, Health and Employment Effects of Energy Programs. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 34:79–99.
- KEY, N. (2004): Agricultural contracting and the scale of production. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 33: 255–271.
- KEY, N. (2005): How much do farmers value their independence? In: *Agricultural Economics* 33: 117–126.
- KEY, N. AND W.D. MCBRIDE (2003): Production contracts and productivity in the U.S. pork sector. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85: 121–133.
- KEY, N. AND J. MACDONALD (2006): Agricultural Contracting: Trading Autonomy for Risk Reduction. *Amber Waves* 4: 26–31.
- KRISHNAN, R, X MARTIN AND N.G. NOORDERHAVEN (2006): When does trust matter to alliance performance? In: *Academy of Management Journal* 49(5): 894–917.
- KUHFELD, W.F., TOBIAS, R.D. AND GARRATT, M. (1994): Efficient experimental design with marketing research applications. In: *Journal of Marketing Research* 31(4): 545–557.
- KUHFELD, W.F. (2005): Marketing research methods in SAS experimental design, choice, conjoint, and graphical techniques. In: *SAS 9.2 Edition*.
- LAJILI, K., P.J. BARRY, S.T. SONKA AND J.T. MAHONEY (1997): Farmers' preferences for crop contracts. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 22: 264–280.
- LAUENSTEIN, L. (2012): Akzeptanz von Liefervereinbarungen für Milcherzeuger. Unpublished Master Thesis, Christian-Albrechts-University Kiel, Germany.
- LOUVIERE, J.J. AND G. WOODWORTH (1983): Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach Based on Aggregate Data. In: *Journal of Marketing Research* 20(4): 350–367.
- LUCE, R.D. AND J.W. TUKEY (1964): Simultaneous conjoint measurement: A new type of fundamental measurement. In: *Journal of Mathematical Psychology* 1(1): 1–27.
- MACNEIL, I.R. (1978): Contracts: Adjustment of long-term economic relations under classical, neoclassical and relational contract law. In: *Northwestern University Law Review* 72: 874–903.

- MACNEIL, I.R. (2000): Relational contract theory: challenges and queries. In: *Northwestern University Law Review* 94(3): 877–907.
- MANSKI, C.F. (1977): The structure of random utility models. In: *Theory and Decision* 8: 229–254.
- MARCH, J.G. AND H.A. SIMON (1958): *Organizations*. Wiley.
- MATTISON, E.H.A. AND K. NORRIS (2007): Intentions of UK Farmers toward Biofuel Crop Production: Implications for Policy Targets and Land Use Change. In: *Environmental Science and Technology* 41(16): 5589–5594.
- MAYER, R.C., J.H. DAVIS AND F.D. SCHOORMAN (1995): An integrative model of organizational trust. In: *Academy of Management Review* 20(3): 709–734.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York: 105–142.
- MCFADDEN, D. (1986): The choice theory approach to market research. In: *Marketing Science* 5(4): 275–297.
- MEYERHOFF, J. AND U. LIEBE (2009): Status Quo Effect in Choice Experiments: Empirical Evidence on Attitudes and Choice Task Complexity. In: *Land Economics* 85(3): 515–528.
- MORGAN, R.M. AND S.D. HUNT (1994): The commitment-trust theory of relationship marketing. In: *Journal of Marketing* 58 (3): 20–38.
- PODSAKOFF, P.M., S.B. MCKENZIE, L. JEONG-YEON AND N.P. PODSAKOFF (2003): Common Method Biases in Behavioral Research: A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies. In: *Journal of Applied Psychology* 88(5), 879–90.
- POPPO, L., AND T. ZENGER (2002): Do Formal Contracts and Relational Governance Function as Substitutes or Complements? In: *Strategic Management Journal* 23(8): 707–726.
- QUANDT, R. E. (1968): 'Estimation of Model Splits'. In: *Transportation Research*. Vol. 2: 41 – 50.
- REIMER, A.P., A.W. THOMPSON AND L.S. PROKOPY (2012): The multi-dimensional nature of environmental attitudes among farmers in Indiana: implications for conservation adoption. In: *Agriculture and Human Values* 29(1): 29–40.

- ROE, B., T.L. SPORLEDER AND B. BELLEVILLE (2004): Pork producer preferences for marketing contract attributes. In: *American Journal of Agricultural Economics* 86: 115–123.
- RUTO, E. AND G. GARROD (2009): Investigating farmers' preferences for the design of agri-environment schemes: a choice experiment approach. In: *Journal of Environmental Planning and Management* 52(5): 631.
- SCHULZE, B., A. SPILLER AND C. WOCKEN (2006): Relationship quality in agri-food chains: Supplier management in the German pork and dairy sector. In: *Journal on Chain and Network Science* 6: 55–68.
- SCHULZE, B., A. SPILLER AND L. THEUVSEN (2007): A Broader View on Vertical Coordination: Lessons from the German Pork Sector. In: *Journal of Chain and Network Science* 7(1): 35–53.
- SCHULZE, B. AND S. SCHLECHT (2009): Changing relationships in the meat industry – on the future of livestock marketing cooperatives in Germany. Online-Proceedings of the VIIth International PENSA Conference, November, 26-28, 2009, Sao Paulo, Brazil.
- STATACORP, L. (2011): *Stata Base Reference Manual Release 12*.
- THEIL, H. (1970): On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables. In: *The American Journal of Sociology* 76(1): 103–154.
- VENKATESH, V., M.G. MORRIS, G.B. DAVIS AND F.D. DAVIS (2003): User acceptance of information technology: Toward a unified view. In: *Management Information Systems Quarterly* 27(3): 425–478.
- WILLIAMSON, O.E. (1985): *The economic institutions of capitalism*. Free Press.
- ZAHHEER, A., B. MCEVILY, AND V. PERRONE (1998): Does trust matter? Exploring the effects of interorganizational and interpersonal trust on performance. In: *Organization Science* 9(2): 141–159.

Kapitel 7

Bestimmung ökonomischer Gewichte für die Zuchtwertschätzung mit Hilfe eines Discrete Choice Experiments

**Determination of economic weights for breeding programs based upon a discrete choice
experiment**

Autoren

Norbert Schulz, Uwe Latacz-Lohmann und

Gunnar Breustedt

Eine englisch übersetzte Fassung dieses Beitrags wird zur Begutachtung bei dem Journal of Dairy Science eingereicht.

Ein auf diesem Artikel basierender Beitrag wurde bei der Jahrestagung der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie an der Universität für Bodenkultur in Wien 2012 vorgestellt.

Ein auf diesem Artikel basierender Beitrag wurde von der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. als Poster Präsentation zur Jahrestagung im September 2013 in Berlin akzeptiert.

Zusammenfassung

Die Zuchtwerte von Zuchttieren werden häufig so bestimmt, dass einzelne Zuchtmerkmale entsprechend ihrer ökonomischen Bedeutung in den Gesamtzuchtwert einfließen. Wir gehen in unserem Beitrag der Frage nach, ob die ökonomischen Gewichte der Zuchtmerkmale den Präferenzen der Milchviehhalter entsprechen. Mit einem Discrete Choice Experiment untersuchen wir, welchen Einfluss die einzelnen Zuchtmerkmale der Rasse Holstein Friesian auf die Wahlentscheidung des Milchviehhalters haben. Bei Betrachtung der ermittelten Präferenzen zeigen die Ergebnisse, dass das Zuchtmerkmal der Nutzungsdauer im Gesamtzuchtwert über- und die Zuchtmerkmale des Euters und Fundaments unterrepräsentiert sind. Weiterhin wird deutlich, dass der Preis für eine Spermaportion für die befragten Betriebe nur von untergeordneter Bedeutung ist. Aus den Ergebnissen lässt sich weitergehend ableiten, dass ein verbesserter Gesamtzuchtwert gegebenenfalls nicht linear bestimmt werden könnte.

Schlüsselbegriffe

Discrete Choice Experiment, Holstein Friesian, Logit Modell, Zuchtwertschätzung

Abstract

The breeding value of an animal is usually determined in a way that reflects the economic importance of individual breeding attributes. This paper aims to answer the question of whether or not the economic weights assigned by the Holstein Friesian breeding program to each breeding attribute correctly represent the preferences of dairy farmers. By carrying out a discrete choice experiment, we analyse the importance of each breeding attribute for dairy farmers' decisions. The results indicate that the weight placed upon functional herd life by the Holstein Friesian breeding program is too high in relation to dairy farmers' preferences for this attribute. By contrast, the weight placed on udder and feet appears to be too low. Another important insight from the experiment is that the price farmers have to pay for a portion of semen is relatively unimportant for their choices. Furthermore, the results lead to the conclusion that the determination of a new, improved Breeding Value cannot be reached through linear approximation of individual breeding attributes.

Keywords:

Discrete Choice Experiment, estimation of breeding values, Holstein Friesian, logit estimation

7.1 Einleitung

Der Gesamtzuchtwert eines Zuchttieres setzt sich in der Regel aus einzelnen Zuchtmerkmalen zusammen. Diese gehen mit einer bestimmten Gewichtung, die die ökonomische Bedeutung und damit den Nutzen dieses Zuchtmerkmals widerspiegeln sollen, in den Gesamtzuchtwert

ein. Vor dem Hintergrund, dass diese Gewichte von Zuchtverbänden festgelegt werden, stellt sich die Frage, ob diese auch den Präferenzen der milchproduzierenden Landwirte entsprechen.

Im internationalen Vergleich gibt es eine Vielzahl unterschiedlicher Zuchtwerte, bei denen einzelne Zuchtziele mit unterschiedlichen Gewichten in die Gesamtzuchtwerte eingehen. Die einzelnen Zuchtziele sind von Rasse zu Rasse und von Land zu Land unterschiedlich.

Die Zusammensetzung des Gesamtzuchtwerts aus einzelnen Relativzuchtwerten kann komplementär zu der Theorie von LANCASTER (1966) betrachtet werden. In der es heißt, dass sich der Nutzen eines Gutes aus den Teilnutzenwerten der Eigenschaften dieses Gutes zusammensetzt. Dementsprechend sollte sich der Nutzen eines Zuchttieres aus dessen einzelnen Zuchtmerkmalen additiv zusammensetzen. In einen Gesamtzuchtwert sollten damit also die einzelnen Zuchtmerkmale entsprechend ihres ökonomischen Nutzens additiv einfließen. Bei einem konstant angenommenen Grenznutzen der einzelnen Zuchtmerkmale sollten gerade die Gewichte der Zuchtmerkmale im Gesamtzuchtwert den einzelnen Teilnutzenwerten entsprechen. Um zu prüfen, ob die festgelegten Gewichte im Gesamtzuchtwert den Teilnutzenwerten der Zuchtmerkmale entsprechen, führten wir ein Discrete Choice Experiment (DCE) mit 116 Milchviehhaltern der Rasse Holstein Friesian (HF) auf der Fachmesse EuroTier⁶⁹ im November 2010 durch. Mit der Durchführung dieses DCE können wir prüfen, ob die bisherigen Gewichte im Gesamtzuchtwert überhaupt den Präferenzen der Milchviehhalter entsprechen oder bisher nur willkürlich festgelegt wurden. Aus den Antworten können wir schließen, wie die einzelnen Zuchtmerkmale die Wahlwahrscheinlichkeit für einen bestimmten Bullen beeinflussen und welche Gewichte die befragten Betriebe damit den im DCE enthaltenen Zuchtmerkmalen zumessen. Stimmen diese Gewichte mit denen im Gesamtzuchtwert (RZG: bei Holstein Friesian) überein, oder müssen letztere angepasst werden, um die Präferenzen der befragten Milchviehhalter korrekt widerzuspiegeln?

Abschnitt 2 gibt zunächst einen Überblick über die Literatur zur Zuchtwertschätzung sowie zur Discrete Choice Methode und ihrer Anwendung im Agrarbereich. In Abschnitt 3 werden Hypothesen bezüglich des Einflusses einzelner Zuchtmerkmale auf die Wahlwahrscheinlichkeit einer bestimmten Genetik formuliert. Im 4. Abschnitt stellen wir das Experimentdesign und die Daten vor, in Abschnitt 5 folgt die Methodenerläuterung. Die Ergebnisse der logistischen Regressionsanalyse mit ihren marginalen Effekten werden im 6.

⁶⁹ Bei der EuroTier handelt es sich um eine der weltgrößten Messen für Nutztierhalter in Hannover.

Abschnitt dargestellt. Diese verwenden wir anschließend, um die Gewichte der Relativzuchtwerte für den RZG abzuleiten und um abschließend zu prüfen, ob die Gewichte im RZG die Präferenzen der Landwirte korrekt widerspiegeln.

7.2 Einordnung in die Literatur

Der Beitrag lässt sich thematisch in die Literatur der Zuchtwertschätzung und methodisch in die Literatur der Discrete Choice Experimente im Agrarbereich einordnen.

Bei der Zuchtwertschätzung werden die phänotypischen und falls vorhanden auch die molekulargenetischen Eigenschaften von Tieren mit den Abstammungsinformationen der Eltern verknüpft und so ein Zuchtwert für alle zur Zucht relevanten Tiere geschätzt (vgl. WILLAM & SIMIANER, 2011). Ein Tier kann nur die Hälfte seines Zuchtwertes an die Nachkommen weitergeben, da die andere Hälfte von dem jeweils anderen Elterntier stammt. In diesem Beitrag betrachten wir die Zuchtwerte von Milchkühen und zwar im Speziellen der Rasse Holstein Friesian.

Für die Tiere werden einzelne Relativzuchtwerte geschätzt, aus denen ein Gesamtzuchtwert ermittelt werden kann. So hat der Deutsche Holstein Verband den Gesamtzuchtwert *RZG* 1997 definiert. In diesen fließen nach VIT (2010) die Relativzuchtwerte mit den Gewichten für Milch (*RZM* – 45%), Nutzungsdauer (*RZN* – 20%), Exterieur (*RZE* – 15%), Somatische Zellen (*RZS* – 7%), Fruchtbarkeit (*RZR* – 10%) und Kalbeverlauf (3%) ein. Die Relativzuchtwerte sind immer auf ein Populationsmittel von 100 mit einer Standardabweichung von 12 Punkten standardisiert. Die Basis hierfür stellen die Testbullen aus den Jahrgängen 2001 bis 2003 dar.

Im internationalen Vergleich wird deutlich, dass die Zuchtwertschätzung zwischen Ländern und Rassen sehr unterschiedlich sein kann. So wird nach der BAYERISCHEN LANDESANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT (2013) bei der Rasse Fleck- und Braunvieh zusätzlich das Merkmal Fleisch und Fitness berücksichtigt. In Neuseeland gehen bei der Rasse HF die Merkmale Milchfett (13,3%), Protein (34%), Milchmenge (16,8%), Lebendgewicht (18,1%), Fruchtbarkeit (10,3%), Langlebigkeit (7,5%) und die Somatische Zellzahl ein. Damit wird mit 64% ein starker Wert auf die Milch und mit jeweils 18% geringere Schwerpunkte auf Fleisch und Fitness gelegt (MONTGOMERIE, 2002). In Skandinavien wird seit den 90er Jahren auf Fruchtbarkeit und Gesundheitsmerkmale selektiert (PHILIPSSON & LINDHÉ, 2003). Um eine Möglichkeit der Vergleichbarkeit von Bullen unterschiedlicher Länder zu schaffen, sorgt Interbull für eine Harmonisierung der Zuchtwerte internationaler Bullen und stellt diese als

Zuchtwerte der einzelnen Länder dar (ZENTRALE ARBEITSGEMEINSCHAFT ÖSTERREICHISCHER RINDERZÜCHTER, 1999).

Im Bereich der Landwirtschaft wurden bereits viele Discrete Choice Experimente (DCE) durchgeführt. Hingegen ist die Literatur zu DCE im Bereich der Zucht sehr begrenzt. In Deutschland durchgeführte Studien sind den Autoren nicht bekannt. Hingegen lassen sich einige DCE zur Zucht im weiteren Sinne aus dem Ausland finden. So werden die Präferenzen für traditionelle Rassen in Kenia von RUTO ET AL. (2008) untersucht. Mit einem Latent Class Ansatz werden heterogene Präferenzen der Käufer herausgearbeitet. ROESSLER ET AL. (2008) untersuchen mit einem DCE, welche Anforderungen Kleinbauern in Vietnam an Schweine stellen. OUMA ET AL. (2007) untersuchen die Präferenzen von viehhaltenden Haushalten in Kenia und Äthiopien hinsichtlich phänotypischer Merkmale von Rindern. Die Ergebnisse einer hedonischen Preisanalyse zur Wertbemessung von Rindereigenschaften in Kenia werden von SCARPA ET AL. (2003) mit den Ergebnissen eines DCE verglichen.

7.3 Hypothesen

Wir gehen in unserem einfachen Entscheidungsmodell davon aus, dass der Milchviehhalter sich für genau den Bullen entscheiden wird, der ihm den höchsten erwarteten Nutzen stiftet. Unter Berücksichtigung der Kosten wird der Milchviehhalter gerade den Bullen wählen, welcher die besten Eigenschaftskombinationen in Bezug auf die zu besamende Kuh vererbt. Generell lässt sich die Hypothese aufstellen, dass die Wahlwahrscheinlichkeit eines Bullen *ceteris paribus* zunimmt, wenn dieser bessere Zuchtmerkmale vererbt. Konkret bedeutet dies, dass die Wahrscheinlichkeit der Bullenwahl steigt, wenn durch diesen die langfristige Leistung der vorhandenen Milchviehherde steigt und der landwirtschaftliche Betrieb damit einen höheren Gewinn erwirtschaften kann, bzw. Kosten für z.B. den Tierarzt einsparen kann. Wir gehen also von einem gewinnmaximierenden Entscheider in unserem einfachen ökonomischen Modell aus.

Für den Preis einer Spermaportion können zwei Effekte erwartet werden. Einerseits wäre zu vermuten, dass die Wahlwahrscheinlichkeit des Bullen sinkt, wenn der Preis für die Spermaportion steigt. Andererseits könnte der Preis auch als Qualitätsmerkmal betrachtet werden, denn Bullen mit guten Vererbungsmerkmalen sind gefragt und daher entsprechend teuer. Folglich könnte die Wahlwahrscheinlichkeit mit zunehmendem Preis auch steigen.

Unter der Annahme von heterogenen Präferenzen der Milchviehhalter können weitere Hypothesen in Bezug auf die Milchviehhalter definiert werden. So ist zu erwarten, dass ein Betrieb mit einer geringen Milchleistung eine höhere Präferenz für einen Bullen mit guten

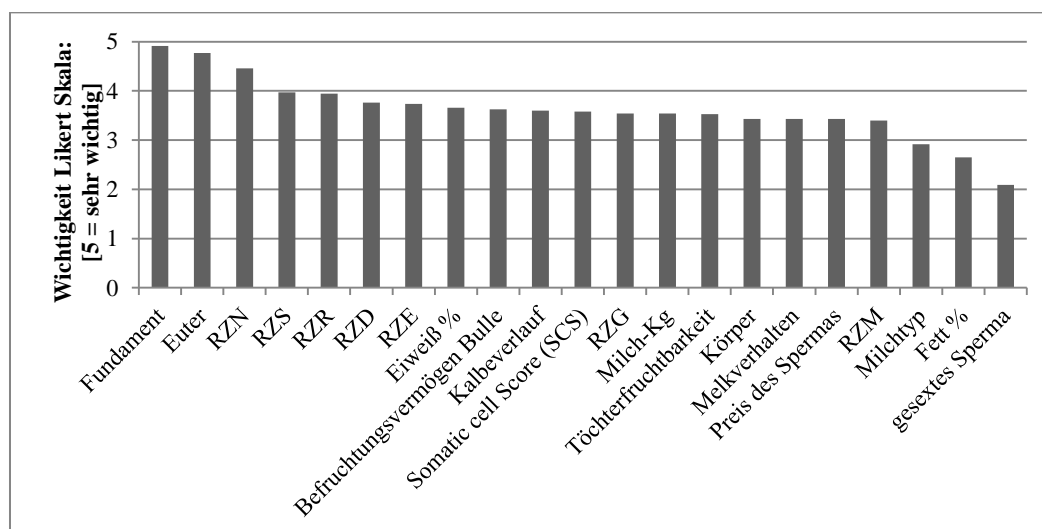
Merkmale in der vererbaren Milchmenge hat, als ein Betrieb, der schon ein sehr hohes Milchleistungsniveau erreicht hat. Da wir in diesem Beitrag allerdings die Gewichte von Einzelmerkmalen auf den RZG ableiten, welche grundsätzlich für alle Milchviehbetriebe Gültigkeit haben sollten, betrachten wir diese betriebsindividuellen Eigenschaften nicht.

7.4 Vorstudie, Experimentdesign und Datengrundlage

7.4.1 Vorstudie und Experimentdesign

Es gibt sehr viele Merkmale, durch welche Zuchtbullen charakterisiert werden. Bei der Durchführung des DCE müssen wir uns allerdings auf eine reduzierte Merkmalsanzahl beschränken.⁷⁰ Daher führten wir im Vorfeld eine Umfrage durch, in der wir 35 norddeutsche Milchviehhalter⁷¹ befragten und herausarbeiteten, auf welche Merkmale sie bei der Wahl des Bullenspermas besonders hohen Wert legen. Die entscheidenden Merkmale nahmen wir in das experimentelle Design auf. Neben allen Relativzuchtwerten wurden hierbei zusätzlich die einzelnen Teilzuchtwerte der Relativzuchtwerte beachtet. Auf diese Weise wird berücksichtigt, dass Milchviehhalter beispielsweise eine höhere Präferenz für die vererbare Milchmenge in kg als für den Relativzuchtwert Milch (RZM) haben. Die befragten Milchviehhalter rangierten die einzeln dargestellten Zuchtwerte der Wichtigkeit nach auf einer fünfstufigen Likert Skala. Die folgende Abbildung 7.1 zeigt die einzelnen Ränge der abgefragten Zuchtmerkmale auf.

Abbildung 7.1: Wichtigkeit einzelner Zuchtmerkmale bei der Entscheidung des Bulleneinsatzes



Quelle: Eigene Darstellung

⁷⁰ Nach AUSPURG & LIEBE (2011) gelten fünf bis neun Attribute als Orientierungsgröße.

⁷¹ Insgesamt wurden 500 norddeutsche Milchviehhalter mit einer Milchviehherde von mindestens 120 Kühen für die Vorstudie kontaktiert.

Aus den Ergebnissen können wir ableiten, dass gerade Fundament, Euter, RZN und RZS in das Design aufgenommen werden sollten, da die Milchviehhalter scheinbar für diese Merkmale eine ausgeprägte Präferenz haben. Weiterhin sollten die Merkmale vererbare Milchmenge in kg und Eiweiß in % aufgenommen werden, da diese im RZG über den RZM ein sehr hohes Gewicht bekommen. Das Zuchtmerkmal des Exterieurs (RZE) wird nicht in das Experimentdesign aufgenommen, da dieses durch das Fundament und Euter gut erklärt werden kann.⁷² Weiterhin betrachten wir den Preis für eine Spermaportion, um zu prüfen, ob dieser bei der Wahlentscheidung eine relevante Rolle spielt. Die vorgeschaltete Umfrage zeigt allerdings, dass der Preis nur auf dem Platz 15 der Wichtigkeitsskala rangiert und daher vermutlich von untergeordneter Priorität ist, dies gilt es mit dem DCE zu bestätigen.

Die Experimentteilnehmer wurden in die Situation versetzt, dass ein Bullenanpaarungsprogramm ihnen genau drei Bullen als die drei besten Tiere für die jeweils zu besamende Milchkuh identifiziert und sie einen dieser drei auswählen müssen. Die Möglichkeit, sich gegen alle drei Bullen zu entscheiden bestand nicht, da die Milchkuh für die Milchproduktion annahmegemäß mit einem Bullen besamt werden muss. Die vorgelegten Bullen konnten sich gemäß Tabelle 7.1 unterscheiden.

Um einen realitätsnahen Korridor der Merkmalsausprägungen zu ermitteln, wurden die 500 besten Bullen nach dem RZG betrachtet. Die mittlere Ausprägung der Merkmale stellt jeweils den Median dieser 500 betrachteten Bullen, die untere Ausprägung das 10% und die obere Ausprägung der Merkmale das 90% Quantil dar.

Tabelle 7.1: Zuchtmerkmale und deren Ausprägungen der hypothetischen Bullen

Zuchtmerkmale	Merkmalsausprägungen der Bullen
Milchmenge in kg:	490 / 1070 / 1633 kg pro Jahr höhere Leistung gegenüber dem Populationsmittel
Eiweiß %:	-0,13 / -0,01 / 0,15%-Punkte höherer Eiweißgehalt gegenüber dem Populationsmittel
Fundament:	98 / 109 / 119 Punkte* Relativzuchtwert Fundament
Euter:	96 / 109 / 122 Punkte* Relativzuchtwert Euter
RZN:	102 / 112 / 123 Punkte* Relativzuchtwert Nutzungsdauer
RZS:	97 / 110 / 123 Punkte* Relativzuchtwert Somatische Zellen
Preis pro Portion:	11 / 16 / 21 Euro pro Portion Sperma

* 100 Punkte = Populationsmittel

Quelle: Eigene Darstellung

Basierend auf den Merkmalen und ihren Ausprägungen wurde ein orthogonal reduziertes Design aus 64 Choice Sets mittels SPSS erstellt und anschließend das Design so angepasst,

⁷² Eine Kleinst-Quadrate Schätzung von Fundament und Euter auf den RZE kommt zu einem R² von 83%.

dass ein möglichst effizientes⁷³ Choice Set Design für das DCE erstellt wurde. Abbildung 7.2 zeigt eines dieser Choice Sets:

Abbildung 7.2: Ausgewähltes Choice Set des DCE

Bulle / Merkmal	Bulle 1	Bulle 2	Bulle 3
Milchmenge kg	490	1633	490
Eiweiß%	0,15	-0,01	-0,013
Fundament	109	98	109
Euter	96	96	109
RZN	102	123	123
RZS	110	97	97
Preis pro Portion [Euro]	21	11	21
Ich würde wählen...	o	o	o

Quelle: Eigene Darstellung

7.4.2 Datengrundlage

Auf der EuroTier 2010 wurden 116 Landwirte, die die Rasse HF halten, befragt. Die Interviews wurden persönlich mit den Messebesuchern geführt. Ein Großteil der befragten Betriebe stammt aus den Regionen Niedersachsen und Sachsen. Einerseits sind damit sehr spezialisierte Milchviehbetriebe (Messebesucher), andererseits aber auch sehr große und breit aufgestellte Betriebe im Datensatz enthalten. Die Tabelle 7.2 zeigt die betriebspezifischen Variablen der befragten Betriebe mit Mittelwert und Standardabweichung.

Tabelle 7.2: Deskriptive Statistik - betriebspezifische Variablen

betriebspezifische Variablen	Mittelwert	Std-Abweichung	Erklärung
Haupterwerbsbetrieb	96%	18%	Dummyvariable: 1 = Haupterwerbsbetrieb
Betriebstyp	97%	16%	Dummyvariable: 1 = konventioneller Betrieb
Arbeitskräfte	6	14	Anzahl der Arbeitskräfte im Betrieb
Alter	41	11	Alter des Befragten
Milchquote	1.396.286	2.338.871	Milchquote des Betriebs in kg
Milchleistung	8.988	1.310	Milchleistung in kg pro Jahr der Milchviehherde
Abgangsrate	27%	9%	Abgangsrate der Milchkühe im Betrieb
Milchkühe	167	269	Anzahl Milchkühe im Betrieb
Eiweiß	3,41%	0,05%	Durchschnittlicher Eiweißgehalt der Milch
Zellzahl	196.957	41.600	Durchschnittliche Zellzahl der Milch
Fett	4,16%	0,08%	Durchschnittlicher Fettgehalt der Milch

Quelle: Eigene Darstellung

80% der befragten Betriebe halten weniger als 160 Kühe und 6% mehr als 500, was zu einem Mittelwert von 167 Kühen pro Betrieb führt. Der bundesdeutsche Schnitt ist mit ca. 46 Kühen

⁷³ Durch Entfernung eines Choice Sets auf Grund von gleichen Ausprägungen aller Bullen im Choice Set und Modifikation einiger anderer Choice Sets ergibt sich ein D-Efficiency Wert von 96,82.

pro Betrieb deutlich geringer nach dem BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011).

In der Regel handelt es sich um konventionelle Haupterwerbsbetriebe, ökologisch wirtschaftende Betriebe machen nur einen Anteil von 3% und Nebenerwerbsbetriebe nur einen Anteil von 4% aus. Bei 26% der Befragten handelt es sich um Betriebe, die mehr als 90% ihres Einkommens aus dem Betriebszweig Milchproduktion erwirtschaften, nur 12% erwirtschaften weniger als 50% des Einkommens mit der Milch. Die Milchleistung von 8.988 kg pro Kuh und Jahr liegt weit über dem bundesdeutschen Schnitt von 7.085 kg pro Kuh und Jahr (vgl. BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ, 2011). Die Abgangs- bzw. Remontierungsrate der befragten Betriebe ist mit 27% relativ gering.

Zusammenfassend zeigt sich, dass die befragten Betriebe auf einem überdurchschnittlichem Leistungsniveau liegen und im Mittel größer sind als der bundesdeutsche Schnitt.

7.5 Die Discrete Choice Methode

Der Beschreibung von BREUSTEDT ET AL. (2013) oder SCHULZ (2012) folgend, basieren DCE mikroökonomisch auf dem sogenannten Zufallsnutzenmodell, welches den Nutzen U einer Alternative j für eine Person i additiv in eine deterministische V und eine zufällige Komponente ε zerlegt. Das DCE geht zurück auf LUCE & TUKEY (1964), QUANDT (1968) sowie THEIL (1970), die ökonomischen Auswertungsmethoden wurden unter anderem von MCFADDEN (1974) und LOUVIERE & WOODWORTH (1983) entwickelt. Es wird angenommen, dass die Alternative j per se keinen Nutzen stiftet, sondern ihre Eigenschaften (Attribute genannt). Der Nutzen der Alternativen (Bullensperma) j für die Person i hängt von den Attributen (Zuchtmerkmalen) z des betrachteten Bullen ab und wird wie folgt definiert:⁷⁴

$$(7.1) \quad U_{ij} = V(z_{ij}) + \varepsilon_{ij}$$

Der deterministische Nutzen V wird als Summe der Einflüsse der N Attribute modelliert. In unserem Experiment wählen die Teilnehmer einen aus J Bullen aus. Der erklärte Teil wird

⁷⁴ Bei heterogenen Präferenzen können die Charakteristika s der befragten Personen mit in das Modell aufgenommen werden. Neben Interaktionstermen aus Attribut und Charakteristika können sogenannte Latent Class oder Mixed Logit Modelle zur Anwendung kommen. Da wir allerdings einheitliche Gewichte für den RZG über alle Befragten bestimmen, beschränken wir uns auf die Attribute z .

gemäß der Idee von LANCASTER (1966) als eine additive Funktion für den deterministischen Nutzen modelliert:

$$(7.2) \quad V(\mathbf{z}_{ij}) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_{ijn}$$

Durch Umformungen und der Grundannahme, dass der Befragungsteilnehmer den Bullen j^* , für den er die höchste Präferenz hat, wählen wird, folgt, dass die Wahlwahrscheinlichkeit des Bullen j^* für einen Befragten i wie folgt definiert werden kann:

$$(7.3) \quad \text{prob}_{ij^*}(V(\mathbf{z}_{ij^*}) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(\mathbf{z}_{ij}) + \varepsilon_{ij}) = \text{prob}_{ij^*}(y_{ij^*} = 1) = F_{ij^*}(\mathbf{z}_{ij^*}, \alpha)$$

für alle $j \in J$.

Wird der Bulle j^* gewählt, nimmt die Variable y_{ij^*} den Wert 1 an, ansonsten ist sie 0. Die Funktion F ist auf den Wertebereich von 0 und 1 einschließlich beschränkt (z.B. die logistische Funktion). Die Matrix \mathbf{z}_{ij^*} umfasst die Zuchtmerkmale des Bullen j^* . Die Parameter α werden ökonometrisch geschätzt, aus ihnen lässt sich ableiten, welche Zuchtmerkmale signifikant auf die Wahl eines Bullen wirken.

Für die spätere Bestimmung der Gewichte im RZG, benötigen wir Informationen darüber, wie sich die Wahlwahrscheinlichkeiten eines Bullen ändern, wenn sich dessen Zuchtmerkmale marginal verändern. Hierzu berechnen wir die marginalen Effekte, die aus den Schätzergebnissen bestimmt werden. In Modellen, die linear in ihren Parametern sind, lassen sich diese direkt aus den Schätzkoeffizienten ableiten (vgl. BEN-AKIVA & LERMAN (2000), S. 114). Der marginale Effekt eines Zuchtmerkmals ist die Änderung der Wahlwahrscheinlichkeit bei Änderung eines Zuchtmerkmals des Bullen um eine Einheit für alle Befragten I . Formal gestaltet sich dies wie folgt:

$$(7.4) \quad \text{marginale Effekt von } z_{ij} = \sum_{i=1}^I \frac{\Delta \text{prob}_{ij}}{\Delta z_{ij}} / I$$

7.6 Empirische Ergebnisse

In den folgenden Unterkapiteln betrachten wir die marginalen Effekte, basierend auf den Ergebnissen der Logit Schätzung. Anschließend verwenden wir diese, um neue Gewichte für den RZG entsprechend der Präferenzen der befragten Milchviehhalter zu bestimmen.

7.6.1 Marginale Effekte basierend auf den Regressionsergebnissen

Der Analyse liegen 812 einzelne Entscheidungssituationen zu Grunde. Auf Grund der durchgeführten Logit Schätzung ist auf die IIA-Annahme zu achten, welche eingehalten

wird.⁷⁵ Weiterhin können die Schätzkoeffizienten zwischen den drei vorgelegten Bullen identisch restringiert werden, da sich die Bullen in der Verteilung ihrer Eigenschaften nicht unterscheiden.

Alle Merkmale der Bullen sind signifikant und haben das erwartete Vorzeichen. Vererbt ein Bulle bessere Eigenschaften, so steigt die Einsatzwahrscheinlichkeit des Bullen. Der Preis für eine Spermaportion ist hingegen nicht signifikant, bei diesem wäre ein negatives Vorzeichen zu erwarten gewesen. Unsere Vermutung aus der Vorbefragung wird damit bestätigt. Da wir den Preis für die Bestimmung unserer Gewichte nicht benötigen, werden wir diesen in unserer Schätzung nicht weiter betrachten.⁷⁶ Das Pseudo R² des restringierten Modells (ohne Preisvariablen) beträgt 0,249. In der Tabelle 7.3 sind die marginalen Effekte, welche jeweils am Mittelwert bestimmt wurden, dargestellt.

Tabelle 7.3: Marginale Effekte der betrachteten Zuchtmerkmale

Zuchtmerkmale	$\Delta\text{prob}/\Delta z$	Signifikanzniveau
Milchmenge in kg:	0,0002	0,000
Eiweiß %:	0,9761	0,000
Fundament:	0,0163	0,000
Euter:	0,0124	0,000
RZN:	0,0096	0,000
RZS:	0,0096	0,000

Quelle: Eigene Darstellung

Steigt die vererbbare Milchmenge, gemessen an den Töchtern des Bullen, um ein kg, so steigt die Einsatzwahrscheinlichkeit dieses Bullen um 0,02%-Punkte. Eine Milchleistungssteigerung von 100 kg bringt damit eine Steigerung von 2%-Punkten. Bei einer Erhöhung des Eiweißgehaltes um 0,01%-Punkte steigt die Wahrscheinlichkeit des Spermakaufs um 0,98%-Punkte. Die Anhebung der Relativzuchtwerte Fundament, Euter, RZN und RZS um jeweils einen Punkt führt zu höheren Wahlwahrscheinlichkeiten von 1,63%-, 1,24%-, 0,96%- und 0,96%-Punkten.

7.6.2 Bildung eines neuen RZG auf Basis der Schätzergebnisse

Auf Basis der Schätzergebnisse ist es möglich, die Gewichte der Zuchtmerkmale im Gesamtzuchtwert so zu bestimmen, dass sie den Nutzen der einzelnen Merkmale

⁷⁵ Wir testen die Null Hypothese, dass unsere Modellschätzung mit einer reduzierten Anzahl Bullen nicht signifikant unterschiedlich gegenüber der Schätzung mit drei Bullen ist. Es handelt sich um die Verallgemeinerung des klassischen Hausman Tests nach der „SUEST“ Test Prozedur, wie sie bei STATA CORP (2012) dargestellt ist. Wir können die Nullhypothese nicht ablehnen, da der Test bei Entfernen des Bullen 1 zum folgenden Ergebnis kommt: $\chi^2(7) = 9,27 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0,2340$.

⁷⁶ Der Schätzer für den Preis liegt im insignifikanten Bereich mit $p = 0,998$. Die Preisvariable kann damit aus der Schätzung entfernt werden. Weitere Analysen zeigen, dass der Preis für Betriebe mit einem geringen Einkommen aus der Milchproduktion signifikant ist (vgl. SCHULZ, 2012).

entsprechend der Präferenzen der befragten Betriebe abbilden. Die Tabelle 7.4 gibt an, wie zurzeit die einzelnen Relativzuchtwerte auf den RZG wirken und welche Zuchtmerkmale im DCE berücksichtigt sind.

Einerseits kann nur eine begrenzte Anzahl von Attributen in ein DCE aufgenommen werden, andererseits sollten auch Zuchtmerkmale, die nicht direkt auf den RZG wirken, betrachtet werden, wenn die befragten Milchviehhalter diese als besonders wichtig bewerten. Wir haben uns daher auf die wichtigsten Merkmale wie in der Abbildung 7.1 dargestellt, beschränkt. Unter anderem gehören hierzu die Zuchtmerkmale RZS, RZN, Fundament und Euter (siehe Tabelle 7.4). Weiterhin betrachten wir die Merkmale vererbare Milchmenge und Eiweiß, die über den RZM indirekt auf den RZG wirken.

Tabelle 7.4: Gewichte der Relativzuchtwerte im RZG

Zuchtmerkmale	Gewicht nach VIT (2010) im RZG	Im DCE enthalten...
RZM	45%	Nein
RZS	7%	Ja
RZN	20%	Ja
Fundament	4,5%	Ja
Euter	6%	Ja
Milchtyp	1,5%	Nein
Körper	3%	Nein
RZR	10%	Nein
Kalbeverhalten	3%	Nein
Eiweiß %	Bestandteil im RZM	Ja
Milchmenge in kg	Bestandteil im RZM	Ja

Quelle: Eigene Darstellung nach VIT (2010)

Um die Präferenzen der befragten Landwirte im RZG abzubilden, müssen die Gewichte so bestimmt werden, dass sich das Verhältnis der marginalen Effekte (vgl. Tabelle 7.3) der Relativzuchtwerte zueinander in den neu bestimmten Gewichten widerspiegelt. Sollte der marginale Effekt eines Zuchtmerkmals dieselbe Größenordnung haben, wie der marginale Effekt eines anderen Zuchtmerkmals, wie beispielsweise bei RZN und RZS, folgt, dass diese beiden Zuchtmerkmale dasselbe Gewicht im RZG bekommen sollten. Bisher haben sie allerdings unterschiedliche Gewichte von 20% bzw. 7%. Ändert sich der RZN um eine Einheit, so steigt der RZG mit dem bisherigen Gewicht um 0,2 Punkte (vgl. Tabelle 7.4). Die Wahrscheinlichkeit würde sich gemäß Tabelle 7.3 um 0,96%-Punkte erhöhen. Bei Änderung des RZS um eine Einheit ändert sich der RZG mit dem bisherigen Gewicht allerdings nur um 0,07 Punkte (vgl. Tabelle 7.4), die Änderung der Wahrscheinlichkeit würde nach dem durchgeführten DCE allerdings auch 0,96%-Punkte betragen. Folglich sollten die Gewichte angepasst werden.

Da der RZM, Milchtyp, Körper, RZR und das Kalbeverhalten im DCE nicht enthalten sind, halten wir ihre Gewichte im RZG konstant. Hingegen teilen wir den Anteil von 37,5%, der von uns im DCE betrachteten Zuchtmerkmale, im RZG neu auf. Dabei verändern wir ihre Gewichte so, dass eine Erhöhung des RZG um einen Punkt jeweils mit einer 12,4%-Punkte Erhöhung der Wahlwahrscheinlichkeit korrespondiert, unabhängig davon, ob die Änderung des RZG auf eine Änderung des RZS, RZN, Fundaments oder des Euter zurückzuführen ist. Die Tabelle 7.5 zeigt die Ergebnisse der neu bestimmten Gewichte auf.

Tabelle 7.5: Bisherige und neu bestimmte Gewichte im RZG

Zuchtmerkmale	Bisheriges Gewicht im RZG	Neues Gewicht im RZG	Notwendige Merkmalsänderung für...
			Δ prob um 12,4% Δ RZG um 1Punkt
RZM	45%	45%	2,22
RZS	7%	7,5%	13,33
RZN	20%	7,5%	13,33
Fundament	4,5%	12,5%	8,00
Euter	6%	10%	10,00
Milchtyp	1,5%	1,5%	66,67
Körper	3%	3%	33,33
RZR	10%	10%	10,00
Kalbeverhalten	3%	3%	33,33

Quelle: Eigene Darstellung

Das Gewicht des RZS bleibt nahezu unverändert, hingegen steigen die Gewichte des Fundaments und Euters auf Kosten des RZN an. Der RZN und RZS müsste nach den neu bestimmten Gewichten jeweils um 13,33 Punkte steigen, damit der RZG um einen Punkt und damit die Wahlwahrscheinlichkeit eines Bullen um 12,4%-Punkte steigt. Dieser Wert liegt bei dem Fundament bei 8 und beim Euter bei 10 Punkten.

Weiterhin werden die Koeffizienten der vererbaren Milchmenge und des Eiweiß-Zuchtmerkmals, die in den RZM einfließen, angepasst. Sie werden so bestimmt, dass eine Änderung des RZG durch den RZM um einen Punkt wieder zu einer Wahrscheinlichkeitsänderung von 12,4%-Punkten führt. Die Tabelle 7.6 zeigt diese Koeffizienten für den RZM auf.

Tabelle 7.6: Koeffizienten zur Bestimmung des RZM

Zuchtmerkmale	alter Koeffizient	Neuer Koeffizient
Eiweiß %	5,047	16,9635
Milchmenge in kg	-	0,0036

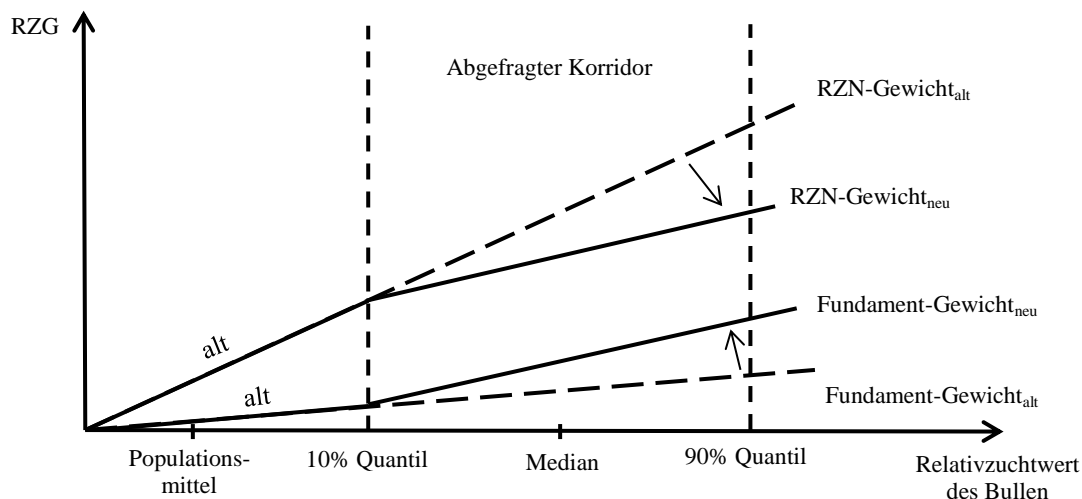
Quelle: Eigene Darstellung

Das Zuchtmerkmal Eiweiß bekommt ein sehr hohes Gewicht mit 16,96 Punkten im RZM

zugewiesen. Im ursprünglichen RZM geht der Zuchtwert für Eiweiß mit nur 5,047 Punkten ein (vgl. VIT, 2010). Der Koeffizient der vererbaren Milchmenge bekommt einen Wert von 0,0036.⁷⁷ Eine Änderung der vererbaren Milchmenge um 614,67 kg hätte eine gleiche Wahlwahrscheinlichkeitsänderung (12,4%-Punkte) zur Folge wie die Änderung der Eiweißmenge um 0,131%.

Es ist zu beachten, dass die neu bestimmten Gewichte nur im Korridor der abgefragten Zuchtmerkmale gelten. Dieser ist für die einzelnen Zuchtmerkmale in der Tabelle 7.1 dargestellt (10% - 90% Quantil). Wir können keine Aussage darüber treffen, ob die Gewichte auch außerhalb dieses Bereichs Gültigkeit haben. Abbildung 7.3 zeigt grafisch am Beispiel von RZN und Fundament, wie bisher diese beiden Zuchtmerkmale wirken und wie sie nach den neu bestimmten Gewichten auf den RZG wirken würden.

Abbildung 7.3: Wirkung von zwei Relativzuchtwerten auf den RZG



Quelle: Eigene Darstellung

Die Gerade des RZN würde nach den neu bestimmten Gewichten wesentlich flacher verlaufen, die des Fundaments entsprechend steiler. Auch hier gilt, dass diese Steigungen nur im Korridor der abgefragten Zuchtmerkmale gelten.

7.7 Schlussfolgerungen mit Diskussion

Unsere Analyse zeigt, dass alle von uns berücksichtigten Zuchtmerkmale den befragten Milchviehhaltern wichtig sind. Eine besonders hohe Präferenz kann den Zuchtmerkmalen Fundament und Euter zugewiesen werden, aber auch der Zuchtwert des Eiweiß scheint von hoher Bedeutung zu sein. Die Ergebnisse unseres DCE können durch den vorgeschalteten

⁷⁷ Im ursprünglichen RZM nach VIT (2010) ist die vererbare Milchmenge über den Koeffizienten 0,14 für den Zuchtwert Fett-kg und über den Koeffizienten 0,56 für den Zuchtwert Eiweiß-kg berücksichtigt.

Pretest untermauert werden. Auch hierbei wurden das Fundament gefolgt vom Euter als die wichtigsten Zuchtmerkmale identifiziert.

Der Preis für eine Spermaportion spielt hingegen für die befragten Betriebe eine untergeordnete Rolle und ist nicht signifikant. Dies war auch schon aus den Ergebnissen der vorgeschalteten Umfrage zu erwarten.

Aus den Ergebnissen lassen sich neue Gewichte der von uns betrachteten Zuchtmerkmale für den Gesamtzuchtwert (RZG) ableiten, so dass diese die Präferenzen und damit den Nutzen der befragten Milchviehhalter widerspiegeln. Die Zuchtmerkmale Fundament und Euter sollten auf Kosten des RZN höhere Gewichte im RZG zugewiesen bekommen. Auch können wir festhalten, dass der Zuchtwert des Eiweiß im Relativzuchtwert Milch (RZM) ein höheres Gewicht einnehmen sollte. Über die Gewichte von RZM, Milchtyp, Körper, RZR und Kalbeverhalten im RZG können wir allerdings keine Aussage treffen.

Weiterhin ist zu beachten, dass die Ergebnisse nur im gewählten Korridor der abgefragten Zuchtmerkmale gelten. Wir können keine Aussage darüber treffen, ob im unteren oder oberen Bereich des gewählten Korridors die Gewichte der Zuchtmerkmale auch ihre Gültigkeit haben, oder ob die befragten Betriebe die Gewichte außerhalb des Korridors anders setzen, als wie von uns bestimmt. Diese Frage bleibt offen. Sollte der Grenznutzen im Bereich oberhalb des Populationsmittels für einige Zuchtmerkmale abnehmen, könnte die Folge eine nicht lineare Bestimmung des RZG sein.

In unserem Modell setzen wir homogene Präferenzen der befragten Milchviehhalter voraus, um für jedes Zuchtmerkmal genau ein Gewicht im Gesamtzuchtwert zu bestimmen. In weiteren Analysen könnten erweiterte Modelle angewendet werden, um Heterogenität zwischen den Milchviehhaltern zu berücksichtigen. Durch die Aufnahme von Interaktionstermen aus Charakteristika der Milchviehhalter und Ausprägungen der Zuchtmerkmale oder durch die Schätzung von Latent Class oder Mixed Logit Modellen wäre dies umsetzbar. Als Folge müssten allerdings bei der Anwendung des Latent Class Modells für jede entstandene Klasse einzelne Gewichte der Zuchtmerkmale bestimmt werden. Es würde damit kein allgemeingültiger RZG für alle Milchviehhalter entstehen.

Um unsere Ergebnisse zu bestätigen, könnten historische Daten von tatsächlich eingesetzten Bullen verwendet werden, um die Präferenzen der Milchviehhalter zu ermitteln. Weiterhin könnten die neu bestimmten Gewichte auf die vorhandenen Bullen der Zuchtwertschätzung angewendet werden, um zu prüfen, inwieweit sich das Ranking zwischen den Bullen durch die neu gesetzten Gewichte verändern würde. Voraussichtlich wären deutliche Unterschiede

zwischen den Rankings der Bullen festzustellen, da die neu erstellten Gewichte teilweise auch deutlich von den bereits existierenden Gewichten abweichen.

Da es sich bei der Datengrundlage für die Analyse besonders um spezialisierte, große und milchviehhaltende Betriebe mit einer überdurchschnittlichen Milchleistung handelt, sollten die Ergebnisse mit Vorsicht betrachtet werden. Es ist nicht sicher, ob die erstellten Gewichte auch auf die Grundgesamtheit der HF-haltenden Betriebe übertragbar sind. Viel mehr könnten die Ergebnisse allerdings einen Trend angeben, inwieweit zukünftig die Gewichte im Gesamtzuchtwert angepasst werden könnten.

Zusammenfassend können wir festhalten, dass sich die Discrete Choice Methodik als ein geeignetes Instrument zur Ermittlung der Präferenzen von Milchviehhaltern für bestimmte Merkmale der Rindergenetik erwiesen hat. Weiterführend können aufbauend auf den Schätzergebnissen neue Gewichte für den Gesamtzuchtwert bestimmt werden, die die Nutzenfunktion der Milchviehhalter besser abbilden.

Literatur

- AUSPURG, K. UND U. LIEBE (2011): Choice-Experimente und die Messung von Handlungsentscheidungen in der Soziologie. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 63(2), S.301–314.
- BAYERISCHE LANDESANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT (2013): Der Gesamtzuchtwert. In: <http://www.lfl.bayern.de/itz/rind/03116/>, Abruf: 10.01.2013.
- BEN-AKIVA, M. UND S.R. LERMAN (2000): Discrete Choice Analysis 8. Printing., Cambridge, Mass.: MIT Press.
- BREUSTEDT, G., SCHULZ, N. UND U. LATA CZ-LOHMANN (2013): Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlungen mit Hilfe eines Discrete Choice Experimentes. In: German Journal of Agricultural Economics, Vol. 62 (4), S. 244 - 258.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011): Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011.
- LANCASTER, K. (1966): A New Approach to Consumer Theory. In: Journal of Political Economy, 74.
- LOUVIERE, J.J. UND G. WOODWORTH (1983): Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach Based on Aggregate Data. In: Journal of Marketing Research, 20(4), S.350–367.

- LUCE, R.D. UND J.W. TUKEY (1964): Simultaneous Conjoint Measurement: A new Type of fundamental Measurement. In: *Journal of Mathematical Psychology*, 1(1), S.1–27.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press. New York, S. 105 – 142.
- MONTGOMERIE, B. (2002): Including Cow Fertility in Breeding Worth. In: Ruakura Farmers Conference. S. 25–28.
- OUMA, E., ABDULAI, A. UND A. DRUCKER. (2007): Measuring Heterogeneous Preferences for Cattle Traits among Cattle-Keeping Households in East Africa. In: *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4), S.1005–1019.
- PHILIPSSON, J. UND B. LINDHÉ (2003): Experiences of including reproduction and health traits in Scandinavian dairy cattle breeding programmes. In: *Livestock Production Science*, 83(2-3), S.99–112.
- QUANDT, R. E. (1968): Estimation of Model Splits. In: *Transportation Research*. 2: 41 –50.
- ROESSLER, R., DRUCKER, A.G., SCARPA, R., MARKEMANN, A., LEMKE, U., THUY, L.T. UND A. ZÁRATE (2008): Using Choice Experiments to assess Smallholder Farmers' Preferences for Pig Breeding Traits in different Production Systems in North-West Vietnam. In: *Ecological Economics*, 66(1), S.184–192.
- RUTO, E., GARROD, G. UND R. SCARPA (2008): Valuing Animal Genetic Resources: A Choice Modeling Application to indigenous Cattle in Kenya. In: *Agricultural Economics*, 38(1), S.89–98.
- SCARPA, R., RUTO, E.S., KRISTJANSON, P., RADENY, M., DRUCKER, A.G. UND J.E. REGE (2003): Valuing indigenous Cattle Breeds in Kenya: An Empirical Comparison of Stated and Revealed Preference Value Estimates. In: *Ecological Economics*, 45(3), S.409–426.
- SCHULZ, N. (2012): Determinanten der Bullenwahl in der Rinderzucht - Ein Discrete Choice Experiment. In: *Tagungsband der 22. ÖGA Jahrestagung*. 22. ÖGA Jahrestagung. Wien, S. 89–90.
- STATA CORP (2012): *Stata Survival Analysis and Epidemiological Tables Reference Manual*.
- THEIL, H. (1970): On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables. In: *The American Journal of Sociology*, Vol. 76 (Nr. 1, Juli 1970), S.103–154.

VIT (2010): ZWS-Beschreibung Deutsch. In: http://www.vit.de/fileadmin/user_upload/vit-fuers-rind/zuchtwertschaetzung/milchrinder-zws-online/Zws_Bes1012_deu.pdf, Abruf: 16.10.2010.

WILLAM, A. UND H. SIMIANER (2011): Tierzucht 1. Aufl., Stuttgart: Ulmer.

ZENTRALE ARBEITSGEMEINSCHAFT ÖSTERREICHISCHER RINDERZÜCHTER (1999): Zuchtziele beim Rind. In: Seminar des genetischen Ausschusses der ZAR. Salzburg. Abruf: 15.05.2012.

Kapitel 8

Schlussbetrachtung

In der vorliegenden Dissertation wird die Methode der Discrete Choice Experimente (DCE) in der landwirtschaftlichen Produktionsökonomie angewendet und überprüft, inwieweit dies eine geeignete Methode zur Prognose des Entscheidungsverhaltens von landwirtschaftlichen Produzenten ist. Hierzu wurden unterschiedliche Fallstudien durchgeführt, welche in verschiedenen Bereichen der Landwirtschaft Anwendung fanden. Die Fallstudien wurden so gewählt, dass möglichst viele Bereiche der Landwirtschaft abgedeckt werden konnten. Die ersten beiden Fallstudien, die auf ein und demselben DCE beruhen, können in den Bereich der Agrarumweltpolitik eingeordnet werden. Es wird geprüft, inwieweit Landwirte bereit sind, Vertragsnaturschutzprogramme zu wählen. In der dritten Fallstudie wird untersucht, inwieweit Landwirte neue Technologien, wie das Winterzuckerrübensaatgut, einsetzen würden. Im darauf folgenden Kapitel wird die Methode der DCE zur Akzeptanzmessung neuer Politikinstrumente bei Landwirten eingesetzt. Die Akzeptanz des von der EU-Kommission vorgeschlagenen Greenings (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2011) wird gemessen. Inwieweit Milchviehhalter bereit sind, Milchliefervereinbarungen mit ihrem Molkereiunternehmen abzuschließen und welche dieser Milchlieferanten am ehesten bereit sind, solche Vereinbarungen zu akzeptieren, wird in der fünften Fallstudie analysiert. In der letzten Fallstudie der vorliegenden Dissertation wird auch ein DCE mit Milchviehhaltern durchgeführt, allerdings wird in diesem Experiment das Kaufverhalten bei der Wahl der Genetik in der Rinderzucht durchleuchtet. Mit den erhobenen Daten können die Präferenzen von Milchviehhaltern für bestimmte Bullenmerkmale analysiert werden.

Nach einer kurzen Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse der vorliegenden Arbeit und ihre Einordnung in die vorhandene Literatur folgt die kritische Würdigung der Datengrundlage und Methode, daran schließen sich die Schlussfolgerungen für Politik und Wirtschaft an.

8.1 Ergebniszusammenfassung und Einordnung in die Literatur

Die Analyseergebnisse der durchgeführten Discrete Choice Experimente zeigen, dass die Methode sehr gut geeignet ist, um das Entscheidungsverhalten von Landwirten auf der

Produzentenseite zu prognostizieren. Bisher wurden nur wenige Studien im Bereich der landwirtschaftlichen Produktionsökonomie durchgeführt. Stellvertretend für diese Studien seien hier BEKHOR ET AL. (2004), WINDLE UND ROLFE (2005) oder PAULRUD UND LAITILA (2010) genannt.

Dem Kapitel 2 und 3 liegt ein DCE zur Akzeptanzmessung von Naturschutzverträgen zu Grunde. Aus dem europäischen Umland sind RUTO UND GARROD (2009), ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) und CHRISTENSEN ET AL. (2011) zu nennen, die auch DCE mit Landwirten durchführen, um die Akzeptanz von Naturschutzprogrammen zu messen. Die Ergebnisse der Kapitel 2 und 3 machen deutlich, dass extensiv wirtschaftende Betriebe eher einen Naturschutzvertrag abschließen als die intensiv Wirtschaftenden. Um allerdings auch den Nutzen der Naturschutzverträge für die Natur mit dem Discrete Choice Experiment zu bestimmen, war es notwendig, die Methode um eine zweite Stufe zu erweitern. Hierdurch wird es möglich, eine Naturschutzangebot-Funktion zu erstellen und damit optimale Vertragsausgestaltungen zu identifizieren. Die zuvor zitierten Studien vernachlässigen diesen Aspekt. Sie fragen keinen Nutzungsumfang ab, können daher keine zweite Stufe schätzen und schlussendlich keine Naturschutzangebot-Funktionen erstellen.

Im Kapitel 4 wird die Adoptionswahrscheinlichkeit und der Marktanteil von Winterzuckerrüben mit einem DCE prognostiziert. Es existieren zwar schon Studien, die die Adoption von neuem Saatgut bei Landwirten mit einem DCE messen, hier seien HUDSON ET AL. (2007) und BREUSTEDT ET AL. (2008) genannt, allerdings können diese nicht auf den Anbau- und Marktanteil der Frucht schließen, da sie den Nutzungsumfang nicht abfragen und damit die zweite Stufe nicht schätzen können. Auch ist nicht bekannt, dass die Akzeptanz einer neuen Zuckerrübensorte bereits mit einem DCE gemessen wurde. Aus den Schätzergebnissen der ersten Stufe des Kapitels 4 wird deutlich, welche Betriebe eher bereit sind eine Winterzuckerrübe anzubauen. Weiterhin zeigen die Ergebnisse, welche Winterzuckerrübenattribute die Adoptionswahrscheinlichkeit wie stark beeinflussen. Der Anbau einer gentechnisch veränderten Rübe wird von den Zuckerrübenproduzenten abgelehnt. Mit der Schätzung eines Mixed-Logit Modells ist es zusätzlich möglich, die heterogenen Präferenzen der befragten Betriebe zu berücksichtigen. Um allerdings den bereits erwähnten Marktanteil der Winterzuckerrübe an der Rübenanbaufläche zu bestimmen, ist es auch hier notwendig, die Methode der DCE um die zweite Stufe zu erweitern. Denn es soll auch der erwartete Anbauanteil der Winterzuckerrübe an der Rübenanbaufläche bestimmt und nicht nur die Anbauneigung der Rübenanbauer abgefragt werden. Die zweistufige Schätzung bringt viele zusätzliche Informationen, so wird z.B. deutlich, dass Betriebe mit einem hohen

Gerstenanteil in ihrer Fruchtfolge eher dazu neigen, auch einen höheren Anteil Winterzuckerrüben anzubauen. Mit den Ergebnissen der zweiten Stufe können Marktanteilsprognosen durchgeführt werden, welche speziell für die Saatgutproduzenten von Interesse sein können.

Dem Kapitel 5 liegt ein DCE mit Landwirten zu Grunde, mit dem die Akzeptanz der von der EU-Kommission vorgeschlagenen Ökologisierungskomponente (Greening) der europäischen Landwirtschaft bei deutschen Landwirten gemessen wird. Seit der Veröffentlichung der Greening Vorschläge durch die EU-Kommission (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2011) wurden diese heftig und viel diskutiert (vgl. HART UND LITTLE, 2012; HOUSE OF COMMONS, 2012; MATTHEWS, 2012 und MATTHEWS, 2013). Allerdings sind bisher keine Studien mit DCE bekannt, die die Akzeptanz des Greenings messen. Die Ergebnisse des durchgeführten DCE machen deutlich, dass die befragten Landwirte das Greening generell ablehnen. So müsste bei einer Anhebung der ökologischen Vorrangfläche um einen Prozentpunkt die Direktzahlung der Landwirte um 6,32 Euro pro Hektar stärker gekürzt werden, damit sie weiterhin mit der gleichen Wahrscheinlichkeit am Greening teilnehmen. Eine Erweiterung der Discrete Choice Methode durch die Einführung von Interaktionstermen zeigt, dass diese zusätzliche Informationen bringen. Bisher sind nur wenige Studien aus der landwirtschaftlichen Produktionsökonomie bekannt, die Interaktionsterme in die Schätzung aufnehmen. Beispielsweise seien dazu BIROL ET AL. (2006) oder BERNING (2010) genannt. So wird aus den Interaktionstermen deutlich, dass Betriebe, die bereits Leguminosen in ihrer Fruchtfolge integriert haben, mit einer höheren Wahrscheinlichkeit eine Greening Alternative wählen, bei der es erlaubt ist Leguminosen auf der ökologischen Vorrangfläche anzubauen. Auch die Schätzung eines Latent Class Modells zur Berücksichtigung der heterogenen Präferenzen der befragten Landwirte bringt zusätzliche Informationen. Es wird deutlich, dass die befragten Betriebe in zwei Klassen eingeteilt werden können. Die Klassen der sogenannten „compliers“ und der „non compliers“ können identifiziert werden.

Im Kapitel 6 spielen viele Faktoren zusammen, um die Akzeptanz von Milchlieferverträgen zu messen. Wie auch bei ROE ET AL. (2004) zeigen die Ergebnisse, dass die Neigung des Milchviehhalters einer Milchliefervereinbarung zuzustimmen mit zusätzlich geforderten Anforderungen sinkt und mit höheren Preisaufschlägen für die abgelieferte Milch steigt. Die Aufnahme von Interaktionstermen in das Schätzmodell liefert auch hier zusätzliche Informationen. Es wird deutlich, dass z.B. Milchviehhalter, welche bereits Rapsschrot in ihrer Futterration einsetzen, eher bereit sind, GVO-freies Futter zu nutzen als Betriebe, die bisher als Eiweißträger nur Soja in der Futterration verwenden. Der theoretische Beitrag des Kapitels

liegt darin, dass gezeigt werden kann, dass nicht nur Vertragsattribute und die Charakteristika der Landwirte, sondern auch ihre Beziehungen zur Molkerei die Akzeptanz von Verträgen bestimmen. Dies wurde zuvor in der Literatur zwar schon behauptet (MCFADDEN, 1986; BURTON, 2004), allerdings noch nicht systematisch untersucht.

Ein einfaches einstufiges DCE ohne die Berücksichtigung von heterogenen Präferenzen durch die Aufnahme von Interaktionstermen oder die Schätzung von Latent Class oder Mixed Logit Modellen ist in Kapitel 7 dieser Arbeit zu finden. Um einen einheitlichen Zuchtwert für alle Milchviehhalter der Rasse Holstein Friesian zu ermitteln, wurde in dieser Fallstudie auf die Erweiterungen der DCE Methode verzichtet. Die Ergebnisse der Arbeit zeigen, dass gerade die Merkmale Fundament und Euter eine höhere Gewichtung im Gesamtzuchtwert der Rasse Holstein Friesian bekommen sollten. Bisher sind keine DCE aus Deutschland im Bereich der Tierzucht bekannt. Aus dem Ausland sind hingegen SCARPA ET AL. (2003), OUMA ET AL. (2007), RUTO ET AL. (2008) und ROESSLER ET AL. (2008) zu nennen. Allerdings handelt es sich bei der hier vorliegenden Studie um die erste ihrer Art, die die ermittelten Präferenzen aus dem DCE nutzt, um eine bessere Gewichtung der Relativzuchtwerte im Gesamtzuchtwert zu bestimmen.

8.2 Kritische Würdigung der Datenerhebungen

Insgesamt liegen dieser Dissertation fünf unterschiedliche Datenerhebungen zu Grunde. Die Analysen der Kapitel 2 und 3 basieren auf ein und demselben DCE, welches im Sommer 2010 auf der Halbinsel Eiderstedt und in der Region Südtondern durchgeführt wurde. Insgesamt wurden 68 Landwirte befragt, welche an einer Langzeitstudie zu den Auswirkungen des Vogelschutzes auf der Halbinsel Eiderstedt teilgenommen haben. Diese Zahl entspricht ca. 10% der auf Eiderstedt ansässigen Landwirte. Die Datengrundlage für die Region ist vor diesem Hintergrund sicherlich als sehr gut einzuschätzen. Allerdings bleibt offen, ob diese 10% nicht vielleicht gerade die Vogelschutzbefürworter repräsentieren, da nur diese Betriebe⁷⁸ wieder für eine weitere Teilnahme am Langzeitprojekt zu gewinnen waren. Insgesamt ist eine Stichprobe von 68 Betrieben und damit 544 Entscheidungssituationen⁷⁹ als sehr gering für ein Discrete Choice Experiment zu beurteilen. Die Ergebnisse der in Kapitel 2 und 3 durchgeführten Analysen sollten nur auf diese beiden Regionen bezogen werden, da die Befragung regional sehr begrenzt war und sich Eiderstedt und Südtondern auch gerade durch

⁷⁸ Die erste Erhebung ist 2004 durchgeführt worden. Möglicherweise sind die Vogelschutzgegner nach der ersten Erhebung aus der Langzeitstudie ausgeschieden.

⁷⁹ Jedem Befragungsteilnehmer wurden 8 Choice Sets vorgelegt.

hohe Grünlandanteile auszeichnen. Um überregionale Schlussfolgerungen treffen zu können, wären weitere überregionale Befragungen nötig.

Ähnliche Kritik zur Datengrundlage kann der Analyse des Kapitels 4 angelastet werden. Auch in diesem Kapitel ist die Befragung der Landwirte regional sehr begrenzt durchgeführt worden. So wurden nur Zuckerrübenanbauer der beiden großen Zuckerrübenanbaugebiete der Nordzucker AG in Niedersachsen und Sachsen-Anhalt persönlich befragt, welche knapp 40% der deutschen Rübenanbaufläche repräsentieren (vgl. DESTATIS, 2012). Andere große Anbaugebiete, die in Nordrhein-Westfalen oder Bayern zu finden sind und nach DESTATIS (2012) zusammen immerhin ca. 30% der deutschen Rübenanbaufläche ausmachen, wurden nicht berücksichtigt. Die befragten Betriebsleiter sind damit allesamt Lieferanten der Nordzucker AG. Die Stichprobengröße ist mit 100 Betrieben zwar deutlich größer als die der zuvor genannten Fallstudie, allerdings ist die abgefragte Region auch um ein Vielfaches größer als die Regionen Eiderstedt und Südtondern. Die 100 befragten Zuckerrübenanbauer bewirtschaften eine Zuckerrübenanbaufläche von 4.300 ha, was einen Anteil von ca. 3% der Rübenanbaufläche dieser Region entspricht. Weiterhin ist zu beachten, dass die befragten Betriebsleiter größtenteils auf Rübenfeldtagen und Feldbegehungen befragt wurden. Vor diesem Hintergrund sind wahrscheinlich nur interessierte Rübenanbauer in die Analyse aufgenommen worden. Die Ergebnisse sollten daher nicht überbewertet werden und im Speziellen eher auf innovative Rübenanbauer anstatt auf einen durchschnittlichen Rübenproduzenten bezogen werden. Diese Vermutung wird durch einen Blick in die deskriptive Statistik der Datengrundlage bestätigt. Die Rübenerträge der befragten Betriebe liegen deutlich über dem Bundesschnitt, genau wie ihre Betriebsgröße. Weiterhin ist zu beachten, dass die Befragung in zwei Zeitabschnitten durchgeführt wurde: Die meisten Betriebe (ca. 80) wurden im Sommer 2011 befragt, weitere 20 Betriebe erst im Herbst 2012. Dieser Umstand könnte zu einer Verzerrung der Stichprobe führen. Die zu einem späteren Zeitpunkt befragten Betriebe könnten unter Umständen bessere Informationen zur züchterischen Entwicklung der Winterzuckerrübe zum Zeitpunkt der Befragung haben als die 80 bereits zuvor befragten Landwirte.

Die Datengrundlage der Analyse des Kapitels 5 besteht aus insgesamt 128 Landwirten, denen jeweils 8 Choice Sets vorgelegt wurden. Folglich liegt der Analyse ein Datensatz mit 1014 Entscheidungssituationen zu Grunde. In dieser Studie wurden die Betriebe online befragt. Bei Betrachtung der Stichprobe wird deutlich, dass ein Großteil der befragten Betriebe in Norddeutschland liegt. Hingegen stammt nur ein sehr geringer Anteil der befragten Betriebe aus den neuen Bundesländern. Die Betriebsleiter wurden durch Fachartikel (LATA CZ-

LOHMANN UND SCHULZ, 2012a, 2012b und SCHULZ UND LATA CZ-LOHMANN, 2012) in den landwirtschaftlichen Fachmagazinen „Topagrar“, „Bauernblatt“ und „Land und Forst“ auf die Befragung aufmerksam gemacht. Das Wochenblatt „Bauernblatt“ erscheint nur in Schleswig-Holstein und Hamburg, das Wochenblatt „Land und Forst“ nur in Niedersachsen, die „Topagrar“ wird im Gegensatz dazu im ganzen Bundesgebiet veröffentlicht. Diese Tatsache könnte dafür verantwortlich sein, dass speziell in Norddeutschland mehr Betriebe an der Befragung teilgenommen haben. Mittlerweile nutzen zwar ca. 70% der deutschen Landwirte das Internet (VENNEMANN UND THEUVSEN, 2004), dennoch könnte eine Verzerrung der Stichprobe vorliegen. Weiterhin erhebt sich die Frage, ob nicht vielleicht gerade die Greening Gegner oder Greening Befürworter an der Studie teilgenommen haben und somit die Datengrundlage nicht den durchschnittlichen deutschen Landwirt repräsentiert.

Die Daten zur Messung der Akzeptanz von Milchliefervereinbarungen stammen aus einer Befragung der Milchlieferanten des Deutschen Milchkontor (DMK). Diese wurden über den Newsletter des DMK im Januar 2012 kontaktiert und auf die Online Befragung aufmerksam gemacht. Insgesamt konnten so 147 Milchlieferanten zur online Teilnahme am Discrete Choice Experiment gewonnen werden. Da es sich bei den Lieferanten des DMK nur um norddeutsche Milchviehhalter handelt, können die Ergebnisse der Studie auch nur auf den norddeutschen Raum bezogen werden. Weiterhin handelt es sich um eine genossenschaftliche Molkerei. Fraglich ist, ob Lieferanten einer genossenschaftlichen Molkerei anders auf das Thema Nachhaltigkeit reagieren als Lieferanten einer Privatmolkerei. Vor dem Hintergrund, dass es um das Thema Nachhaltigkeit in der Befragung ging, könnte sich weiter die Frage stellen, inwieweit die Daten die norddeutschen Milchviehhalter repräsentieren. Schätzungsweise haben gerade solche Betriebe an der Befragung teilgenommen, die sich besonders für das Thema Nachhaltigkeit interessieren. Weiterhin ergibt sich auch bei diesem Datensatz das Problem, dass nur Betriebe mit Internetzugang an der Befragung teilnehmen konnten, wobei, wie zuvor erwähnt, mittlerweile über 70% der deutschen Landwirte das Internet nutzen.

In der durchgeführten Fallstudie des Kapitels 7 wurden 116 Milchviehhalter der Rasse Holstein Friesian auf der Fachmesse Eurotier im Herbst 2010 befragt. Auch bei diesen Daten ist die Repräsentativität eingeschränkt, denn hauptsächlich wurden Milchviehhalter befragt, die in einer Geschäftsbeziehung zu dem Unternehmen Masterrind stehen. Vor diesem Hintergrund stammt ein Großteil der befragten Betriebe aus Niedersachsen und Sachsen. Diese beiden Bundesländer repräsentieren knapp 40% der gehaltenen Milchkühe dieser Rasse in Deutschland (DESTATIS, 2011), wobei der Datensatz ca. 4-5% der gehaltenen Milchkühe

dieser Rasse dieser beiden Bundesländer enthält. Bundesländer wie Nordrhein-Westfalen, Schleswig-Holstein, Mecklenburg-Vorpommern oder Brandenburg sind nach DESTATIS (2011) mit Anteilen von 12,3%, 10,5%, 7,1% und 6,3% der gehaltenen Milchkühe der Rasse Holstein Friesian im Datensatz unterrepräsentiert. Weiterhin ist zu beachten, dass die befragten Betriebe bezüglich ihrer Milchleistung und Betriebsgröße deutlich über dem bundesdeutschen Durchschnitt liegen (vgl. BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ, 2011). Es kann vermutet werden, dass gerade sehr spezialisierte, interessierte und damit auch innovative Milchviehhalter befragt wurden. Um allgemeingültige Gewichte für alle Milchviehhalter der Rasse Holstein Friesian mit der Auswertung des DCE festlegen zu können, sollten daher auch weitere Betriebe der bereits zuvor genannten relevanten Bundesländer, sowie weniger spezialisierte Milchviehhalter befragt werden. Die vorliegenden Ergebnisse aus dieser Studie sind daher wahrscheinlich eher auf große innovative Milchviehhalter übertragbar, als auf den durchschnittlichen Betrieb, der die Rasse Holstein Friesian hält.

Es wird deutlich, dass alle fünf durchgeführten Fallstudien Einschränkungen in ihrer Datenqualität aufweisen. Einerseits handelt es sich teilweise um sehr kleine Stichprobengrößen, welche nicht immer die Kriterien erfüllen, die in der Literatur üblicherweise gefordert werden (vgl. Kapitel 10, URBAN, 1993 und BENNETT UND ADAMOWICZ, 2001). Andererseits ergab sich auf Grund der Erhebungsart bzw. des Erhebungsortes eine Selektion der befragten Betriebe. Nichtsdestotrotz zeigen die Ergebnisse der einzelnen Studien, inwieweit es möglich ist, die DCE Methode zur Prognose des Entscheidungsverhaltens von Landwirten zu verwenden. Die Modellgüte der durchgeführten Schätzungen ist vor dem Hintergrund der Datenqualität dennoch häufig als sehr gut zu beurteilen (vgl. hierzu Kapitel 10.6).

8.3 Kritische Würdigung der DCE Methode

Die Discrete Choice Methode ist ein Verfahren zur Ermittlung der Präferenzen von Probanden. Im Vergleich zu einfachen Itemabfragen können mit DCE komplexere und realistischere Entscheidungen abgefragt und analysiert werden. Zusätzlich können im Gegensatz zur Laborforschung größere Zufallsstichproben erhoben werden (AUSPURG UND LIEBE, 2011). Allerdings lassen sich in der Regel auch schon mit vergleichsweise wenigen Befragungen multivariate Analysen durchführen, da die Experimentteilnehmer mehrere Choice Sets beantworten und damit die zur Schätzung verfügbaren Entscheidungssituationen erhöht werden.

Die Methode wird unter anderem auch zu der Gruppe der Conjoint Analysen gezählt, bei der die Präferenzen bzw. Nutzenstrukturen von Personen gemessen werden (BACKHAUS, 2008). Dabei handelt es sich bei DCE um ein dekompositionelles Verfahren, welches dadurch gekennzeichnet ist, dass aus den empirisch gekennzeichneten Gesamturteilen einer Alternative auf die Bedeutung einzelner Eigenschaftsausprägungen geschlossen werden kann (BACKHAUS, 2008). Im Gegensatz zur klassischen Conjoint Analyse, in der die befragten Personen die vorgelegten Alternativen rangieren, trägt die Methode der DCE dem natürlichen Entscheidungsprozess der befragten Personen besser Rechnung, da sich die Probanden für eine der vorgestellten Alternativen entscheiden müssen. Weiterhin liegt ein Vorteil der DCE gegenüber der klassischen Conjoint Analyse in seiner theoretischen Fundierung (LOUVIERE ET AL., 2010). DCE beruhen direkt auf der Random Utility Theorie (Zufallsnutzentheorie) nach LANCASTER (1966). Die Methode der DCE ist im Vergleich zur Contingent Valuation Methode zusätzlich gegenüber strategischen Antworten robuster (ADAMOWICZ ET AL., 1998). Durch die komplexe Entscheidungssituation im DCE kann die reale Situation gut nachempfunden werden (BATEMAN, 2004). Ein besonderer Vorteil der DCE ist, dass sie auch auf bislang nicht existierende, hypothetische Alternativen angewendet werden kann (AUSPURG UND LIEBE, 2011), was besonders dieser Dissertation zu Gute kommt, da in einigen Fallstudien bisher nicht existierende Produkte bzw. Politiken betrachtet werden.

Dennoch zeichnet sich die Methode der Discrete Choice Experimente nicht nur durch Vorteile aus. Bei der Erstellung des Choice Set Designs ist darauf zu achten, dass die Urteilsaufgaben für den Befragungsteilnehmer nicht zu komplex werden. Ein zu komplexes Choice Set Design führt zu kognitiven Überforderungen der Probanden und schlussendlich zu geringen Konsistenzen im Antwortverhalten (AUSPURG UND LIEBE, 2011). Im Ergebnis könnte der Proband die Status Quo Alternative zu häufig wählen oder die Befragungsteilnahme komplett verweigern. Vor diesem Hintergrund sollten die im Kapitel 10.3 erwähnten Kriterien zur Erstellung eines möglichst effizienten Designs eingehalten werden. Die Effizienz eines Designs lässt sich nach KUHFIELD ET AL. (1995) mit der D-Efficiency messen. Alle in dieser Dissertation verwendeten Choice Set Designs erreichen einen D-Efficiency Wert von über 90, welche nach KUHFIELD (2005) als vollkommen ausreichend und gut bezeichnet werden.

Die Hauptkritik bei Discrete Choice Experimenten ist allerdings darin zu finden, dass nur hypothetische (*stated preferences*) und nicht reale Entscheidungen (*revealed preferences*) abgefragt werden. Dies führt dazu, dass sich das Antwortverhalten der Probanden an sozial erwünschten Antworten orientieren könnte. In der Folge sollten die ermittelten Zahlungsbereitschaften oder Kompensationszahlungen nicht überbewertet werden, da diese

verzehrt sein könnten. Dennoch führt nach AUSPURG UND LIEBE (2011) bzw. LOUVIERE ET AL. (2000) die indirekte Bewertung der einzelnen Produktattribute dazu, dass die Methode stärker immun gegenüber diesem Effekt ist als die direkte Abfrage der Präferenzen. Untersuchungen von CARLSSON UND MARTINSSON (2001), SCARPA ET AL. (2003) oder TELSER UND ZWEIFEL (2007) zeigen, dass die hypothetischen Entscheidungen häufig eine hohe Übereinstimmung zu den tatsächlich real existierenden Entscheidungen aufweisen. Um dieses Problem völlig zu beheben, könnte die experimentelle Ökonomie (vgl. KAGEL UND ROTH, 1995 bzw. MÜLLER-SCHEEBEL, 2008) zum Tragen kommen, bei der die Probanden die Konsequenzen ihrer Entscheidung spüren, indem sie während des Experiments mit Spielgeld arbeiten, welches sie am Ende umgerechnet in eine reale Währung ausgezahlt bekommen.

Einige neuere Studien prüfen, ob die ermittelten Zahlungsbereitschaften von der Ausprägung des Preisattributs des ersten vorgelegten Choice Sets oder von einem zum Verständnis vorgelegten „Instruction Choice Set“ (ICS) beeinflusst werden. Dieser sogenannte Starting Point Bias (SPB) wird in der vorliegenden Dissertation nicht geprüft. Es könnte daher sein, dass die berechneten Zahlungsbereitschaften oder Kompensationszahlungen in den hier vorliegenden Studien verzerrt sind. Vor diesem Hintergrund sollten sie in ihrer Höhe nicht überinterpretiert werden. Beispielsweise finden BECHTOLD UND ABDULAI (2012) in ihrer Studie mit einem zweigeteilten Stichproben Ansatz einen SPB. Hingegen existiert der SPB in der Arbeit von LADENBURG UND OLSEN (2008) nur geschlechterspezifisch, denn dort tritt er nur bei weiblichen Befragten auf. Inwiefern die ICS hilfreich oder schädlich sind, ist aus der Literatur bisher nicht abschließend ersichtlich. So wirkt bei CARLSSON UND MARTINSSON (2008) ein ICS nicht signifikant auf die berechneten Zahlungsbereitschaften. Hingegen sind MEYERHOFF UND GLENK (2013) der Meinung, dass ein ICS eher schädlich als hilfreich ist. In dieser Dissertation werden den Befragten im Vorhinein lediglich die einzelnen Attribute erklärt, ein Instruction Choice Set wird nicht vorgelegt. Vor diesem Hintergrund könnte der Aspekt unter Umständen vernachlässigt werden.⁸⁰

Weiterhin ist zu beachten, dass im Experiment immer nur bestimmte Bereiche der Attributausprägungen abgefragt werden. Die ermittelten marginalen Effekte und darauf beruhenden Zahlungsbereitschaften bzw. Kompensationszahlungen sollten auch nur auf den abgefragten Bereich bezogen werden. Eine Aussage über das Verhalten der Attribute über diesen Bereich hinaus sollte vermieden werden. Häufig wird ein lineares Verhalten der

⁸⁰ Es ist zusätzlich zu beachten, dass in der Literatur ein SPB eher bei weiblichen Befragungsteilnehmern gezeigt werden konnte, in den Fallstudien dieser Dissertation werden aber vornehmlich männliche Betriebsleiter befragt.

Attribute angenommen, dies gilt es allerdings zu überprüfen und entsprechend in das Modell zu integrieren.

Die Durchführung eines einfachen Discrete Choice Experimentes und die anschließende Schätzung mit einem konditionellen Logit Modell trägt nicht den heterogenen Präferenzen der Experimentteilnehmer Rechnung. Um diesen Aspekt zu berücksichtigen, sollte geprüft werden, ob heterogene Präferenzen vorliegen und gegebenenfalls auf erweiterte Modelle wie auf das Latent Class oder Mixed Logit Modell zurückgegriffen werden. Alternativ könnten die heterogenen Präferenzen auch über die Aufnahme von Interaktionstermen berücksichtigt werden.

Schlussendlich wird deutlich, dass sich die Methode der Discrete Choice Experimente gerade dazu eignet, Entscheidungen zwischen diskreten Alternativen zu untersuchen. Sie lässt sich mit ihren Erweiterungen sehr gut auf Produzentenentscheidungen im Agrarbereich anwenden. Mit der Methode können, wie bei AUSEPURG UND LIEBE (2011) erwähnt, Entscheidungstheorien bzw. Hypothesen geprüft und somit tiefgreifende Erkenntnisse zum Gewicht einzelner Entscheidungsfaktoren gewonnen werden.

8.4 Implikationen für Politik und Wirtschaft

Wie aus den einzelnen Fallstudien ersichtlich wird, kann die Methode der DCE sehr gut im Bereich der landwirtschaftlichen Produktionsökonomie eingesetzt werden, um das Entscheidungsverhalten von Landwirten zu prognostizieren. Die einzelnen Fallstudien bringen Informationen für Politik und Wirtschaft. Die Methode könnte in Zukunft mehr in diesem Bereich zur Anwendung kommen.

Die aus den Discrete Choice Experimenten gewonnenen Informationen können Entscheidungsträgern nützliche Hilfestellungen in ihrer Entscheidungsfindung geben. Beispielsweise ist es möglich, mit den Analyseinformationen aus dem durchgeführten DCE der Kapitel 2 und 3, einen Naturschutzvertrag in seiner Ausgestaltung zu optimieren. Es wird deutlich, dass durch die vorherige Befragung einer Stichprobe und der anschließenden Auswertung des DCE, die Informationsasymmetrie zwischen Landwirten und einer Naturschutzbehörde verringert werden kann. Wird ein DCE vorab nicht durchgeführt, kann die Naturschutzbehörde nur einen Naturschutzvertrag mit einer Ausgleichszahlung in Höhe des errechneten Erwerbsverlustes in einem durchschnittlichen Betrieb anbieten. Wird hingegen vorab ein DCE durchgeführt, kann ein optimierter Vertrag angeboten werden. Die folgende Tabelle 8.1 verdeutlicht diesen Sachverhalt.

Ausgehend von der Vertragsoptimierung mit Simulationen aus Kapitel 3 betrachten wir den optimierten Vertrag bei einem Budget von 150.000 Euro, bei dem die organische Düngung erlaubt ist (vgl. Tabelle 3.5). Bei diesem Vertrag würde die Ausgleichszahlung pro Hektar bei 245 Euro liegen, 22 Landwirte würden diesen Vertrag abschließen und 607 ha würden für den Vertragsnaturschutz zur Verfügung gestellt werden. Diese 607 ha würden einen Nutzen für die Natur in Höhe von 1.209 Naturschutzpunkten erbringen.

Tabelle 8.1: Übersicht einzelner Informationsszenarien

Informations- Szenario	Ausgaben	Ausgaben pro Naturschutz-	Teil-	Teilnahme-	Naturschutz-
	pro ha und Jahr in € % (abs.)	punkt und Jahr in € % (abs.)	nehmer % (abs.)	fläche in ha % (abs.)	punkte % (abs.)
Volle Information	67 (165)	67 (83)	209 (46)	149 (906)	149 (1803)
Optimierter Vertrag	100 (245)	100 (123)	100 (22)	100 (607)	100 (1209)
Standard Vertrag	132 (323)	132 (162)	145 (32)	77 (465)	77 (924)

Quelle: Eigene Darstellung

Würde die Naturschutzbehörde den Standardvertrag über die durchschnittliche Willingness to Accept (beispielsweise ermittelt auf Basis des durchschnittlichen Erwerbsverlustes) von 323 €/ha in der Region anbieten, so würden zwar 32 Betriebe am Vertragsnaturschutz teilnehmen, allerdings könnten auf Grund der Budgetrestriktion von 150.000 Euro nur 465 ha für den Vertragsnaturschutz zur Verfügung gestellt und damit nur ein Nutzen für die Natur von 924 Punkten erreicht werden. Im vollen Informationsszenario würde jedem Landwirt der Vertrag genau zu seiner individuellen WTA angeboten werden. In diesem Fall würden sich die durchschnittlichen Ausgaben pro Hektar auf 165 Euro belaufen, wobei 46 Landwirte teilnehmen, welche 906 ha für den Vertragsnaturschutz bereitstellen würden. Der Nutzen für die Natur würde sich dann auf 1.803 Punkte erhöhen.

Dieses Beispiel verdeutlicht, wie mit einem DCE die Informationsasymmetrie zwischen Naturschutzbehörde und Landwirten abgebaut werden kann. Mit einem Standardvertrag liegen die Ausgaben pro Hektar und Naturschutzpunkt um 32% höher als in der Situation des optimierten Vertrags. Wenn die Kostenersparnis für die zusätzlichen Informationen und damit einhergehend der besser ausgestalteten Vertragssituation die Kosten der DCE Durchführung decken, so sollten in Zukunft Discrete Choice Experimente im Vorfeld einer Naturschutzvertragsgestaltung durchgeführt werden. Bei einem hinreichend großen Budget sollte sich daher das vorgeschaltete Discrete Choice Experiment in der Regel lohnen.

Mit der Methode der Discrete Choice Experimente ist es möglich, Politikberatung durchzuführen, wie die beiden ersten Fallstudien bereits gezeigt haben. Die Ergebnisse des Kapitels 5 bestätigen diesen Sachverhalt. Das DCE, welches mit 128 Landwirten in Deutschland durchgeführt wurde, zeigt im Hinblick auf das geplante Greening der EU Agrar-Kommission auf, welche Szenarien der EU Agrarpolitik die befragten Landwirte besonders ablehnen oder präferieren. Die Ergebnisse können für eine bessere Ausgestaltung der EU Agrarpolitik sehr nützlich sein. So können die Entscheidungsträger feststellen, welche Eigenschaften des Greenings besonders hohe oder niedrige Anreize erfordern. Diese Anreize könnten durch eine starke oder weniger starke Kürzung der Direktzahlungen bei Nicht-Einhaltung geschaffen werden. Weiterhin konnten unterschiedliche Landwirtsklassen identifiziert werden, die höhere bzw. geringere monetäre Anreizmittel benötigen, um bestimmte politische Ziele zu erreichen. Diese Informationen könnten zusätzlich bei der Politikausgestaltung genutzt werden, um bestimmte Regionen, wie beispielsweise benachteiligte Gebiete, in denen eine bestimmte Gruppe von Landwirten vorzufinden ist, mit für sie zugeschnittenen Maßnahmen zu fördern.

Die Fallstudien zeigen außerdem, dass es mit der Methode möglich ist, einzelbetriebliche Anbauanteile und Marktanteile von neuen Anbauverfahren wie der Winterzuckerrübe zu bestimmen. Mit den Ergebnissen des DCE kann das optimale Preissetzungsverhalten von Saatgutproduzenten prognostiziert werden. In der Praxis könnte die Methode der DCE daher beispielsweise in Marktforschungsabteilungen von Zuchtunternehmen eingesetzt werden. Diese könnten DCE nutzen, um herauszufinden, auf welche Attribute der Züchter besonderen Wert in der Entwicklung neuer Sorten legen sollte. Die Frage, welche Attribute der Winterzuckerrübe durch den Zuckerrübenanbauer hoch oder weniger hoch vergütet werden, kann durch die Anwendung von DCE beantwortet werden. Die in Kapitel 4 durchgeführte Fallstudie zeigt beispielsweise, dass der Aussattermin der Winterzuckerrübe nicht zu früh liegen sollte, da die Betriebe im August noch mit der Getreideernte beschäftigt sind. Sollte ein Landwirt hingegen einen hohen Gerstenanteil in seiner Fruchtfolge haben, würde dieser eine höhere Anbaufläche der Winterzuckerrübe wählen, falls er sich für diese entscheidet. Die Gerste wird in der Regel schon Ende Juli geerntet, so dass mehr potenzielle Fläche für die Winterzuckerrübensaat zur Verfügung steht. Diese Informationen könnten vom Marketing des Zuckerrübenzüchters genutzt werden, um in bestimmten Regionen für die dort ansässigen landwirtschaftlichen Betriebe bestimmte zugeschnittene Werbemaßnahmen für die Winterzuckerrübe durchzuführen. Weiterhin zeigen die Ergebnisse der Analyse, dass die Entwicklung einer GVO-freien Winterzuckerrübe dem Saatgutproduzenten einen erheblichen

Vorteil bieten könnte. So kann der Saatguthersteller bei konstanten Grenzkosten der Saatgutproduktion einen um 25% höheren Gewinn mit dem Vertrieb einer GVO-freien Winterzuckerrübe erreichen als mit der GVO-Rübe. Zu beachten ist allerdings, dass die Entwicklung einer GVO-freien Winterzuckerrübe, sofern dies überhaupt biologisch und technisch möglich ist, voraussichtlich höhere Kosten verursachen wird als die Entwicklung der GVO-Winterzuckerrübe. Der erhöhte prognostizierte Gewinn aus der Bereitstellung einer GVO-freien Winterzuckerrübe könnte daher durch die höheren Entwicklungskosten schnell wieder aufgezehrt werden. Die Informationen des DCE können daher dem Saatgutproduzenten eine Entscheidungshilfe geben, ob die zusätzlichen Entwicklungskosten einer GVO-freien Winterzuckerrübe durch den späteren Vertrieb dieser Rübe gedeckt werden könnten.

In den beiden Fallstudien der Kapitel 6 und 7 dieser Dissertation wird der Milchsektor in der landwirtschaftlichen Produktion betrachtet. Der Fokus des Kapitels 6 liegt in der nachhaltigen Milchproduktion und der dafür notwendigen Milchliefervereinbarungen zwischen Molkerei und Milchproduzenten. Im Kapitel 7 wird der Fokus auf die Optimierung der Zuchtwertschätzung für Milchvieh im Allgemeinen und für Milchvieh der Rasse Holstein Friesian im Speziellen gelegt.

Aus den Ergebnissen des durchgeführten DCE des Kapitels 6 wird deutlich, dass die geforderten Aufpreise der Milchproduzenten für nachhaltig produzierte Milch einerseits natürlich von den Produktionsauflagen abhängig sind, andererseits aber auch die Beziehungen zwischen Molkerei und Milchlieferanten von Bedeutung sind. So benötigt ein Milchlieferant einen Aufpreis von ca. 0,8 Eurocent pro kg abgelieferter Milch, wenn diese mit GVO-freiem Futtermittel produziert werden muss. Dieser Betrag erhöht sich auf ca. 1 Eurocent pro kg, falls das Futtermittel nicht nur GVO-frei sein müsste, sondern auch noch regional produziert werden sollte. Noch höhere Aufpreise verlangen die Milchproduzenten, wenn sie möglicherweise bauliche Maßnahmen durchführen müssten. Dies könnte der Fall sein, wenn den Tieren ein Laufhof oder sogar die Weidehaltung ermöglicht werden sollte. In diesem Fall verlangen die Milchproduzenten sogar bis zu 1,7 Eurocent pro abgeliefertem kg Milch. Allerdings wird deutlich, dass diese Beträge reduziert werden könnten, wenn die Molkereien bereits im Voraus eine positive Beziehung zu ihren Milchlieferanten aufbauen konnten. Bewertet ein Milchlieferant die Beziehung⁸¹ zur Molkerei um einen Punkt positiver als ein anderer, so könnte der Aufpreis, welchen der Milchlieferant für die Produktion der nachhaltigen Milch verlangt, um ca. 0,3 Eurocent verringert werden. Die Ergebnisse des

⁸¹ Die Variable ist durch eine Faktorenanalyse verdichtet worden, in die insgesamt 6 Items, vgl. Table 6.1 eingegangen sind

Kapitels 6 machen damit deutlich, inwiefern ein DCE für Molkereiunternehmen interessant ist: Molkereien, welche ein DCE durchführen, bevor sie Landwirten bestimmte Milchproduktionsprogramme anbieten, können spezifischere Programme herausarbeiten und damit Kosten sparen. Aus der Studie wird beispielsweise deutlich, dass geringere Aufpreise auf den Milchpreis durch die Molkerei gezahlt werden müssten, wenn ein GVO-freies Milchproduktionsprogramm etabliert wird im Vergleich zu einem Weidemilchprogramm, bei dem die Tiere an 180 Tagen mindestens 6 Stunden auf der Weide gehalten werden müssen. Die Abfrage zusätzlicher sozioökonomischer Variablen und deren Aufnahme über Interaktionsterme in die Schätzung zeigt aber auch, dass sich dieses Bild umkehren kann, wenn es schon viele Betriebe in einer Region gibt, die ohne Weiteres die Tiere mindestens 6 Stunden an 180 Tagen auf der Weide halten könnten. Die Ergebnisse dieser Studie zeigen damit zusammenfassend, dass Molkereiunternehmen mit der Durchführung eines vorgeschalteten DCE zielgerichteter Produktionsprogramme in bestimmten Regionen in Abhängigkeit der dort ansässigen Betriebe und deren Beziehung zur Molkerei anbieten können.

In der letzten Fallstudie (Kapitel 7) dieser Dissertation, wird die Methode der DCE herangezogen, um die Präferenzen von Milchviehhaltern bei der Auswahl des Bullenspermas für die Rasse Holstein Friesian zu messen. Die Ergebnisse zeigen, dass die bisher festgelegten Gewichte in der vorherrschenden Zuchtwertschätzung für die Rasse Holstein Friesian gegebenenfalls angepasst werden sollten. Werden die Präferenzen der befragten Betriebe betrachtet, so sollten Fundament und Euter im RZG höher und der RZN im RZG geringer gewichtet werden. Die Entscheidungsträger der Zuchtunternehmen könnten diese Informationen nutzen, um die Gewichtung der einzelnen relativen Teilzuchtwerte im Gesamtzuchtwert an die Präferenzen der Milchviehalter anzupassen. Hierzu sollte allerdings ein DCE mit einer größeren Stichprobe durchgeführt werden und es sollten weitere Attribute in das Design der Choice Sets einbezogen werden.

Schlussendlich und zusammenfassend zeigen die durchgeführten Fallstudien dieser Dissertation, dass die Methode der Discrete Choice Experimente gut geeignet ist, um das Entscheidungsverhalten von Landwirten im Bereich der landwirtschaftlichen Produktionsökonomie zu prognostizieren. Für die unterschiedlichen Fragestellungen dieser Arbeit wurde die Methode weiterentwickelt und die aus den nachgelagerten Analysen gewonnenen Informationen konnten nützlich für verschiedenste Gebiete der Landwirtschaft sowie deren vor- und nachgelagerten Bereiche verwendet werden. Die Methode eignet sich daher sehr gut für eine breitere Anwendung in der Praxis. Vor diesem Hintergrund sollten

Discrete Choice Experimente einen höheren Stellenwert in der universitären Ausbildung bekommen, um den Weg in die Praxis zu finden und sich schlussendlich als nützlich zu erweisen.

Literatur

- ADAMOWICZ, W., BOXALL, P., WILLIAMS, M. UND J. LOUVIERE (1998): Stated Preference Approaches for Measuring Passive Use Values: Choice Experiments and Contingent Valuation. In: American Journal of Agricultural Economics, No. 80 (1), S. 64–75.
- AUSPURG, K. UND U. LIEBE (2011): Choice-Experimente und die Messung von Handlungsentscheidungen in der Soziologie. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Nr. 63 (2), S. 301–314.
- BACKHAUS, K. (2008): Multivariate Analysemethoden eine anwendungsorientierte Einführung 13., überarb. Aufl., Springer, Berlin.
- BATEMAN, I. (2004): Economic Valuation with Stated Preference Techniques: A Manual. Edward Elgar Pub.
- BECHTOLD, K.-B. UND A. ABDULAI (2012): Willingness-To-Pay for Functional Dairy Products and the Influence of Starting Point Bias: Empirical Evidence for Germany. In: AAEA (Agricultural & Applied Economics Association) Annual Meeting. 2012. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/124776/2/Bechtold_Abdulai_AAEA%202012.pdf, Abruf: 07.08.2013.
- BEKHOR, S., SHEFER, D. UND M. COHEN (2006): Modeling Adoption of Innovations in Agriculture using Discrete Choice Models. In: The New European Rurality - Strategies for Small firms. Bodmin, Cornwall: MPG Books Ltd, S. 229 – 240.
- BENNETT, J. UND V. ADAMOWICZ (2001): Some Fundamentals of Environmental Choice Modelling. In: J. Bennett und R. Blamey, The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation. Cheltham (England), Edward Edgar, S. 37 – 69.
- BERNING, J.P., CHOUINARD, H. H., MANNING, K. C., MCCLUSKEY, J. J. UND D.E. SPROTT (2010): Identifying consumer preferences for nutrition information on grocery store shelf labels. In: Food Policy, Vol. 35, pp. 429–436.
- BIROL, E., SMALE, M. UND Á GYOVAI (2006): Using a choice experiment to estimate farmers' valuation of agrobiodiversity on Hungarian small farms. In: Environmental and Resource Economics, Vol. 34, pp. 439–469.

- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND U. LATACZ-LOHMANN (2008): Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete Choice Experiment. In: Journal of Agricultural Economics, Vol. 59 (No. 2), S. 237–256.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (2011): Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011.
- BURTON, R.F.J. (2004): Reconceptualising the ‘behavioural approach’ in agricultural studies: a socio-psychological perspective. In: Journal of Rural Studies 20: 359–371.
- CARLSSON, F. UND P. MARTINSSON (2001): Do Hypothetical and Actual Marginal Willingness to Pay Differ in Choice Experiments? Application to the Valuation of the Environment. In: Journal of Environmental Economics and Management, No.41 (2), S. 179–192.
- CARLSSON, F. UND P. MARTINSSON (2008): How Much is Too Much? An investigation of the Effect of the Number of Choice Sets, Context Dependence and the Choice of bid Vectors in Choice Experiments. In: Environmental and Resource Economics. 40 (2): 165–176.
- CHRISTENSEN, T., PEDERSEN, A. B., NIELSEN, H. O., MØRKBÄK, M. R., HASLER, B. UND S. DENVER (2011): Determinants of farmers’ willingness to participate in Subsidy Schemes for pesticide-free buffer zones - A Choice Experiment Study. In: Ecological Economics, No. 70 (8), S. 1558–1564.
- DESTATIS (2011): Land- und Forstwirtschaft, Fischerei - Viehbestand. In: https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/LandForstwirtschaft/ViehbestandTierischeErzeugung/Viehbestand2030410115324.pdf?_blob=publicationFile, Abruf: 26.07.2013.
- DESTATIS (2012): Land- und Forstwirtschaft, Fischerei - Landwirtschaftliche Bodennutzung, Anbau auf dem Ackerland. In: https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/LandForstwirtschaft/Bodennutzung/AnbauAckerlandVorbericht2030312128004.pdf?_blob=publicationFile, Abruf: 26.07.2013.
- ESPINOSA-GODED, M., BARREIRO-HURLÉ, J. UND E. RUTO (2010): What do Farmers want from Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. In: Journal of Agricultural Economics, No. 61 (2), S. 259–273.

- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2011): Vorschlag für eine Verordnung des Europäischen Parlaments und des Rates mit Vorschriften über Direktzahlungen an Inhaber landwirtschaftlicher Betriebe im Rahmen von Stützungsregelungen der Gemeinsamen Agrarpolitik. Brüssel.
- HART, K. UND J. LITTLE (2012): Environmental approach of the CAP legislative proposal. In: *Politica Agricola Internazionale*, Vol. 1, pp. 19-30.
- HOUSE OF COMMONS ENVIRONMENT (2012): Food and Rural Affairs Committee. Greening the Common Agricultural Policy, Vols. 1 and 2, HC 170, London, The Stationery Office Limited.
- HUDSON, D., MARTIN, S.W. UND S. BANERJEE (2007): Effects of Seed and Farm Characteristics on Cottonseed Choice. In: *Journal of Agricultural and Applied economics*, 39(3), S.657–669.
- KAGEL, J. H. UND A. E. ROTH (1995): *The handbook of experimental economics*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- KUHFELD, W.F., TOBIAS, R.D. und M. GARRATT (1994): Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. In: *Journal of Marketing Research*, 31(4), S.545–557.
- KUHFELD, W.F. (2005): Marketing research methods in SAS experimental design, choice, conjoint, and graphical techniques. In: SAS 9.2 Edition.
- LADENBURG, J. UND S. B. OLSEN (2008): Gender-specific Starting Point Bias in Choice Experiments: Evidence from an Empirical Study. In: *Journal of Environmental Economics and Management*. 56 (3): 275–285.
- LANCASTER, K. J. (1966): A New Approach to Consumer Theory. In: *Journal of Political Economy*, No. 74.
- LATACZ-LOHMANN, U. UND N. SCHULZ (2012a): Was das Greening kostet. *Topagrar Heft* 7/2012, S. 22-27.
- LATACZ-LOHMANN, U. UND N. SCHULZ (2012b): Greening: Was wird kommen? *Land & Forst* Nr. 31, 02.08.2012, S.12-13.
- LOUVIERE, J., FLYNN, T. UND R. CARSON (2010): Discrete Choice Experiments are not Conjoint Analysis. In: *Journal of Choice Modelling*, No. 3 (3), S. 57–72.

- LOUVIERE, J. J., HENSHER, D. A. UND J. D. SWAIT (2000): Stated Choice Methods. Analysis and Application. Cambridge: Cambridge University Press.
- MATTHEWS, A. (2012): Greening the Common Agricultural Policy post-2013. In: *Intereconomics*, Vol. 47, pp. 326-331.
- MATTHEWS, A. (2013): Greening CAP payments: a missed opportunity? Institute for International and European Affairs. Dublin, Ireland, 2013.
- McFADDEN, D. (1986): The choice theory approach to market research. In: *Marketing Science* 5(4): 275–297.
- MEYERHOFF, J. UND K. GLENK (2013): Learning how to choose – Effects of instructional Choice Sets in Discrete Choice Experiments. In: International Choice Modelling Conference 2013. 05.07 2013, Sydney. <http://www.icmconference.org.uk/index.php/icmc/ICMC2013/paper/download/568/311>, Abruf: 07.08.2013.
- MÜLLER-SCHEEBEL, J. (2008): Ökonomische Analysen zur Anbaubereitschaft und zur rechtlichen Ausgestaltung des Anbaus gentechnisch veränderten Rapses. Kiel: Wiss.-Verl. Vauk.
- OUMA, E., ABDULAI, A. UND A. DRUCKER. (2007): Measuring Heterogeneous Preferences for Cattle Traits among Cattle-Keeping Households in East Africa. In: *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4), S.1005–1019.
- PAULRUD, S. UND T. LAITILA (2010): Farmers’ attitudes about growing Energy Crops: A Choice Experiment Approach. In: *Biomass and Bioenergy*, 34 (12), S.1770–1779.
- ROE, B., T.L. SPORLEDER UND B. BELLEVILLE (2004): Pork producer preferences for marketing contract attributes. In: *American Journal of Agricultural Economics* 86: 115–123.
- ROESSLER, R., DRUCKER, A.G., SCARPA, R., MARKEMANN, A., LEMKE, U., THUY, L.T. UND A. ZÁRATE (2008): Using Choice Experiments to assess Smallholder Farmers’ Preferences for Pig Breeding Traits in different Production Systems in North-West Vietnam. In: *Ecological Economics*, 66(1), S.184–192.
- RUTO, E., GARROD, G. UND R. SCARPA (2008): Valuing Animal Genetic Resources: A Choice Modeling Application to indigenous Cattle in Kenya. In: *Agricultural Economics*, 38(1), S.89–98.

- RUTO, E. UND G. GARROD (2009): Investigating farmers' Preferences for the Design of Agri-environment Schemes: A Choice Experiment Approach. In: Journal of Environmental Planning and Management, No. 52 (5), S. 631.
- SCARPA, R., RUTO, E. S., KRISTJANSON, P., RADENY, M., DRUCKER, A. G. UND J.E. REGE (2003): Valuing indigenous Cattle Breeds in Kenya: An Empirical Comparison of Stated and Revealed Preference Value Estimates. In: Ecological Economics, No. 45 (3), S. 409–426.
- SCHULZ, N. UND U. LATACZ-LOHMANN (2012): Wie teuer wird das Greening? Bauernblatt Schleswig-Holstein und Hamburg, Ausgabe 30. 28.07.2012.
- TELSER, H. UND P. ZWEIFEL (2007): Validity of Discrete Choice Experiments Evidence for health risk Reduction. In: Applied Economics, No. 39, S. 69–78.
- URBAN, D. (1993): Logit-Analyse: Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen. Stuttgart, Jena, New-York: Fischer.
- VENNEMANN, H. UND L. THEUVSEN (2004): Landwirte im Internet: Erwartungen und Nutzungsverhalten. In: <http://subs.emis.de/LNI/Proceedings/Proceedings49/GI.Proceedings.49-57.pdf>. Abruf: April 2013.
- WINDLE, J. UND J. ROLFE. (2005). Diversification Choices in Agriculture: A Choice Modelling Case Study of Sugarcane Growers. In: Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, No. 49 (1), S. 63–74.

Kapitel 9

Summary

The present cumulative dissertation analyses in how far discrete choice experiments (DCE) can be used in agricultural production economics in order to predict farmers' decision behaviour. To answer this question, a number of DCE were conducted, analysing the behaviour of farmers regarding the supply of environmental goods and services, the adoption of new technologies, the willingness to sign production contracts, and the choice of livestock genetic. The results highlight the necessity to extend the DCE methodology to cater for the specific circumstances of agricultural production decisions. The following section summarizes the conducted discrete choice experiments and their key findings.

Factors affecting participation and compensation requirements in agri-environmental schemes: insights from a discrete choice experiment and

Calibrating agri-environmental schemes using a two-stage discrete choice experiments

The first two chapters of this dissertation study farmers' willingness to supply nature conservation benefits through agri-environmental schemes. Both chapters are based on interviews with farmers in two grassland area regions of Northern Germany (Eiderstedt and Südtondern). After identifying the variables that determine the willingness to participate in agri-environmental schemes (AES) as well as the necessary compensation payments (willingness to accept - WTA) for different contracts in chapter two, the DCE method is amended by a second stage in chapter three. As expected, higher compensation payments have a positive impact, whereas more stringent management prescriptions have a negative impact on farmers' willingness to sign a contract. The DCE results show that willingness to engage in agri-environmental schemes and corresponding WTA estimates are influenced by both contract attributes and farm and farmer characteristics. Farmers who already take part in AES are more likely to accept a contract. The computed marginal WTA show that management prescriptions regarding fertilizer use or mowing dates are regarded as particularly costly by farmers and thus require high compensatory payments (of more than

100 – 200 €/ha) to encourage participation. Farms with high land use intensities, e. g. with high dairy stocking rates and/or less grazing land, request higher compensatory payments to accept a contract than farmers who already apply less intensive cultivation methods.

Chapter 3 extends the standard DCE model to enable estimation of the land area that farmers would be willing to offer under conservation contract in addition to estimating the probability that a contract is chosen. This extended approach allows the author to devise optimal contracts ex ante by explicitly taking account of the effect of contract design and farm characteristics on farmers' choices. We use a multinomial Heckman model. In its first stage, we estimate the probabilities of specific contract types being chosen and the corresponding marginal willingness to accept (WTA) figures. In the second stage, we identify the factors affecting the land area offered under contract by means of an OLS regression which takes account of the sample selection bias from first-stage choices. Based upon the estimates from both stages, contracts for a hypothetical conservation scheme are optimized in such a way that an environmental benefit index is maximized given alternative program budgets. It becomes clear that depending on the budget, different contracts are optimal for maximising the environment benefit index. When assuming a program budget of 150.000 €, a contract allowing organic fertilization to be spread will lead to the maximum benefit index. For a budget of 300.000 € an AES prohibiting fertilizer use altogether results in the highest environmental outcome.

Forecasting the adoption and market share of autumn-sown sugar beet using a two-stage discrete choice experiment

In chapter four, the extended two-stage DCE is used to predict the probability of adoption and the market share of autumn-sown sugar beet. A DCE was conducted with 100 sugar beet growers in Lower Saxony and Saxony-Anhalt. The empirical analysis is based on a mixed Logit model in combination with a multinomial Heckman model. The results show that both the attributes of the new sugar beet varieties and the socio-economic characteristics of the decision-maker affect farmers' willingness to grow autumn-sown sugar beets. Reduced susceptibility to frost and the possibility of late sowing enhance the probability of autumn-sown beet being grown, whereas genetic modification of the seed results in a significant drop in that probability. Larger arable farms are likely to be among the pioneers of winter sugar beet cultivation. The extended two-staged DCE reveals further information: Younger farmers will cultivate autumn-sown varieties on a higher share of their sugar beet area. Further simulations using these results show that producers of seeds are more likely to gain higher

market and profit shares when developing a GM-free autumn-sown sugar beet. The key advantage of the two-staged DCE approach lies in its ability to estimate prospective market shares more accurately than a traditional DCE.

Assessing farmers' willingness to accept 'greening': insights from a discrete choice experiment in Germany

The new 'greening' of the Common Agricultural Policy and the present discussion about the EU direct payments is analysed in chapter five. The analysis is based on discrete choice experiments with 128 German farmers, in which respondents were asked to choose between a 'greening' option with a given set of management prescriptions and an 'opt-out' alternative with a stipulated cut of the single direct payment. A binary Logit model is employed to identify the variables affecting the likelihood of 'greening' being chosen. In addition, latent class estimations are carried out to group respondents into latent classes of 'compliers' and 'non-compliers'. Furthermore, interaction terms between farmer and greening alternative are also included. The results clearly show that farmers perceive 'greening' as a costly constraint, but not all farmers are equally affected and not all 'greening' provisions are regarded as equally demanding. Specialized arable farms and intensively run dairy-farms are more likely than other farms not to accept greening and therefore voluntarily to forgo the greening premium. Hence, the results show that farmers owning land with higher opportunity costs are more likely to not accept greening. This leads to the conclusion that ecological focus area is likely to be concentrated on land with low opportunity costs. The chapter concludes with a set of recommendations for improving the design of a second-best policy.

Integrating economic and behavioural theory to explain dairy farmers' contract acceptance

Chapter six analyses farmers' willingness to accept milk delivery contracts. The analysis is based on discrete choice experiments with dairy farmers in Northern Germany who were asked to choose among alternative milk supply contracts with their dairy processing company. As in the previous chapters, the conditional Logit model includes interaction terms between contract attributes and milk-producer characteristics. The results show that farmers request higher price premiums for agreeing to graze their cows than for merely feeding them with regionally produced or GM-free feedstuffs. These results differ for farmers who already graze their cows on pasture land. These farmers request lower compensation payments to accept a contractual obligation to graze their cows. Compensation requirements are also lower for farmers who state that they maintain good working relationships with their dairy processing

company. The results can be used for spatial targeting of milk supply contracts: in regions where farmers already graze their cows it will be cost-effective for dairy companies to offer pasture grazing-programmes. The authors conclude that the investment in relationship quality building and communication on marketing challenges and strategies can increase responsiveness and decrease sourcing costs.

Determination of economic weights for breeding programs based upon a discrete choice experiment

Chapter 7 is based on a DCE with dairy farmers keeping Holstein Friesian cows. The breeding value of an animal is usually determined in a way that reflects the economic importance of individual breeding attributes. This paper aims to answer the question of whether or not the economic weights assigned by the Holstein Friesian breeding program to each breeding attribute correctly represent the preferences of dairy farmers. By carrying out a discrete choice experiment, we analyse the importance of each breeding attribute for dairy farmers' decisions. The results indicate that the weight placed upon functional herd life by the Holstein Friesian breeding program is too high in relation to dairy farmers' preferences for this attribute. By contrast, the weight placed on udder and feet appears to be too low. Another important insight from the experiment is that the price farmers have to pay for a portion of semen is relatively unimportant for their choices. Furthermore, the results lead to the conclusion that the determination of a new, improved Breeding Value cannot be reached through linear approximation of individual breeding attributes.

Concluding, all conducted discrete choice experiments in this dissertation show that the DCE methodology can be successfully applied in the area of agricultural production economics to predict farmers' decision making in different settings. To solve the different problems and to answer the different questions that were raised in this dissertation, the DCE methodology was extended by two aspects. First, it is necessary in many cases to apply a two-stage DCE which allows the analyst not only to estimate the factors affecting the likelihood of an alternative being chosen but also its volume. On the other hand, it has proven to be advantageous to include in the analysis interaction terms in order to capture dependencies that may exist between attributes and farm/farmer characteristics. With these extensions, the DCE method is an appropriate tool to be used in applied science in the future. It is suggested that discrete choice experiments be given more prominence in the curricula of agricultural economics degree programmes to foster their use as a tool for answering practical questions.

Kapitel 10

Methodischer Anhang

10.1 Einführung

Ergänzend zu den vorangegangenen Kapiteln wird die methodische Vorgehensweise in diesem Kapitel in größerem Detail erläutert, als dies in den einzelnen Kapiteln aufgrund von Platzbeschränkungen möglich ist. In Abhängigkeit der Fragestellung in den einzelnen Fallstudien kann es notwendig sein, die Discrete Choice Methodik möglicherweise zu erweitern. Zunächst wird daher im ersten Abschnitt das Grundprinzip der Discrete Choice Methode vorgestellt, es folgt die Erläuterung der Experimentdurchführung im Abschnitt 3. Anschließend werden die Auswertungsmethoden intensiver in Abhängigkeit der durchgeführten Studien betrachtet und erläutert und am Ende auf deren Modellgüte eingegangen.

Die Studien des Kapitels 2 (*„Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlung mit Hilfe eines Discrete Choice Experimentes“*) und des Kapitels 7 (*„Bestimmung ökonomischer Gewichte für die Zuchtwertschätzung mit Hilfe eines Discrete Choice Experiments“*) lassen auf Grund der Fragestellung ein bereits aus der Literatur bekanntes einfaches einstufiges Discrete Choice Experiment (DCE) zu. Die zugehörigen Auswertungsmethoden sind im Abschnitt 10.4.1 dargestellt. Hingegen ist es in den Kapiteln 3 (*„Kalibrierung von Vertragsnaturschutzprogrammen mittels eines zweistufigen Discrete Choice Experimentes“*) und 4 (*„Prognose der Adoptionswahrscheinlichkeit und des Marktanteils von Winterzuckerrüben mit einem zweistufigen Discrete Choice Experiment“*) auf Grund der spezifischen Fragestellung nötig, erstmals zweistufige Discrete Choice Experimente durchzuführen. Hierzu wird das Studiendesign, welches generell in Abschnitt 10.3 erläutert wird, um eine zweite Stufe erweitert. Auf Grund des erweiterten Studiendesigns sind modifizierte Auswertungsmethoden nötig, welche im Abschnitt 10.4.2 dargestellt werden. In den Kapiteln 5 (*„Assessing farmers’ willingness to accept ‘greening’: insights from a discrete choice experiment in Germany“*) und 6 (*„Integrating economic and behavioural theory to explain dairy farmers’ contract acceptance“*) werden einstufige DCE durchgeführt, allerdings wird die Präferenzheterogenität der Befragten einerseits durch die Übernahme von

Interaktionstermen (vgl. Abschnitt 10.5.2) und andererseits durch die Anwendung des Latent Class Ansatzes (vgl. Abschnitt 10.5.1) berücksichtigt. Auch im Kapitel 4 wird neben der Durchführung des zweistufigen DCE die Präferenzheterogenität der Befragten durch die Schätzung eines Mixed Logit Modells auf der ersten Stufe berücksichtigt.

10.2 Theoretische Grundlagen

In Discrete Choice Experimenten werden Befragungsteilnehmern verschiedene Alternativen, so genannte Choice Sets, vorgelegt, zwischen denen sie sich entscheiden sollen (AUSPURG UND LIEBE, 2011). Durch die systematische Variation der Merkmale, Attribute genannt, können die Präferenzen der Befragten für die einzelnen Merkmale ermittelt werden. Die Grundlagen für Discrete Choice Experimente kommen einerseits aus LANCASTERS *Characteristics Theory of Value* (1966) und andererseits aus der *Random Utility Theory* von MCFADDEN (1974). Dabei wird angenommen, dass ein Gut nicht per se einen Nutzen stiftet, sondern dessen Attribute. Der Nutzen einer Alternativen wird als ein latentes Konstrukt angenommen. Er bleibt dem Forschenden verborgen und kann nicht direkt beobachtet werden (vgl. AUSPURG UND LIEBE, 2011). Allerdings kann ein signifikanter Anteil des Nutzens der Alternativen indirekt gemessen werden. Weiterhin bleibt aber immer ein unerklärter Anteil des Nutzens erhalten, der sich beispielsweise aus zusätzlichen Attributen oder Messfehlern ergeben kann. Der Nutzen U einer Alternative j für eine Person i setzt sich damit additiv aus einer deterministischen V und einer zufälligen Komponente ϵ zusammen:

$$(10.1) \quad U_{ij} = V_{ij} + \epsilon_{ij}$$

Der deterministische Nutzen V wird dabei als Summe der Einflüsse der N Attribute und der M persönlichen Eigenschaften modelliert. Im Experiment wählen die Teilnehmer eine aus J Alternativen. Die Eigenschaften der Alternativen – Attribute genannt – sind mit z gekennzeichnet und Eigenschaften der Person mit s . Der erklärte Teil wird gemäß der Idee von LANCASTER (1966) als eine additive Funktion für den deterministischen Nutzen modelliert:

$$(10.2) \quad V_{ij} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_{ijn} + \sum_{m=1}^M \beta_{jm} s_{im}$$

Dabei lässt sich aus den α ableiten, welche Attribute ein signifikantes Gewicht bei der Wahl einer Alternative haben. Die β erlauben Rückschlüsse auf die Eigenschaften des befragten Landwirts, die die Wahl einer Alternative wahrscheinlicher oder weniger wahrscheinlich erscheinen lassen. Diese individuen-spezifischen Eigenschaften stellen in der Regel

sozioökonomische Variablen wie Alter des Betriebsleiters, landwirtschaftliche Nutzfläche, Einkommen, Bildung oder Geschlecht dar, aber auch Einstellungen und Meinungen der Befragten können hier einfließen.

Annahmegemäß wird davon ausgegangen, dass der Entscheidungsträger die Alternative j^* mit dem für ihn größten Gesamtnutzen wählen wird.

$$(10.3) \quad \max_j U_{ij} \Leftrightarrow V_{ij^*} + \varepsilon_{ij^*} \geq V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \text{für alle } j \in J.$$

Durch Umformungen von (10.3) und der Grundannahme, dass der Befragungsteilnehmer das Verfahren j^* , für das er die höchste Präferenz hat, wählen wird, folgt, dass sich die Wahrscheinlichkeit, dass ein Verfahren j^* aus einem Set von k Alternativen von einem Befragten i gewählt wird, wie folgt definiert werden kann:

$$(10.4) \quad \text{prob}_{ij^*} = \text{prob} \{V_{ij^*} + \varepsilon_{ij^*} \geq V_{ij} + \varepsilon_{ij}; j^* \neq j \forall j \in k\}$$

Um die einzelnen Einflussgewichte der Attribute auf die Wahlentscheidung zu bestimmen, können in Abhängigkeit der Verteilung von ε_{ij^*} und ε_{ij} Logit oder Probit Modelle geschätzt werden (vgl. Abschnitt 10.4).

10.3 Durchführung eines DCE

Bei der Durchführung eines DCE bekommen die Befragten eine bestimmte Auswahl an Alternativen, so genannte Choice Sets, vorgelegt (vgl. Abschnitt 10.2), wobei sie eine dieser Alternativen wählen sollen. Die Alternativen setzen sich aus unterschiedlichen Eigenschaften, so genannten Attributen, zusammen, und diese Attribute variieren in ihren Ausprägungen zwischen den Alternativen und Choice Sets. In der Regel werden den Befragten mehrere Choice Sets nacheinander vorgelegt, diese können bei Online Befragungen zufällig gezogen werden (ohne zurücklegen), hingegen wird bei Fragebögen in Papierform üblicherweise mit unterschiedlichen Fragebogenversionen gearbeitet (vgl. AUSPURG UND LIEBE, 2011).

Bei der Erstellung der Choice Sets ist zunächst zu überlegen, wie viele Alternativen ein Choice Set enthalten soll. Diese Anzahl ist von der Fragestellung abhängig. Einerseits ist festzulegen, ob die Status Quo Alternative, bzw. die sogenannte Opt-Out Alternative in die Choice Sets integriert werden soll. Diese Alternative variiert über die einzelnen Choice Sets in der Regel nicht. Andererseits ist über die Anzahl der vorgelegten Alternativen zu entscheiden, welche von der Fragestellung abhängig ist. Als Richtwert können nach AUSPURG UND LIEBE (2011) vier Alternativen genannt werden, mit denen gute Erfahrungen gesammelt wurden. Um realitätsnahe Choice Sets zu erzeugen, wurde sich beispielsweise für eine Anzahl

von drei Bullen in der Studie des Kapitels 7 entschieden, da ein Bullenanpaarungsprogramm dem Entscheidungsträger in der Regel drei Bullen vorschlägt. Auf die Opt-Out Alternative wurde in diesem Fall verzichtet, da der Landwirt seine Milchkühe mit einem Bullen belegen muss, um Milch produzieren zu können. Hingegen wurden in der Studie des Kapitels 5 nur zwei Alternativen zur Auswahl gestellt, um die Vorschläge der EU-Kommission zur Reform der EU-Agrarpolitik möglichst realitätsnah zu repräsentieren. Dabei handelte es sich einerseits um eine Greening Politik Alternative und andererseits um eine Opt-Out Alternative, bei der allerdings entgegen dem Regelfall die Kürzung der Direktzahlung variierte und somit nicht der Status Quo erhalten bliebe. Die Kürzung der Direktzahlung wurde in die Opt-Out Alternative integriert, da unter der Reform der EU-Agrarpolitik der Status Quo in keinem Fall erhalten bliebe. Eine typische Opt-Out Variante, in der der Status Quo erhalten bleibt, ist hingegen in den Studien der Kapitel 2, 3, 4 sowie 6 zu finden.

Ist die Entscheidung getroffen, wie viele Alternativen den Befragungsteilnehmern in einem Choice Set vorgelegt werden sollen, ist festzulegen, aus wie vielen Attributen sich die Alternativen zusammensetzen sollten. Mit einer zunehmenden Anzahl von Attributen steigt auch die Anzahl der möglichen Choice Sets. In der Literatur hat sich eine Anzahl von ca. vier bis sechs Attributen bewährt, beispielhaft seien die Studien von HUDSON ET AL. (2007), RUTO UND GARROD (2009), MEYERHOFF ET AL. (2009), ESPINOSA-GODED ET AL. (2010), PAULRUD UND LAITILA (2010) und CHRISTENSEN ET AL. (2011) genannt. AUSPURG UND LIEBE (2011) nennen hingegen eine maximale Anzahl von neun Attributen, die nicht überschritten werden sollte. In der hier vorliegenden Arbeit wurde sich unter anderem auch in Abhängigkeit der Fragestellung zu einer Anzahl von vier Attributen in der Studie des Kapitels 6, zu fünf Attributen in den Studien des Kapitels 2 und 3, zu sechs Attributen in den Studien des Kapitels 4 und 5 sowie zu sieben Attributen in der Studie des Kapitels 7 entschieden.

Sind die Attribute festgelegt, folgt die Entscheidung, wie viele Ausprägungen (Level) den Attributen zugewiesen werden sollten. Um nicht lineare Effekte zu messen, sind mindestens drei Attributausprägungen bzw. drei Attributlevel nötig. Die Attributlevels sollten zwischen den unterschiedlichen Attributen nicht zu stark variieren, da mehr Attributlevels häufig zu einer höheren Signifikanz eines Attributs führen. Die Befragten könnten dem entsprechenden Attribut einen höheren Wert zuweisen, wie es bei RATCLIFFE UND LONGWORTH (2002) oder KLØJGAARD ET AL. (2012) heißt. In der Regel wurden in dieser Arbeit drei Attributlevels gewählt. Die Preisvariable wurde in den dieser Arbeit zu Grunde liegenden Discrete Choice Experimenten teilweise auch mit mehr als drei Ausprägungen variiert, falls dies die Fragestellung erforderte. Beispielsweise liegt der Studie des Kapitels 5 ein Discrete Choice

Experiment mit fünf Ausprägungen in der Preisvariablen (Kürzung der Direktzahlung) zu Grunde. Die Anzahl der zu schätzenden Parameter erhöht sich, falls es sich bei den einzelnen Ausprägungen um qualitative Levels handelt, dies lässt sich allerdings auf Grund der Fragestellung nicht immer vermeiden. Beispielsweise musste in das Discrete Choice Experiment, welches den Studien der Kapitel 2 und 3 zu Grunde liegt, das qualitative Attribut der Düngung („keine Düngung erlaubt“, „organische Düngung erlaubt“ oder „organische und mineralische Düngung erlaubt“) integriert werden.

Sind die Anzahl der Alternativen, Attribute sowie deren Levels festgelegt, kann das Design des Discrete Choice Experiments erstellt werden. Bei dem Design handelt es sich um die absolute Anzahl aller erstellten Choice Sets. Durch Kombination aller möglichen Attribute und Attributlevels ergibt sich das volle faktorielle Design. Bei einer Anzahl von beispielsweise drei Alternativen, sieben Attributen und jeweils drei Attributausprägungen wie im Discrete Choice Experiment des Kapitels 7 ergeben sich $(3 \times 3 \times 3 \times 3 \times 3 \times 3 \times 3)^3 = 10.460.353.200$ Kombinationen. Es ist unmöglich mit dieser hohen Anzahl an möglichen Choice Sets zu arbeiten und den Befragungsteilnehmern all diese Kombinationen vorzulegen. Es wird daher mit einem reduzierten Design gearbeitet. Werden zufällig Choice Sets ausgewählt, so gehen Informationen verloren (STEINER UND ATZMÜLLER, 2006), daher wird in der Regel eine Selektion der Choice Sets durch einen experimentellen Versuchsplan vorgenommen. Nach KURKA (2011) ist festzustellen, dass in der Literatur verschiedene Vorgehensweisen zu finden sind, wie ein Design optimalerweise gestaltet werden sollte, wobei das erstellte Design möglichst effizient sein sollte, was nach HUBER UND ZWERINA (1996) durch die Eigenschaften *level balance*, *orthogonality*, *minimal overlap* und *utility balance* erreicht wird. Unter *level balance* ist zu verstehen, dass die Ausprägungen zahlenmäßig ausgewogen sind, *orthogonality* eines Designs führt zu einer möglichst geringen Korrelation zwischen den Attributen, die Multikollinearität der Attributausprägungen ist also möglichst gering. Hierbei wird vorausgesetzt, dass die Wirkungen einzelner Attributausprägungen unabhängig von einer anderen gemessen werden können. *Minimal overlap* bedeutet, dass die Überschneidungen von gleichen Ausprägungen in einem Choice Set möglichst gering sein sollten. Die Eigenschaft der *utility balance* ergibt sich aus den drei zuvor beschriebenen Eigenschaften. Die einzelnen Wahlmöglichkeiten innerhalb eines Choice Sets sollten für den Befragten gleichmäßig attraktiv sein (KURKA, 2011). HUBER UND ZWERINA (1996) zeigen, dass sie die Effizienz eines Designs bei möglichst gleichen Nutzenwerten der Alternativen erhöhen können. Die Eigenschaften *level balance* und *orthogonality* beeinflussen sich allerdings gegenseitig. In der hier vorliegenden Arbeit wurden

orthogonale Designs für die einzelnen Studien mit dem Befehl *orthoplan* der Software SPSS 19 erstellt und diese danach entsprechend angepasst, so dass keine Alternative eine andere im selben Choice Set dominiert. Zur Messung der Effizienz eines Designs ist in den einzelnen Studien der Kapitel 2 – 7 jeweils der D-Efficiency Wert nach KUHFIELD ET AL. (1994) bestimmt worden. Dieser Wert liegt zwischen 95,8 im Design der Studie des Kapitels 5 bis hin zu 98,1 im Design der Studie des Kapitels 4. Werte von über 90 sind nach KUHFIELD (2005) als ausreichend und zufriedenstellend anzusehen.

Die so gebildeten Designs bestehen aus einer weitaus geringeren Anzahl Choice Sets als das volle faktorielle Design. So ergaben sich in der Studie des Kapitels 7 eine Anzahl von 81 Choice Sets, in der Studie des Kapitels 5 sind es sogar nur 25. Um den Befragungsaufwand in Grenzen halten zu können, wird empfohlen den Befragungsteilnehmern mehrere Choice Sets vorzulegen. Allerdings können den Befragungsteilnehmern nicht alle erstellten Choice Sets vorgelegt werden, denn nach BACKHAUS (2008) wird empfohlen nicht mehr als 12 – 15 Choice Sets jedem einzelnen Befragten vorzulegen, da die Probanden bei den späteren Choice Sets ermüden könnten. BRADLEY UND DALY (1994) nennen sogar einen Wert von nur zehn Choice Sets. In der hier vorliegenden Arbeit wurde sich vor diesem Hintergrund zur Vorlage von sechs Choice Sets in der Studie „*Integrating economic and behavioural theory to explain dairy farmers' contract acceptance*“ (vgl. Kapitel 6) bis hin zu neun Choice Sets in der Studie „*Prognose der Adoptionswahrscheinlichkeit und des Marktanteils von Winterzuckerrüben mit einem zweistufigen Discrete Choice Experiment*“ (vgl. Kapitel 4) entschieden. Die Choice Sets können einerseits über eine Blockbildung einzelnen Fragebögen zugeordnet oder andererseits zufällig ohne zurücklegen gezogen werden, so dass jedes Choice Set mit nahezu der gleichen Häufigkeit im Experiment vorgelegt wird.

Sind die Fragebögen erstellt, so können die nötigen Daten erhoben werden. In der hier vorliegenden Dissertation wurden sowohl Online Umfragen als auch persönliche Interviews durchgeführt. Neben den Choice Sets werden den Befragungsteilnehmern weitere Fragen gestellt, um auch die sozioökonomischen Eigenschaften abzufragen. Hierzu zählen Alter, Einkommen, landwirtschaftliche Nutzfläche, Bodenpunkte, Fruchtfolgen oder auch Einstellungen der Betriebsleiter.

Wie groß die Stichprobengröße gewählt werden sollte, ist in der Literatur nicht eindeutig festgelegt. So empfehlen beispielsweise BENNETT UND ADAMOWICZ (2001), dass jedes Choice Set von mindestens 50 Personen beantwortet werden sollte. Hingegen sollte nach URBAN (1993) die Stichprobe insgesamt eine Größe von $N > 100$ erreichen. Die in dieser Dissertation durchgeführten Fallstudien konnten nicht immer diese Grenzen erreichen, da sich teilweise in

einer bestimmten Region nicht mehr Betriebe zur Beantwortung der Fragebögen motivieren ließen.

10.4 Auswertungsmethoden

10.4.1 Das einstufige DCE

Die ökonometrischen Auswertungsmethoden wurden unter anderem von MCFADDEN (1974) und LOUVIERE ET AL. (1983) entwickelt. Wie bereits im Abschnitt 10.2 erwähnt, wird davon ausgegangen, dass die Alternative j^* mit dem größten Gesamtnutzen vom Befragten i gewählt wird. Ökonometrisch werden die Wahrscheinlichkeit und ihre Determinanten geschätzt, dass Alternative j den höchsten Nutzen U_j für einen Landwirt liefert. Als Werte für die endogene Variable in dieser multinomialen Schätzung gehen eine Eins für die tatsächlich gewählte Alternative und Nullen für die übrigen Alternativen ein. Die anwendbaren Schätzmethoden sind vielfältig, sie basieren auf multinomialen Probit- und Logit-Schätzungen und ihren Modifikationen. Näheres findet sich z.B. bei CAMERON UND TREVIDI (2005). In der hier vorliegenden Arbeit wurde bei Annahme homogener Präferenzen in der Regel das konditionale Logit Modell angewendet.

Im DCE bekommen die Befragten eine bestimmte Anzahl an Choice Sets vorgelegt, wie es bereits in Kapitel 10.3 dargestellt wurde. In jeder Situation t , in der ein Choice Set vorgelegt wird, sollen sie sich für die Alternative j entscheiden, welche sie am meisten präferieren. In der allgemeinen Form bedeutet dies:

$$(10.5) \quad U_{ijt} = \gamma_i x_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

Wählt der Befragungsteilnehmer das von ihm am stärksten präferierte Verfahren j^* , so kann die Wahrscheinlichkeit, dass ein Verfahren j^* aus einem Set von k Alternativen vom Befragten i gewählt wird, bestimmt werden (vgl. (10.4)).

Bei der Anwendung des üblichen Logit Modells ist auf die Einhaltung der IIA Annahme (Independence of irrelevant alternatives), welche folgendermaßen definiert ist, zu achten: „Das Verhältnis der Auswahlwahrscheinlichkeiten zweier Alternativen ist unabhängig von Verfügbarkeit und Charakteristik anderer Alternativen“, vgl. MAIER UND WEISS (1990). Das Logit Modell ist damit auf einige Fragestellungen nicht anwendbar, nämlich genau dann, wenn eine Korrelation zwischen den Störtermen der unterschiedlichen Alternativen zu vermuten ist. In der Regel wird die IIA-Annahme mit Hilfe eines Hausman-Tests geprüft. Sollte die IIA-Annahme verletzt werden, wird üblicherweise anstatt auf das Logit Modell auf

ein Probit Modell zurückgegriffen, wie es beispielsweise bei BREUSTEDT ET AL. (2008) der Fall war.

Weiterhin ist die Annahme auf Linearität der Attribute zu prüfen. Hierzu werden nach HENSHER ET AL. (2005) die niedrige und hohe Ausprägung einer Attributvariablen mit drei Levels effektkodiert in das Modell aufgenommen. Die Linearitätsannahme gilt dann als erfüllt, wenn das Verhältnis der beiden geschätzten Koeffizienten der effektkodierten Variablen zueinander dasselbe ist wie das Verhältnis der niedrigen und hohen Variablenausprägung zur jeweils mittleren Ausprägung.

Aus den Schätzergebnissen können die marginalen Effekte bestimmt werden, woraus wiederum die marginalen Zahlungsbereitschaften (marginale Willingness to Pay; in Kurzform *WTP*) oder Kompensationszahlungen (marginale Willingness to Accept; in Kurzform: *WTA*) abgeleitet werden können. In Modellen, die linear in ihren Parametern sind, lassen sich die marginalen Effekte (sowie die Elastizitäten) direkt aus den Schätzkoeffizienten berechnen (vgl. BEN-AKIVA UND LERMAN (2000), S. 114). Sollten ganzzahlige Variablen im Datensatz vorhanden sein, so können diese nicht infinitesimal betrachtet werden. Für diese Variablen können die marginalen Effekte wie bei BREUSTEDT ET AL. (2008) ermittelt werden. In einem ersten Schritt werden die Wahlwahrscheinlichkeiten an den Mittelwerten aus den Beobachtungen bestimmt, danach wird für eine diskrete Änderung jeder einzelnen Variablen die Wahlwahrscheinlichkeit erneut bestimmt. Aus der Differenz dieser Wahlwahrscheinlichkeiten lassen sich dann die marginalen Effekte bestimmen. Wird ein solcher marginaler Effekt einer Variablen ins Verhältnis zum marginalen Effekt der Preisvariablen a (wobei $a \in Z$ ist) gesetzt, so können die marginalen *WTP* oder die marginale *WTA* in Euro pro betrachtete Einheit bestimmt werden. Formal gestaltet sich dies wie folgt:

$$(10.6) \quad \text{marginale } WTP_{ij} \text{ bzw. } WTA_{ij} \text{ für } z_{ij} = \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta prob_{ij}}{\Delta z_{ij}}}{I} \right) / \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta prob_{ij}}{\Delta a_{ij}}}{I} \right)$$

Die marginalen *WTP* oder *WTA* geben an, wie viel den Befragten bestimmte Attributausprägungen der Alternativen wert sind. Sie lassen sich gut interpretieren und können dem Forschenden Hinweise geben, welche Attribute besonders wichtig und welche eher unwichtig sind. Weiterhin können über die Aufnahme der sozioökonomischen Variablen Rückschlüsse darauf gezogen werden, ob gewisse Personen-/gruppen möglicherweise einen höheren Preis für Produkte mit bestimmten Attributausprägungen bezahlen oder höhere Kompensationszahlungen benötigen.

In den dieser Arbeit zu Grunde liegenden Studien wurden zumeist auch die Konfidenzintervalle der *WTP* oder *WTA* berechnet. Hierzu wurde in der Regel die Delta Methode nach GREENE (2003) angewendet. Nach HOLE (2007) lässt sich das Konfidenzintervall mit der Delta Methode wie folgt berechnen:

(10.7) *WTP / WTA Konfidenzintervall* =

$$WTP_z \pm z_{\alpha}/2 \sqrt{\begin{matrix} [(-1/\alpha_a)^2 var(\alpha_z) + (\alpha_z/\alpha_a^2)^2 var(\alpha_a) \\ + 2(-1/\alpha_a)(\alpha_z/\alpha_a^2)covar(\alpha_a, \alpha_z)] \end{matrix}}$$

Der Standardfehler, welcher zur Berechnung des Konfidenzintervalls der marginalen *WTP* bzw. *WTA* einer Variablen z benötigt wird, lässt sich mit dem Schätzkoeffizienten α_z der betrachten Variable z , sowie dem Schätzkoeffizienten α_a der Preisvariablen a und deren Varianzen und Kovarianzen berechnen. Die Anwendung der Delta Methode stellt ein übliches Vorgehen in Discrete Choice Experimenten dar, beispielsweise seien hier die Studien von RUTO UND GARROD (2009) und ESPINOSA-GODED ET AL. (2010) genannt, die diese ebenfalls anwenden.

10.4.2 Das zweistufiges DCE

Die bisher aus der Literatur bekannten Discrete Choice Experimente, wie sie in den Kapiteln 1 – 7 zitiert sind, berücksichtigen eine wichtige Besonderheit bei den Entscheidungen von Landwirten nicht. In der Landwirtschaft wird häufig nicht nur darüber entschieden, welches Umweltprogramm, welche Technologie, oder welche Tiergenetik gewählt wird, sondern auch in welchem Umfang die gewählte Alternative Anwendung finden soll. In anderen Worten, wie viel Hektar werden mit der neuen Technologie bewirtschaftet oder in das Umweltprogramm eingebracht. Es handelt sich also um eine zweistufige diskret/kontinuierliche Entscheidung: Auf der ersten Stufe wird eine diskrete Alternative – wie im Standard DCE-Modell (vgl. Abschnitt 10.4.1) gewählt. Auf der zweiten Stufe wird eine Entscheidung über den Nutzungsumfang der gewählten Alternative getroffen.

Die in den Kapiteln 1 – 7 genannte DCE Literatur ignoriert diesen in der Landwirtschaft wichtigen Aspekt, da der Nutzungsumfang nicht Teil der Modellspezifikation ist. Die zitierten Studien können daher kaum Auskunft darüber geben, wie viel Fläche ein Landwirt in ein Agrarumweltprogramm einbringt oder wie viel Fläche er mit einer neuen Technologie bewirtschaften würde. Die Literatur kann nur sagen, wie hoch die Wahrscheinlichkeit ist, dass ein bestimmter Landwirt eine bestimmte Alternative wählt. BREUSTEDT ET AL. (2007) geben den Landwirten beispielweise vor, dass sie ihre gesamte Rapsfläche entweder mit

konventionellem Raps oder gentechnisch verändertem Raps nutzen müssten. Eine teilweise Umstellung ist in ihrem DCE nicht erlaubt.

Zweistufige Entscheidungen im DCE mit der diskreten Entscheidung auf der ersten Stufe und einer zweiten Entscheidung über den Nutzungsumfang sind in der Literatur nicht zu finden. Aus der Konsumentenforschung ist ein Beitrag von POMPELLI UND HEIEN (1991) zu nennen, in dem zunächst die Entscheidung für eine bestimmte Weinart geschätzt wird und dann die Kaufmenge dieses Weines. Allerdings beruht die Schätzung auf tatsächlichen Weinkäufen von Haushalten und nicht auf einem experimentellen Design. Der multinomiale Charakter der Entscheidung wird in dieser Studie nur unvollständig berücksichtigt. LOHR UND PARK (1995) schätzen die Teilnahmebereitschaft an einem Programm zur konservierenden Bodenbearbeitung und in einer zweiten Stufe die Fläche, die ein Landwirt in dieses Programm einbringen würde. Allerdings werden keine unterschiedlichen Programme angeboten. Daher können keine marginalen Zahlungsbereitschaften geschätzt werden. Außerdem erfolgt die Schätzung nicht multinomial. Für die Selektionsverzerrung der ersten Stufe wird in der zweiten Stufe kontrolliert. CARLTON (1983) schätzt die (diskrete) Standortentscheidung eines Unternehmens und simultan die Anzahl der Beschäftigten aus realen Daten. Allerdings ist der Ansatz für die hier betrachtete Problemstellung nicht anwendbar, weil CARLTON für die Entscheidung über die Zahl der Beschäftigten unterstellt, dass an allen Standorten der Lohn identisch ist. Übertragen auf die hier betrachteten Problemstellungen würde dies bedeuten, dass die Ausgleichszahlungen je Hektar in allen Agrarumweltprogrammen oder die Deckungsbeiträge pro Tonne bei allen Zuckerrübensorten identisch sein müssten.

Zusammenfassend zeigt sich, dass die DCE, die die Präferenzen von Landwirten untersuchen, in bestimmten Fragestellungen, in denen auch der Umfang einer Technologie oder eines Umweltprogramms relevant ist, um eine zweite Stufe erweitert werden sollten.

Ein solches DCE kann mit multinomialen Selektionsmodellen (LEE, 1983; DUBIN UND MCFADDEN, 1984; DAHL, 2002) geschätzt werden, die eine multinomiale Verallgemeinerung des Heckman-Selektionsmodells darstellen. Unter anderem wurde das multinomiale Selektionsmodell von BREUSTEDT UND MEES (2010) zur Schätzung des Wachstums von Milchviehbetrieben angewendet. Ökometrisch ist eine zweistufige Schätzung notwendig, in der die zweite Stufe auf die erste konditioniert wird. Die erste Stufe schätzt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Landwirt eine bestimmte Alternative j^* wählt, wie es bereits in Kapitel 10.4.1 dargestellt ist. Die zweite Stufe, die den Umfang der Nutzung Y_{ij^*} der gewählten Alternative j^* und ihre Determinanten schätzt, kann dann folgendermaßen dargestellt werden:

$$(10.8) \quad Y_{ij*} = \delta_0 + \sum_{n=1}^N \delta_n z_{ij*} + \sum_{m=1}^M \rho_m s_{im} + \tau f(\text{prob}_{ij*}) + \mu_{ij*}$$

Es handelt sich hierbei um eine übliche Kleinst-Quadrate Schätzung, in der der Nutzungsumfang mit den Attributen z der gewählten Alternative j , den persönlichen Charakteristika s des Landwirts i und einem Störterm μ erklärt wird. Lediglich $f(\text{prob}_{ij*})$ ist eine Funktion der Schätzergebnisse der ersten Stufe und geht als Korrekturterm in die zweite Stufe ein. Die Parameter δ , ρ und τ werden ökonometrisch geschätzt.

Im bekannten Modell mit Selektion von HECKMAN (1979) entspricht die Inverse Mills Ratio diesem Term. Je nach Schätzverfahren können im multinomialen Fall auch mehrere Funktionen der Wahrscheinlichkeit, dass j gewählt wird, relativ zu den Wahrscheinlichkeiten, dass jeweils eine bestimmte andere Alternative gewählt wird, in die Schätzgleichung eingehen (vgl. LEE, 1983; DUBIN UND MCFADDEN, 1984; DAHL, 2002 bzw. den Übersichtsartikel von BOURGUIGNON ET AL., 2007).

In der hier vorliegenden Arbeit wurde in den Kapiteln 3 und 4 die Korrekturmethode nach DUBIN UND MCFADDEN (1984) angewendet, wonach $J-1$ Korrekturterme bestimmt werden. Formal gestaltet sich dies für den Nutzungsumfang y_{ij*} der gewählten Alternative j^* wie folgt:

$$(10.9) \quad \sum_k^K g_k = \sum_j^{J-1} g_j(\text{prob}_{ij*}) = \sum_j^{J-1} \frac{\text{prob}_{ij*} \ln \text{prob}_{ij}}{1 - \text{prob}_{ij}} + \ln \text{prob}_{ij*} \quad j \neq j^*$$

In den jeweiligen Korrekturterm gehen die Wahrscheinlichkeit prob_{ij} der jeweils nicht gewählten Alternative und mit prob_{ij*} die Wahrscheinlichkeit der gewählten Alternative ein. Im Kapitel 3 ergeben sich damit pro Kleinst-Quadrate Schätzung drei Korrekturterme, da es vier mögliche Alternativen gibt, in Kapitel 4 sind es auf Grund von drei Alternativen zwei Korrekturterme.

Mit den Ergebnissen der ersten und zweiten Stufe lassen sich weitere Analysen wie Simulationen durchführen. Beispielsweise können, die von den Landwirten nachgefragten Saatgutmengen simuliert werden (vgl. Kapitel 4).

10.5 Berücksichtigung von Präferenzheterogenität in DCE

Die in Discrete Choice Experimenten üblicherweise angewendete Schätzmethodik hat ihre Grenzen. Im normalen Logit bzw. Probit Modell müssen homogene Präferenzen der Befragten vorausgesetzt werden. Um dieser Problematik zu entgehen, wurden weiterführende Modelle wie das Latent Class oder Mixed Logit Modell entwickelt. Andererseits kann dem heterogenen Charakter der Befragungsteilnehmer über die Aufnahme von Interaktionstermen Rechnung getragen werden.

10.5.1 Das Mixed Logit und Latent Class Modell

MCFADDEN & TRAIN (2000) und TRAIN (2003) beschreiben Mixed Logit Modelle als sehr flexibel, welche sich jedem Random Utility Modell annähern können, heißt es bei OUMA ET AL. (2007).

Das Mixed-Logit Modell ist nach HENSHER ET AL. (2005) auch unter dem Namen Random Parameters Modell bekannt. Die geschätzten Koeffizienten werden als stochastisch angesehen. Der Fokus liegt darin, den Schätzer für θ zu finden, welcher das Verhalten von γ_i bestimmt (vgl. TRAIN, 2003). Aufbauend auf (10.5) beschreibt x_{ijt} einen Vektor, der die beobachteten Variablen z (Attribute der Alternativen) und die beobachteten Variablen s (Charakteristika der Befragten) beinhaltet. Der Koeffizient γ_i ist unbeobachtet für jedes i und variiert in der Population mit der Dichtefunktion $f(\gamma_i|\theta)$, wobei θ ein Vektor einer kontinuierlichen Populationsverteilung ist. Im Ergebnis sind damit die Koeffizienten γ_i nicht wie im normalen konditionalen Logit Modell fix, sondern variieren über die Befragten durch die Einführung der kontinuierlichen Populationsverteilung. Als Folge kann die Heterogenität der Befragten in das Modell aufgenommen werden. In dieser Arbeit kommt das Mixed Logit Modell im Kapitel 4 zur Anwendung, wobei ε_{ijt} ein unbeobachteter zufällig identisch und unabhängig verteilter Störterm ist, der einer Gumbel Verteilung folgt. Die konditionale Logit Spezifikation, dass Landwirt i Alternative j^* in der Wahlsituation t wählt, wird bedingt auf γ_i wie folgt definiert:

$$(10.10) \quad L_{ij^*t}(\gamma_i) = \frac{e^{\gamma_i x_{ij^*t}}}{\sum_j e^{\gamma_i x_{ijt}}}$$

Die nicht bedingte Wahrscheinlichkeit ist das Integral über alle möglichen Werte von γ_i , welche von der Verteilung von γ abhängen. Das Integral hat nach TRAIN (2003) die Form:

$$(10.11) \quad \text{prob}_{ij^*t}(\theta) = \int L_{ij^*t}(\gamma_i) f(\gamma_i|\theta) d\gamma_i \cdot$$

Alle Schätzkoeffizienten der Attributvariablen bis auf den Schätzkoeffizienten für die Preisvariable können mit einer Standardabweichung zufällig variieren, so dass nach HENSHER ET AL. (2005) die Heterogenität der Grundgesamtheit berücksichtigt wird. Der Schätzkoeffizient der Preisvariablen wird, wie bei CHRISTENSEN ET AL. (2011) oder ANASTASSIADIS ET AL. (2012), in der Regel nicht als Zufallsparameter geschätzt. Näheres zur Fixierung des Preisparameters findet sich bei SILLANO UND ORTÚZAR (2005).

Mixed Logit Modelle können die Präferenzheterogenität aufnehmen, indem die Parameter zufällig zwischen den befragten Individuen variiert werden. Allerdings sind sie nicht

besonders gut dazu geeignet, diese auch zu erklären (vgl. BOXALL UND ADAMOWICZ, 2002), da nur die Koeffizienten γ_i und ihre Standardabweichung ermittelt werden. Hierzu sind Latent Class Modelle besser geeignet, heißt es bei OUMA ET AL. (2007). Das Mixed Logit Modell kann als gewichteter Durchschnitt des multinomialen Logit Modells angesehen werden (vgl. ALBERS ET AL., 2009), hingegen ergibt sich das Latent Class Modell, wenn für γ_i eine diskrete Verteilung angenommen wird. Im Kapitel 5 wurde das Latent Class Modell eingesetzt, um die unterschiedlichen Präferenzen für das Greening zu erklären. Die befragten Landwirte werden mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit in eine Anzahl latenter Klassen eingeordnet. In den Klassen werden die Präferenzen der Befragten als homogen und zwischen den Klassen als heterogen angesehen. Die Zugehörigkeit zu einer Klasse wird durch eine Logit Funktion in Abhängigkeit der Charakteristika der Befragten bestimmt. Die Befragten sind damit abhängig von ihren soziodemographischen Charakteristika mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit Mitglied in jeder Klasse. Die gemischte Verteilung von $f(\gamma_i|\theta)$ ist im Latent Class Modell nach TRAIN (2003) diskret. Die Wahrscheinlichkeit, dass der Befragte i die Alternative j^* in einer gegebenen Entscheidungssituation (Choice Set t) wählt, ist dann in der Klasse c wie folgt gegeben:

$$(10.12) \quad \text{prob}(ij^*t|c) = \prod_{t=1}^T \frac{\exp(\gamma_c z_{ij^*t})}{\sum_{j=1}^J \exp(\gamma_c z_{ijt})}$$

Die beobachteten Charakteristika der Alternativen j werden durch die Variable z_{ij^*t} aufgenommen und sind auch schon in (10.2) erwähnt. γ_c ist in diesem Fall ein klassenspezifischer Schätzkoeffizient, der verwendet wird, um die Heterogenität in den Präferenzen der Befragten über die Klassen darzustellen. Die Wahrscheinlichkeit der Klassenzugehörigkeit kann wiederum wie folgt definiert werden:

$$(10.13) \quad \text{prob}(c) = \frac{\exp(\theta'_c s_t)}{\sum_{c=1}^C \exp(\theta'_c s_t)} \quad \text{mit } \theta_c = 0$$

Die Variablen s_t stellen die beobachtbaren soziodemographischen Charakteristika der befragten Landwirte dar (10.2)), hier werden sie benötigt, um die Wahrscheinlichkeit der Klassenzugehörigkeit $\text{prob}(c)$ der befragten Landwirte zu bestimmen. Die Klassenzugehörigkeitswahrscheinlichkeit eines Landwirts liegt zwischen 0 und 1 und die Summe aller Klassenzugehörigkeitswahrscheinlichkeiten summiert sich zu 1 auf. Die Schätzkoeffizienten der letzten Klasse c sind zu Null standardisiert und die Schätzkoeffizienten der anderen Klassen sind im Verhältnis zur letzten Klasse zu betrachten.

Um das endgültige Modell zu schätzen, ist vorerst festzulegen, wie viele Klassen das Modell enthalten sollte. Zur Bestimmung der optimalen Klassenanzahl können nach SWAIT (1994) Informationskriterien wie das *AIC* (Akaike Information Criterion) oder *BIC* (Bayesian Information Criterion) herangezogen werden. Dabei werden zusätzliche Parameter „strafend“ bei der Berechnung dieser Kriterien berücksichtigt. In Orientierung an BOXALL UND ADAMOWICZ (2002) werden die beiden Kriterien wie in (10.14) und (10.15) berechnet.

$$(10.14) \quad AIC = \{-2(LL - k)\}$$

$$(10.15) \quad BIC = \{-LL + (k/2)\ln(N)\}$$

Während für die Berechnung des *AIC* nur der Log-Likelihood Wert *LL* und die zu schätzenden Parameter *k* ausschlaggebend sind, geht in die Berechnung des *BIC* auch die Stichprobengröße *N* ein. In dem vorliegenden Datensatz des Kapitels 5 wird deutlich, dass ein Modell mit nur zwei Klassen ökonometrisch geschätzt werden sollte.⁸² Wird nur das *AIC* Kriterium betrachtet, kann es zu einer Überschätzung der Klassenanzahl kommen, dies kann nach KRÖGER (2007) speziell bei großen Stichproben der Fall sein. Daher sollten immer die Kriterien *AIC* und *BIC* gemeinsam betrachtet werden. Sind die Klassen bestimmt, so können die marginalen Effekte genau wie im einfachen DCE (vgl. Abschnitt 10.4.1) bestimmt werden.

Weiterhin liegt der Vorteil des Latent Class Modells gegenüber einer multinomialen Logit Schätzung mit einer vorgeschalteten Cluster Analyse nach ALBERS ET AL. (2009) darin, dass nur ein Modell geschätzt werden muss.

10.5.2 Aufnahme von Interaktionstermen

In der Regel wird Präferenzheterogenität der Befragten in der Auswertung von Discrete Choice Experimenten mit Latent Class oder Mixed Logit Modellen berücksichtigt, wie sie im Abschnitt 10.5.1 vorgestellt wurden. Sollten die betrachteten Informationskriterien (vgl. Kapitel 2 oder 6) nur eine Klasse hervorbringen, besteht die Möglichkeit, die Präferenzheterogenität der Befragten durch die Aufnahme von Interaktionstermen k_{ij} zu berücksichtigen. Diese ergeben sich aus der Multiplikation der sozioökonomischen Variablen s_i mit denen der alternativenspezifischen Variablen z_{ij} (vgl. BIROL ET AL., 2006). Durch Einsetzen von (10.2) in (10.4) ergibt sich die Funktion für die Wahlwahrscheinlichkeit der Alternative j^* von Landwirt i . In diese Funktion wird nun der Interaktionsterm k_{ij} integriert.

⁸² Es wird ein Modell mit zwei Klassen geschätzt, da in diesem Fall das BIC Kriterium mit 1021,4 den geringsten Wert aufweist.

$$(10.16) \quad \text{prob}_{ij^*}(V(z_{ij^*}, s_i, k_{ij^*}) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(z_{ij}, s_i, k_{ij}) + \varepsilon_{ij}) = \text{prob}_{ij^*}(y_{ij^*} = 1) = F_{ij^*}(z_{ij^*}, s_i, k_{ij^*}, \alpha, \beta, \omega) \quad \text{für alle } j \in J.$$

Die Parameter α und β werden wie bereits im Abschnitt 10.2 dargestellt ökonomisch bestimmt und geben wie bereits bekannt an, welche Attribute bzw. Landwirtscharakteristika ein signifikantes Gewicht bei der Wahl einer Alternativen haben. Durch die Aufnahme des Interaktionsterms k_{ij} wird nun zusätzlich Parameter ω geschätzt, welcher den Einfluss des Interaktionsterms k_{ij} auf die Wahlwahrscheinlichkeit einer Alternativen j aufzeigt.

Bestehen die Interaktionsterme aus einer binären und einer kontinuierlichen Variablen, so ergibt sich die *WTA* bzw. *WTP* wie in (10.6) als Quotient. Sollte sich der Interaktionsterm allerdings aus zwei kontinuierlichen Variablen zusammensetzen, so ist die *WTA* bzw. *WTP* als Vektor darzustellen. Die in den Kapiteln 5 und 6 berücksichtigten Interaktionsterme ergeben sich alle aus einer sozioökonomischen binären und einer kontinuierlichen oder binären alternativenspezifischen Variablen. Vor diesem Hintergrund handelt es sich bei den berechneten *WTA* und *WTP* dieser Kapitel auch um übliche Quotienten.

10.6 Gütekriterien der geschätzten Modelle

Das bekannteste Gütemaß eines linearen Regressionsmodells ist das Bestimmtheitsmaß (R^2), welches auch in dieser Dissertation zur Bestimmung der Modellgüte in den linearen Regressionsanalysen der zweistufigen DCE zur Anwendung kam. Für eine gute Modellanpassung sollte dieses im Bereich zwischen 0,7 und 0,9 liegen. Bei logistischen Regressionsanalysen wird stattdessen das Pseudo R^2 bestimmt (vgl. BACKHAUS, 2008). Aus der Literatur sind unterschiedliche Pseudo R^2 nach McFadden (10.17), Cox und Snell (10.18) als auch das Pseudo R^2 nach Nagelkerke (10.19) bekannt, welche im Folgenden formal dargestellt sind:

$$(10.17) \quad \text{McFadden } R^2 = 1 - \frac{LL_e}{LL_0}$$

Wobei LL_e den Likelihood Wert des endgültig geschätzten Modells und LL_0 den Likelihood Wert des Null Modells, in dem nur die Konstante aufgenommen ist, darstellt.

$$(10.18) \quad \text{Cox \& Snell } R^2 = 1 - \left[\frac{LL_e}{LL_0} \right]^{\frac{2}{K}}$$

Das Cox & Snell- R^2 ergibt sich aus dem McFadden R^2 , es wird allerdings auch noch der Stichprobenumfang K berücksichtigt. Hingegen ergibt sich das Nagelkerke- R^2 aus dem Cox & Snell- R^2 und dem Likelihood Wert des Nullmodells wie folgt:

$$(10.19) \quad \text{Nagelkerke } R^2 = \frac{\text{Cox \& Snell-}R^2}{1 - \frac{(LL_0)^2}{K}}$$

In der hier vorliegenden Dissertation wurde das Pseudo R^2 nach McFadden als Gütemaß für die einzelnen Modellschätzungen der vorliegenden Fallstudien herangezogen. Nach COSTANZO ET AL. (1982) und LOUVIERE ET AL. (2000) werden Werte von 0,2 – 0,4 für das Pseudo R^2 nach McFadden als sehr gut angesehen. Dieser Bereich ist äquivalent zu einem Bestimmtheitsmaß von 0,7 – 0,9 bei einer linearen Regressionsanalyse zu betrachten.

Neben dem Pseudo R^2 können weitere Tests zur Bestimmung der Modellgüte durchgeführt werden. So wurde mit dem Likelihood Ratio Test überprüft, ob das Entfernen von nicht signifikanten Variablen aus der Modellschätzung die Modellgüte signifikant verschlechtert. Dabei ergibt sich die Teststatistik des LR Tests nach GREENE (2003) folgendermaßen:

$$(10.20) \quad LR = \text{likelihood ratio} = -2(\ln LL_e - \ln LL_v)$$

Wobei LL_e den Likelihood Wert des endgültig geschätzten Modells mit der Aufnahme von nur signifikanten Variablen und LL_v den Likelihood Wert des vollen Modells, in das alle relevanten Variablen aufgenommen worden sind, darstellen. Als Testgröße wird die absolute Differenz zwischen den beiden betrachteten Modellen berechnet, welche mit J Freiheitsgraden ($J = \text{Zahl der unabhängigen Variablen}$) asymptotisch Chi-Quadrat verteilt ist (vgl. Backhaus, 2008). Der berechnete Wert wird mit der Referenztafel abgeglichen und damit ist die Nullhypothese überprüft. Werden robuste Standardfehler verwendet, welche nach WHITE (1980) von möglicher Heteroskedastizität nicht beeinflusst werden, kann alternativ auch ein Wald Test durchgeführt werden.

Für die Bewertung der Prognosegüte eines Modells ist das R^2 nicht unbedingt gut geeignet. Um diesen Punkt zu berücksichtigen und auch die Prognosegüte des Modells zu bestimmen, können Kreuzvalidierungsansätze eingesetzt werden. Hierzu wurde beispielsweise in Kapitel 4 sowohl auf der ersten und auch zweiten Stufe mit dem Stata Package „crossfold“ (vgl. DANIELS, 2012) eine Kreuzvalidierung nach der k-fold Methode mit $k = 10$ durchgeführt und jeweils der RMSE (Root Mean Square Error) berechnet. Hierzu wurde die Gesamtstichprobe in zwei komplementäre Mengen partitioniert. Einerseits wird die sogenannte Trainingsstichprobe und andererseits wird die Validierungsstichprobe gebildet. Auf der

Datenbasis der Trainingsstichprobe wird die Modellschätzung durchgeführt. Die exogenen Variablen der Validierungsstichprobe werden dann in die ermittelte Vorhersagegleichung der Trainingsstichprobe eingesetzt. Als Maß für die Prognosegenauigkeit wird dann der RMSE ermittelt. Diese Prozedur wird üblicherweise mehrmals wiederholt und dann der mittlere RMSE bestimmt.

Literatur

- ALBERS, S., KLAPPER, D., KONRADT, U., WALTER, A. UND J. WOLF (2009): *Methodik der empirischen Forschung*. 3., überarb. und erw. Aufl. Wiesbaden: Gabler.
- ANASTASSIADIS, F., LIEBE, U. UND O. MUBHOFF (2012): *Finanzielle Flexibilität in landwirtschaftlichen Investitionsentscheidungen: Ein Discrete Choice Experiment*. In 52. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues (GeWiSoLa). Stuttgart-Hohenheim.
- AUSPURG, K. UND U. LIEBE (2011): *Choice-Experimente und die Messung von Handlungsentscheidungen in der Soziologie*. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 63(2), S.301–314.
- BACKHAUS, K. (2008): *Multivariate Analysemethoden eine anwendungsorientierte Einführung* 13., überarb. Aufl., Berlin: Springer.
- BEN-AKIVA, M. UND S.R. LERMAN (2000): *Discrete Choice Analysis* 8. Printing., Cambridge, Mass.: MIT Press.
- BENNETT, J. UND V. ADAMOWICZ (2001): *Some Fundamentals of Environmental Choice Modelling*. In: J. Bennett und R. Blamey, *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation* (S. 37 – 69.). Cheltham (England): Edward Edgar.
- BIROL, E., SMALE, M. UND Á GYOVAI (2006): *Using a Choice Experiment to Estimate Farmers' Valuation of Agrobiodiversity on Hungarian Small Farms*. In: *Environmental and Resource Economics*, 34(4), S.439–469.
- BOURGUIGNON, F., FOURNIER, M. UND M. GURGAND (2007): *Selection Bias Corrections based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo comparisons*. In: *Journal of Economic Surveys*, 21(1), S.174–205.
- BOXALL, P.C. UND W.L. ADAMOWICZ (2002): *Understanding Heterogeneous Preferences in Random Utility Models: A Latent Class Approach*. In: *Environmental and Resource Economics*, 23(4), S.421–446.

- BRADLEY, M. UND A. DALY (1994): Use of the Logit Scaling Approach to test for rank-order and fatigue Effects in Stated Preference Data. In: *Transportation*, 21(2), S.167–184.
- BREUSTEDT, G. UND M. MEES (2010): Growth of German dairy farms under the EU milk quota. In: 114th EEA Seminar - Structural Change in Agriculture, Berlin.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND U. LATACZ-LOHMANN (2008): Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete Choice Experiment. In: *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59 (No. 2), S.237–256.
- BREUSTEDT, G., MÜLLER-SCHEESSEL, J. UND H.M. MEYER-SCHATZ (2007): Unter welchen Umständen würden deutsche Landwirte gentechnisch veränderten Raps anbauen? Ein Discrete Choice Experiment. In: *Agrarwirtschaft*, 56 (Heft 7).
- CAMERON, A.. UND P.K. TRIVEDI (2005): *Microeconometrics: methods and applications*.
- CARLTON, D.W. (1983): The Location and Employment Choices of new Firms: An Econometric Model with Discrete and Continuous Endogenous Variables. In: *The Review of Economics and Statistics*, 65(3), S.440–449.
- CHRISTENSEN, T., PEDERSEN, A. B., NIELSEN, H. O., MØRKBAK, M. R., HASLER, B. UND S. DENVER (2011): Determinants of Farmers' Willingness to Participate in Subsidy Schemes for Pesticide-free Buffer Zones—A choice Experiment Study. In: *Ecological Economics*, 70(8), S.1558–1564.
- COSTANZO, C. M., HALPERIN, W. C., GALE, N. D. UND G. D. RICHARDSON (1982): An Alternative Modell for Assessing Goodness of Fit for Logit-Models. In: *Environment and Planning A*. 14 (7): 936–971.
- DAHL, G.B. (2002): Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. in: *Econometrica*, 70(6), S.2367–2420.
- DANIELS, B. (2012): *Crossfold: Stata Module to perform k-fold Cross-Validation*, Boston College Department of Economics. In: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457426>. Abruf: 30.04.2013.
- DUBIN, J.A. UND D.L. MCFADDEN (1984): An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. In: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, S.345–362.

- ESPINOSA-GODED, M., BARREIRO-HURLÉ, J. UND E. RUTO (2010): What Do Farmers Want From Agri-Environmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), S.259–273.
- GREENE, W.H. (2003): *Econometric analysis*, prentice Hall Upper Saddle River, New Jersey.
- HECKMAN, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification error. In: *Econometrica*, 47(1), S.153–61.
- HENSHER, D.A., ROSE, J.M. UND W.H. GREENE (2005): *Applied Choice Analysis*, Cambridge. Cambridge Univ. Press.
- HOLE, A.R. (2007): A Comparison of Approaches to Estimating Confidence Intervals for Willingness to Pay Measures. In: *Health Economics*, 16(8), S.827–840.
- HUBER, J. UND K. ZWERINA (1996): The Importance of Utility Balance in efficient Choice Designs. In: *Journal of Marketing Research*, 33(3), S.307–317.
- HUDSON, D., MARTIN, S.W. UND S. BANERJEE (2007): Effects of Seed and Farm Characteristics on Cottonseed Choice. In: *Journal of Agricultural and Applied economics*, 39(3), S.657–669.
- KLØJGAARD, M.E., BECH, M. UND R. SØGAARD (2012): Designing a Stated Choice Experiment: The Value of a qualitative Process. In: *Journal of Choice Modelling*, 5(2), S.1–18.
- KRÖGER, S. (2007): *Markentransfers im Dienstleistungsbereich: Eine empirische Analyse der Erfolgsfaktoren*. Wiesbaden: Deutscher Universitäts-Verlag.
- KUHFELD, W.F. (2005): *Marketing Research Methods in SAS Experimental Design, Choice, Conjoint, and Graphical Techniques*. S.47–97.
- KUHFELD, W.F., TOBIAS, R.D. UND M. GARRATT (1994): Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. In: *Journal of Marketing Research*, 31(4), S.545–557.
- KURKA, S. (2011): *Biomasse-basierte Produkte aus Konsumentensicht - ausgewählte europäische Länder im Vergleich*. München: Technische Universität München.
- LANCASTER, K.J. (1966): A New Approach to Consumer Theory. In: *Journal of Political Economy*, 74.
- LEE, L.F. (1983): Generalized Econometric Models with Selectivity. in: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 51(2), S.507–512.

- LOUVIERE, J.J. UND G. WOODWORTH (1983): Design and Analysis of Simulated Consumer Choice or Allocation Experiments: An Approach Based on Aggregate Data. in: *Journal of Marketing Research*, 20(4), S.350–367.
- LOUVIERE, J. J., HENSHER, D. A. UND J. D. SWAIT (2000): *Stated Choice Methods. Analysis and Application*. Cambridge: Cambridge University Press.
- LUANNE LOHR UND A. PARK (1995): Utility-Consistent Discrete-Continuous Choices in Soil Conservation. In: *Land Economics*, 71(4), S.474–490.
- MAIER, G. UND P. WEISS (1990): *Modelle diskreter Entscheidungen: Theorie und Anwendung in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften*, Springer.
- McFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press. New York, S. 105 – 142.
- McFADDEN, D. UND K. TRAIN (2000): Mixed MNL Models for Discrete Response. In: *Journal of Applied Econometrics*, 15(5), S.447–470.
- MEYERHOFF, J., LIEBE, U. UND V. HARTJE (2009): Benefits of Biodiversity Enhancement of Nature-oriented Silviculture: Evidence from two Choice Experiments in Germany. In: *Journal of Forest Economics*, 15(1–2), S.37–58.
- OUMA, E., ABDULAI, A. UND A. DRUCKER (2007): Measuring Heterogeneous Preferences for Cattle Traits among Cattle-Keeping Households in East Africa. In: *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4), S.1005–1019.
- PAULRUD, S. UND T. LAITILA (2010): Farmers' Attitudes about growing Energy Crops: A Choice Experiment Approach. In: *Biomass and Bioenergy*, 34(12), S.1770–1779.
- POMPELLI, G. UND D. HEIEN (1991): Discrete/Continuous Consumer Demand Choices: An Application to the US domestic and imported white Wine Markets. In: *European Review of Agricultural Economics*, 18(1), S.117.
- RATCLIFFE, J. UND L. LONGWORTH (2002): Investigating the Structural Reliability of a Discrete Choice Experiment within Health Technology Assessment. In: *International Journal of Technology Assessment in Health Care*, 18(01), S.139–144.
- RUTO, E. UND G. GARROD (2009): Investigating Farmers' Preferences for the Design of Agri-environment Schemes: A Choice Experiment Approach. In: *Journal of Environmental Planning and Management*, 52(5), S.631.

- SILLANO, M. UND J. DE D. ORTÚZAR (2005): Willingness-to-Pay Estimation with Mixed Logit Models: Some new Evidence. In: *Environment and Planning A*, 37(3), S.525–550.
- STEINER, P.M. UND C. ATZMÜLLER (2006): Experimentelle Vignettendesigns in faktoriellen Surveys. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58(1), S.117–146.
- SWAIT, J.R. (1994): A Structural Equation Model of Latent Segmentation and Product Choice for Cross-Sectional Revealed Preference Choice Data. In: *Journal of Retailing and Consumer Services*, 1, S.77–89.
- TRAIN, K.E. (2003): *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge. Cambridge Univ. Press.
- URBAN, D. (1993): *Logit-Analyse: Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen*. Stuttgart, Jena, New-York (USA): Fischer.
- WHITE, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: *Econometrica*, 48(4), S.817–838.

Lebenslauf

Persönliche Daten

Name	Norbert Schulz
Geburtsdatum	15.03.1984 in Uelzen, Niedersachsen
Anschrift	Immenhof 1, 29593 Melzingen
Nationalität	deutsch
Familienstand	ledig

Schulausbildung

1991 – 1995	Grundschule Ebstorf
1995 – 1997	Orientierungsstufe Ebstorf
1997 – 2004	Lessing-Gymnasium Uelzen Abschluss: Allgemeine Hochschulreife

Wehrdienst

2004 – 2005	4. /Panzeraufklärungslehrbataillon 3 Lüneburg
-------------	---

Studium

2005 – 2008	Studium der Agrarwissenschaften an der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel Fachrichtung: Agrarökonomie und Agribusiness Abschluss: Bachelor of Science (B.Sc.)
2008 – 2010	Aufbaustudium der Agrarwissenschaften an der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel Fachrichtung: Agrarökonomie Abschluss: Master of Science (M.Sc.)

Berufliche Tätigkeit

2004 – 2009	Erntemaschineneinsatzberater / Field Master bei John Deere Vertriebspartnern, John Deere Vertrieb Deutschland und John Deere International GmbH im In- und Ausland während der vorlesungsfreien Zeit des Studiums
2010 – 2012	Selbstständige Tätigkeit bei John Deere International GmbH (Schweiz). Support von Importeuren im Nahen Osten und Europa
2010 – 2013	Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel in der Abteilung landwirtschaftliche Betriebslehre und Produktionsökonomie bei Herrn Prof. Dr. U. Latacz-Lohmann
seit 2013	Anstellung bei der HYBRO Saatzucht GmbH & Co. KG in Kleptow – Station Wulfside

Kiel, im November 2013