

Breustedt, Gunnar; Schulz, Norbert; Latacz-Lohmann, Uwe

Article

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

German Journal of Agricultural Economics (GJAE)

Provided in Cooperation with:

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. (GEWISOLA)

Suggested Citation: Breustedt, Gunnar; Schulz, Norbert; Latacz-Lohmann, Uwe (2013) : Ermittlung der Teilnahmebereitschaft an Vertragsnaturschutzprogrammen und der dafür notwendigen Ausgleichszahlungen mit Hilfe eines Discrete-Choice-Experimentes, German Journal of Agricultural Economics (GJAE), ISSN 2191-4028, Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M., Vol. 62, Iss. 4, pp. 244-258,
<https://doi.org/10.52825/gjae.v62i4.1925>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/304907>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

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

Factors affecting Participation and Compensation Requirements in Agri-Environmental Schemes: Insights from a Discrete Choice Experiment

Gunnar Breustedt, Norbert Schulz und Uwe Latacz-Lohmann*
Christian Albrechts-Universität zu Kiel

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 betriebsindividueller 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 Kompensationsszahlungen als andere Betriebe.

Schlüsselwörter

Discrete-Choice-Experiment; Grünland; multinomiales Logitmodell; Teilnahmebereitschaft; Vertragsnaturschutzprogramme; Vogelschutz; Willingness to Accept

Abstract

This paper uses data from a discrete choice experiment to investigate the factors affecting participation in agri-environmental schemes in Eiderstedt and Südtondern, two grassland regions in Schleswig-Holstein. As expected, higher payment rates increase farmers' willingness to sign a conservation contract

whereas stricter management prescriptions reduce participation. Besides contract design variables, a number of farm-specific variables affect farmers' willingness to participate. Farmers, for instance, with previous experience in agri-environmental contracting are more likely to choose a contract than those without such experience. Our estimates of marginal willingness-to-accept show that farmers regard contractual obligations relating to fertilizer use and mowing dates as particularly demanding, resulting in high compensation requirements of €100 - 200 per hectare. Farms with high land use intensities – e.g. high stocking rates or low shares of permanent pasture – request higher compensation payments than less intensive farms.

Key Words

discrete choice experiment; grassland, multinomial logit model; willingness to participate; agri-environmental schemes; wildlife conservation; willingness-to-accept

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

* Uwe Latacz-Lohmann is also Adjunct Professor in Agricultural and Resource Economics at the University of Western Australia.

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.¹ 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 Regionen Eiderstedt und Sütdondern 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 substanziellen 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 3 und 4 werden das Modell, die Hypothesen sowie die Schätzmethode vorgestellt. Es folgen im Kapitel 5 die Vorstellung des Fragebogens und die deskriptive Statistik. In Kapitel 6 werden zunächst die Determinanten vorgestellt, darauf aufbauend werden die nötigen Ausgleichszahlungen berechnet. Im siebten und letzten Kapitel folgt die Diskussion der Ergebnisse mit den entsprechenden Schlussfolgerungen.

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.

2.1 Discrete-Choice-Experimente und Agrarumweltprogramme

Mit Discrete-Choice-Experimenten (DCE) können Präferenzen von ökonomischen Entscheidern über hypothetische Entscheidungsalternativen abgeschätzt wer-

¹ 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.

den. 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 und 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 und 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 UND 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. Be-

triebsspezifische Informationen werden nicht berücksichtigt. Es zeigt sich lediglich, dass es unterschiedliche Präferenzen zwischen den Landwirten bzw. Regionen gibt.

CHRISTENSEN et al. (2011) befragen 444 dänische Landwirte mit einem DCE um die Determinanten der Teilnahme an Agrarumweltprogrammen zu messen. Mit den betrachteten Programmen werden Pflanzenschutzmittel-freie Ackerrandstreifen bereitgestellt. Nach CHRISTENSEN et al. (2011) würde eine große Mehrheit der Landwirte niedrigere Ausgleichszahlungen akzeptieren, wenn dafür die Auflagen weniger restriktiv sind. Weiterhin variiert die Höhe der Ausgleichszahlung, auf welche sie verzichten würden, mit den spezifischen Auflagen. Die Landwirte bewerten flexible Vertragskonditionen höher als administrative Belastungen. So würden sie auf 137 Euro/ha verzichten, wenn sie die Möglichkeit hätten, von einem zum anderen Jahr die Vertragsvereinbarung zu verlassen.

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 betriebsspezifische Informationen, um herauszufinden, welche Landwirte eine höhere Wahrscheinlichkeit für die Teilnahme an Agrarumweltprogrammen haben.

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 und 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 und LATACZ-LOHMANN (2008) evaluieren Agrarumweltprogramme auf Grundlage der Umwelteffizienz landwirtschaftlicher Betriebe.

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 Pachtver-

träge 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 (VSG) 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.

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 :

$$(1) U_{ij} = V(z_{ij}, s_i) + \varepsilon_{ij}$$

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 und TUKEY (1964), QUANDT (1968) sowie THEIL (1970), die ökonometrischen Auswertungsmethoden wurden unter anderem von MCFADDEN (1974) und LOUVIERE und WOODWORTH (1983) entwickelt.

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

$$(2) V(z_{ij}, s_i) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^N \alpha_n z_{ijn} + \sum_{m=1}^M \beta_m s_{im}$$

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

$$(3) \max_j U_{ij} \Leftrightarrow V(z_{ij^*}, s_i) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(z_{ij}, s_i) + \varepsilon_{ij} \text{ für alle } j \in J.^2$$

² 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

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:

$$(4) \text{prob}_{ij^*}(V(z_{ij^*}, s_i) + \varepsilon_{ij^*} \geq V(z_{ij}, s_i) + \varepsilon_{ij}) = \text{prob}_{ij^*}(y_{ij^*} = 1) = F_{ij^*}(z_{ij^*}, s_i, \alpha, \beta) \text{ für alle } j \in J.$$

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 z_{ij^*} umfasst die Attributwerte des Vertrags j^* . Die Parameter α und β (vgl. (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 betriebs-spezifischen Variablen der Landwirte dar.

Um bei der ökonometrischen Schätzung das Logitmodell³ anzuwenden, wie in den häufigsten Discrete-Choice-Experimenten, ist ein Test notwendig, ob die IIA-Annahme (Independence of irrelevant Alternatives) 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-Prozedur⁴ angewendet werden wie bei STATA CORP (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

und ihren Modifikationen. Näheres findet sich z.B. bei CAMERON und TREVIDI (2005).

³ Es wird ein konditionales Logit-Modell geschätzt, um den Unterschied zwischen den Verträgen sowie den Unterschied zwischen den Befragungsteilnehmern herauszustellen.

⁴ Es handelt sich um die Verallgemeinerung des klassischen Hausman-Tests. Der Test kommt bei jeweils Entfernen einer Alternative 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: $\chi^2(34) = 30,76 \rightarrow \text{Prob} > \chi^2 = 0,62$.

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.⁵

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

(5) *marginale WTA_{ij} für z_{ij}*

$$= \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta prob_{ij}}{\Delta z_{ij}}}{I} \right) \bigg/ \left(\frac{\sum_{i=1}^I \frac{\Delta prob_{ij}}{\Delta a_{ij}}}{I} \right)$$

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

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.

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-Sets⁶ vorgelegt.

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 1 unterscheiden.

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 betriebsspezifi-

⁵ 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.

⁶ 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 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

arbeiten beispielsweise lediglich mit einem D-Efficiency-Wert von 91,3 %. Jedem Befragungsteilnehmer wurden aus den noch verbleibenden 63 Choice-Sets acht zufällig zugeteilt, sodass jedes Choice-Set mit nahezu der gleichen Häufigkeit in dem Experiment vorkommt.

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

Abbildung 1. Beispiel eines Discrete-Choice-Sets

Flächenanteil / Auflagen	Mindestens 5 % der Dauergrünlandfläche	Mindestens 10 % der Dauergrünlandfläche	Mindestens 20 % 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...	0	0	0	0

Quelle: eigene Darstellung

schen 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 Vertrags-eigenschaften 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 1 zeigt eines dieser 64 Choice-Sets:

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)

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 Sütdondern zu erwarten sein.⁷ Die Unterschiede der beiden Regionen lassen sich aus der deskriptiven Statistik der Tabelle 2 und Tabelle 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 Sütdondern. In der Regel handelt es sich um konventionelle Haupterwerbsbetriebe, nur in 3 % der Fälle war es ein ökologisch oder im Nebenerwerb wirtschaftender Betrieb.

⁷ Es wird eine Dummy-Variable für die Region in die Schätzung aufgenommen.

Tabelle 2. Deskriptive Statistik für betriebspezifische Variablen

Betriebspezifische Variablen	Mittelwert (Std-Abweichung) Eiderstedt	Mittelwert (Std-Abweichung) Südtondern	Erklärung
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
Zusatz Einkommen	14 % (15 %)	19 % (19 %)	Anteil des Zusatz Einkommens 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

Tabelle 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

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 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).

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 Mittel⁸ etwas extensiver wirtschaften als die landwirtschaftlichen Betriebe Südtonderns, verglichen zu anderen Regionen weisen sie aber durchaus sehr starke Ähnlichkeiten auf.

Tabelle 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.

⁸ 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.

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.

6.1 Ergebnisse der Regression

In das konditionale Logit Modell⁹ sind neben vertragsspezifischen auch betriebsspezifische Variablen eingegangen (vgl. Kap 4). Die in den folgenden Tabellen 4 und 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 wurden.¹⁰ Zunächst betrachten wir die Schätzkoeffizienten der vertragsspezifischen Variablen in Tabelle 4.

Tabelle 4. Einfluss der Vertragsattribute auf die Vertragswahl

Vertragsspezifische 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 Dün-

⁹ Die Schätzkoeffizienten der Vertragsattribute können in unserem Fall zwischen den Verträgen als identisch restringiert werden, um effizient zu schätzen. In einem Hausman-Test 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 R^2 dieses konditionalen Logit Modells bei 0,3553.

¹⁰ 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 Nullhypothese, dass die Koeffizienten der entfernten Variablen gleich Null sein können, kann damit nicht abgelehnt werden. Das Pseudo R^2 des unrestringierten Modells liegt bei 0,3738.

Tabelle 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
Betriebsspezifische Variablen						
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

gungsverbot 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.

Nun wenden wir uns den betriebsspezifischen Koeffizienten der Schätzung zu (Tabelle 5). Viele dieser betriebsspezifischen Variablen sind signifikant. Die Einflüsse einiger Variablen variieren deutlich zwischen den drei Verträgen.

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 Weide-

fläche 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 drei 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.

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 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 4 und der Tabelle 5 wurde bereits deutlich, in welche Richtung sich die Wahrscheinlichkeit der Vertragswahl bei einer Veränderung einer bestimmten exogenen Variablen ändert. In der Tabelle 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 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 betriebspezifischen Variablen be-

rechnet. 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.

Wie stark beeinflussen nun die betriebspezifischen 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 betriebspezifischen Variablen sowie deren 95 % Konfidenzintervalle der Tabelle 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,

Tabelle 6. Vertragsspezifische marginale Effekte, WTA und 95 % Konfidenzintervalle

Vertrag	Vertrag 1 (Mindestfläche 5 %)		Vertrag 2 (Mindestfläche 10 %)		Vertrag 3 (Mindestfläche 20 %)	
Variable	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 (100,17; 190,96)	0,1674***	152,60 (99,50; 181,99)	0,0823***	167,63 (93,77; 198,59)
org. und min. Düngung	0,1415***	214,88 (200,15; 219,48)	0,2272***	207,15 (194,60; 211,92)	0,0980***	199,48 (183,55; 204,46)
Mahd	-0,0027***	-4,16 (-9,83; -1,45)	-0,0046***	-4,16 (-8,64; -1,62)	-0,0020***	-4,16 (-11,08; -1,24)
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 (-29,25; -4,23)	-0,0136***	-12,39 (-25,13; -5,05)	-0,0061***	-12,39 (-32,32; -3,88)
Ausgleichszahlung	0,0067***		0,0111***		0,0049***	

***, **, * gibt das statistische Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10 %, wie in Tabelle 4, an.

WTA = marginale Willingness to Accept

Quelle: eigene Darstellung

Tabelle 7. Betriebsspezifische marginale Effekte, WTA und 95 % Konfidenzintervalle

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

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

WTA = marginale Willingness to Accept

Quelle: eigene Darstellung

die ergebnisorientierte Verträge als negativ wahrnehmen. Dieser Effekt steigt mit zunehmender Mindestfläche an.

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 ten-

denziell 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 6 (vertrags-spezifische Variablen) und der Tabelle 7 (betriebsspe-

zifische Variablen) geben zusätzlich den Bereich an, in dem sich zu 95 % die marginale Willingness to Accept bewegt.

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 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. 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. Auflage. Springer, Berlin [u.a.].
- BEN-AKIVA, M. und S.R. LERMAN (2000): Discrete choice analysis. 8. printing. MIT Press Cambridge, Mass. [u.a.].

- 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): 421-446.
- BREUSTEDT, G., J. MÜLLER-SCHEESSEL und U. LATA CZ-LOHMANN (2008): Forecasting the Adoption of GM Oilseed Rape: Evidence from a Discrete-Choice-Experiment. In: *Journal of Agricultural Economics* 59 (2): 237-256.
- BREUSTEDT, G., J. MÜLLER-SCHEESSEL und H.M. MEYER-SCHATZ (2007): Unter welchen Umständen würden deutsche Landwirte gentechnisch veränderten Raps anbauen? Ein Discrete-Choice-Experiment. In: *Agrarwirtschaft* 56 (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, Cambridge, Mass.
- CHRISTENSEN, T., A.B. PEDERSEN, H.O. NIELSEN, M.R. MØRKBAK, B. HASLER 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): 1558-1564.
- CLAASSEN, R. und A. TEGENE (1999): Agricultural land use choice: A discrete choice approach. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 28 (1): 26-36.
- ESPINOSA-GODED, M., J. BARREIRO-HURLÉ und 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.
- FRANCKSEN, T. und U. LATA CZ-LOHMANN (2008): Evaluierung von Agrarumweltprogrammen auf Grundlage der Umwelteffizienz landwirtschaftlicher Betriebe. In: *Agrarwirtschaft* 57 (3/4).
- HUDSON, D., S.W. MARTIN und S. Banerjee (2007): Effects of seed and farm characteristics on cottonseed choice. In: *Journal of agricultural and applied economics* 39 (3): 657-669.
- KIRSCHKE, D. u.a. (2004): Entscheidungsunterstützung bei der Gestaltung von Agrarumweltprogrammen: Ein interaktiver, PC-gestützter Programmierungsansatz für Sachsen-Anhalt. Humboldt-Universität zu Berlin.
- KUHFELD, W.F., R.D. TOBIAS und M. Garratt (1994): Efficient experimental design with marketing research applications. In: *Journal of Marketing Research* 31 (4): 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. In: *Journal of Marketing Research* 20 (4): 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): 1-27.
- MATZDORF, B. und K. MÜLLER (2004): Effizienzsteigerung von Agrarumweltprogrammen durch Verbesserung der ökologischen Effektivität. In: *DLKG* 2004 (02): 55-72.
- McFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: Zarembka, P. (ed.): *Frontiers in Econometrics*. Academic Press, New York: 105-142.
- MEYERHOFF, J., U. LIEBE 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): 37-58.
- PENKER, M. (2005): Die Implementierung von Naturschutzverträgen. *Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie* 10: 137.
- QUANDT, R.E. (1968): Estimation of Model Splits. In: *Transportation Research* 2 (1): 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): 631.
- STATA CORP, L. (1985): *Stata Survival Analysis and Epidemiological Tables Reference Manual*. StataCorp LP, College Station, Texas.
- THEIL, H. (1970): On the Estimation of Relationships Involving Qualitative Variables. In: *The American Journal of Sociology* 76 (1 (Jul., 1970)): 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* 49 (1): 63-74.

Kontaktautor:

DR. GUNNAR BREUSTEDT

Christian Albrechts-Universität zu Kiel

Olshausenstr. 40, 24098 Kiel

E-Mail: gbreustedt@agric-econ.uni-kiel.de