



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

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

WAS WÜNSCHEN SICH LANDWIRTE VON DER AGRARPOLITIK NACH 2020? ERGEBNISSE EINES DISCRETE CHOICE EXPERIMENTS

Uwe Latacz-Lohmann und Julia Schreiner

ulatacz@ae.uni-kiel.de

Institut für Agrarökonomie der Universität Kiel

Olshausenstraße 40

24098 Kiel



2017

***Vortrag anlässlich der 57. Jahrestagung der GEWISOLA
(Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.)
und der 27. Jahrestagung der ÖGA
(Österreichische Gesellschaft für Agrarökonomie)***

„Agrar- und Ernährungswirtschaft zwischen Ressourceneffizienz und gesellschaftlichen Erwartungen“

Weihenstephan, 13. bis 15. September 2017

Copyright 2017 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

WAS WÜNSCHEN SICH LANDWIRTE VON DER AGRARPOLITIK NACH 2020? ERGEBNISSE EINES DISCRETE CHOICE EXPERIMENTS

Zusammenfassung

Dieser Beitrag analysiert Determinanten der Akzeptanz alternativer Agrarpolitik-Pakete unter deutschen Landwirten. Die Analyse beruht auf einem Discrete Choice Experiment mit 440 Landwirten. Den Probanden wurden in jedem der sechs zu beantwortenden Choice Sets jeweils drei unterschiedliche Politikbündel sowie die Option des Ausstiegs aus der gegenwärtigen Agrarpolitik zur Wahl gestellt. Die Datenanalyse erfolgte mittels eines Mixed Logit-Modells sowie einer Latent Class-Schätzung zur Aufdeckung von Präferenzheterogenität unter den Befragten. Rund zwei Drittel der Befragten sprechen sich für eine Fortführung der Direktzahlungen aus. Knapp die Hälfte (46%) ist grundsätzlich bereit, im Gegenzug höhere Standards im Bereich Umwelt und Tierwohl zu akzeptieren. Zwanzig Prozent der Befragten hingegen wünschen sich die Fortführung der Direktzahlungen ohne Gegenleistungen. Die befragten Landwirte sind mehrheitlich gegen ein staatliches Sicherheitsnetz durch Marktintervention. Ein Drittel der Befragten wünscht sich die Abschaffung der Gemeinsamen Agrarpolitik in der gegenwärtigen Form einschließlich der Direktzahlungen.

Schlüsselbegriffe / Keywords

Gemeinsame Agrarpolitik, Discrete Choice Experiment, Akzeptanzanalyse

1. Einleitung

Betrachtet man die Gemeinsame Agrarpolitik (GAP) in historischer Perspektive, stellt man fest, dass sich ihre Ziele und Instrumente den Bedürfnissen der jeweiligen Zeitepoche angepasst haben. In der Anfangszeit stand die GAP unter dem Vorzeichen der Versorgung der Bevölkerung mit Lebensmitteln – in ausreichender Menge und zu erschwinglichen Preisen. Geholfen werden sollte auch den Landwirten: Sie sollten produktiver werden und an der allgemeinen Einkommensentwicklung teilhaben können. Zur Erreichung dieser Ziele wurde eine Agrarpolitik ins Leben gerufen, die die Unterstützung für die Landwirte unmittelbar an die Produktion koppelte: Die Preisstützungspolitik vermittelte kräftige Anreize für mehr Produktion und höhere Produktivität. Als man Ende der siebziger Jahre erstmals die Kehrseite dieser Politik erkannte, versuchte man mit Produktionsquoten (und später mit Mitverantwortungsabgaben) gegenzusteuern. Die erste ernsthafte Reform im Jahr 1992 reduzierte die Interventionspreise und kompensierte die Landwirte mit flächengebundenen Preisausgleichszahlungen. Es dauerte jedoch bis 2005, dass diese Zahlungen von der Produktion weitgehend entkoppelt wurden. Die gleichzeitig eingeführten Cross Compliance-Vorschriften koppelten die flächengebundenen Zahlungen indirekt an das Gut, das mittlerweile gesellschaftlich knapp geworden ist: die Umwelt im ländlichen Raum. Mit der Einführung und Stärkung der zweiten Säule in nachfolgenden Reformen und der Implementierung der Greening-Auflagen zum 1.1.2015 ist die Rückkopplung der Zahlungen an gesellschaftlich erwünschte Leistungen der Landwirtschaft abermals verstärkt worden.

In der aktuellen agrarpolitischen Debatte werden nun vermehrt Forderungen laut, die vorhandenen Mittel noch stärker an gesellschaftlich nachgefragte Gemeinwohlleistungen zu koppeln. Diese Forderungen reichen von einer deutlichen Stärkung der zweiten Säule bis hin zur Abschaffung der Säulenstruktur und dem Übergang zu einer unmittelbar an den Sachproblemen des Sektors ausgerichteten Architektur der gemeinsamen Agrarpolitik (WBA, 2010; ISERMEYER, 2016). Die ursprünglichen Ziele der GAP – Versorgungssicherung und paritätische Einkommen – spielen dabei eine immer geringere Rolle. In den Vordergrund rücken Forderungen nach Stabilisierungs- und Risikomanagementprogrammen als neues Element der GAP

wie auch eine stärkere Einbeziehung der Landwirtschaft in die Klimaschutzpolitik. ISERMEYER (2016) hält es jedoch für wenig wahrscheinlich, dass die anstehende Reform grundlegende Änderungen der Struktur der GAP hervorbringen wird. Angesichts des bevorstehenden Brexit, der Flüchtlingskrise und der zunehmenden Infragestellung des innergemeinschaftlichen Zusammenhalts werden die Agrarpolitiker keine neue Großbaustelle der EU-Politik aufmachen wollen. Insofern sei von einer organischen Entwicklung der GAP auszugehen, mit Änderungen im Detail, jedoch nicht an ihrer grundlegenden Architektur.

In diesem Beitrag werden die Präferenzen von Landwirten für die zukünftige Entwicklung der GAP ermittelt. Was wünschen sich Landwirte von der GAP nach 2020? Dass Landwirte wie auch Bürger mit der gegenwärtigen GAP nicht zufrieden sind, offenbart sich immer wieder: Landwirte bemängeln die überbordende Bürokratie und die Einschränkung der unternehmerischen Freiheit durch eine zunehmende Regelungsdichte und Kontrollintensität. Bürger verurteilen neben der als ungerecht empfundenen Verteilung der Mittel viele Facetten der modernen Landwirtschaft, insbesondere der Tierhaltung, die die bestehende Agrarpolitik hervorgebracht hat. Bisher gibt es keine Studien, die die Präferenzen der Adressaten (Landwirte) systematisch untersucht haben. Dieser Beitrag setzt sich daher zum Ziel, die agrarpolitische Debatte zu bereichern, indem er die akzeptanzbestimmenden Faktoren identifiziert und auf diese Weise Hinweise darauf liefert, wie eine gesellschaftspolitisch nachhaltigere GAP nach 2020 aussehen könnte. Mit dem Fokus auf gesellschaftspolitische Akzeptanz grenzt sich der Beitrag von den vielen wissenschaftlichen Arbeiten ab, die sich mit der alloktionstheoretischen Analyse der GAP im Hinblick auf die Effektivität und Effizienz der Erreichung agrarpolitischer Ziele befassen.

2. Methodik und Daten

2.1 Discrete Choice Experimente: Methodische Grundlagen

Die empirische Analyse beruht auf einem Auswahlexperiment (Discrete Choice Experiment) mit 440 deutschen Landwirten. In einem Discrete Choice Experiment (DCE) werden den Befragten verschiedene Alternativen (hier Politikbündel) zur Wahl gestellt, die jeweils durch eine Reihe von Attributen (hier Direktzahlungen, Tierwohlstandards, ökologische Vorrangfläche, zulässige Stickstoffbilanz-Überschüsse und marktpolitisches Sicherheitsnetz) gekennzeichnet sind. Die Befragungsteilnehmer werden dann gebeten, das von ihnen bevorzugte Politikbündel zu wählen. Es wird davon ausgegangen, dass ein Proband j diejenige Alternative wählt, die ihm von allen K möglichen Alternativen den höchsten Nutzen U stiftet. Die Alternativen in der vorliegenden Studie sind drei verschiedene Politikbündel sowie der Ausstieg aus der herkömmlichen Agrarpolitik unter Wahrung gesetzlicher Mindeststandards im Bereich Tierwohl und Düngung. Der Nutzen U kann statistisch in einen deterministischen Teil V und einen stochastischen Teil ε aufgeteilt werden. Letzterer bildet nicht beobachtete Variablen und Messfehler ab. Der deterministische Nutzen ist eine linear additive Funktion der Attribute z_k der gewählten Politikoption k und den persönlichen Charakteristika s_j des Probanden j (BEN-AKIVA UND LERMAN, 1994):

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

U_{jk} = Nutzen der Politikalternative k für Proband j ,

α = Vektor, der den marginalen Einfluss der Eigenschaften z_{jk} der Alternative k und

γ = Vektor, der den marginale Einfluss der persönlichen Charakteristika s_j auf die Nutzenbewertung angibt.

β = Vektor der zu schätzenden Parameter

x_{jk} = Vektor der exogenen Variablen z_{jk} und s_j .

Zudem ist der Nutzen nicht beobachtbar, sondern nur die Entscheidung, welche Alternative gewählt wurde. Daher ist die Wahrscheinlichkeit, dass Proband j eine Alternative $n \neq k$ aus seinem Auswahl-Set Ω_j wählt, gleich der Wahrscheinlichkeit, dass diese Alternative einen höheren Nutzen als alle anderen Alternativen in dem Auswahl-Set $\Omega_j = \{k \mid k = 1, 2, \dots, K\}$ stiftet (BEN-AKIVA UND LERMAN, 1994). In der vorliegenden Studie bezeichnet $k = 1, 2, 3$ die angebotenen Politikalternativen und $k = 4$ die Alternative des Ausstiegs aus der herkömmlichen Agrarpolitik. Wenn für jede Alternative aus dem Auswahl-Set eine binäre Variable y eingeführt wird, die den Wert 1 annimmt, wenn Proband j Alternative n wählt, und sonst 0, kann die Wahrscheinlichkeit der Wahl von Kompensationsalternativen folgendermaßen formuliert werden:

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

P_{jn} = Wahrscheinlichkeit, dass Proband j Alternative n auswählt,

x_{ji} = Vektor der exogenen Variablen z_{jk} und s_j

γ = Vektor der Schätzparameter, aus denen β berechnet werden kann.

P_{jn} kann durch eine Probit- oder Logit-Funktion F_n beschrieben werden, welche auf den für Wahrscheinlichkeiten relevanten Bereich von 0 bis 1 normiert ist. Die bei der Analyse von Choice Experimenten überwiegend angewandten Logit-Modelle begründen sich auf der Annahme eines logistisch verteilten Störterms (GREENE, 2012: 686-690). Eine Übersicht über die üblicherweise zur Discrete Choice Analyse genutzten Modelle mit binären Regressanden liefert GREENE (2012: 681-773). Die ökonometrischen Auswertungsmethoden basieren auf Arbeiten von MCFADDEN (1974) sowie LOUVIERE UND WOODWORTH (1984).

2.2 Choice Sets

Ziel des DCE ist es, die Präferenzen der Probanden für alternative Politikbündel zu evaluieren. Die im Choice Design verwendeten Attribute und deren Ausprägungen gehen aus

Tabelle 1 hervor.

Die Attribute dieser Politikpakete orientieren sich an der aktuellen agrarpolitischen Diskussion. Beim Attribut „Direktzahlungen“ wird nicht nach Basisprämie und Greening-Prämie differenziert. Vielmehr wird den Befragten erklärt, dass es sich um die Gesamtprämie je Hektar LF handelt. Bei den Attributen „Tierwohl“ und „ökologische Vorrangfläche“ umfasst die dritte Attributausprägung jeweils eine Auflage mit Kompensationszahlung. Den Befragten wurde erklärt, dass es sich in diesen Fällen nicht um freiwillige Programme der 2. Säule handelt, sondern um rechtsverbindliche Auflagen, deren wirtschaftlichen Nachteile durch eine Prämie in der genannten Höhe ausgeglichen werden. Beim Attribut „Zulässiger Stickstoffbilanzüberschuss“ besteht die dritte Attributausprägung aus einer Kombination aus einer Auflage (50 kg N/ha) in Kombination mit einer Überschussabgabe von 2 €/kg N. Letztere wird erhoben auf rechnerische Überschreitungen der 50 kg-Auflage.

Tabelle 1: Attribute und Ausprägungen des DCE

Attribut	Ausprägungen		
1) Direktzahlung	150 / 200 / 250 €/ha		
2) Ökologische Vorrangfläche	5% der Ackerfläche 8% der Ackerfläche 8% der Ackerfläche als begrünte Stilllegung mit 500 €/ha Prämie		
3) Tierwohl	Gesetzliche Mindeststandards gemäß Tierhaltungs-VO Standards der Initiative Tierwohl bei Schweinen und 6 Monate Weidegang bei Kühen Initiative Tierwohl plus 3 €/Schwein und 6 Monate Weidegang plus 100 €/Kuh und Jahr		
4) Zulässiger Stickstoff- bilanzüberschuss	60 kg N/ha 50 kg N/ha 50 kg N/ha plus 2€/kg Überschussabgabe für Mengen > 50 kg N/ha		
5) Marktpolitisches Sicherheitsnetz	22 ct/kg Milch 12 €/dt Weizen	24 ct/kg Milch 14 €/dt Weizen	26 ct/kg Milch 16 €/dt Weizen

Quelle: eigene Darstellung

Die Attributausprägungen werden zwischen den Choice Sets systematisch variiert, so dass jeweils Politikpakete miteinander in Konkurrenz stehen, zwischen denen die Probanden auswählen sollen. Bei der Wahl des am meisten präferierten Politikpakets müssen die Landwirte zwischen den Attributausprägungen abwägen. In jedem Choice Set wird den Landwirten eine Ausstiegsoption angeboten, das heißt ein Politikpaket ohne Direktzahlungen und Sicherheitsnetz und mit nur minimalen Anforderungen im Bereich Umwelt und Tierwohl. Mithilfe der Software SPSS wurde ein reduziertes orthogonales Design mit 64 Choice Sets erstellt. Das verwendete Design einen D-Effizienzwert von 96 % aus¹. Tabelle 2 zeigt ein Beispiel für ein Choice Set. Den Probanden wurden jeweils 6 solcher Choice Sets zur Beantwortung vorgelegt. Sie wurden gebeten, das jeweils präferierte Politikbündel zu wählen.

¹ Die D-Effizienz ist ein Maß für die Unkorreliertheit (Orthogonalität) der Attributausprägungen in einem DCE – als Voraussetzung für konsistente Schätzergebnisse. Ein Wert von 100% signalisiert ein perfektes orthogonales Design des DCE. SCHULZ operiert in seinen Choice Experimenten mit D-Effizienzwerten zwischen 95,8 % und 98,1 %, verweist zudem auf eine weitere Studie mit einer Designeffizienz von lediglich 91,3 % (SCHULZ, 2013: 212). Wenngleich kein statistischer Kennwert dafür existiert, ab welchem D-Effizienzwert ein Design unbrauchbar wird, gelten Werte oberhalb von 90 % als ausreichend (KUHFIELD, 2005).

Tabelle 2: Beispiel eines Choice Sets

Attribute	Politik 1	Politik 2	Politik 3	Ausstieg
Direktzahlungen	150 €/ha	250 €/ha	150 €/ha	Keine
Ökol. Vorrangfläche	5%	5%	8%	Keine
Tierwohl	Initiative Tierwohl + 3€/Schwein, 6 Monate Weide + 100€/Kuh	Initiative Tierwohl + 3€/Schwein, 6 Monate Weide + 100€/Kuh	Gesetzliche Mindest- standards	Gesetzliche Mindest- standards
N-Überschuss	60 kg/ha	50 kg/ha + Übersch.-abgabe	60 kg/ha	60 kg/ha
Sicherheitsnetz	22 ct/l Milch 12 €/dt Weizen	22 ct/l Milch 12 €/dt Weizen	24 ct/l Milch 14 €/dt Weizen	Kein Sicher- heitsnetz
Ich wähle	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Quelle: eigene Darstellung

2.3 Befragung

Die Präferenzen der Landwirte für die Gestaltung der GAP nach 2020 wurde in einer bundesweit angelegten Betriebsleiterbefragung ermittelt. Die Datenerhebung erfolgte sowohl online als auch durch persönliche Interviews. Zur Teilnahme an der Online-Befragung wurden die Landwirte durch einen Aufruf in der landwirtschaftlichen Fachpresse im Sommer 2016 motiviert. An der Online-Befragung nahmen 240 Landwirte (mit vollständig ausgefüllten Fragebögen) teil. Zusätzlich wurden Landwirte auf der Messe Eurotier im November 2016 persönlich angesprochen und zur Teilnahme an der Befragung motiviert. Auf diese Weise konnten weitere 200 vollständig ausgefüllte Fragebögen in die Analyse einbezogen werden. Die Fragebögen der Online-Befragung und der persönlichen Befragung waren in allen Punkten identisch. Insgesamt standen somit 440 Fragebögen für die Auswertung zur Verfügung. Zusätzlich zu den Choice Sets wurde den Probanden ein Debriefing-Fragebogen vorgelegt. Neben demografischen und sozioökonomischen Daten wurden hierin Einstellungen zur aktuellen Agrarpolitik, zum Tierwohl und zur Beziehung von Landwirtschaft und Umwelt abgefragt. Die deskriptive Statistik der Stichprobe findet sich in Anhang 1.

3. Ergebnisse

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse eines Mixed Logit (ML)-Modells. Dargestellt werden neben den Schätzkoeffizienten die marginalen Effekte und die Zahlungsbereitschaften (WTP = Willingness-to-Pay) für Änderungen in der jeweiligen Attributausprägung um eine Einheit gegenüber der jeweiligen Referenz. Die Modellgüte wird anhand des Pseudo R^2 nach MCFADDEN (1974) berechnet. Der bestimmte Wert von 0,4 kann nach LOUVIERE ET AL. (2000) als sehr gut angesehen werden. Anhand der Vorzeichen der Schätzkoeffizienten wird deutlich, dass die befragten Landwirte im Mittel die Aufrechterhaltung der Direktzahlungen wünschen - bei gleichzeitiger Ablehnung aller anderen Politikelemente. Werden beispielsweise im Bereich der Schweinehaltung die Tierwohlstandards der Initiative Tierwohl bzw. 6-monatiger

Weidegang für Kühe ordnungsrechtlich vorgeschrieben, reduziert dies die Wahrscheinlichkeit, dass eine Politikoption gewählt wird, gegenüber der Ausstiegsoption um 3,6%. Die erforderliche Kompensation zur nutzenneutralen Kompensation erhöhter Tierwohlstandards beträgt 82 €/ha. Das bedeutet, dass den Befragten eine um 82 €/ha höhere Direktzahlung angeboten werden müsste, damit die ursprüngliche Wahlwahrscheinlichkeit für eine Politikoption (im Vergleich zur Ausstiegsoption) wiederhergestellt wird. Die 82 €/ha sind als „gefühlte Kosten“ erhöhter Tierwohlstandards zu interpretieren. In gleicher Weise führt auch die Auflage, 8% der Ackerfläche als ökologische Vorrangfläche zu führen, zu Kosten von 82 €/ha. Während die Ablehnung von Auflagen im Bereich Biodiversität, Düngung und Tierwohl zu erwarten ist, fällt auf, dass diese Auflagen auch dann abgelehnt werden, wenn hierfür staatliche Ausgleichszahlungen angeboten werden. Würden beispielsweise 8% ökologische Vorrangfläche als begrünte Stilllegung mit 500 €/ha Prämie verpflichtend gemacht, stößt dies noch immer auf eine signifikante Ablehnung mit „gefühlten Kosten“ von 42 €/ha. Auffällig ist auch die hoch signifikante Ablehnung eines marktpolitischen Sicherheitsnetzes, welches als kategoriale Variable in die Schätzung eingegangen ist. Die Einführung eines Sicherheitsnetzes (sowie jede weitere Steigerungsstufe) müsste mit einer um 114 €/ha höheren Direktzahlung einhergehen, um die Befragten nutzenneutral zu kompensieren. Zusammenfassend zeigt sich somit eine durchgehende ablehnende Haltung der Befragten gegenüber staatlichen Eingriffen, sei es in der Form von Umwelt- oder Tierwohlaufgaben oder in Form marktpolitischer Interventionen.

Tabelle 3: Ergebnisse der Mixed Logit-Schätzungen

Politikelement	Variablentyp	Koeffizient	Marginale Effekte	WTP	Referenz
Direktzahlungen	Kontinuierlich	0,0072***			
Initiative Tierwohl / 6 Monate Weide	Dummy	-0,597***	-3,6%	82 €/ha	Gesetzl. Mindeststandards
Initiative Tierwohl / 6 Mon. Weide mit Prämie	Dummy	-0,437***	-1,4%	60 €/ha	Gesetzl. Mindeststandards
8 % ÖVF	Dummy	-0,595***	-4,5%	82 €/ha	Keine ÖVF
8% ÖVF (Begrünung) mit Prämie	Dummy	-0,303**	-1,3%	42 €/ha	Keine ÖVF
50 Kg N/ha plus Überschussabgabe	Dummy	-0,390***	-3,0%	54 €/ha	60 kg N/ha
Marktpolitisches Sicherheitsnetz	Kategoriale Var. 0-1-2-3*	-0,824***	-15,6%	114 €/ha	Steigerung um eine Stufe

* 0 = Kein Sicherheitsnetz; 1 = 22ct/kg Milch und 12 €/dt Weizen; 2 = 24ct/kg Milch und 14 €/dt Weizen; 3 = 26ct/kg Milch und 16 €/dt Weizen.

Quelle: eigene Darstellung

Die Schätzkoeffizienten für die Politikattribute weisen große und hoch signifikante Standardabweichungen auf, die auf eine große Heterogenität der Präferenzen unter den befragten Landwirten hindeuten. Vor diesem Hintergrund wurde zusätzlich zum ML-Modell eine Latent Class Modell (LCM) geschätzt. Neben den alternativenspezifischen Variablen gehen personen- und betriebsspezifische Merkmale als Class-Membership-Variablen in die LCM-Schätzung ein. Das LCM differenziert die Stichprobe der Befragten in Segmente von Personen, die untereinander ähnliche Präferenzen zeigen. Intersegmental herrscht Präferenzheterogenität. Vorteile ergeben sich bei Antipoden zwischen den gebildeten Segmenten. In solchen

Fällen würden ML-Modelle die wahren Effekte unter Signifikanzverlust ausmitteln (SAGEBIEL, 2011: 15). Die optimale Segmentierung des Datensatzes wird ex post durch Schätzung mehrerer, unterschiedlich stark segmentierter LCM und Analyse der resultierenden Informationskriterien von AKAIKE (AIC) und BAYES (BIC) vorgenommen. Mit zunehmender Segmentierung des Datensatzes wächst die Modellgüte infolge zusätzlicher Schätzparameter. Analog zum adjustierten Determinationskoeffizienten in linearen Regressionsmodellen „bestrafen“ AIC und BIC eine übermäßige Klassenbildung, wenn daraus keine deutliche Verbesserung der Modellgüte folgt. Die Anwendung der Informationskriterien AIC und BIC führt im vorliegenden Datensatz zu einer optimalen Segmentierung in drei Klassen². Der BEN-AKIVA und SWAIT-Test (BEN-AKIVA und SWAIT, 1986) lehnt die Nullhypothese, wonach das sparsamere ML-Modell dem aufwändigeren LCM vorzuziehen ist, höchstsignifikant ab ($p=0,00$). Tabelle 4 zeigt die Schätzergebnisse des LCM. Dargestellt werden die Schätzkoeffizienten sowie die Teilnutzenwerte (in Form der WTP) für die einzelnen Politikelemente.

Tabelle 4: Ergebnisse der Latent Class-Schätzungen

Politikelement	Klasse 1		Klasse 2		Klasse 3	
	Koeffizient	WTP	Koeffizient	WTP	Koeffizient	WTP
Direktzahlungen	0,0029**		0,0089***		- 0,018***	
Initiative Tierwohl / 6 Monate Weide	- 1,488***	516 €/ha	- 0,112		0,109	
Initiative Tierwohl / 6 Mon. Weide mit Prämie	- 1,423***	493 €/ha	0,284**	-34 €/ha	0,083	
8 % ÖVF	- 0,709***	246 €/ha	-0,210**	25 €/ha	- 0,665	
8% ÖVF (Begrünung) mit Prämie	- 0,515**	179 €/ha	- 0,423		- 1,155*	64 €/ha
50 Kg N/ha plus Überschussabgabe	- 0,371**	198 €/ha	- 0,091		- 3,334**	186 €/ha
Marktpolitisches Sicherheitsnetz	- 0,016		0,566***	-67 €/ha	- 0,702*	39 €/ha

* 0 = Kein Sicherheitsnetz; 1 = 22ct/kg Milch und 12 €/dt Weizen; 2 = 24ct/kg Milch und 14 €/dt Weizen; 3 = 26ct/kg Milch und 16 €/dt Weizen.

Quelle: eigene Darstellung

Es wird deutlich, dass Probanden der Klasse 1 staatliche Eingriffe im Bereich Umwelt und Tierwohl deutlich stärker ablehnen als der Durchschnitt der Befragten: Die für einen nutzenneutrale Kompensation erforderliche Anhebung der Direktzahlungshöhe fällt deutlich größer aus als in Tabelle 4 für den Durchschnitt aller Befragten dargestellt. Gegenüber einem marktpolitischen Sicherheitsnetz sind die Befragten der ersten Klasse indifferent, wie der nicht signifikante Schätzkoeffizient andeutet. Die Befragten dieser Klasse schätzen lediglich hoch signifikant die Fortführung der Direktzahlungen. Sie wünschen sich weitreichendste unternehmerische Freiheit bei Fortführung der Direktzahlungen.

Probanden der zweiten Klasse schätzen ebenfalls höchstsignifikant die Fortführung der Direktzahlungen. Zusätzlich wünschen sie sich ein marktpolitisches Sicherheitsnetz. Letzteres wird mit 67 €/ha bewertet. Dies ist der Betrag, auf den die Befragten der zweiten Klasse an Direktzahlung je Hektar zu verzichten bereit wären, wenn von der Politik ein marktpolitisches

² Die zur optimalen Klassenbestimmung nach BOXALL und ADAMOVIČ (2002) herangezogenen Informationskriterien AIC (Akaike Information Criterion) und BIC (Bayesian Information Criterion) sprechen im vorliegenden Fall für ein Modell mit drei Klassen, da sie für das betrachtete Modell mit drei Klassen (CAIC: 5575,86; BIC: 5526,86) unter denen für z.B. 2 Klassen (AIC: 5532,71; BIC: 5646,76) liegen.

Sicherheitsnetz angeboten wird bzw. dieses um eine Stufe (z.B. von 22 auf 24 ct/kg Milch und von 12 auf 14 €/dt Weizen) erhöht wird. Sie befürworten erhöhte Tierwohlstandards, deren wirtschaftlichen Nachteile durch eine Prämie kompensiert werden. Abgelehnt wird lediglich eine verpflichtende 8-prozentige ökologische Vorrangfläche ohne Kompensation. Gegenüber den verbleibenden Politikattributen nehmen die Probanden der zweiten Klasse eine indifferente Haltung ein. Im Gegensatz zu den Probanden der ersten Klasse lassen sich die Befragten der zweiten Klasse daher als Landwirte charakterisieren, die grundsätzlich bereit sind, für staatliche Leistungen in Form von Direktzahlungen und Mindestpreissetzung Gegenleistungen, insbesondere im Bereich Tierwohl, zu erbringen.

Die Probanden der dritten Klasse lehnen staatliche Eingriffe in das Betriebsgeschehen und in landwirtschaftliche Märkte durchweg ab. Sie sprechen sich höchstsignifikant für die Abschaffung der Direktzahlungen und signifikant gegen ein marktpolitisches Sicherheitsnetz aus. Weiterhin sind sie gegen hohe Standards bei der Düngung i. V. m. einer Stickstoffüberschussabgabe. Selbst eine mit 500 €/ha prämierte ökologische Vorrangfläche in Form einer begrüneten Stilllegung auf 8% der Ackerfläche wird signifikant abgelehnt. Dies unterstreicht die Aversion gegen staatliche „Bezahlung“ jeglicher Art. Die Landwirte dieser Klasse wünschen sich somit eine Agrarpolitik, die ihnen größtmöglichen unternehmerischen Freiraum bei gleichzeitigem Verzicht auf jede Art staatlicher Unterstützung bietet. Sie votieren damit gegen die Fortführung der gegenwärtigen Agrarpolitik und wünschen sich, dass der Staat sich aus der Regulierung des Agrarsektors weitest möglich zurückzieht.

Durch Einbeziehung von personen- und betriebsbezogenen Variablen in die LCM-Schätzungen lassen sich die zwei der drei Klassen von Landwirten näher charakterisieren. Der Einfluss personen- und betriebsbezogener Merkmale auf die Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit zu einer der drei gebildeten Klassen wird durch die Schätzkoeffizienten der Class-Membership-Variablen beschrieben. Referenz ist Klasse 3. Die Koeffizienten geben somit an, wie das jeweilige individuelle Merkmal die Wahrscheinlichkeit verändert, dass die Präferenzen eines Probanden durch eine der Klassen 1 und 2 anstatt der Klasse 3 bestmöglich abgebildet werden. Aus Platzgründen zeigt Tabelle 5 lediglich eine Zusammenfassung der Schätzergebnisse, ohne die Schätzkoeffizienten im Einzelnen wiederzugeben.³

Landwirte der Klasse 3, die eine Fortführung der gegenwärtigen Agrarpolitik ablehnen und sich einen weitgehenden Rückzug des Staates aus der Regulierung und Subventionierung des Agrarsektors wünschen, dient im LCM-Modell als Referenzklasse und lässt sich somit nicht näher charakterisieren. Um diese Gruppe von Landwirten dennoch zu charakterisieren, wurde zusätzlich zum LCM-Modell ein multinominales Probitmodell geschätzt, bei der der Datensatz in zwei Gruppen von Probanden geteilt wurde: (1) Diejenigen, die konsistent (d.h. in jedem Choice Set) die Ausstiegsoption gewählt haben (n = 103) und (2) alle anderen (n = 303). Letztere Gruppe umfasst Landwirte, die entweder immer eine der angebotenen Politikoptionen (also nie den Ausstieg) gewählt haben, sowie Befragte, die selektiv Politikoptionen und die Ausstiegsoption gewählt haben. Die beiden Gruppen bilden die abhängige Dummy-Variable der Schätzung, wobei die Gruppe der Abwäger mit 1 und die Gruppe der Ausstiegsbefürworter mit 0 kodiert wurde. Die Probit-Schätzungen ergeben folgendes Profil der Ausstiegsbefürworter. Im Vergleich zu den Abwägern haben ältere Haupterwerbslandwirte sowie Landwirte ohne geregelte Hofnachfolge eine höchstsignifikant höhere Wahrscheinlichkeit, in die Gruppe der Ausstiegsbefürworter zu fallen. Dasselbe gilt für Landwirte, die in der Vergangenheit Probleme mit der Einhaltung der Düngeverordnung hatten und solche, die bereits an Agrarumweltprogrammen teilgenommen haben. Es verwundert nicht, dass in der Gruppe

³ Letztere können von den Autoren bei Bedarf angefordert werden. Für die Zwecke der Begutachtung befinden sich die vollständigen Schätzergebnisse in Anhang 2 und 3.

der Ausstiegsbefürworter mit größerer Wahrscheinlichkeit solche Landwirte sind, die sich in der Befragung gegen die Aussagen „Der Staat sollte den aktuell niedrigen Milchpreis durch Marktintervention stützen“ sowie „Die Landwirtschaft sollte in Zukunft nicht mehr am Tropfe des Staates hängen“ positioniert haben. Weiterhin sind in der Gruppe der Ablehner der gegenwärtigen Agrarpolitik mit signifikant höherer Wahrscheinlichkeit solche Landwirte zu finden, die der Aussage „Die Landwirtschaft leistet einen wichtigen Beitrag zum Artenschutz“ zugestimmt haben.

Tabelle 5: Determinanten der Klassenzugehörigkeit

Klasse 1: „Unternehmerische Freiheit bei Fortführung der Direktzahlungen“ (20% der Befragten)	Klasse 2: „Staatliche Absicherung gegen Gemeinwohlleistungen“ (46% der Befragten)
+ Größere Ackerbaubetriebe	+++ Jüngere Landwirte
++ Zustimmung zur Aussage „Die Landwirtschaft leistet einen wichtigen Beitrag zum Artenschutz“	++ Nebenerwerbslandwirte
+ Ablehnung der Aussage „Landwirte sind Tierschützer und stellen das Tierwohl über den wirtschaftlichen Erfolg	+++ Zustimmung zur Aussage „Der Staat sollte den aktuell niedrigen Milchpreis durch Marktintervention stützen“
++ Zustimmung zur Aussage „Der Staat sollte den aktuell niedrigen Milchpreis durch Marktintervention stützen“	+ Ablehnung der Aussage: „Die Landwirtschaft sollte in Zukunft nicht mehr am Tropfe des Staates hängen“

Legende: +++ höchst-, ++ hoch-, + schwach signifikant positiver Einfluss auf die Klassenzugehörigkeit; --- höchst-, -- hoch-, - schwach signifikant negativer Einfluss auf die Klassenzugehörigkeit.

4. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass ca. zwei Drittel der Befragten sich für eine Fortführung der Direktzahlungen ausspricht. Knapp die Hälfte (46%) sind grundsätzlich bereit, im Gegenzug höhere Standards im Bereich Umwelt und Tierwohl zu akzeptieren. Zwanzig Prozent der Befragten hingegen wünschen sich die Fortführung der Direktzahlungen ohne Gegenleistungen. Die befragten Landwirte sind mehrheitlich gegen ein staatliches Sicherheitsnetz durch Marktintervention. Ein Drittel der Befragten wünscht sich die Abschaffung der gemeinsamen Agrarpolitik in der gegenwärtigen Form. Dies schließt explizit die Direktzahlungen mit ein. Im Rahmen der Datenerhebung auf der Eurotier 2016 wurden Landwirte, die konsistent die Ausstiegsoption gewählt haben, nach den Gründen für ihre Ablehnung der gegenwärtigen GAP gefragt. Dabei wurden am häufigsten die Begriffe „Bürokratie“ und „Einschränkung der unternehmerischen Freiheit“ genannt. Die mangelnde Akzeptanz der GAP selbst unter Landwirten deutet darauf hin, dass es der Politik nicht mehr gelingt, einem Teil ihrer Adressaten ihren Nutzen zu vermitteln. Stattdessen wird der Ruf nach radikalem Wandel mit populistischen Anklängen laut – ein Brexit-Effekt in der Agrarpolitik?

5. Literaturverzeichnis

BEN-AKIVA, M. UND LERMAN, S. R. (1994): Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand. MIT Press Series in Transportation Studies, 6. Auflage, MIT Press, Cambridge. <https://mitpress.mit.edu/books/discrete-choice-analysis>

BOXALL, P.C. und ADAMOVICZ, W.L. (2002): Understanding heterogeneous preferences in random utility models: a latent class approach. Environmental and Resource Economics 23(4), S. 421-446.

GREENE, W.H. (2012): *Econometric Analysis*. 7th ed. Boston: Prentice Hall.

ISERMEYER, F. (2016): Visionen für die Agrarpolitik. Vortrag von Prof. Dr. Folkhard Isermeyer vom 5. September 2016 in der Heinrich-Böll-Stiftung, Berlin.
<https://www.thuenen.de/de/thema/langfristige-politikkonzepte/gap-nach-2020-ist-eine-grundlegende-agrarreform-moeglich/visionen-fuer-die-agrarpolitik/>

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.

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.

MCFADDEN, D. (1974): Conditional Logit Analysis and Qualitative Choice Behavior. In: P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press. New York, S. 105 – 142.

SCHULZ, N. (2013): Discrete Choice Experimente zur Prognose des Entscheidungsverhaltens von Landwirten. Dissertation. Christian-Albrechts-Universität, Kiel.

WBA (Wissenschaftlicher Beirat für Agrarpolitik beim BMEL) (2010): EU-Agrarpolitik nach 2013. Plädoyer für eine neue Politik für Ernährung, Landwirtschaft und ländliche Räume. Gutachten Mai 2010. *Berichte über Landwirtschaft*, 88 (2) September 2010, 173-202.

Anhang

Anhang 1 Deskriptive Statistik

N= 434 Betriebspezifische Variablen	Mittelwert (Std.- Abweichung)	Erklärung
Alter in Jahren	36,4 (13,4)	Alter des Betriebsleiters
Landwirtschaftliche Berufsausbildung	8,9% (28,6%)	Dummyvariable
Staatl. geprüfter Wirtschaftler/in, Agrarbetriebswirt/in, Meister/in	30,4% (46%)	Dummyvariable
Fachhochschul- oder Universitätsabschluss	48,8% (50%)	Dummyvariable
Außerlandwirtschaftliche Ausbildung oder Studium	8,9% (28,6%)	Dummyvariable
Nachfolge	63,6% (48,2%)	Dummyvariable für Nachfolge (1= gesicherte Nachfolge)
Haupterwerbsbetrieb	80,9% (39,4%)	Dummyvariable für Haupterwerbsbetrieb (1= ja)
Bundesländer:		
Niedersachsen	32,2% (46,8%)	
Schleswig-Holstein	18,4% (38,8%)	
Nordrhein-Westphalen	11,9% (32,5%)	
Bayern	11,3% (31,7%)	
Baden-Württemberg	5,7% (23,3%)	
Mecklenburg-Vorpommern	5,3% (22,4%)	

Marktfruchtbau	224,5 (446)	Fläche in Hektar
Milchviehhaltung	51 (132)	Anzahl der Milchkühe im Betrieb
Mutterkuhhaltung	7 (35)	Anzahl der Mutterkühe im Betrieb
Rindermast	19 (71)	Anzahl der Mastrinder im Betrieb
Schweinemast	377 (986)	Anzahl der Mastplätze im Betrieb
Sauen/Ferkelproduktion	40 (232)	Anzahl der Zuchtsauen im Betrieb
Geflügel	1003 (6689)	Anzahl der Plätze im Betrieb
Erneuerbare Energien	256 (569)	Kilowatt installierte elektrische Leistung
Probleme mit N-Überschuss	20,7% (40,6%)	„Haben Sie bisher Probleme, den zulässigen Stickstoffüberhang im dreijährigen Mittel von 60 kg Stickstoff je Hektar einzuhalten?“ Dummyvariable (1= ja)
Teilnahme an Blühstreifenprogrammen	40,3% (49%)	„Haben Sie in der Vergangenheit an freiwilligen ökologischen Programmen (Vertragsnaturschutz, Blühstreifenprogramme etc.) teilgenommen oder nehmen aktuell teil?“ Dummyvariable (1= ja)
Teilnahme an Tierwohlprogrammen	18,4% (38,8%)	„Haben Sie in der Vergangenheit an freiwilligen Tierwohlprogrammen (z.B. "Initiative Tierwohl" etc.) teilgenommen oder nehmen teil?“ Dummyvariable (1= ja)
Mengenregulierung	3,9 (1,3)	„Der Staat sollte über einen Mengenregulierung den aktuellen Milchpreis stützen.“ 1= stimme voll und ganz zu; 5= lehne voll und ganz ab
Tropf des Staates	2,3 (1,3)	„Die Landwirtschaft sollte in Zukunft finanziell nicht mehr am Tropf des Staates hängen.“ 1= stimme voll und ganz zu; 5= lehne voll und ganz ab
Artenvielfalt	1,7 (1,0)	„Die Landwirtschaft leistet einen wichtigen Beitrag zur Artenvielfalt in der Agrarlandschaft.“ 1= stimme voll und ganz zu; 5= lehne voll und ganz ab
Landwirte sind Tierschützer	2,1 (1,0)	„Landwirte sind Tierschützer und stellen das Tierwohl über den wirtschaftlichen Erfolg.“ 1= stimme voll und ganz zu; 5= lehne voll und ganz ab

Anhang 2: Schätzergebnisse des Latent Class Modells

Choice model parameters and average class shares

variable	Class1	Class2	Class3
Direktzahl~g	0.003	0.008	-0.018
InTierwoh~de	-1.486	-0.009	0.109
InTierwoh~ie	-1.423	0.288	-0.082
Pro80ekf	-0.708	-0.210	-0.657
Pro80ekfPr~e	-0.516	-0.041	-1.155
kg50Steuer	-0.568	-0.091	-3.322
Sicherheit~z	0.015	0.568	-0.697
Class Share	0.203	0.458	0.340

Class membership model parameters : Class3 = Reference class

variable	Class1	Class2	Class3
Alter	0.001	-0.046	0.000
NachfolgeJa	0.422	0.118	0.000
Tierschutz	0.312	0.034	0.000
Artenvielf~t	-0.478	0.047	0.000
Tropf	0.059	0.179	0.000
Milchpreis	-0.257	-0.486	0.000
keinAbschlu	-0.822	1.025	0.000
AusserLW	-0.294	0.304	0.000
FHUni	-0.280	0.311	0.000
Erwerbscha~r	0.250	-1.031	0.000
Nprobleme	-0.256	0.073	0.000
OekProg	-0.170	0.104	0.000
TWProg	-0.096	0.148	0.000
Marktfrucht	0.001	0.000	0.000
Milchvieh	-0.001	-0.001	0.000
Schweine	-0.000	-0.000	0.000
_cons	1.096	3.695	0.000

Anhang 3: Schätzergebnisse des multinominalen Logit-Modells

Gruppenvariable (y) 1= alle LW, die immer oder selektiv eine Politikvariante gewählt haben (N= 303); 0= alle Landwirte, die nie eine Variante gewählt haben (N= 103).

Multinomial logistic regression

Number of obs = 11644
 LR chi2(16) = 1542.40
 Prob > chi2 = 0.0000
 Pseudo R2 = 0.1088

Log likelihood = -6316.79

PROGAP	RRR	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
1	(base outcome)				
2					
Alter	1.03473	.0017479	20.21	0.000	1.03131 1.038161
NachfolgeJa	.7372026	.0341815	-6.58	0.000	.6731621 .8073356
Tierschutz	.8531168	.021341	-6.35	0.000	.812298 .8959868
Artenvielfalt	1.143445	.0299795	5.11	0.000	1.08617 1.20374
Tropf	.8411527	.0146392	-9.94	0.000	.8129443 .8703399
Milchpreis	1.414277	.0265636	18.45	0.000	1.36316 1.467311
keinAbschlu	.7832021	.1280797	-1.49	0.135	.5684261 1.07913
AusserLW	.8925017	.075134	-1.35	0.177	.7567491 1.052607
FHUni	.9764219	.0473456	-0.49	0.623	.8878994 1.07377
Erwerbscharakter	1.315157	.0778515	4.63	0.000	1.17109 1.476947
Nprobleme	1.17682	.0374007	5.12	0.000	1.105752 1.252455
OekProg	1.123891	.0483786	2.71	0.007	1.032961 1.222826
TWProg	1.017525	.0373009	0.47	0.636	.9469808 1.093324
Marktfrucht	.9997755	.0000564	-3.98	0.000	.9996649 .9998861
Milchvieh	1.000606	.0001653	3.67	0.000	1.000282 1.00093
Schweine	1.000136	.0000213	6.37	0.000	1.000094 1.000178
_cons	.0240758	.0037949	-23.64	0.000	.0176771 .0327907