



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.*

Anastassiadis, F., Liebe, U., Mußhoff, O.: Finanzielle Flexibilität in landwirtschaftlichen Investitionsentscheidungen: Ein Discrete Experiment. In: Bahrs, E., Becker, T., Birner, R., Brockmeier, M., Dabbert, S., Doluschitz, R., Grethe, H., Lippert, C., Thiele, E.: Herausforderung des globalen Wandels für Agrarentwicklung und Ernährung. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 48, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2013), S. 3-16.

FINANZIELLE FLEXIBILITÄT IN LANDWIRTSCHAFTLICHEN INVESTITIONSENTSCHEIDUNGEN: EIN DISCRETE CHOICE EXPERIMENT

Friederike Anastassiadis, Ulf Liebe, Oliver Mußhoff¹

Zusammenfassung

Der Agrarstrukturwandel ist mit Anpassungsprozessen verbunden, die oftmals mit größtenteils fremdfinanzierten Investitionen einhergehen. Eine Folge davon sind sinkende Eigenkapitalquoten in landwirtschaftlichen Betrieben. Somit ist zu erwarten, dass die Bedeutung der finanziellen Flexibilität - verstanden als finanzieller Spielraum eines Betriebs - in der Landwirtschaft in Zukunft zunehmen wird. Es stellt sich die Frage, inwieweit Entscheider schon jetzt die finanzielle Flexibilität bei Investitionsentscheidungen berücksichtigen. Der vorliegende Beitrag untersucht experimentell die Rolle der finanziellen Flexibilität bei Investitionsentscheidungen. Dazu werden Studierenden der Agrarwissenschaften in einem Discrete Choice Experiment hypothetische Investitionsalternativen zur Entscheidung vorgelegt. Die Investitionsalternativen unterscheiden sich dabei in ihrer Rentabilität, dem Risiko und ihrer Auswirkung auf die finanzielle Flexibilität des Betriebs. Es zeigt sich, dass die Teilnehmer die finanzielle Flexibilität bei ihren Investitionsentscheidungen berücksichtigen. Jeder dritte Teilnehmer gibt an, dass die finanzielle Flexibilität gegenüber den Kriterien Rentabilität und Risiko sogar entscheidungsbestimmend ist. Auch kann für die finanzielle Flexibilität ein ökonomischer Wert, der signifikant von Null verschieden ist, quantifiziert werden. Bislang scheint der finanziellen Flexibilität also in der Investitionstheorie zu wenig Aufmerksamkeit zuteil geworden zu sein.

Schlüsselwörter

Finanzielle Flexibilität, Investitionsentscheidungen, Discrete Choice Experiment.

1 Einleitung

Der technische Fortschritt, volatile Absatz- und Beschaffungsmärkte, agrarpolitische Reformen und die Auswirkungen des Klimawandels führen zu sich ständig verändernden Rahmenbedingungen für landwirtschaftliche Betriebe. Um wettbewerbsfähig zu bleiben, sind unternehmerische Anpassungen unerlässlich. Die damit verbundenen Investitionen weisen immer größere Volumina auf und erfolgen in immer kürzeren Abständen (BAHRS et al., 2004: 11). Folglich steigt die Kapitalintensität in landwirtschaftlichen Betrieben zunehmend an. Eine weitgehende Innenfinanzierung, wie in der Landwirtschaft bisher üblich, ist daher kaum mehr möglich (FRIEDRICHS et al., 2004: 52). Ein höherer Fremdkapitalanteil bzw. sinkende Eigenkapitalquoten sind die Folge. Im Durchschnitt der landwirtschaftlichen Haupterwerbsbetriebe in Deutschland lag die Eigenkapitalquote im Wirtschaftsjahr 2000/2001 noch bei 84,3 % (BMELV, 2001). Im Wirtschaftsjahr 2010/2011 liegt sie bei 79,6 % (BMELV, 2011a). Die durchschnittliche Eigenkapitalquote von Betrieben juristischer Personen in den neuen Bundesländern ist mit 58,8 % (64,6 %) im Wirtschaftsjahr 2010/2011 (2000/2001) geringer als der Durchschnitt (BMELV, 2011a; BMELV, 2001). Vereinzelt weisen landwirtschaftliche Betriebe, speziell die, die in die Viehhaltung investiert haben, Eigenkapitalquoten von nur 20 % bis 40 % auf (BAHRS et al., 2004: 12-13). Im Vergleich dazu lag die durch-

¹ Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Fakultät für Agrarwissenschaften, Georg-August-Universität Göttingen, 37073 Göttingen

schnittliche Eigenkapitalquote kleiner und mittlerer Unternehmen im Jahr 2004 in Deutschland bei 15 % (DEUTSCHE BUNDESBANK, 2006: 55). Insgesamt kann davon ausgegangen werden, dass der Trend zu geringeren Eigenkapitalquoten bei landwirtschaftlichen Betrieben anhalten wird.

Steigende Preis-, Politik- und Produktionsrisiken haben zur Folge, dass landwirtschaftliche Betriebe c.p. vermehrt größere Liquiditätsrisiken aufweisen (ARTAVIA et al., 2010: 73, 82). Ein Betrieb muss also jederzeit auf mögliche Liquiditätsengpässe reagieren und diese effizient beheben können. Das Ziel, die finanzielle Flexibilität des Betriebs zu erhalten, wird im betrieblichen Liquiditätsmanagement daher zukünftig eine noch größere Rolle spielen. Unter finanzieller Flexibilität wird dabei der finanzielle Spielraum eines Betriebs verstanden (HANDKE, 2011: 1). Dieser muss, um seine finanzielle Flexibilität nicht einzuschränken, in der Lage sein, den zukünftigen Finanzbedarf nicht zu schlechteren Konditionen als gegenwärtig zu decken. Die finanzielle Flexibilität hängt auch von der Ausnutzung der Verschuldungskapazität (VK) - der maximalen Schuldenobergrenze des Betriebs (TURNBULL, 1979: 931) - ab. Je geringer der Anteil des Fremdkapitals an der VK des Betriebs ist, desto flexibler ist dieser c.p. im Hinblick auf seine Finanzierung.

Vor diesem Hintergrund verfolgt der Beitrag das Ziel, folgende Fragen, die unseres Wissens in der Agrarökonomie bislang noch nicht untersucht worden sind, zu beantworten:

1. Welche Rolle spielt die finanzielle Flexibilität bei Investitionsentscheidungen?
2. Welchen ökonomischen Wert hat die finanzielle Flexibilität?

Zur Beantwortung dieser Fragen wird ein Discrete Choice Experiment (DCE) mit Studierenden der Agrarwissenschaften durchgeführt: Mit Hilfe von DCE lassen sich Präferenzen für Handlungsalternativen ermitteln (HANLEY et al., 2001: 438). Indem das Auswahlverhalten der Experimentteilnehmer mit den Eigenschaften der Handlungsalternativen und ihren individuellen Merkmalen in Beziehung gebracht wird, können komplexe Strukturen der Entscheidungsfindung offengelegt werden (HAHN, 1997: 84, 158). Ein Vorteil der DCE liegt darin, auch hypothetische Handlungsalternativen einbeziehen zu können. Des Weiteren kann die Zahlungsbereitschaft der Experimentteilnehmer für einzelne Eigenschaften der Handlungsalternativen ermittelt werden (SILLANO und DE DIOS ORTÚZAR, 2005: 525).

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 wird der theoretische Hintergrund zur finanziellen Flexibilität erläutert. Außerdem werden Forschungshypothesen abgeleitet. Abschnitt 3 beschreibt das experimentelle Design und die Datengrundlage. In Abschnitt 4 wird auf die Auswertung eingegangen. Weiterhin werden die Ergebnisse des DCEs erläutert. Der Beitrag schließt mit Schlussfolgerungen und einem Ausblick (Abschnitt 5).

1 Theoretischer Hintergrund

1.1 Literaturüberblick

BAKER (1968), BARRY und BAKER (1971) sowie BAKER und BHARGAVA (1974) untersuchen die Rolle von Krediten im Liquiditätsmanagement von landwirtschaftlichen Betrieben. Die Studien kommen zu dem Ergebnis, dass die Aufnahme von Krediten mit einem Liquiditätsverlust einhergeht, der in betrieblichen Entscheidungen zu berücksichtigen ist und dem ein Reservationspreis zugewiesen werden kann. BARRY et al. (1981) bitten Agrarbanker, über mehrere hypothetische Kreditanfragen zu entscheiden. Die finanzielle Situation des Betriebs variiert dabei. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Kreditkosten - die Summe des Kreditzinssatzes und des Reservationspreises für die Liquiditätsreserve - negativ mit der betrieblichen Einkommenssituation zusammenhängen. Denn sinkt die maximale Schuldenobergrenze des Betriebs aufgrund einer schlechten betrieblichen Einkommenssituation, verringert sich die verbleibende Kreditreserve und der Reservationspreis steigt. Der gefundene Zusammenhang fällt für Investitionskredite stärker als für operative Kredite aus. SONKA et al. (1980) führen

ein ähnliches Simulationsexperiment ebenfalls mit Agrarbankern durch. Sie untersuchen den Zusammenhang zwischen der finanziellen Situation eines potentiellen Kreditnehmers und dem offerierten Kreditbetrag durch eine Bank. Als ein Ergebnis des Experiments stellen sie fest, dass Betriebe, die ihre VK beinahe erreicht haben, ihren Zugang zu Bankkrediten und damit ihre Liquiditätsreserve gefährden. Des Weiteren sehen Agrarbanker den Verschuldungsgrad und damit die Risikotragfähigkeit eines Betriebs als wichtigen Entscheidungsfaktor für die Kreditvergabe an.

Neuere agrarwissenschaftliche Untersuchungen richten den Fokus auf die Erklärung der Kapitalstruktur landwirtschaftlicher Betriebe (z.B. BARRY et al., 2000 oder FEATHERSTONE et al., 2005). Ebenso werden Kreditrisiken und das betriebliche Liquiditätsmanagement aus Sicht des Risikomanagements untersucht (z.B. MISHRA und LENCE, 2005). Im Zusammenhang mit Investitionsentscheidungen fällt der Begriff der finanziellen Flexibilität jedoch nicht. Relevante Literatur hierzu findet sich in erster Linie in den Wirtschaftswissenschaften. Qualitative Studien von GRAHAM und HARVEY (2001), BANCEL und MITTOO (2004) sowie BROUNEN et al. (2004) heben den Erhalt der finanziellen Flexibilität als einen Entscheidungsfaktor bei Investitionsentscheidungen hervor. MARCHICA und MURA (2010) kommen bei der ökonometrischen Analyse von Daten mehrerer britischer Unternehmen zu einem ähnlichen Ergebnis: Finanziell flexible Unternehmen sind in der Lage, größere und rentablere Investitionen zu tätigen als nicht finanziell flexible Unternehmen.

DEANGELO et al. (2011) und DENIS und MCKEON (2012) stellen fest, dass etablierte Theorien, wie die Pecking-order Theorie, die Kapitalstrukturen realer Unternehmen nicht erklären können, da sie den Wert finanzieller Flexibilität nicht einbeziehen. GAMBA und TRIANTIS (2008) entwickeln ein Modell und zeigen anhand von Simulationen, dass sich der Wert der finanziellen Flexibilität eines Unternehmens messen lässt. Wertbestimmend sind hierbei die Außenfinanzierungskosten eines Unternehmens sowie Erwartungen zum zukünftigen Finanzbedarf und zu Investitionsmöglichkeiten. Sie stellen weiterhin fest, dass finanziell flexible Betriebe jederzeit profitable Investitionen durchführen und beständig Dividenden zahlen können (GAMBA und TRIANTIS; 2008: 2263). Mittels Daten US-amerikanischer Unternehmen untersucht CLARK (2010) den Einfluss finanzieller Flexibilität auf Kapitalstrukturentscheidungen von Unternehmen. Er bestätigt die Ergebnisse von DEANGELO et al. (2011: 258), dass Unternehmen bei Entscheidungen über die Kapitalstruktur Opportunitätskosten des Fremdkapitals berücksichtigen.

1.2 Hypothesengenerierung

Wie finanziell flexibel ein Betrieb ist, lässt sich anhand der Ausnutzung der betriebsindividuellen Verschuldungskapazität (VK) feststellen, die sich mithilfe des Freien Cash Flows (FCF) bestimmen lässt. Der FCF ist der Geldbetrag, der dem Betrieb zur Rückzahlung von Krediten zur Verfügung steht. Wird der erwartete FCF des Betriebs über einen mittelfristigen Zeithorizont mit dem Fremdkapitalzinssatz diskontiert und aufsummiert, ergibt sich die betriebsindividuelle VK (LÜSCHER-MARTY, 2007: 3.22). Der dabei angenommene Zeithorizont ist abhängig von der Prognostizierbarkeit und Volatilität des erwarteten FCFs. Er beträgt in der Regel fünf bis sieben Jahre (LÜSCHER-MARTY, 2007: 3.23). Allerdings können Informationsasymmetrien und mögliche Insolvenzkosten die VK eines Betriebs zusätzlich begrenzen (DEANGELO et al., 2011: 236). Grundsätzlich existieren für einen Betrieb zwei Möglichkeiten seine finanzielle Flexibilität zu erhalten oder zu erhöhen. Zum einen hängt die finanzielle Flexibilität von der Ausnutzung der VK ab. Eine Reduzierung des Fremdkapitalanteils bei konstanter VK trägt somit zur Zunahme der finanziellen Flexibilität bei. Zum anderen kann der Betrieb bspw. durch eine Investition seinen FCF und so seine betriebsindividuelle VK erhöhen. Je nachdem wie viel Fremdkapital dabei eingesetzt wird, kann dadurch auch die finanzielle Flexibilität verbessert werden.

Da die VK endlich ist, hat ein Betrieb nur begrenzt Zugang zu Fremdkapital in Form von Krediten. Diese Finanzierungsquelle stellt in der Landwirtschaft jedoch die Hauptform der Fremdfinanzierung dar (BAHRS et al., 2004: 14). Daher kann daraus geschlossen werden, dass auch die Fremdkapitalaufnahme insgesamt begrenzt ist. Fremdkapital ist somit eine knappe Ressource, deren zunehmender Einsatz mit steigenden Kosten verbunden ist. Ein Betrieb, der heute Fremdkapital aufnimmt, verringert unter Umständen seine Möglichkeit, zukünftig weiteres Fremdkapital zu den gegenwärtigen Konditionen zu akquirieren. Er reduziert so seine finanzielle Flexibilität. Die Auswirkungen auf die finanzielle Flexibilität müssen daher in die Entscheidung über die Aufnahme des Fremdkapitals als Opportunitätskosten eingehen (DEANGELO et al., 2011: 258). Insofern sollte die finanzielle Flexibilität bei Investitionsentscheidungen entscheidungsrelevant sein. Hypothese 1 geht hier von folgendem Zusammenhang aus:

Hypothese 1 „finanzielle Flexibilität“: Führt die Durchführung der Investitionsalternative zu einer geringeren zukünftigen finanziellen Flexibilität des Betriebs, so wirkt sich dies c.p. negativ auf den Nutzen der Investitionsalternative aus.

Auch die Rentabilität sollte bei der Entscheidung für oder gegen eine Investitionsalternative relevant sein. Geht man von einem Entscheider aus, der (auch) das Gewinnstreben als Unternehmerziel ansieht (WILLOCK et al., 1999: 6), so kann erwartet werden:

Hypothese 2 „Rentabilität“: Eine hohe Rentabilität wirkt sich c.p. positiv auf den Nutzen der Investitionsalternative aus.

Investitionsentscheidungen werden unter Unsicherheit getroffen. Wie der Entscheider das mit der Investitionsalternative verbundene Risiko beurteilt, ist von seiner Risikoeinstellung abhängig (vgl. z.B. BARD und BARRY, 2000; HARWOOD et al., 1999). Risikoaverse Entscheider vermeiden die Übernahme von Risiko oder fordern zumindest eine Risikoprämie, wohingegen risikoaffine Entscheider das Risiko sogar suchen. Risikoneutrale Entscheider messen dem Risiko keine Bedeutung zu. Hypothese 3 lautet:

Hypothese 3 „Risiko“: Ein hohes Risiko wirkt sich bei einem risikoaversen (risikoaffinen) Teilnehmer c.p. negativ (positiv) auf den Nutzen der Investitionsalternative aus. Risikoneutrale Teilnehmer sind c.p. gegenüber dem Risiko indifferent.

2 Experimentelles Design und Datengrundlage

2.1 Experimentdesign

Das Experiment besteht aus drei Teilen: Der erste Teil umfasst das DCE zu Investitionsentscheidungen. Im zweiten Teil wird mithilfe einer Holt und Laury Lotterie (HLL; vgl. HOLT und LAURY, 2002) die Risikoeinstellung der Teilnehmer erhoben. Abschließend werden die Teilnehmer im dritten Teil zum Umgang mit der Entscheidungssituation im DCE befragt. Ebenso wird um Angaben zur Person gebeten. Im Folgenden wird die Ausgestaltung des DCEs erläutert.

Entscheidungssituation

Im DCE wird den Teilnehmern ein Szenario beschrieben, in dem sie als Leiter eines landwirtschaftlichen Betriebs 100 000 € liquide Mittel zur Verfügung haben. Die Teilnehmer sollen entscheiden, welche Verwendung des Geldes sie präferieren. Die Entscheidungssituation umfasst dabei jeweils zwei verschiedene und sich gegenseitig ausschließende Investitionsalternativen. Da diese lediglich mit „Investition A“ und „Investition B“, also neutral benannt sind, handelt es sich um generische Alternativen. Eine Status-quo Alternative ist ebenfalls integriert: Statt zu investieren, kann das Geld auch bei der Bank angelegt werden.

Attribute und ihre Ausprägungen

Die zur Auswahl stehenden Investitionsalternativen werden durch die drei Attribute „finanzielle Flexibilität“, „Rentabilität“ und „Risiko“ beschrieben. Die Attribute werden durch praxisübliche Kennzahlen abgebildet, deren Ausprägungen gegenwärtige und zukünftig mögliche Werte umfassen (ADAMOWICZ et al., 1998: 13; vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1: Attribute und Ausprägungen im DCE

Attribute und Kennzahlen		Ausprägungen ^{a)}
Finanzielle Flexibilität	Erwartete Eigenkapitalquote des Betriebs nach Durchführung der Investition	25 %; 55 %; 80 %; 100 %
Rentabilität	Erwartete Eigenkapitalrendite der Investition	3 % ; 4 %; 6 %; 8 %
Risiko	Mögliche Ausprägungen des jährlichen Cash Flows der Investition (mit jeweils einer Wahrscheinlichkeit von 50 %)	keine Schwankung ; 10 000 € oder 20 000 €; 0 € oder 30 000 €; -10 000 € oder 40 000 €

a) Fett Hervorgehobenes kennzeichnet die Ausprägungen der Status-quo Alternative „Bankanlage des Geldes“.

Quelle: eigene Darstellung

Im DCE wird abgebildet, welche Eigenkapitalquote (=1–Fremdkapital/Gesamtkapital) sich nach Durchführung der Investitionsalternative für den Betrieb ergeben würde. So kann variiert werden, wie viel Fremdkapital für die Investitionsalternativen benötigt wird. Es gilt dabei: Je mehr Fremdkapital aufgenommen werden muss, desto geringer ist die erwartete Eigenkapitalquote nach Durchführung der Investition und desto geringer ist die zukünftige finanzielle Flexibilität des Betriebs. Die erwartete Eigenkapitalquote des Betriebs nach Durchführung der Investition variiert im DCE in Anlehnung an die in Abschnitt 1 skizzierte Entwicklung der Eigenkapitalquoten in der Landwirtschaft zwischen 25 %, 55 % und 80 %.

Eine in der Praxis bekannte und häufig verwendete Rentabilitätskennzahl ist die Eigenkapitalrendite. Die Buchführungsergebnisse der Testbetriebe des BMELVs zeigen für das Wirtschaftsjahr 2009/2010, dass Betriebe mit einer Faktorentlohnung, die mindestens den Vergleichssätzen nach §4LwG entspricht, eine Eigenkapitalrendite zwischen 2,6 % und 9,7 % erwirtschaften konnten (BMELV, 2011b: 62). Daher wird im DCE die erwartete Eigenkapitalrendite zwischen vier, sechs und acht Prozent variiert.

Um das mit der Investition verbundene Risiko abzubilden, wird angenommen, dass der Cash Flow der Investition unsicher ist und jährlichen Schwankungen unterliegt. Der Erwartungswert des jährlichen Cash Flows wird innerhalb des DCEs mit 15 000 € konstant gehalten². So wird die Entscheidungssituation nicht zu komplex gestaltet. Die Spannweiten des Cash Flows betragen 10 000, 30 000 und 50 000 €. Der Einfachheit halber wird dabei unterstellt, dass mit einer Wahrscheinlichkeit von 50 % entweder der höchste oder der niedrigste Cash Flow auftreten wird. Der jährliche Cash Flow kann daher die Werte 10 000 oder 20 000 €, 0 oder 30 000 € bzw. -10 000 oder 40 000 € annehmen.

Die Status-quo Alternative ist wie folgt charakterisiert: Die Anlage des Geldes bei der Bank erbringt eine Rendite von 3 %. Ein Risiko ist hiermit nicht verbunden. Veränderungen bei der Eigenkapitalquote des Betriebs ergeben sich ebenfalls nicht.

Konkrete Operationalisierung

Das experimentelle Design des DCEs mit zwei generischen Alternativen und drei Attributen mit jeweils drei Ausprägungen ergibt ein volles faktorielles Design von ($3^3_{\text{Investition A}} \cdot 3^3_{\text{Investition B}} =$) 729 möglichen Choice Sets. Das volle faktorielle Design ist zu umfangreich und wird daher für einen sinnvollen Einsatz reduziert. Zur Minimierung des

² Die verschiedenen Investitionsalternativen weisen unterschiedlich hohe Investitionskosten auf. Aufgrund dessen sowie infolge des Leverageeffekts können sich trotz des über alle Investitionsalternativen konstant gehaltenen erwarteten Cash Flows unterschiedliche Eigenkapitalrenditen ergeben.

damit einhergehenden, unumgänglichen Informationsverlustes werden die Kriterien „Orthogonalität“, „Level-Balance“, „minimale Überschneidung“ und „Nutzen-Balance“ herangezogen (HUBER und ZWERINA, 1996: 309). Dominante Alternativen werden ebenfalls ausgeschlossen³. Ebenso wird ein orthogonaler Haupteffekt-Plan mit einer D-Effizienz von 93 %, wobei der maximal erreichbare Wert bei 100 % liegt, konstruiert (vgl. KUHFIELD, 2010) für die genutzten Zusatzmakros in SAS). Die Anzahl der Choice Sets, welche den Teilnehmern vorgelegt werden, wird so auf 18 reduziert. Tabelle 2 zeigt eines dieser Choice Sets sowie zusätzlich Informationen zu der Status-quo Alternative.

Tabelle 2: Choice Set mit Spezifizierung der Status-quo Alternative^{a)}

Investitionsalternative	Investition A	Investition B	Status-quo
Erwartete Eigenkapitalquote Ihres Betriebs nach Durchführung der Investition	25 %	80 %	100 %
Erwartete Eigenkapitalrendite der Investition	4 %	8 %	3 %
Cash Flow der Investition (mit jeweils einer Wahrscheinlichkeit von 50 %)	0 € oder 30 000 €	-10 000 € oder 40 000 €	Keine Schwankung
Für welche Investitionsalternative entscheiden Sie sich? (Bitte nur ein Kreuz)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	Nicht investieren <input type="checkbox"/>

a) Informationen, die mit gestrichelten Linien umrandet sind, wurden in den Choice Sets des Experiments nicht abgebildet, sondern den Teilnehmern im Vorbereitungstext zum Experiment erläutert.

Quelle: eigene Darstellung

2.2 Datengrundlage

Das Experiment wurde im Juni des Jahres 2011 an der Georg-August-Universität Göttingen mit Studierenden der Agrarwissenschaften in Schriftform durchgeführt und dauerte insgesamt etwa 20 Minuten. Um die Teilnahmebereitschaft und die Motivation der Teilnehmer zu erhöhen, haben alle Teilnehmer eine Aufwandsentschädigung von 10 € pro Person erhalten. Zusätzlich wurde eine Geldprämie zwischen 10 € und 385 € an einen zufällig ausgewählten Teilnehmer verlost. Dabei hing die Höhe der ausgezahlten Geldprämie von der geäußerten Präferenz des ausgewählten Teilnehmers in der HLL ab.

Tabelle 3 enthält die deskriptive Statistik ausgewählter Variablen. Das Durchschnittsalter liegt bei 24 Jahren ($\sigma=2,2$; Min 20; Max 30). 50 % der Teilnehmer sind weiblich. Eine Mehrheit von 87 % der Teilnehmer hat einen landwirtschaftlichen Hintergrund. 39 % der Teilnehmer geben an, Betriebsleiter, Hofnachfolger oder Angestellte auf einem landwirtschaftlichen Betrieb zu sein. Eine landwirtschaftliche Ausbildung haben 18% der Teilnehmer absolviert. Im Durchschnitt sind die Teilnehmer leicht risikoavers (HLL-Wert 5,2; $\sigma=2,1$; 0 = sehr risikofreudig; 4 = risikoneutral; 10 = sehr risikoavers). Die Risikoeinstellung der Studierenden unterscheidet sich damit nur minimal von der Risikoeinstellung deutscher Landwirte, die MAART et al. (2011) ermittelt haben (HLL-Wert 5,0; $\sigma=1,8$). Insofern kann von landwirtschaftsaffinen Teilnehmern mit praktischem Bezug zur Landwirtschaft ausgegangen werden. Insgesamt konnten 1 833 Choice Sets ausgewertet werden. In 87 % der Entscheidungssituationen haben sich die Teilnehmer für eine Investitionsalternative entschieden.

³ Eine Alternative ist gegenüber einer anderen dominant, wenn für diese Alternative die Eigenkapitalrendite höher und die Schwankung des Cash Flows gleichzeitig geringer als für die Vergleichsalternative ist.

Tabelle 3: Deskriptive Statistik ^{a)}

Deskriptive Statistik ausgewählter Variablen	
Durchschnittliches Alter (Jahre)	24
Anteil weiblicher Teilnehmer (%)	50
Anteil Teilnehmer mit landwirtschaftlichem Hintergrund (%)	87
Anteil Teilnehmer mit Funktion in einem landwirtschaftlichen Betrieb (%)	39
Anteil Teilnehmer mit landwirtschaftlicher Ausbildung (%)	18
Anteil Teilnehmer mit Berufswunsch in der Landwirtschaft oder im Agribusiness (%)	88
Durchschnittliche Risikoeinstellung (HLL-Wert) ^{b)}	5,2
Anzahl nicht beantworteter Choice Sets von 1 836 Choice Sets	3
Anteil der Entscheidungen für eine Investitionsalternative (%)	87

a) Nicht alle Fragen wurden von allen Teilnehmern (N=102) beantwortet. Die Anzahl abgegebener Antworten schwankt zwischen 99 und 102.

b) Die folgenden Paare geben an, welcher HLL-Wert (0 = sehr risikoaffin; 4 = risikoneutral; 10 = sehr risikoavers) sich im Experiment mit welcher Häufigkeit ergeben hat: 0→0; 1→6; 2→5; 3→9; 4→21; 5→11; 6→24; 7→12; 8→7; 9→6; 10→1.

Quelle: eigene Berechnungen

3 Auswertung des DCEs

3.1 Zur ökonomischen Auswertung des DCEs

Der Random Utility Theory (MCFADDEN, 1974) zufolge lässt sich für jedes Individuum n und jede Alternative i , die zur Auswahl steht, eine indirekte Nutzenfunktion U_{in} aufstellen. Diese setzt sich aus einer beobachtbaren Komponente V_{in} und einer unerklärten Komponente ε_{in} zusammen (vgl. für Folgendes auch LOUVIERE et al., 2000: 37-51):

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} = \beta_k' X_{ik} + \varepsilon_{in} \quad (1)$$

Nach der Characteristics Theory of Value (LANCASTER, 1966) lässt sich V_{in} durch mehrere nutzenstiftende Attribute X_i beschreiben. Dabei wird angenommen, dass der Nutzen linear in den Nutzenparametern β ist und diese annahmegemäß homogen innerhalb der Population sind. Nicht beobachtbare individuelle Präferenzen gehen in die unerklärte Komponente ein.

Als Nutzenmaximierer wählt Individuum n Alternative i statt j mit der Auswahlwahrscheinlichkeit L_i aus einer gegebenen Alternativenmenge C_n aus, wenn gilt:

$$L_i = Prob(V_i + \varepsilon_i > V_j + \varepsilon_j) \quad \forall j \in C_n, i \neq j \quad (2)$$

Wird für ε_{in} eine Weibull-Verteilung unterstellt und gilt die Annahme der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen⁴, kann die Auswahlwahrscheinlichkeit im Konditionalen Logit Modell (KL) mithilfe der Maximum Likelihood Methode ermittelt werden:

$$L_{in}(\beta_k) = \frac{\exp(\beta_k' X_{ik})}{\sum_j \exp(\beta_k' X_{jk})} \quad (3)$$

Eine Weiterentwicklung des KL Modells ist das Mixed Logit Modell (ML). Es bietet die Vorteile, dass die Annahme der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen aufgegeben und die Panel-Struktur der Daten berücksichtigt werden kann (TRAIN, 2009: 134). Die Grundidee des ML Modells ist es, Präferenzheterogenität innerhalb der Population zu berücksichtigen.

Hierbei werden die Nutzenparameter β^n über Individuen mit einer Dichtefunktion $f(\beta_{kn} | \mathbf{M})$ variiert, wobei \mathbf{M} die Momente der Verteilung wiedergibt (HENSHER und GREENE, 2003: 136). Üblicherweise werden Normalverteilungen oder Log-Normalverteilungen angenommen, aber auch andere Verteilungen sind anwendbar (vgl. LOUVIERE et al. 2000: 199). Die zugrunde

⁴ Die Annahme der Unabhängigkeit von irrelevanten Alternativen besagt, dass „the ratio of the probabilities of choosing one alternative over another (given that both alternatives have a non-zero probability of choice) is unaffected by the presence or absence of any additional alternatives in the choice set“ (LOUVIERE et al., 2000: 44).

liegende indirekte Nutzenfunktion lautet dann (vgl. hierzu und für Folgendes auch TRAIN, 2009: 137-139):

$$U_{in} = \beta_{kn}' X_{ik} + \varepsilon_{in} \quad \beta_{kn} \sim f(\beta_{kn} | M) \quad (4)$$

Da die individuellen Nutzenparameter β_{kn} nicht beobachtbar sind, kann nicht die bedingte Auswahlwahrscheinlichkeit L_{in} , sondern nur die unbedingte Auswahlwahrscheinlichkeit P_{in} als Integral über alle Werte für β_{kn} errechnet werden:

$$P_{in}(M) = \int_{\beta_{kn}} L_{in}(\beta_{kn}) f(\beta_{kn} | M) d\beta_{kn} \quad (5)$$

Das Integral hat keine geschlossene Form, so dass die Wahrscheinlichkeit mittels simulierter Log-Likelihood Funktionen für jeden gegebenen Wert von M angenähert wird. Für das ML Modell⁵ ist festzulegen, welche unabhängigen Variablen als Zufallsparameter definiert und welche Verteilungsannahmen für die Nutzenparameter β_{kn} getroffen werden (HENSHER und GREENE, 2003: 144-154). Um Präferenzheterogenität im ML Modell erklären zu können, ist es unerlässlich, individuenspezifische Merkmale in die Modellschätzung aufzunehmen (BOX-ALL und ADAMOWICZ, 2002: 422). Da individuenspezifische Merkmale nicht über Alternativen variieren, werden diese durch Interaktionsterme in das Modell einbezogen (HANLEY et al., 2001: 440).

Weiterhin können mit DCE Zahlungsbereitschaften für einzelne Attribute ermittelt werden. In einem linearen Modell lassen sich diese impliziten Preise für linear spezifizierte Attribute berechnen. Hierzu wird der Quotient zweier Nutzenparameter gebildet, wobei der Nutzenparameter des Preisattributs im Nenner stehen muss (LOUVIERE et al., 2000: 61). Um die Annahme, dass der Nutzen linear in den Nutzenparametern ist, zu prüfen, wird ein Test auf Linearität durchgeführt. Hierzu werden die Attribute effektcodiert (vgl. HENSHER et al., 2005: 344-351). Als Referenz wird jeweils der mittlere der drei Ausprägungswerte gewählt. Für jedes der Attribute werden also zwei effektcodierte Variablen in die Modellschätzung einbezogen - eine codiert den höheren, eine den niedrigeren Ausprägungswert. Die Linearitätsannahme gilt dann als erfüllt, wenn für beide effektcodierten Variablen eines Attributs signifikante Nutzenparameter, die im gleichen Verhältnis wie die Abstände der Ausprägungswerte zum Referenzwert stehen, geschätzt werden können. Ausgehend vom Referenzwert ist so gewährleistet, dass eine Veränderung des Attributs um eine Einheit - egal in welche Richtung - eine vom Betrag her gleiche Veränderung der Auswahlwahrscheinlichkeit nach sich zieht.

3.2 Ergebnisse

Zur Überprüfung der Hypothesen werden zwei Logit Modelle geschätzt. In diese wird eine binär codierte alternativenspezifische Konstante (ASK) aufgenommen. Sie nimmt für eine Investitionsalternative den Wert Eins, für die Status-quo Alternative dagegen den Wert Null an. Weiterhin fließen die Attribute „Eigenkapitalrendite“, „Cash Flow Schwankung“ und „Eigenkapitalquote“ in die Modelle ein. Auch die Risikoeinstellung der Teilnehmer wird als Interaktionsterm mit den Attributen „Cash Flow Schwankung“ und „Eigenkapitalquote“ berücksichtigt. Ausgangspunkt für die Auswertung ist das KL Modell, in dem alle Attribute effektcodiert sind (vgl. KL in Tabelle 4). Ein Wald-Test auf lineare Restriktionen bestätigt die Linearität der Attribute „Eigenkapitalquote“ (p -Wert = 0,51) und „Eigenkapitalrendite“ (p -Wert = 0,62). Das Attribut „Eigenkapitalrendite“ kann daher als Preisattribut in einer späteren Zahlungsbereitschaftsanalyse verwendet werden. Dagegen kann für das Attribut „Schwankung des Cash Flows“ kein linearer Wirkzusammenhang angenommen werden, da eine effektcodierte Variable des Attributs nicht signifikant ist. Desweiteren ergibt ein Hausman-McFadden-Test (vgl. HAUSMAN und MCFADDEN, 1984), dass die Annahme der Un-

⁵ Das KL Modell ist ein Spezialfall des ML Modells mit $f(\beta) = 1$ für $\beta = b$ und $f(\beta) = 0$ für $\beta \neq b$.

abhängigkeit von irrelevanten Alternativen bei den vorliegenden Daten verletzt ist. Dies stützt die Anwendung des ML Modells (vgl. ML in Tabelle 4), das diese Annahme nicht voraussetzt. In das ML Modell werden die Attributvariablen „Eigenkapitalquote“ und „Eigenkapitalrendite“ aufgenommen. Da die Linearitätsannahme beim Attribut „Schwankung des Cash Flows“ nicht erfüllt ist, gehen anstelle der Attributvariablen die effektcodierten Variablen dieses Attributs in das Modell ein.

Tabelle 4: Ergebnisse verschiedener Logit Modelle ^{a)}

Variable	KL	ML ^{b)}
ASK ^{c)}	1,769*** (15,35)	3,910*** (15,64)
Eigenkapitalquote (in %)		0,045*** (10,79)
Eigenkapitalquote · Risikoeinstellung ^{d)}	-0,003 ⁺ (-1,89)	-0,004 (-0,88)
Eigenkapitalquote - niedrig ^{e)}	-1,029*** (-10,34)	
Eigenkapitalquote - hoch ^{e)}	0,766*** (8,85)	
Eigenkapitalrendite (in %)		0,226*** (8,15)
Eigenkapitalrendite - niedrig ^{f)}	-0,357*** (-4,06)	
Eigenkapitalrendite - hoch ^{f)}	0,272** (3,13)	
Cash Flow Schwankung - niedrig ^{g)}	0,029 (0,32)	0,110 (0,77)
Cash Flow Schwankung - niedrig ^{g)} · Risikoeinstellung ^{d)}	-0,133 (-1,36)	-0,146 (-0,92)
Cash Flow Schwankung - hoch ^{g)}	-1,384*** (-13,42)	-1,843*** (-8,90)
Cash Flow Schwankung - hoch ^{g)} · Risikoeinstellung ^{d)}	0,205* (2,10)	0,425 ⁺ (1,91)
Standardabweichung ASC		1,473*** (5,70)
Standardabweichung Eigenkapitalquote		0,027*** (8,32)
Standardabweichung Cash Flow Schwankung - niedrig		0,915*** (6,67)
Standardabweichung Cash Flow Schwankung - hoch		1,456*** (7,92)
(Simulierter) Log-Likelihood	-1 573	-1 402
AIC	3 165	2 828

a) Teilnehmerzahl 102; Beobachtungen 1 833; t-Werte in Klammern; ⁺ p < 0,1; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

b) 1 000 Halton Draws; Panel-Struktur der Daten berücksichtigt.

c) Binär codiert; Referenz: Status-quo Alternative.

d) Interaktionsterm; Risikoeinstellung abgeleitet aus HLL; Risikoeinstellung = -1 → risikoavers (HLL-Wert 0-3), Risikoeinstellung = 0 → risikoneutral (HLL-Wert=4), Risikoeinstellung = +1 → risikoaffin (HLL-Wert 5-10).

e) effektcodiert; Referenz: Eigenkapitalquote mittel; niedrig = 25 %, mittel = 55 %, hoch = 80 %.

f) effektcodiert; Referenz: Eigenkapitalrendite mittel; niedrig = 4 %, mittel = 6 %, hoch = 8 %.

g) effektcodiert; Referenz: Cash Flow Schwankung mittel; niedrig = 10 000 €, mittel = 30 000 €, hoch = 50 000 €.

Quelle: eigene Berechnungen mithilfe von Stata 12

Im ML Modell variieren die Nutzenparameter über Individuen mit einer Dichteverteilung. Hierzu werden die ASK sowie die Attribute „Eigenkapitalquote“ und „Cash Flow Schwankung“ als Zufallsparameter spezifiziert und Normalverteilungen zugrundegelegt. Das Preisattribut „Eigenkapitalrendite“ wird für eine spätere Zahlungsbereitschaftsanalyse nicht als Zufallsparameter geschätzt (für eine ausführliche Diskussion der Spezifizierung von ML Modellen zur Zahlungsbereitschaftsanalyse vgl. SILLANO und DE DIOS ORTÚZAR, 2005: 539-548). Wie aus Tabelle 4 hervorgeht, sind die Standardabweichungen aller Zufallsparameter im ML Modell höchst signifikant, was die Schätzung als Zufallsparameter rechtfertigt (vgl. HENSHER und GREENE, 2003: 145). Sowohl der simulierte Loglikelihood-Wert als auch das AIC-Kriterium lassen darauf schließen, dass das ML Modell die Auswahlentscheidung der Teilnehmer besser modelliert als das KL Modell.

Test H1 „finanzielle Flexibilität“

Der Zufallsparameter des Attributs „Eigenkapitalquote“ ist signifikant positiv (vgl. ML in Tabelle 4). Eine hohe Eigenkapitalquote nach Durchführung der Investition wirkt sich somit positiv auf den Nutzen der Investition und deren Auswahlwahrscheinlichkeit aus. Denn für eine Investitionsalternative, die eine höhere Eigenkapitalquote nach Durchführung der Investition als eine andere Alternative aufweist, wird weniger Fremdkapital benötigt. Folglich ist ein Betrieb bei Durchführung dieser Investitionsalternative c.p. finanziell flexibler. Hypo-

these 1 kann somit bestätigt werden. Zusätzliche Bekräftigung findet dies in den Ergebnissen einer im Anschluss an das DCE durchgeführten Befragung der Teilnehmer. Hierzu wurden diese gebeten, auf einer vierstufigen Likert-Skala (von 1=„trifft überhaupt nicht zu“ bis 4=„trifft voll und ganz zu“) anzugeben, inwieweit die vorgegebenen Aussagen zur Entscheidungsrelevanz der Attribute auf sie zutreffen. 78 % der Teilnehmer war die erwartete Eigenkapitalquote nach Durchführung der Investition bei ihrer Entscheidung wichtig (mittlerer Wert = 2,91). Die Teilnehmer beurteilen das Attribut „Eigenkapitalquote“ und damit die Auswirkungen auf die finanzielle Flexibilität heterogen (signifikante Standardabweichung des Attributs „Eigenkapitalquote“). Allerdings lässt sich die Präferenz für eine hohe Eigenkapitalquote nicht mit der Risikoaversion der Teilnehmer erklären (vgl. ML in Tabelle 4: nicht signifikanter Interaktionsterm).

Test H2 „Rentabilität“

Das Attribut „Eigenkapitalrendite“ weist einen signifikant positiven Nutzenparameter auf (vgl. ML in Tabelle 4). Hieraus folgt, dass sich im Durchschnitt der Teilnehmer c.p. eine hohe Rentabilität positiv auf den Nutzen einer Investition und damit deren Auswahlwahrscheinlichkeit auswirkt. Hypothese 2 lässt sich also ebenfalls bestätigen.

Die Zahlungsbereitschaft für das Attribut „Eigenkapitalquote“ berechnet sich als Quotient aus dem Nutzenparameter des Attributs „Eigenkapitalquote“ und dem Nutzenparameter des Preisattributs „Eigenkapitalrendite“. Der Durchschnittsteilnehmer ist dabei bereit, auf 2,01 Prozentpunkte seiner Eigenkapitalrendite zu verzichten, um eine höhere finanzielle Flexibilität in Form einer um 10 Prozentpunkte höheren Eigenkapitalquote beizubehalten. Das mithilfe des Krinsky-Robb-Verfahrens unter Verwendung von 1 000 Replikationen geschätzte (vgl. KRINSKY und ROBB, 1986) 95 % Konfidenzintervall reicht von 1,57 bis 2,61 Prozentpunkten. Bei einem unterstelltem Eigenkapitaleinsatz von 100 000 € (vgl. Abschnitt 3.1) ergibt sich eine Zahlungsbereitschaft für den Erhalt der finanziellen Flexibilität in Form einer um 10 Prozentpunkte höheren Eigenkapitalquote von 2 013 € (1 575 – 2 607 €). 64 % der Teilnehmer geben im Anschluss an das DCE an, dass ihnen bei der Entscheidung für oder gegen eine Investitionsalternative die Eigenkapitalquote gegenüber der Eigenkapitalrendite wichtiger ist (mittlerer Wert = 2,39 auf einer Likert-Skala von 1=„trifft überhaupt nicht zu“ bis 4=„trifft voll und ganz zu“).

Test H3 „Risiko“

Der Einfluss der effektcodierten Variable „Schwankung des Cash Flows - hoch“ auf die Auswahlentscheidung der Teilnehmer ist signifikant, die Variable „Schwankung des Cash Flows - niedrig“ dagegen nicht (vgl. ML in Tabelle 4). Dies deutet daraufhin, dass nicht die zunehmende Schwankung des Cash Flows, sondern die Möglichkeit eines negativen Cash Flows (-10 000 € oder 40 000 €) entscheidungsrelevant ist. Ein weiteres Indiz hierfür ist, dass der Interaktionsterm „Cash Flow Schwankung niedrig/hoch · Risikoeinstellung“ nicht signifikant ist. Entgegen der aufgestellten Hypothese spielt die Risikoeinstellung der Teilnehmer nur eine untergeordnete Rolle bei der Bewertung des mit der Investition verbundenen Risikos. Hypothese 3 kann demnach nicht bestätigt werden. Eventuell könnte das mit der Investition verbundene Risiko anstelle der Spannweite treffender mit einem Down-Side Risikomaß, wie beispielsweise dem Value at Risk, abgebildet werden (JORION, 2002). Bei der Beurteilung der Entscheidungsrelevanz des Attributs „Schwankung des Cash Flows“ ist die Meinung der Teilnehmer gespalten. 44 % bzw. 46 % von ihnen geben auf einer vierstufigen Likert-Skala (von 1=„trifft überhaupt nicht zu“ bis 4=„trifft voll und ganz zu“) an, dass eine geringe Schwankung des Cash Flows bei der Entscheidung für sie wichtiger war als eine hohe erwartete Eigenkapitalrendite bzw. Eigenkapitalquote (mittlerer Wert = 2,05 bzw. 2,80). 37% der Teilnehmer geben an, dass eine hohe erwartete Eigenkapitalquote sowohl gegenüber einer hohen Eigenkapitalrendite als auch gegenüber einer geringen Schwankung des Cash Flows für ihre Entscheidung wichtiger war.

4 Schlussfolgerungen und Ausblick

Der Agrarstrukturwandel ist mit Anpassungsprozessen verbunden, die oftmals mit größtenteils fremdfinanzierten Investitionen einhergehen. Eine Folge davon sind sinkende Eigenkapitalquoten in der Landwirtschaft. Somit ist zu erwarten, dass die Bedeutung des finanziellen Spielraums eines Betriebs (finanzielle Flexibilität) in der Landwirtschaft in Zukunft zunehmen wird. Ziel des vorliegenden Beitrags ist es daher, mit Hilfe eines DCEs zu untersuchen, welche Rolle der finanziellen Flexibilität bei Investitionsentscheidungen gegenwärtig schon zukommt.

Der Großteil der befragten Agrarstudenten mit mehrheitlich landwirtschaftlichem Hintergrund gibt an, dass ihnen die zukünftige finanzielle Flexibilität des Betriebs bei der Entscheidung über eine Investitionsalternative wichtig ist. Auch die Ergebnisse des DCEs lassen diese Schlussfolgerung zu. Es zeigt sich, dass die erwartete betriebliche Eigenkapitalquote nach Durchführung der Investition als Maß für die zukünftige finanzielle Flexibilität des Betriebs eine entscheidungsrelevante Größe ist. Es kann also für Studierende der Agrarwissenschaften festgehalten werden, dass diese Opportunitätskosten der Fremdkapitalaufnahme in Investitionsentscheidungen berücksichtigen. Für einige Teilnehmer ist die finanzielle Flexibilität für die Entscheidung sogar stärker ausschlaggebend als Rentabilität und Risiko. Nicht nur Banker, wie von SONKA et al. (1980) gezeigt, beziehen den Verschuldungsgrad eines Betriebs in die Entscheidung über eine Kreditvergabe mit ein. Auch die „Gegenseite“ weiß um die Relevanz der finanziellen Flexibilität bei Investitionsentscheidungen. Mithilfe des DCEs lässt sich auch bestimmen, dass die Teilnehmer im Durchschnitt bereit sind, für den Erhalt der finanziellen Flexibilität auf einen Teil ihrer Eigenkapitalrendite zu verzichten. Die finanzielle Flexibilität hat also einen ökonomischen Wert.

Die Ergebnisse der vorliegenden Studie gründen auf hypothetischen Entscheidungen. Die Frage, ob sich das Entscheidungsverhalten in realen und hypothetischen Entscheidungssituationen unterscheidet, wurde mehrfach untersucht. Es kann vielfach keine Diskrepanz zwischen realen und hypothetischen Entscheidungsverhalten nachgewiesen werden (vgl. bspw. IRWIN et al., 1992; WISMAN und LEVIN, 1996; KÜHBERGER et al., 2002). Insofern kann hypothetisches Entscheidungsverhalten als ein durchaus „reasonable, qualitytively correct picture of real choices“ (KÜHBERGER et al., 2002: 1164) angesehen werden.

Im DCE werden zukünftige Erwartungen und Entwicklungen nicht modelliert. Wie GAMBA und TRIANTIS (2008) jedoch betonen, beeinflussen zukünftig erwartete Investitionsmöglichkeiten sowie der zukünftig erwartete Finanzbedarf den Wert der finanziellen Flexibilität. In Folgeexperimenten sollte dies berücksichtigt und die Auswirkung auf den Wert der finanziellen Flexibilität analysiert werden. Außerdem sollte das DCE mit landwirtschaftlichen Betriebsleitern durchgeführt werden. In diesem Zusammenhang ist es wichtig, auch betriebspezifische Daten zu erheben, um die Präferenzheterogenität in Bezug auf die finanzielle Flexibilität näher untersuchen zu können. Ebenso könnte ein landwirtschaftlicher Kontextbezug in das DCE eingearbeitet werden. Im Vergleich mit den Ergebnissen des neutral gehaltenen DCEs, das diesem Beitrag zugrunde liegt, könnte so der Framingeffekt (vgl. z.B. BETTMAN und SUJAN, 1987; SWAIT et al., 2002) analysiert werden.

Literatur

- ADAMOWICZ, W., J.J. LOUVIERE und J. SWAIT (1998): Introduction to Attribute-Based Stated Choice Methods. Report to NOAA Resource Valuation Branch, Damage Assessment Centre. Edmonton, Canada.
- ARTAVIA, M., A. DEPPERMAN, G. FILLER, H. GRETHE, A. HÄGER, D. KIRSCHKE und M. ODENING (2010): Ertrags- und Preisstabilität auf Agrarmärkten in Deutschland und der EU: Betriebswirtschaftliche und agrarpolitische Implikationen. In: Rentenbank (Hrsg.): Auswirkungen der

- Finanzkrise und volatiler Märkte auf die Agrarwirtschaft. Schriftenreihe der landwirtschaftlichen Rentenbank Band 26, Frankfurt a.M.: 53-87.
- BAHRS, E., R. FUHRMANN und O. MUZIOL (2004): Die künftige Finanzierung landwirtschaftlicher Betriebe – Finanzierungsformen und Anpassungsstrategien zur Optimierung der Finanzierung. In: Rentenbank (Hrsg.): Herausforderung für die Agrarfinanzierung im Strukturwandel – Ansätze für Landwirte, Banken, Berater und Politik. Schriftenreihe der landwirtschaftlichen Rentenbank Band 19, Frankfurt a.M.: 7-49.
- BAKER, C.B. und V. BHARGAVA (1974): Financing Small Farm Development in India. In: Australian Journal of Agricultural Economics 18 (2): 101-118.
- BAKER, C.B. (1968): Credit in the Production Organization of the Firm. In: American Journal of Agricultural Economics 50 (3): 507-520.
- BANCEL, F. und U.R. MITTOO (2004): Cross-Country Determinants of Capital Structure Choice: A Survey of European Firms. In: Financial Management 33 (4): 103-132.
- BARD, S.K. und P.J. BARRY (2000): Developing a Scale for Assessing Risk Attitudes of Agricultural Decision Maker. In: International Food and Agribusiness Management Review 3 (1): 9-25.
- BARRY, P.J., R.W. BIERLEIN und N.L. SOTOMAYOR (2000): Financial Structure of Farm Business under Imperfect Capital Markets. In: American Journal of Agricultural Economics 82 (4): 920-933.
- BARRY, P.J., C.B. BAKER und L.R. SANINT (1981): Farmers' Credit Risk and Liquidity Management. In: American Journal of Agricultural Economics 63 (2): 216-227.
- BARRY, P.J. und C.B. BAKER (1971): Reservation Prices on Credit Use: A Measure of Response to Uncertainty. In: American Journal of Agricultural Economics 53 (2): 222-227.
- BETTMAN, J.R. und M. SUJAN (1987): Effects of Framing on Evaluation of Comparable and Noncomparable Alternatives by Expert and Novice Consumers. In: Journal of Consumer Research 14 (2): 141-154.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2011a): Buchführungsergebnisse der Testbetriebe WJ 2010/2011. In: <http://bmelv-statistik.de/de/testbetriebsnetz/buchfuehrungsergebnisse-landwirtschaft/>. Abruf: 05.03.2012.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2011b): Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011. In: <http://bmelv.de/SharedDocs/Standardartikel/Service/Publikationen/Agrarbericht>. Abruf: 25.11.2011.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2001): Buchführungsergebnisse der Testbetriebe WJ 2000/2001. In: <http://bmelv-statistik.de/de/testbetriebsnetz/buchfuehrungsergebnisse-landwirtschaft/>. Abruf: 05.03.2012.
- 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.
- BROUNEN, D., A. DE JONG und K. KOEDIJK (2004): Corporate Finance in Europe: Confronting Theory with Practice. In: Financial Management 33 (4): 71-101.
- CLARK, B.J. (2010): The Impact of Financial Flexibility on Capital Structure Decisions: Some Empirical Evidence. In: http://papers.ssrn.com/abstract_id=1499497. Abruf: 20.11.2011.
- DEANGELO, H., L. DEANGELO und T.M. WHITED (2011): Capital structure dynamics and transitory debt. In: Journal of Financial Economics 99 (2): 235-261.
- DENIS, D.J. und S.B. MCKEON (2012): Debt Financing and Financial Flexibility: Evidence from Proactive Leverage Increases. In: Review of Financial Studies, 25 (6): 1897-1929.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2006): Zur wirtschaftlichen Situation kleiner und mittlerer Unternehmen in Deutschland seit 1997. In: Monatsbericht Dezember 2006, 58 (12): 37-68.
- FEATHERSTONE, A.M., G.A. IBENDAHL, J.R. WINTER und A. SPAULDING (2005): Farm financial structure. In: Agricultural Finance Review 65 (2): 97-117.
- FRIEDRICHS, J.C., J.G. SCHWERDTLE und C. AMELUNG (2004): Kreditfinanzierung in der Landwirtschaft – Innovative Managementansätze für Landwirte, Berater und Banken. In: Rentenbank

- (Hrsg.): Herausforderung für die Agrarfinanzierung im Strukturwandel – Ansätze für Landwirte, Banken, Berater und Politik. Schriftenreihe der landwirtschaftlichen Rentenbank Band 19, Frankfurt a.M.: 51-94.
- GAMBA, A. und A.J. TRIANTIS (2008): The value of financial flexibility. In: *Journal of Finance* 63 (5): 2263-2296.
- GRAHAM, J.R. und C.R. HARVEY (2001): The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field. In: *Journal of Financial Economics* 60 (2): 187-243.
- HAHN, C. (1997): Conjoint- and Discrete Choice-Analyse als Verfahren zur Abbildung von Präferenzstrukturen und Produktauswahlentscheidungen: Ein theoretischer und computergestützter empirischer Vergleich. Betriebswirtschaftliche Schriftenreihe Bd. 80. Lit Verlag, Münster.
- HANDKE, M. (2011): Die Hausbankbeziehung – Institutionalisierte Finanzierungslösungen für kleine und mittlere Unternehmen in räumlicher Perspektive. Lit Verlag, Berlin.
- HANLEY, N., S. MOURATO und R.E. WRIGHT (2001): Choice modeling approaches: A superior alternative for environmental valuation? In: *Journal of Economic Surveys* 15 (3): 435-462.
- HARWOOD, J., R. HEIFNER, K. COBLE, J. PERRY und A. SOMWARU (1999): Managing Risk in Farming: Concepts, Research, and Analysis. Agricultural Economics Report No. AER774. Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture, Washington, D.C..
- HAUSMAN, J. und D. MCFADDEN (1984): Specification Tests for the Multinomial Logit Model. In: *Econometrica* 52 (5): 1219-1240.
- HENSHER, D.A., J.M. ROSE und W.H. GREENE (2005): Applied Choice Analysis. A Primer. University Press, Cambridge.
- HENSHER, D.A. und W.H. GREENE (2003): The Mixed Logit model: The state of practice. In: *Transportation* 30 (2): 133-176.
- HOLT, C.A. und S.K. LAURY (2002): Risk Aversion and Incentive Effects. In: *American Economic Review* 92 (5): 1644-1655.
- HUBER, J. und K. ZWERINA (1996): The Importance of Utility Balance in Efficient Choice Designs. In: *Journal of Marketing Research* 33 (3): 307-317.
- IRWIN, J.R., G.H. MCCLELLAND und W.D. SCHULZE (1992): Hypothetical and real consequences in experimental auctions for insurance against low probability risks. In: *Journal of Behavioural Decision Making* 5 (2): 107-116.
- JORION, P. (2002): Value at Risk. The New Benchmark for Managing Financial Risk. Second Edition. McGraw-Hill Professional.
- KRINSKY, I. und A.L. ROBB (1986): On Approximating the Statistical Properties of Elasticities. In: *Review of Economic and Statistics* 68 (4): 715-719.
- KÜHBERGER, A., M. SCHULTE-MECKLENBECK und J. PERNER (2002): Framing decisions: Hypothetical and real. In: *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 89 (2): 1162-1175.
- KUHFELD, W.F. (2010): Marketing Research Methods in SAS. Experimental Design, Choice, Conjoint, and Graphical Techniques. Cary, NC: SAS Institute, Inc..
- LANCASTER, K.J. (1966): A new approach to consumer theory. In: *The Journal of Political Economy* 74 (2): 132-157.
- LOUVIERE, J.J., D.A. HENSHER und J.D. SWAIT (2000): Stated Choice Methods: Analysis and Applications. University Press, Cambridge.
- LÜSCHER-MARTY, M. (2007): Theorie und Praxis des Bankkredits 2: Kreditrisikomanagement und Firmenkundenkredite. Compendio, Zürich.
- MAART, S.C., O. MUBHOFF, M. ODENING und C. SCHADE (2011): Zum Desinvestitionsverhalten landwirtschaftlicher Unternehmer: Ergebnisse einer experimentellen Untersuchung. In: BANSE, M., H. GÖMANN, F. ISERMAYER, H. NIEBERG, F. OFFERMANN, P. WEINGARTEN und H. WENDT (Hrsg.): Möglichkeiten und Grenzen der wissenschaftlichen Politikanalyse. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues (GeWiSoLa), Band 46: 109-125, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag GmbH.

- MARCHICA, M.T. und R. MURA (2010): Financial Flexibility, Investment Ability and Firm Value: Evidence from Firms with Spare Debt Capacity. In: *Financial Management* 39 (4): 1339-1365.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional logit analysis of qualitative behavior. In: P. Zarembka (Hrsg.): *Frontiers in Econometrics*. Academic Press, New York.
- MISHRA, A.K. und S.H. LENCE (2005): Risk management by farmers, agribusinesses, and lenders. In: *Agricultural Finance Review* 65 (2): 131-148.
- SILLANO, M. und J. DE DIOS ORTÚZAR (2005): Willingness-to-pay estimation with mixed logit models: some new evidence. In: *Environment and Planning A* 37 (3): 525-550.
- SONKA, S.T., B.L. DIXON und B.L. JONES (1980): Impact of Farm Financial Structure on the Credit Reserve of The Farm Business. In: *American Journal of Agricultural Economics* 62 (3): 565-570.
- SWAIT, J., W. ADAMOWICZ, M. HANEMANN, A. DIEDERICH, J. KROSNICK, D. LAYTON, W. PROVENCHER, D. SCHKADE und R. TOURANGEAU (2002): Context Dependence and Aggregation in Disaggregate Choice Analysis. In: *Marketing Letters* 13 (3): 195-205.
- TRAIN, K.E. (2009): *Discrete Choice Methods with Simulation*. University Press, Cambridge.
- TURNBULL, S.M. (1979): Debt Capacity. In: *The Journal of Finance* 34 (4): 931-940.
- WILLOCK, J., I.J. DEARY, M.M. MCGREGOR, A. SUTHERLAND, G. EDWARDS-JONES, O. MORGAN, S. DENT, R. GRIEVE, G. GIBSON und E. AUSTIN (1999): Farmers' Attitudes, Objectives, Behaviors, and Personality Traits: The Edinburgh Study of Decision Making on Farms. In: *Journal of Vocational Behavior* 54 (1): 5-36.
- WISMAN, D.B. und I.P. LEVIN (1996): Comparing Risky Decision Making Under Conditions of Real and Hypothetical Consequences. In: *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 66 (3): 241-250.

Danksagung

Für hilfreiche Anregungen, Kommentare und Kritik möchten wir uns bei zwei anonymen Gutachtern bedanken. Ebenso gilt unser Dank der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die finanzielle Unterstützung dieser Studie.