

# Berücksichtigen Landwirte bei ihren Investitionsentscheidungen die damit verbundenen Auswirkungen auf die finanzielle Flexibilität ihres Betriebes?

## Do Farmers Consider the Effects on Financial Flexibility when Making their Investment Decisions?

Friederike Anastassiadis und Oliver Mußhoff  
Georg-August-Universität Göttingen

### Zusammenfassung

Der Agrarstrukturwandel ist mit Anpassungsprozessen verbunden, die oftmals mit größtenteils fremdfinanzierten Investitionen einhergehen. Eine Folge davon sind sinkende Eigenkapitalquoten in landwirtschaftlichen Betrieben. Dies kann dazu führen, dass sich die finanzielle Flexibilität – verstanden als betriebliche Kreditreserve – ebenfalls verringert. Es stellt sich daher die Frage, ob Betriebsleiter die Auswirkungen auf die finanzielle Flexibilität ihres Betriebes bei Investitionsentscheidungen berücksichtigen. Im vorliegenden Beitrag werden landwirtschaftlichen Betriebsleitern 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 Betriebes. Es zeigt sich, dass die finanzielle Flexibilität entscheidungsrelevant ist. Die Bedeutung, die ihr ein Betriebsleiter dabei beimisst, hängt unter anderem von seiner Risikoeinstellung und dem betrieblichen Erfolg ab.

### Schlüsselwörter

finanzielle Flexibilität; Investitionsentscheidungen; Discrete Choice Experiment

### Abstract

The structural change in the agricultural sector calls for adaption processes which often involve leveraged investments that, in turn, cause decreasing equity capital ratios of farms. It is, therefore, possible that financial flexibility - as the farm's debt capacity - will also decrease. The question arises to what extent decision makers consider the effects on the financial flexibility of the individual farm when making their investment decisions. In the present study, farmers are faced with hypothetical investment alternatives in a

discrete choice experiment. The investment alternatives presented to the farmers differ in their profitability, risk and effect on the financial flexibility of the individual farm. The results show that financial flexibility is relevant in their investment decisions. The importance farmers attach to the financial flexibility depends, among others, on their risk attitude and the profitability of the farm.

### Key Words

financial flexibility; investment decisions; discrete choice experiment

## 1 Einleitung

Unternehmen aller Wirtschaftssektoren sehen sich ständig veränderten Rahmenbedingungen gegenüber. Um wettbewerbsfähig zu bleiben, sind unternehmerische Anpassungen unerlässlich. Auch bei landwirtschaftlichen Betrieben ziehen der technische Fortschritt, volatile Absatz- und Beschaffungsmärkte, agrarpolitische Reformen und die Auswirkungen des Klimawandels Anpassungen nach sich. 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, eine der Hauptfinanzierungsquellen in der Landwirtschaft (ODENING, 2003), ist daher kaum mehr möglich. Ein höherer Fremdkapitalanteil bzw. sinkende Eigenkapitalquoten sind die Folge. Im Durchschnitt der landwirtschaftlichen Hauptidebetriebe des deutschen Testbetriebsnetzes 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 der Testbetriebe juristischer

Personen in den neuen Bundesländern ist mit 64,6 % (58,8 %) im Wirtschaftsjahr 2000/2001 (2010/2011) geringer als der Durchschnitt (BMELV, 2001; BMELV, 2011a). 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 durchschnittliche Eigenkapitalquote kleiner und mittlerer Unternehmen im Jahr 2004 in Deutschland bei 15 % (DEUTSCHE BUNDESBANK, 2006: 55).

Ein höherer Fremdkapitaleinsatz im Unternehmen kann dazu führen, dass dessen Kreditreserve (=maximale Schuldenobergrenze abzüglich Fremdkapital des Unternehmens) sinkt. Die Kreditreserve ist eine der Hauptquellen der finanziellen Flexibilität eines Unternehmens (LINS et al., 2010; DEANGELO et al., 2011; DENIS und MCKEON, 2012). Dabei wird hier in Anlehnung an BYOUN (2011: 1) unter finanzieller Flexibilität die Fähigkeit eines Unternehmens verstanden, zum gegenwärtigen Zeitpunkt finanzielle Ressourcen zu mobilisieren, um seine durch Unsicherheit gekennzeichnete Umwelt reaktiv, aktiv und proaktiv selbstständig zu gestalten.<sup>1</sup> Realisieren Unternehmen eine Investition mit hohem Fremdkapitalanteil, reduziert dies in der Regel ihre Kreditreserve und auch ihre finanzielle Flexibilität. Kennzeichen einer reduzierten zukünftigen finanziellen Flexibilität sind ein höherer Reservationspreis für die verbleibende Kreditreserve und damit verbunden höhere Kreditkosten (BARRY et al., 1981: 221-222). Ist dies der Fall, müssen Opportunitätskosten der Fremdkapitalaufnahme bei der Investitionsentscheidung berücksichtigt werden (DEANGELO et al., 2011: 258). In der klassischen Investitionstheorie spielen Opportunitäts-

kosten des Fremdkapitals jedoch nur eine untergeordnete Rolle.

Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob landwirtschaftliche Betriebsleiter die finanzielle Flexibilität in ihren Investitionsentscheidungen berücksichtigen. Der Beitrag verfolgt daher das Ziel, die Rolle der finanziellen Flexibilität bei landwirtschaftlichen Investitionsentscheidungen genauer zu untersuchen. Unserem Wissen nach ist dieser Frage in der Agrarökonomie bislang noch nicht nachgegangen worden. Zur Beantwortung der Forschungsfrage wird ein Discrete Choice Experiment (DCE) mit landwirtschaftlichen Betriebsleitern durchgeführt. Diese entscheiden sich im DCE zwischen hypothetischen Investitionsalternativen, die sich unter anderem verschieden auf die finanzielle Flexibilität ihres Betriebes auswirken. Mit Hilfe von DCE lassen sich Präferenzen für Handlungsalternativen ermitteln, ohne dass diese explizit abgefragt werden (Stated-Preferences-Ansatz). 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 (LOUVIERE, 2001). Ein Vorteil der DCE gegenüber dem Revealed-Preferences-Ansatz (beobachtbares Marktverhalten) liegt darin, auch hypothetische Handlungsalternativen einbeziehen zu können (TRAIN, 2009: 152).

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Abschnitt 2 gibt einen Literaturüberblick zum Thema „Finanzielle Flexibilität“. Außerdem werden die Forschungshypothesen abgeleitet. In Abschnitt 3 werden das experimentelle Design des DCE und die Datengrundlage beschrieben. Abschnitt 4 geht auf die Auswertung ein. Weiterhin werden die Ergebnisse des DCE erläutert. Der Beitrag schließt mit Schlussfolgerungen und einem Ausblick (Abschnitt 5).

## 2 Theoretischer Hintergrund

### 2.1 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. Dieser muss in betrieblichen Entscheidungen berücksichtigt werden und ist mit Opportunitätskosten verbunden. BARRY et al. (1981) bitten Agrarbanker, über mehrere hypo-

<sup>1</sup> Finanzielle Flexibilität kann als eine Komponente für die Stabilität eines Unternehmens angesehen werden. Sie sind jedoch nicht deckungsgleich. Für die finanzielle Stabilität wird der reaktive Charakter betont: Finanziell stabile Unternehmen sind aufgrund einer gesunden Vermögensstruktur in der Lage, reaktive Maßnahmen zu treffen, die es auch bei Eintritt unvorhergesehener Risiken erlauben, Rentabilität und Liquidität langfristig zu sichern (MUBHOFF und HIRSCHAUER, 2011: 96). Dagegen ist die Handlung des Unternehmens bei der finanziellen Flexibilität nicht nur reaktiv, sondern selbstständig aktiv und proaktiv. Zudem wird im Gegensatz zur Stabilitätsdefinition das Ziel der Umweltgestaltung in der Definition der finanziellen Flexibilität nicht konkret beschrieben. Finanzielle Flexibilität zu erhalten, kann beispielsweise auch zum Ziel haben, zukünftig erwartete Investitionsmöglichkeiten zu realisieren.

thetische Kreditanfragen zu entscheiden. Die finanzielle Situation des Betriebes variiert dabei. Sie zeigen, dass die Kreditkosten - die Summe aus Kreditzinssatz und Opportunitätskosten für die verringerte Kreditreserve - negativ mit der betrieblichen Einkommenssituation zusammenhängen. Mit anderen Worten: Sinkt die maximale Schuldenobergrenze des Betriebes aufgrund einer schlechten betrieblichen Einkommenssituation, verringert sich die verbleibende Kreditreserve und die daraus resultierenden Opportunitätskosten steigen. Der gefundene Zusammenhang fällt für Investitionskredite stärker aus als für operative Kredite. SONKA et al. (1980) führen ein ähnliches Simulationsexperiment 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 maximale Schuldenobergrenze beinahe erreicht haben, ihren Zugang zu Bankkrediten und damit ihre Kreditreserve gefährden. Des Weiteren sehen Agrarbanker den Fremdkapitalanteil und damit die Risikotragfähigkeit eines Betriebes 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; 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 werden Opportunitätskosten des Fremdkapitals in neueren agrarökonomischen Veröffentlichungen jedoch nicht diskutiert. Der Begriff „finanzielle Flexibilität“ fällt ebenfalls 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 eine Entscheidungskomponente bei Investitionsentscheidungen hervor. MARCHICA und MURA (2010) kommen bei der ökonometrischen Analyse von Daten britischer Unternehmen zu folgendem Ergebnis: Finanziell flexible Unternehmen sind in der Lage, größere und rentablere Investitionen zu tätigen als nicht finanziell flexible Unternehmen.<sup>2</sup> DENIS und MCKEON

(2012) stellen bei der Analyse von US-amerikanischen Firmendaten fest, dass etablierte Theorien, wie bspw. 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 kommt, wie auch DEANGELO et al. (2011), zu dem Ergebnis, dass Unternehmen bei Entscheidungen über die Kapitalstruktur Opportunitätskosten des Fremdkapitals berücksichtigen. Diese Opportunitätskosten entstehen aufgrund einer geringeren Möglichkeit, zukünftig Fremdkapital aufnehmen zu können.

Die genannten Studien zeigen und erläutern zwar den Zusammenhang zwischen finanzieller Flexibilität und Investitionen. Sie geben jedoch keinen Aufschluss darüber, ob und wenn ja, wie und in welchem Maße landwirtschaftliche Betriebsleiter die finanzielle Flexibilität in Investitionsentscheidungen berücksichtigen.

## 2.2 Hypothesengenerierung

Wie DANIEL et al. (2010) darlegen, sind die Kreditreserve eines Unternehmens, der Verkauf von Vermögenswerten, das Halten von Barreserven und Dividendenkürzungen Quellen für die finanzielle Flexibilität von Unternehmen. In der Landwirtschaft sind hiervon in erster Linie die betriebliche Kreditreserve und Bar-

---

Kreditreserve - negative Differenz zwischen beobachteter Verschuldung und prognostizierter möglicher Verschuldung - vorhalten. Danach tätigen diese Unternehmen ungewöhnlich hohe Investitionen. Insofern wird die Rentabilitätssteigerung zum einen nicht direkt durch die höhere finanzielle Flexibilität bewirkt, sondern nur indirekt darüber, dass finanziell flexible Unternehmen in der Lage sind, größere Investitionen zu tätigen als nicht finanziell flexible Unternehmen. Zum anderen belegen MARCHICA und MURA (2010: 1348) die Rentabilitätssteigerung der finanziell flexiblen Unternehmen nur für einen Zeitraum von 60 Monaten nach Durchführung der Investition.

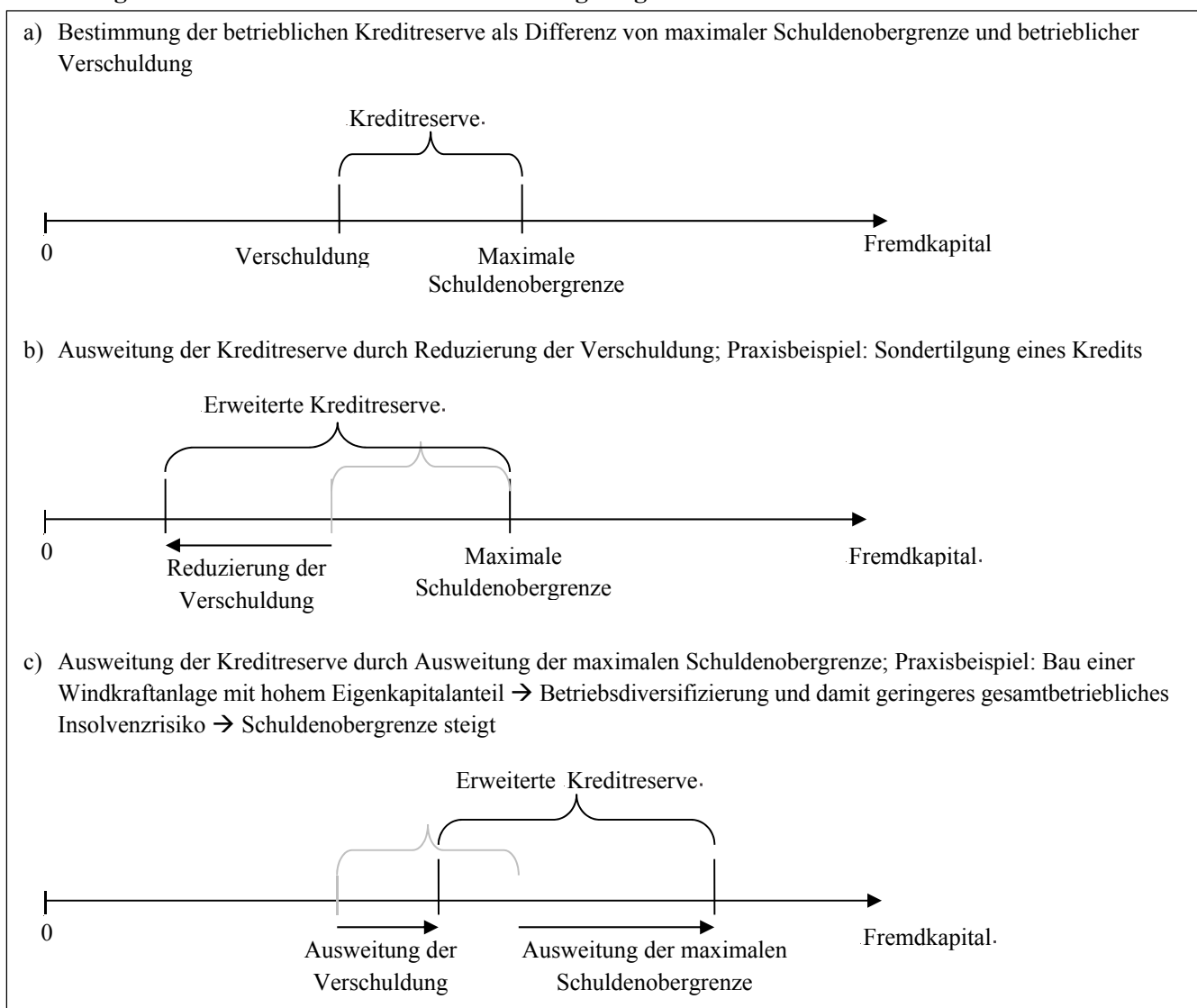
<sup>2</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass MARCHICA und MURA (2010: 1348) Unternehmen als finanziell flexibel betrachten, wenn diese mindestens drei Jahre lang eine

reserven sowie zusätzlich die Anpassung der Höhe von Privateinlagen und -entnahmen von Bedeutung. Im Investitionsfall fließen in aller Regel vorhandene Barreserven und Privateinlagen als Eigenkapital in die Investition und stehen damit als zukünftige Quellen finanzieller Flexibilität nicht zur Verfügung. Insofern stellt die betriebliche Kreditreserve (vgl. Abbildung 1a) die Hauptquelle der zukünftigen finanziellen Flexibilität dar (vgl. auch GOEDHART und SPRONK, 1989; DEANGELO und DEANGELO, 2007; DANIEL et al., 2010; ZIETLOW, 2010; HESS und IMMENKÖTTER, 2012; DENIS und MCKEON, 2012).

Die finanzielle Flexibilität kann auf zwei Wegen gesteigert werden: Zum einen wird mittels einer Reduzierung der Verschuldung bei gleichbleibender Gesamtverschuldung des Betriebes die betriebliche Kreditreserve erhöht und somit die finanzielle Flexibilität des Betriebes gesteigert (vgl. Abbildung 1b).

Zum anderen ist es möglich, die maximale Schuldenobergrenze eines Betriebes bspw. mittels einer Investition auszuweiten. Je nachdem wie viel Fremdkapital zur Durchführung der Investition benötigt wird, kann so die betriebliche Kreditreserve und damit auch die finanzielle Flexibilität des Betriebes gesteigert werden (vgl. Abbildung 1c). Da die maximale Schuldenobergrenze aufgrund von Informationsasymmetrien und möglichen Insolvenzkosten nicht unbegrenzt ausgeweitet werden kann (DEANGELO et al., 2011: 236), steht einem Betrieb Fremdkapital nur in begrenztem Umfang zur Verfügung. Fremdkapital ist somit eine knappe Ressource, deren zunehmender Einsatz mit steigenden Kosten verbunden ist. Ein Betrieb, der heute Fremdkapital aufnimmt, verringert unter Umständen seine zukünftige finanzielle Flexibilität, was zu einem höheren Reservationspreis für die verbleibende Kreditreserve und damit zu höheren betrieblichen Kosten

**Abbildung 1. Kreditreserve und deren Erweiterungsmöglichkeiten**



Quelle: eigene Darstellung

der Kreditverwendung führt (BARRY et al., 1981: 221-222). Die möglichen Auswirkungen auf die zukünftige 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 Betriebes, so wirkt sich dies c.p. negativ auf den Nutzen, den der Landwirt mit der Investitionsalternative verbindet, aus.

Finanziell flexible Betriebe sind weniger insolvenzgefährdet als nicht finanziell flexible Betriebe (MARCHICA und MURA, 2010: 1348). Eine Verringerung der finanziellen Flexibilität geht also mit einer Erhöhung des Insolvenzrisikos einher. Insofern sollte die Risikoeinstellung des Entscheiders für die Bedeutung, die er der finanziellen Flexibilität bei der Investitionsentscheidung beimisst, relevant sein. 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. Es wird deshalb erwartet:

*Hypothese 1a „Risikoeinstellung“:* Risikoaverse (risikoaffine) Landwirte bewerten die Verringerung der zukünftigen finanziellen Flexibilität ihres Betriebes c.p. negativer (positiver) als risikoneutrale Landwirte.

GAMBA und TRIANTIS (2008) untersuchen mithilfe eines dynamisch strukturellen Modells eines Betriebes den Einfluss finanzieller Flexibilität auf den Wert des Betriebes. Dazu vergleichen sie die Werte der simulierten Betriebe mit denen von Betrieben mit kostenloser Finanzierung. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Höhe des Wertaufschlags, der bei der Bewertung des Gesamtbetriebes für finanziell flexible Betriebe vorgenommen wird, auch von deren Rentabilität abhängt. Demnach ist der Wert der finanziellen Flexibilität für Betriebe mit einer geringen Rentabilität höher als für rentablere Betriebe. Außerdem zeigen GAMBA und TRIANTIS (2008), dass der Wert der finanziellen Flexibilität steigt, je volatiler die Rentabilität des Betriebes ist. Dies legt nahe, dass die Bedeutung, die ein Landwirt der finanziellen Flexibilität bei Investitionsentscheidungen beimisst, auch vom ge-

samtbetrieblichen Erfolg abhängt. Hypothese 1b lautet daher:

*Hypothese 1b „betrieblicher Erfolg“:* Landwirte mit erfolgreichen Betrieben bewerten die Verringerung der zukünftigen finanziellen Flexibilität ihres Betriebes c.p. weniger negativ als Landwirte mit weniger erfolgreichen Betrieben.

BIERLEN et al. (1998: 713) kommen zu dem Ergebnis, dass ältere Landwirte finanziell weniger eingeschränkt sind als jüngere Landwirte, da sie unter anderem über eine langjährige Beziehung zu ihrer Hausbank verfügen. Für die Bewertung der Auswirkungen einer Investitionsalternative auf die zukünftige finanzielle Flexibilität des Betriebes, dürfte jedoch nicht allein das Alter der Landwirte, sondern auch die Frage, ob die Betriebsnachfolge geklärt, offen oder noch nicht relevant ist, eine Rolle spielen. Hypothese 1c geht daher von folgendem Zusammenhang aus:

*Hypothese 1c „Betriebsnachfolge“:* Landwirte, deren Betriebsnachfolge noch offen bzw. noch nicht relevant ist, bewerten eine Verringerung der zukünftigen finanziellen Flexibilität ihres Betriebes c.p. negativer als Landwirte, deren Betriebsnachfolge geklärt ist.

Auch die Rentabilität der Investition spielt bei der Entscheidung für oder gegen eine Investitionsalternative eine Rolle. Geht man von einem Entscheider aus, der (auch) das Gewinnstreben als Unternehmerziel ansieht (WILLIAMS und SHUMWAY, 1998; WILLOCK et al., 1999), so kann erwartet werden:

*Hypothese 2 „Rentabilität der Investition“:* Eine hohe Rentabilität der Investition wirkt sich c.p. positiv auf den Nutzen, den der Landwirt mit der Investitionsalternative verbindet, aus.

Investitionsentscheidungen werden unter Unsicherheit getroffen. Wie ein Entscheider das mit der Investitionsalternative verbundene Risiko beurteilt, ist von seiner Risikoeinstellung abhängig (vgl. z.B. HARWOOD et al., 1999; BARD und BARRY, 2000). Analog zu dem in Hypothese 1a erläuterten Zusammenhang zwischen Risikoeinstellung und Bewertung des Risikos, lautet Hypothese 3:

*Hypothese 3 „Risikowirkung der Investition“:* Ein risikoaverser (risikoaffiner) Landwirt beurteilt ein hohes Risiko c.p. negativ (positiv). Dementsprechend sinkt (steigt) der Nutzen der Investitionsalternative mit der Erhöhung des mit der Investition verbundenen Risikos. Die Risikowirkung hat für risikoneutrale Landwirte c.p. keinen Einfluss auf den Nutzen der Investitionsalternative.

**Tabelle 1. Attribute und Ausprägungen im DCE**

Attribute und Kennzahlen		Ausprägungen <sup>a)</sup>
Finanzielle Flexibilität	Notwendiges Fremdkapital	<u>0</u> €; 200 000 €; 400 000 €; 600 000 €
Rentabilität der Investition	Erwartete Eigenkapitalrendite der Investition	<u>3</u> %; 5 %; 7 %; 9 %
Risiko	Gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit	halbiert; <u>unverändert</u> ; verdoppelt

<sup>a)</sup> Durchgängig unterstrichene Ausprägungen kennzeichnen die Ausprägungen der Status-quo-Alternative „Bankanlage des Geldes“. Unterbrochen unterstrichene Ausprägungen stellen Ausprägungen der Status-quo-Alternative dar, die auch mögliche Ausprägungen der Investitionsalternativen sind.

Quelle: eigene Darstellung

### 3 Experimentelles Design

Das Experiment besteht aus drei Teilen: Der erste Teil umfasst das DCE zu Investitionsentscheidungen. Im zweiten Teil werden die Landwirte zum Umgang mit der Entscheidungssituation im DCE befragt. Abschließend beantworten die Landwirte im dritten Teil Fragen zur Betriebssituation und zu ihrer Person. Im Folgenden wird die Ausgestaltung des DCE näher erläutert.

#### Entscheidungssituation

Im DCE wird den Landwirten ein Szenario beschrieben, bei dem sie über 100 000 € eigene liquide Mittel verfügen. Die Landwirte sollen entscheiden, welche Verwendung des Geldes sie präferieren. Sie werden darauf hingewiesen, dass sie eine möglichst realistische Entscheidung im Sinne ihres Betriebes treffen sollen. Die Entscheidungssituation umfasst dabei jeweils zwei verschiedene und sich gegenseitig ausschließende Investitionsalternativen mit einer Nutzungsdauer von 15 Jahren. 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 der Investition“ 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).

Im DCE wird abgebildet, wie viel Fremdkapital für die Durchführung der Investitionsalternative benötigt wird. Dabei wird angenommen: Je mehr Fremd-

kapital aufgenommen werden muss, desto größer können c.p. die Auswirkungen auf die zukünftige finanzielle Flexibilität des jeweiligen Betriebes sein (vgl. Abschnitt 2.2). Die Fremdkapitalhöhe, die zusätzlich zu den 100 000 € Eigenkapital für die Investition notwendig ist, variiert mit 200 000 €, 400 000 € und 600 000 €. Das Attribut „Rentabilität der Investition“ wird durch die in der Praxis häufig verwendete Rentabilitätskennzahl „Eigenkapitalrendite“ abgebildet. Die Buchführungsergebnisse der Testbetriebe des BMELV zeigen für das Wirtschaftsjahr 2009/2010, dass Testbetriebe mit einem positiven Einkommensabstand (=Abstand des Vergleichsgewinns von der Summe der Vergleichsansätze nach §4LwG) von 0 % bis 20 % im Durchschnitt eine Eigenkapitalrendite von 2,6 % und Testbetriebe mit einem positiven Einkommensabstand von über 50 % eine Eigenkapitalrendite von 9,7 % erwirtschaftet haben (BMELV, 2011b: 62). Daher wird im DCE die erwartete Eigenkapitalrendite der Investition mit 5 %, 7 % und 9 % variiert. Wie sich das mit der Investition verbundene Risiko auf den Betrieb auswirkt, wird durch die Kennzahl „gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit“ abgebildet. Eine Investition kann die gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit verringern, unverändert lassen oder erhöhen. Um das mit der Investition verbundene Risiko zu quantifizieren, wird angenommen, dass sich die individuelle gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit entweder halbiert, unverändert bleibt oder verdoppelt.<sup>3</sup> Die Sta-

<sup>3</sup> Es gibt eine wachsende Zahl an Studien, die als Attributausprägungen Relativzahlen verwenden, die sich auf ein individuelles Referenzszenario beziehen (vgl. bspw. HENSHER und SULLIVAN, 2003; HENSHER, 2008; ROSE et al., 2008; TRAIN und WILSON, 2008). Der Vorteil, die Auswahlentscheidung eines Teilnehmers auf ein individuelles Referenzszenario zu beziehen, besteht darin, dass die Attributausprägungen für jedes Individuum realistischer gewählt werden können. Es ist jedoch zu be-

tus-quo-Alternative ist wie folgt charakterisiert: Die Anlage des Geldes bei der Bank erbringt eine jährliche Rendite von 3 %. Der Einsatz von Fremdkapital ist nicht notwendig. Ebenso bleibt die gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit unverändert.

### Operationalisierung

Das experimentelle Design des DCE 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 Entscheidungssituationen bzw. Choice Sets. Dieses Design ist jedoch für einen praktikablen Einsatz zu umfangreich und muss daher reduziert werden. Hierfür wurden in der Vergangenheit standardmäßig orthogonale Designs verwendet (für Folgendes und einen weiterführenden Einblick in die verschiedenen experimentellen Designs vgl. ROSE und BLIEMER, 2009). Ein Design ist dann orthogonal, wenn die Attributausprägungen nicht miteinander korreliert sind und die verschiedenen Attributausprägungen gleich häufig im Design enthalten sind. So ist gewährleistet, dass alle Parameter unabhängig voneinander geschätzt werden können. Ebenfalls vorteilhaft ist, dass orthogonale Designs einfach zu konstruieren sind. Orthogonalität im Design ist jedoch nicht gleichzusetzen mit Orthogonalität in den Daten. Ist Orthogonalität in den Daten, wie in den meisten Fällen, nicht gegeben, können die Parameter nicht unabhängig voneinander gemessen werden. Diese Eigenschaft des orthogonalen Designs ist in der Praxis, insbesondere bei Verwendung von individuen-spezifischen Variablen in der Modellschätzung, oft nicht erzielbar. Eine Weiterentwicklung des orthogonalen Designansatzes ist das sogenannte „optimal orthogonal in the differences“ (OOD)-Design. Neben der Orthogonalität ist das Ziel dieses Designs, die Differenz zwischen den Ausprägungswerten eines Attributs eines Choice Sets zu maximieren (vgl. STREET et al., 2001; BURGESS und STREET, 2005). Die Experimententeilnehmer werden so gezwungen, abwägend zwischen den Attributen eines Choice Sets zu entscheiden. Allerdings sind OOD-Designs nur für Experimente mit generischen Attributen sowie Experimente, in denen alle Alternativen dieselbe Anzahl Attribute und alle Attribute dieselbe Anzahl Ausprägungen aufweisen, geeignet.

---

achten, dass die Modellergebnisse für die Attribute, die sich auf das individuelle Referenzszenario beziehen, auch immer in Bezug auf das individuelle Referenzszenario interpretiert werden müssen (vgl. hierzu HENSHER et al., 2005: 178-184).

Immer häufiger werden inzwischen effiziente Designs bei DCE genutzt. Effiziente Designs (vgl. FERRINI und SCARPA, 2007; BLIEMER et al., 2009) basieren darauf, dass ex ante Informationen über die Nutzenparameter der Grundgesamtheit bekannt sind. Ihr Ziel ist es, Daten zu generieren, die gewährleisten, dass bei der Modellschätzung die Standardfehler der Nutzenparameter minimiert werden. Dabei ist von Vorteil, dass dominante Alternativen vermieden werden können. Auch eine Blockbildung, die eine größere Stichprobe und die Annahme identischer Präferenzen zwischen Individuen erfordert, ist im Regelfall nicht notwendig, da nur eine geringe Anzahl von Choice Sets für die Bildung eines effizienten Designs erforderlich ist. Zudem kann bei der Designbildung berücksichtigt werden, dass die Teilnehmer mehrere Choice Sets beantworten, folglich also die Auswahlentscheidungen nicht unabhängig voneinander sein werden. Mithilfe von sogenannten „Bayesian efficient“-Designs (vgl. SÁNDOR und WEDEL, 2005; BLIEMER et al., 2006) wird in der Designbildung auch die mit den Vorabinformationen verbundene Unsicherheit in Form von zugrundegelegten Zufallsverteilungen für die Vorab-Nutzenparameter einbezogen. Grundsätzlich halten BLIEMER und ROSE (2006) fest, dass effiziente Designs immer dann besser sind, wenn Vorabinformationen über die Nutzenparameter vorliegen, was in der Praxis häufig der Fall ist.

In diesem Beitrag wird bei der Designbildung als Maß für die Effizienz des Designs der D-Fehler zugrunde gelegt. Nach SCARPA und ROSE (2008) gibt es verschiedene adäquate Maße, die die Effizienz eines Designs beschreiben. Keines davon lässt sich per se eindeutig einem anderen vorziehen. Allerdings geben SCARPA und ROSE (2008) die Empfehlung, den D-Fehler als Effizienzkriterium zu verwenden, wenn das Ziel verfolgt wird, sowohl die Standardfehler als auch die Kovarianzen der geschätzten Nutzenparameter zu minimieren.

Aufgrund der vorangegangenen Überlegungen wurde mithilfe der Software Ngene 1.1.1 (CHOICE-METRICS, 2012) ein „D-Efficient Bayesian Design“ (D-Fehler von 0,007) erstellt, mit dessen Hilfe ausschließlich Haupteffekte der Attribute geschätzt werden können. Um die hierfür notwendigen Vorabinformationen zu generieren, wurde ein Prätest mit 12 Landwirten durchgeführt. Im Prätest wurde ein „OOD-Design“ verwendet (BLIEMER et al., 2009). Die Anzahl der Choice Sets, welche den Landwirten im finalen Experiment vorgelegt wurden, konnte so auf 12 reduziert werden. Tabelle 2 zeigt eines dieser Choice Sets.

**Tabelle 2. Beispiel Choice Set**

Investitionsalternative	Investition A	Investition B	Bankanlage
Notwendiges Fremdkapital	200 000 €	400 000 €	0 €
Erwartete Eigenkapitalrendite	5 %	7 %	3 %
Gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit	halbiert	unverändert	unverändert
<b>Wie möchten Sie Ihr Geld verwenden?</b>	<b>O</b>	<b>O</b>	<b>O</b>

Quelle: eigene Darstellung

## Daten

Das Experiment wurde im Jahr 2012 mit deutschen Landwirten online durchgeführt und dauerte insgesamt etwa 30 Minuten. Die Landwirte wurden per E-Mail über das Alumni-Netzwerk der Georg-August-Universität Göttingen angesprochen und gebeten, auch andere Berufskollegen auf das Experiment aufmerksam zu machen.

Tabelle 3 beinhaltet die deskriptive Statistik der 53 Landwirte, die am Experiment teilgenommen haben. Insgesamt konnten alle 636 Choice Sets (=12 Choice Sets pro Landwirt · 53 Landwirte) ausgewertet werden. In 86 % der Entscheidungssituationen haben sich die Landwirte dabei für eine Investitionsalternative entschieden. Das Durchschnittsalter der Landwirte

liegt bei 34 Jahren ( $\sigma=11,8$ ; Min=20; Max=57). 7,5 % der Landwirte sind weiblich und 59 % haben einen Fachhochschul- oder Universitätsabschluss. Im Durchschnitt schätzen sich die Landwirte als leicht risikobereit ein ( $\mu=6,1$ ;  $\sigma=1,9$ ; 0=sehr risikoavers; 5=risikoneutral; 10=sehr risikobereit). Die teilnehmenden Betriebsleiter bewirtschaften im Durchschnitt 444 ha ( $\sigma=714$  ha); 62 % erzeugen regenerative Energien. 53 % (47 %) der Betriebsleiter schätzen ihren Betrieb im Vergleich zum Durchschnitt der Betriebsleiter als unterdurchschnittlich (überdurchschnittlich) erfolgreich ein. Die Betriebsnachfolge ist bei 66 % der Betriebe geklärt bzw. in konkreter Planung. Anhand der deskriptiven Statistik ist erkennbar, dass die befragten Teilnehmer für die Grundgesamtheit der deutschen Landwirte keine repräsentative Stichprobe darstellen.

**Tabelle 3. Deskriptive Statistik<sup>a)</sup>**

<b>Entscheidungssituation</b>	
Anzahl nicht beantworteter Choice Sets von 636 Choice Sets	0
Anteil der Entscheidungen für Investition A oder B (%)	86
<b>Betriebsleiter</b>	
Durchschnittliches Alter (Jahre)	34
Anteil weiblicher Teilnehmer (%)	7,5
Anteil Betriebsleiter mit Fachhochschul- oder Universitätsabschluss (%)	59
Durchschnittliche Risikoeinstellung (Selbsteinschätzung) <sup>b)</sup>	6,1
<b>Betrieb</b>	
Durchschnittliche Betriebsgröße (Acker- und Grünland in ha)	444
Anteil Betriebe mit einem Betriebszweig „Regenerative Energien“ <sup>c)</sup> (%)	62
Anteil Betriebsleiter, die ihren Betrieb als unterdurchschnittlich (überdurchschnittlich) erfolgreich einschätzen <sup>d)</sup> (%)	53 (47)
Anteil Betriebe, deren Betriebsnachfolge geklärt bzw. in Planung ist (%)	66

<sup>a)</sup> Nicht alle Fragen wurden von allen Landwirten (N=53) beantwortet. Die Anzahl abgegebener Antworten schwankt zwischen 48 und 53.

<sup>b)</sup> Selbsteinschätzung der individuellen Risikoeinstellung auf einer Skala von 0 (=gar nicht risikobereit) bis 10 (=sehr risikobereit) (vgl. DIW, 2010). Die folgenden Paare geben an, welcher Wert sich im Experiment mit welcher Häufigkeit ergeben hat: 0→0; 1→0; 2→1; 3→5; 4→4; 5→11; 6→4; 7→17; 8→6; 9→5; 10→0.

<sup>c)</sup> Zum Betriebszweig „Regenerative Energien“ zählen Photovoltaik, Windenergie und/oder Biogasanlagen.

<sup>d)</sup> Faktor, der bei einer explorativen Faktorenanalyse extrahiert wurde (vgl. Anhang). Es handelt sich bei den Items, die in die explorative Faktorenanalyse eingeflossen sind, um subjektive Einschätzungen der Landwirte.

Quelle: eigene Berechnungen



## 4 Auswertung des DCE

### 4.1 Zur ökonomischen Auswertung von DCE

Der Random Utility Theory (MCFADDEN, 1974) zufolge lässt sich für jedes Individuum  $n$  und jedes Gut oder jede Handlungsalternative  $i$ , die in der Entscheidungssituation zur Auswahl steht, eine indirekte Nutzenfunktion  $U_{in}$  aufstellen (vgl. für Folgendes LOUVIERE et al., 2000: 37-51):<sup>4</sup>

$$U_{in} = \beta_{kn}' x_{ik} + \varepsilon_{in} \quad (1)$$

$U_{in}$  lässt sich durch  $k$  nutzenstiftende Attribute  $x_i$  beschreiben. Nicht beobachtbare individuelle Präferenzen gehen in die unerklärte Komponente  $\varepsilon_{in}$  ein, für die eine iid Extremwertverteilung angenommen wird.<sup>5</sup> Als Nutzenmaximierer wählt Individuum  $n$  Alternative  $i$  statt  $j$  aus einer gegebenen Alternativenmenge  $C_n$  aus, wenn gilt:  $U_i > U_j \forall j \in C_n, i \neq j$ . Wären die Nutzenparameter dabei individuell beobachtbar, könnte die bedingte Auswahlwahrscheinlichkeit  $L_{in}$  mithilfe der Maximum Likelihood Methode folgendermaßen ermittelt werden:

$$L_{in}(\beta_{kn}) = \frac{\exp(\beta_{kn}' x_{ik})}{\sum_j \exp(\beta_{kn}' x_{jk})} \quad (2)$$

Dies ist jedoch in der Realität nicht der Fall. Folglich werden die Nutzenparameter als stochastische Variablen betrachtet und variieren über Individuen mit einer Dichtefunktion  $f(\beta_{kn} | \mathbf{M})$ , wobei  $\mathbf{M}$  die Momente der Verteilung wiedergibt (HENSHER und GREENE,

2003: 136). Üblicherweise werden Normalverteilungen oder Log-Normalverteilungen angenommen, aber auch Gleich- oder Dreiecksverteilungen sind anwendbar (vgl. LOUVIERE et al., 2000: 199). Die Formel für die unbedingte Auswahlwahrscheinlichkeit  $P_{in}$  im sogenannten Mixed-Logit-Modell lautet daher (vgl. für Folgendes HENSHER und GREENE, 2003: 136-137):

$$P_{in}(\mathbf{M}) = \int_{\beta_{kn}} L_{in}(\beta_{kn}) f(\beta_{kn} | \mathbf{M}) d\beta_{kn} \quad (3)$$

Das Integral der bedingten Auswahlwahrscheinlichkeit über alle Werte für  $\beta_{kn}$  hat keine geschlossene Form, sodass die unbedingte Auswahlwahrscheinlichkeit mittels simulierter Log-Likelihood Funktionen für jeden gegebenen Wert von  $\mathbf{M}$  angenähert wird. Dabei werden  $R$  Simulationsläufe durchgeführt, in denen  $R$  Realisierungen der Momente der gewählten Verteilungen  $\mathbf{M}^R$  aus der Dichtefunktion  $f$  gezogen und die zugehörigen Nutzenparameter  $\beta_{kn}^R$  berechnet werden. Die Erzeugung der dafür notwendigen Quasizufallszahlen erfolgt mittels Halton-Sequenzen.<sup>6</sup> Für jedes  $\beta_{kn}^R$  wird die bedingte Auswahlwahrscheinlichkeit  $L_{in}^R$  berechnet. Die gesuchte simulierte Auswahlwahrscheinlichkeit  $P_{in}$  ergibt sich dann als Durchschnitt aus allen berechneten bedingten Wahrscheinlichkeiten  $L_{in}^R$ .

Um die im Mixed-Logit-Modell abgebildete Präferenzheterogenität zu erklären, ist es unerlässlich, individuenspezifische Merkmale  $s_{dn}$  in die Modellschätzung aufzunehmen (BOXALL und ADAMOWICZ, 2002: 422):

$$P_{in}(\mathbf{M}) = \int_{\beta_{kn}} \frac{\exp(\beta_{kn}' x_{ik} + \gamma_{dk}' g_k(s_{dn}))}{\sum_j \exp(\beta_{kn}' x_{jk} + \gamma_{dk}' g_k(s_{dn}))} f(\beta_{kn} | \mathbf{M}) d\beta_{kn} \quad (4)$$

Da die  $d$  individuenspezifischen Merkmale  $s_n$  nicht über Alternativen variieren, werden diese durch Interaktionsterme mit den Attributen  $g_k(s_{dn})$  in das Modell einbezogen (vgl. HANLEY et al., 2001: 440; bspw.  $g_1(s_{dn}) = x_1 \cdot s_{dn}$ ).  $\gamma_{dk}$  gibt dabei an, um wie viel sich der Nutzenparameter  $\beta_{kn}$  verändert, wenn nicht das Referenzindividuum (vgl. Gleichung (1)), sondern ein Individuum betrachtet wird, dessen Wert für das betrachtete individuenspezifische Merkmal  $s_{dn}$  c.p. um eine Einheit erhöht ist.

<sup>4</sup> In zahlreichen Studien wird ein DCE durchgeführt, bei dem nicht die Auswahl zwischen klassischen Konsumgütern, sondern zwischen verschiedenen Handlungsalternativen oder selten getätigten und teuren Konsumgütern untersucht wird (vgl. im Bereich der Gesundheitsökonomie bspw. HILL et al. (2012); für seltene Konsumgüter bspw. QUIAN und SOOPRAMANIEN (2011); für eine zu dem Experiment in diesem Beitrag sehr ähnliche Studie BUCKLEY et al. (2007)). Alle genannten Studien haben gemeinsam, dass sie im Theorieteil auf die Random Utility Theory von MCFADDEN (1974) verweisen und die dort üblicherweise gebrauchten Begriffe, wie „Nutzenfunktion“ und „Attribute“, verwenden.

<sup>5</sup> HENSHER und GREENE (2003: 161-162) weisen darauf hin, dass der Nutzen, der für ein Individuum mit einer Alternative verbunden ist, auch von der Anzahl der Choice Sets pro Individuum abhängt. Hieraus ergibt sich die Notwendigkeit, die Panelstruktur der Daten zu berücksichtigen. Allerdings kann in Mixed-Logit-Modellen nur entweder Korrelation über Alternativen oder Korrelation über Choice Sets berücksichtigt werden, nicht jedoch beides gleichzeitig.

<sup>6</sup> Halton-Sequenzen sind Zahlenfolgen, die so erzeugt werden, dass sie das Integrationsvolumen gleichmäßig mit Punkten füllen, ohne dass diese wie in einem regulären Gitter miteinander korreliert sind (vgl. BHAT, 2001: 684-685).

Zur Prüfung der Annahme, dass der Nutzen linear in den Nutzenparametern ist, wird ein Test auf Linearität durchgeführt. Hierzu werden die Attribute dummycodiert (vgl. HENSHER et al., 2005: 344-351). Als Referenz wird jeweils der mittlere der drei Ausprägungswerte gewählt. Für jedes der Attribute werden also zwei dummycodierte Variablen in die Modellschätzung einbezogen - eine codiert den höheren, eine den niedrigeren Ausprägungswert. Die Linearitätsannahme gilt dann als erfüllt, wenn für beide dummycodierten 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 nicht signifikant unterschiedliche Veränderung der Auswahlwahrscheinlichkeit nach sich zieht.

## 4.2 Ergebnisse

Zur Überprüfung der Hypothesen werden zwei Mixed-Logit-Modelle geschätzt. In diese wird eine alternativenspezifische Konstante (ASK) aufgenommen. Hierfür wird eine binärcodierte erklärende Variable konstruiert, die für eine Investitionsalternative den Wert Eins, für die Status-quo-Alternative den Wert Null annimmt. Weiterhin fließen die Attribute „Fremdkapitaleinsatz“, „Eigenkapitalrendite“ und „Insolvenzwahrscheinlichkeit“ in die Modelle ein. Die individuen-spezifische Variable „Risikoeinstellung“ wird als Interaktionsterm mit den Attributen „Fremdkapitaleinsatz“ und „Insolvenzwahrscheinlichkeit“ berücksichtigt. Die Variablen „betrieblicher Erfolg“ und „Betriebsnachfolge“ werden nur mit dem Attribut „Fremdkapitaleinsatz“ interagiert. Ein Wald-Test auf lineare Restriktionen bestätigt die Linearität der Attribute „Fremdkapitaleinsatz“ (p-Wert=0,08) und „Eigenkapitalrendite“ (p-Wert=0,31). In die Modellschätzungen werden daher die Attributvariablen „Fremdkapitaleinsatz“ und „Eigenkapitalrendite“ aufgenommen. Dagegen kann für das Attribut „Insolvenzwahrscheinlichkeit“ kein linearer Wirkungszusammenhang angenommen werden, da eine dummycodierte Variable des Attributs nicht signifikant ist (vgl. Mixed-Logit-Modell ohne Interaktionsterme in Tabelle 4). Der für das Attribut „Insolvenzwahrscheinlichkeit“ durchgeführte Wald-Test auf lineare Restriktionen bestätigt dies (p-Wert<0,001). Daher gehen anstelle der Attributvariablen die dummycodierten Variablen dieses Attributs in die Modelle ein.

In den Modellschätzungen werden die Nutzenparameter aller Attribute als stochastische Variablen unter Annahme einer Normalverteilung aufgefasst. Wie das Mixed-Logit-Modell mit Interaktionen in Tabelle 4 zeigt, sind die Standardabweichungen aller Nutzenparameter signifikant,<sup>7</sup> was die Schätzung als stochastische Variablen rechtfertigt (vgl. HENSHER und GREENE, 2003: 145). Mithilfe von individuen-spezifischen Variablen kann die Ursache der gefundenen Präferenzheterogenität näher geklärt werden (vgl. Mixed-Logit-Modell mit Interaktionstermen in Tabelle 4). Sowohl der simulierte Log-Likelihood-Wert als auch das AIC-Kriterium zeigen an, dass sich die Modellgüte hierdurch verbessert.

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Modellschätzung auf die in Abschnitt 2.2 aufgestellten Hypothesen bezogen:

### Test H1 „Finanzielle Flexibilität“

Der Nutzenparameter des Attributs „Fremdkapitaleinsatz“ ist in beiden Modellen signifikant negativ (vgl. Tabelle 4). Ist für eine Investitionsalternative c.p. ein höherer Fremdkapitaleinsatz notwendig und damit eine geringere zukünftige finanzielle Flexibilität des Betriebes in Form einer geringeren betrieblichen Kreditreserve verbunden, wirkt sich dies negativ auf den Nutzen der Investition und deren Auswahlwahrscheinlichkeit aus. Hypothese 1 kann somit nicht abgelehnt werden.

### Test H1a „Risikoeinstellung“

Die teilnehmenden Landwirte beurteilen das Attribut „Fremdkapitaleinsatz“ und damit die Entscheidungsrelevanz der finanziellen Flexibilität bei Investitionsentscheidungen heterogen (vgl. signifikante Standardabweichung des Attributs „Fremdkapitaleinsatz“ in Tabelle 4). Je risikobereiter ein Landwirt auf einer Skala von 0 (=gar nicht risikobereit) bis 10 (=sehr risikobereit) ist, desto weniger negativ ist c.p. sein Nutzenparameter für das Attribut „Fremdkapitaleinsatz“ ( $= -0,117 + 0,001 \cdot \text{Risikoeinstellung}$ ). Das bedeutet, dass risikofreudige Landwirte einen c.p. höheren Fremdkapitaleinsatz bei einer Investitions-

<sup>7</sup> Im Mixed-Logit-Modell ohne Interaktionsterme ist die Standardabweichung für die Variable „Insolvenzrisiko - niedrig“ nicht signifikant. Da diese Variable im Mixed-Logit-Modell mit Interaktionen signifikant ist und dieses Modell dem Mixed-Logit-Modell ohne Interaktionsterme der Modellgüte nach vorzuziehen ist, wird die Variable „Insolvenzrisiko - niedrig“ als stochastische Variable geschätzt.

alternative und damit verbunden eine geringere zukünftige finanzielle Flexibilität ihres Betriebes weniger negativ beurteilen als risikoaverse Landwirte. Aus den Ergebnissen lässt sich jedoch nicht schließen, dass risikoneutrale Entscheider (Risikoeinstellung=5) der mit einer Verringerung der zukünftigen finanziellen Flexibilität verbundenen höheren Insolvenzwahrscheinlichkeit keine Bedeutung beimessen. Hypothese 1a kann daher durch die Ergebnisse in Teilen gestützt werden.

Die in Abbildung 2 dargestellten marginalen Effekte für eine Veränderung des Fremdkapitals um eintausend Euro sind in Abhängigkeit der Risikoeinstellung der Landwirte und unter der Annahme, dass die Investitionsalternativen keine Veränderung auf die

gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit haben, berechnet. Es zeigt sich ein uneinheitliches Bild. Je risikobereiter ein Landwirt ist, desto negativer ist der marginale Effekt einer Erhöhung des Fremdkapitals um 1 000 Euro bei einer Ausgangshöhe von 200 000 und 600 000 Euro Fremdkapital. Dagegen verringert sich der marginale Effekt mit steigender Risikobereitschaft bei einer Ausgangshöhe von 400 000 Euro Fremdkapital. Außerdem ist erkennbar, dass der negative marginale Effekt einer Veränderung des Fremdkapitals um 1 000 Euro mit steigendem Ausgangswert für das Fremdkapital abnimmt. Um diese Ergebnisse näher erklären zu können, ist jedoch eine tiefergehende Untersuchung der Zusammenhänge notwendig.

**Tabelle 4. Ergebnisse<sup>a)</sup>**

Variable	Mixed-Logit-Modell ohne Interaktionsterme	Mixed-Logit-Modell mit Interaktionstermen
<i>Nutzenparameter</i>		
ASK <sup>b)</sup>	2,885*** (3,73)	2,779*** (5,11)
Fremdkapitaleinsatz (in 1 000 €)	-0,003** (-2,93)	-0,117*** (-3,87)
Fremdkapitaleinsatz · Risikoeinstellung <sup>c)</sup>		0,001* (1,87)
Fremdkapitaleinsatz · betrieblicher Erfolg <sup>d)</sup>		0,002* (2,47)
Fremdkapitaleinsatz · Betriebsnachfolge <sup>e)</sup>		0,005** (3,11)
Eigenkapitalrendite (in %)	0,552*** (5,03)	0,624*** (5,48)
Insolvenzwahrscheinlichkeit - niedrig <sup>f)</sup>	0,034 (0,12)	3,222** (3,12)
Insolvenzwahrscheinlichkeit - niedrig <sup>f)</sup> · Risikoeinstellung <sup>c)</sup>		-0,520** (-3,21)
Insolvenzwahrscheinlichkeit - hoch <sup>f)</sup>	-3,673*** (-7,45)	-5,493** (-3,32)
Insolvenzwahrscheinlichkeit - hoch <sup>f)</sup> · Risikoeinstellung <sup>c)</sup>		0,263 (1,12)
<i>Standardabweichungen</i>		
ASK	2,841*** (4,01)	2,043*** (5,03)
Fremdkapitaleinsatz	0,005*** (6,20)	0,005*** (5,35)
Eigenkapitalrendite	0,416*** (5,07)	0,441*** (5,62)
Insolvenzwahrscheinlichkeit - niedrig <sup>f)</sup>	0,573 (1,08)	0,840** (2,32)
Insolvenzwahrscheinlichkeit - hoch <sup>f)</sup>	2,081*** (4,64)	2,571*** (4,02)
(Simulierter) Log-Likelihood	-417	-406
AIC	853	841

<sup>a)</sup> + p < 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001; eingerückte Variablen kennzeichnen die Interaktionsterme; 53 teilnehmende Landwirte; 636 Entscheidungen; z-Werte in Klammern; 1 000 Halton-Sequenzen.

<sup>b)</sup> binärcodierte erklärende Variable; Referenz: Status-quo-Alternative „Bankanlage des Geldes“.

<sup>c)</sup> Selbsteinschätzung der Risikoeinstellung auf einer Skala von 0 (=gar nicht risikobereit) bis 10 (=sehr risikobereit).

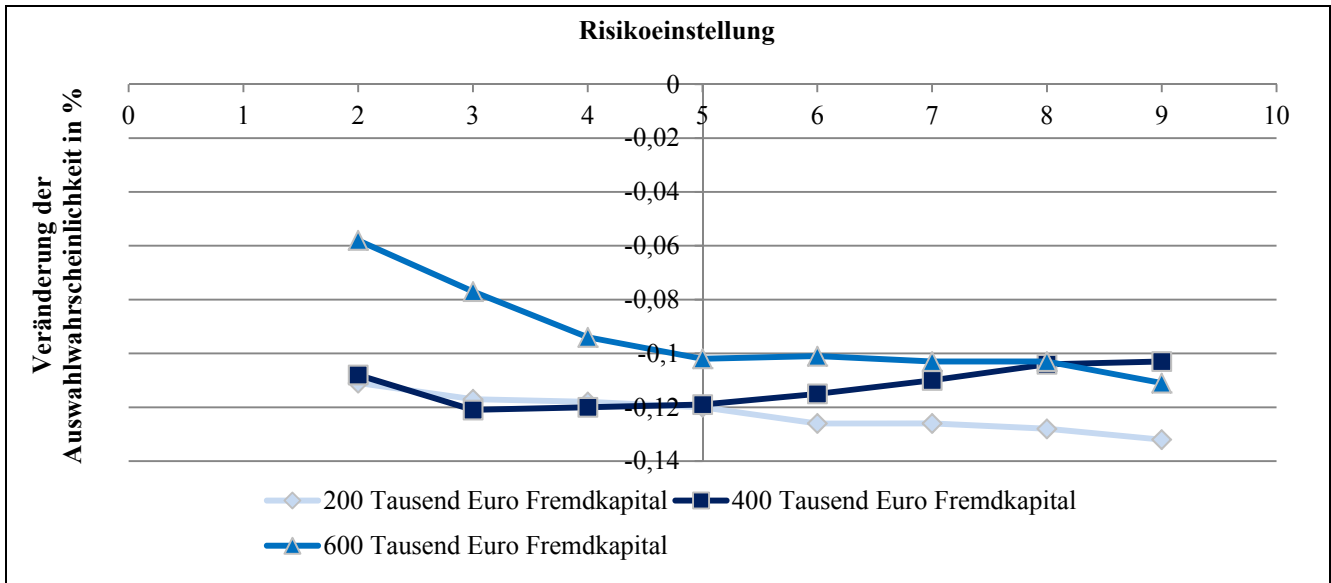
<sup>d)</sup> Faktor extrahiert bei einer explorativen Faktorenanalyse (vgl. Anhang); -1=Der Betriebsleiter schätzt den Erfolg seines Betriebes im Vergleich zu den anderen Landwirten als unterdurchschnittlich ein; Referenz: 0=Der Betriebsleiter schätzt den Erfolg seines Betriebes im Vergleich zu den anderen Landwirten als durchschnittlich ein; +1=Der Betriebsleiter schätzt den Erfolg seines Betriebes im Vergleich zu den anderen Landwirten als überdurchschnittlich ein.

<sup>e)</sup> 0=Betriebsnachfolge noch offen bzw. noch nicht relevant; 1=Betriebsnachfolge geregelt bzw. in Planung.

<sup>f)</sup> dummycodiert; Referenz: Insolvenzwahrscheinlichkeit mittel; niedrig=halbiert, mittel=unverändert, hoch=verdoppelt.

Quelle: eigene Berechnungen mithilfe des Befehls „mixlogit“ (HOLE, 2007) in Stata 12

**Abbildung 2. Marginale Effekte für die Erhöhung des Fremdkapitals um 1 000 Euro, berechnet in Abhängigkeit von der Risikoeinstellung der Landwirte**



Quelle: eigene Berechnung mithilfe des Befehls „mixlogit“ (HOLE, 2007) in Stata 12

### Test H1b „betrieblicher Erfolg“

Eine weitere Ursache für die Präferenzheterogenität des Attributs „Fremdkapitaleinsatz“ verdeutlicht die Variable „betrieblicher Erfolg“. Sie wurde bei einer explorativen Faktorenanalyse von subjektiven Statements zur betrieblichen Situation extrahiert (vgl. Anhang). Ein Betriebsleiter, der im Vergleich zu den anderen Teilnehmern seinen Betrieb als überdurchschnittlich erfolgreich einschätzt, weist c.p. einen weniger negativen Nutzenparameter ( $= -0,117 + 0,002 \cdot |\text{Faktorwert}|$ ) für das Attribut „Fremdkapitaleinsatz“ auf. Für Betriebsleiter, die im Vergleich zu den anderen Teilnehmern ihren Betrieb als unterdurchschnittlich erfolgreich einschätzen, ergibt sich andersherum ein im Vergleich zu den anderen Teilnehmern c.p. negativerer Nutzenparameter ( $= -0,117 - 0,002 \cdot |\text{Faktorwert}|$ ) für das Attribut „Fremdkapitaleinsatz“. Diese Gruppe beurteilt eine geringere zukünftige finanzielle Flexibilität in Form einer reduzierten betrieblichen Kreditreserve also negativer als die Gruppe der Betriebsleiter, die ihren Betrieb gegenüber den anderen Teilnehmern als überdurchschnittlich erfolgreich einschätzen. Hypothese 1b lässt sich demzufolge nicht ablehnen.

### Test H1c „Betriebsnachfolge“

Die Variable „Betriebsnachfolge“ drückt ebenfalls eine Ursache für die Präferenzheterogenität beim Attribut „Fremdkapitaleinsatz“ aus. Betriebsleiter, für deren Betriebe die Betriebsnachfolge geklärt oder zum

Zeitpunkt der Entscheidung in konkreter Planung ist, beurteilen das Attribut „Fremdkapitaleinsatz“ und damit eine geringere zukünftige finanzielle Flexibilität c.p. weniger negativ (Nutzenparameter  $= -0,117 + 0,005$ ) als Betriebsleiter, deren Betriebsnachfolge noch offen bzw. zum Zeitpunkt der Entscheidung noch nicht relevant ist. Somit kann Hypothese 1c nicht abgelehnt werden.

### Test H2 „Rentabilität der Investition“

Das Attribut „Eigenkapitalrendite“ weist in beiden Modellen einen signifikant positiven Nutzenparameter auf (vgl. Tabelle 4). Hieraus folgt, dass der Durchschnittsteilnehmer c.p. eine hohe Eigenkapitalrendite und damit eine hohe Rentabilität der Investition positiv beurteilt. Dies wirkt sich c.p. positiv auf den Nutzen einer Investition und damit auf deren Auswahlwahrscheinlichkeit aus. Hypothese 2 lässt sich also ebenfalls nicht ablehnen.

Abbildung 3 zeigt die berechneten marginalen Effekte für eine Steigerung der Eigenkapitalrendite um 1 % in Abhängigkeit von den Auswirkungen der Investition auf die individuelle gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit und der Höhe der Eigenkapitalrendite. Es wird deutlich, dass der marginale Effekt, den eine Erhöhung der Eigenkapitalrendite der Investitionsalternative um 1 % hat, umso geringer ist, je höher das Ausgangsniveau der Eigenkapitalrendite ist. Dies gilt für Investitionsalternativen, die eine Halbierung oder keine Veränderung für die individuelle

gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit nach sich ziehen. Für Investitionsalternativen, die eine Verdopplung der Insolvenzwahrscheinlichkeit mit sich bringen, ist der gefundene Zusammenhang entgegengesetzt: Der marginale Effekt, den eine Erhöhung der Eigenkapitalrendite der Investitionsalternative um 1 % hat, ist umso größer, je höher das Ausgangsniveau der Eigenkapitalrendite ist. Dieses uneinheitliche Bewertungsbild weist möglicherweise darauf hin, dass die Landwirte mit einer erhöhten Eigenkapitalrendite auch gleichzeitig ein erhöhtes Risiko verbinden und diese Entscheidungsheuristik in die Entscheidung einfließt.

### Test H3 „Risikowirkung der Investition“

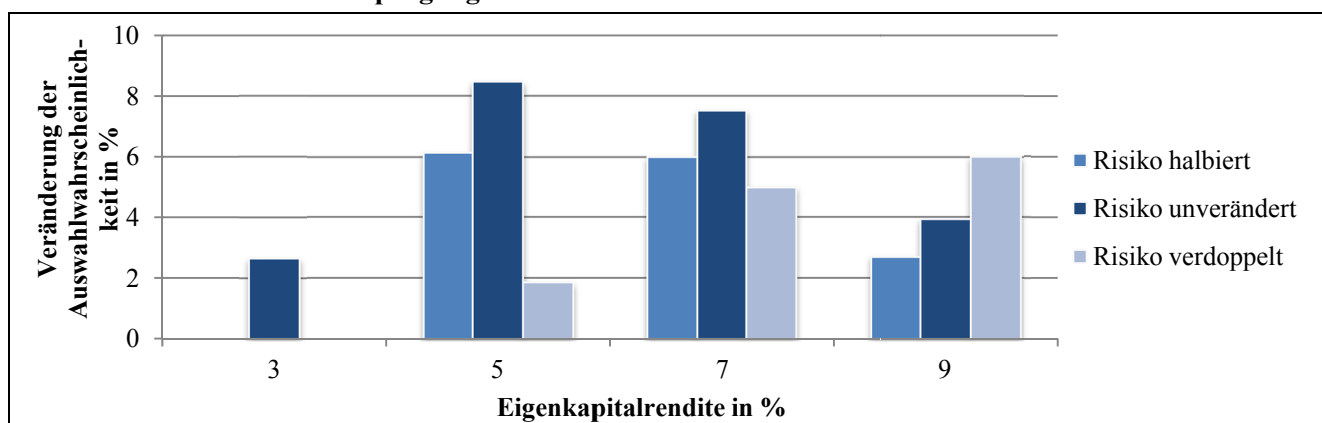
Der Nutzenparameter der dummycodierten Variable „Insolvenzwahrscheinlichkeit – hoch“ ist signifikant negativ. Dagegen ist der Nutzenparameter der dummycodierten Variable „Insolvenzwahrscheinlichkeit – niedrig“ nicht signifikant (vgl. Mixed-Logit-Modell ohne Interaktionsterme in Tabelle 4). Der Durchschnittslandwirt beurteilt eine Verdopplung seiner gesamtbetrieblichen Insolvenzwahrscheinlichkeit also negativ. Dagegen führt deren Halbierung bei ihm zu keiner signifikanten Nutzensteigerung.

Um die Ursache für die gefundene Präferenzheterogenität (signifikante Standardabweichungen) bei den dummycodierten Variablen „Insolvenzwahrscheinlichkeit – hoch“ und „Insolvenzwahrscheinlichkeit – niedrig“ zu untersuchen, wird die Risikoeinstellung der Landwirte als Interaktionsterm mit beiden dummycodierten Variablen aufgenommen. Die Referenzgruppe der sehr risikoaversen Landwirte beurteilt eine Halbierung ihrer gesamtbetrieblichen Insolvenzwahrscheinlichkeit c.p. signifikant positiv (vgl.

Mixed-Logit-Modell mit Interaktionen in Tabelle 4). Mit zunehmender Risikobereitschaft des Landwirts verringert sich der Nutzenparameter ( $=3,222-0,520 \cdot \text{Risikoeinstellung}$ ) und damit auch die positive Nutzenwirkung einer Halbierung der individuellen gesamtbetrieblichen Insolvenzwahrscheinlichkeit. Der Nutzenparameter von risikofreudigen Landwirten mit einem Wert für die Risikoeinstellung von  $\geq 7$  ist sogar negativ ( $=3,222-0,520 \cdot 7=-0,418$ ). Risikofreudige Landwirte beurteilen eine Halbierung ihrer gesamtbetrieblichen Insolvenzwahrscheinlichkeit also nicht wie die Gruppe der risikoaversen Landwirte als positiv. Abbildung 4 bestätigt dieses Bild. Je risikofreudiger ein Landwirt ist, desto geringer ist der marginale Effekt, den eine Erhöhung der Eigenkapitalrendite von 5 % auf 6 % hat, wenn die Durchführung der Investitionsalternative das individuelle gesamtbetriebliche Insolvenzrisiko halbiert.

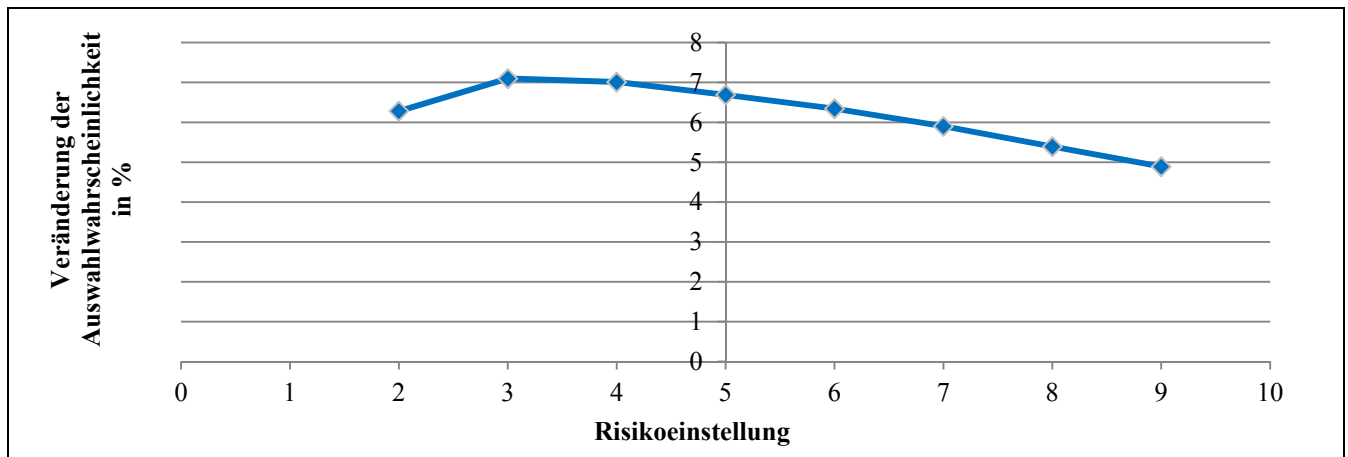
Die Risikoeinstellung der Landwirte kann dagegen die Präferenzheterogenität bei der dummycodierten Variablen „Insolvenzwahrscheinlichkeit – hoch“ nicht erklären. Hier ist der Interaktionsterm nicht signifikant (vgl. Mixed-Logit-Modell mit Interaktionstermen in Tabelle 4). Dies deutet darauf hin, dass die Verdoppelung der individuellen gesamtbetrieblichen Insolvenzwahrscheinlichkeit möglicherweise von den Landwirten als Ausschlusskriterium für die Durchführung dieser Investitionsalternative gesehen wurde. Eventuell könnte das mit der Investition verbundene Risiko anstelle der Veränderung der Insolvenzwahrscheinlichkeit treffender mit einem Down-Side-Risikomaß, wie bspw. dem Value at Risk (JORION, 2006), abgebildet werden. Eine eindeutige Aussage zur Hypothese 3 lässt sich anhand der Ergebnisse nicht treffen.

**Abbildung 3. Marginale Effekte für die Erhöhung der Eigenkapitalrendite um 1 %, berechnet für verschiedene Ausprägungen des Attributs Rentabilität und des Attributs Risiko**



Quelle: eigene Berechnung mithilfe des Befehls „mixlogit“ (HOLE, 2007) in Stata 12

**Abbildung 4. Marginale Effekte für die Veränderung der Eigenkapitalrendite von 5 % auf 6 %, berechnet in Abhängigkeit von der Risikoeinstellung der Landwirte und der Annahme, dass sich die individuelle gesamtbetriebliche Insolvenzwahrscheinlichkeit halbiert**



Quelle: eigene Berechnung mithilfe des Befehls „mixlogit“ (HOLE, 2007) in Stata 12

## 5 Schlussfolgerungen und Ausblick

Landwirtschaftliche Betriebe führen vermehrt Investitionen durch, die zu großen Teilen fremdfinanziert sind. Als Folge davon ist in der Landwirtschaft ein Trend zu geringeren Eigenkapitalquoten erkennbar. Verringerte Eigenkapitalquoten können dazu führen, dass die finanzielle Flexibilität in Form einer reduzierten betrieblichen Kreditreserve sinkt. Ziel des vorliegenden Beitrags ist es daher, mit Hilfe eines DCE zu untersuchen, welche Rolle der finanziellen Flexibilität bei Investitionsentscheidungen zukommt.

Die Ergebnisse des DCE zeigen, dass die Landwirte die Auswirkung, die die Durchführung einer Investition auf die betriebliche Kreditreserve und damit auf die zukünftige finanzielle Flexibilität ihres Betriebes hat, bei der Entscheidung für oder gegen eine Investitionsalternative berücksichtigen. Die Bedeutung, die ein Betriebsleiter dabei der finanziellen Flexibilität zukommen lässt, hängt unter anderem von der Risikoeinstellung des Betriebsleiters und dem betrieblichen Erfolg ab. Ebenfalls bedeutend ist, ob die Betriebsnachfolge zum Zeitpunkt der Entscheidung geklärt ist.

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 realem und hypothetischem Entscheidungsverhalten nachgewiesen werden (vgl. bspw. IRWIN et al., 1992; WISMAN und LEVIN, 1996;

KÜHBERGER et al., 2002). Insofern kann hypothetisches Entscheidungsverhalten als ein „reasonable, qualitatively correct picture of real choices“ (KÜHBERGER et al., 2002: 1164) angesehen werden. Trotzdem sollte dies mit einer weiterführenden Studie auch für einen landwirtschaftlichen Kontext bestätigt werden.

Eine Limitierung des durchgeführten Experiments ergibt sich daraus, dass das experimentelle Design auf die Schätzung von Haupteffekten der Attribute beschränkt wurde. Eine Schätzung von Interaktionseffekten zwischen Attributen ist zwar möglich, ihre Interpretation jedoch nur eingeschränkt aussagekräftig, da das Design nicht auf die Berücksichtigung von Interaktionseffekten hin optimiert worden ist. So kann nicht abschließend überprüft werden, ob die Landwirte die verwendeten Attribute in ihren Entscheidungen als völlig unabhängig voneinander bewertet haben. Möglich ist beispielsweise, dass die Landwirte einen höheren Fremdkapitaleinsatz auch gleichzeitig mit einer höheren Insolvenzwahrscheinlichkeit für ihren Betrieb in Verbindung gebracht haben. Solche Entscheidungsheuristiken sollten in Folgeexperimenten auch mithilfe eines breiteren experimentellen Designs untersucht 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. Ebenso

könnte ein landwirtschaftlicher Kontextbezug in das DCE eingearbeitet werden. Im Vergleich mit den Ergebnissen des neutral gehaltenen DCE, 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.
- 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. In: Schriftenreihe der landwirtschaftlichen Rentenbank 19: 7-49.
- BAKER, C.B. (1968): Credit in the production organization of the firm. In: American Journal of Agricultural Economics 50 (3): 507-520.
- BAKER, C.B. und V. BHARGAVA (1974): Financing small farm development in India. In: Australian Journal of Agricultural Economics 18 (2): 101-118.
- 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. 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.
- 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., R.W. BIERLEN und N.L. SOTOMAYOR (2000): Financial structure of farm business under imperfect capital markets. In: American Journal of Agricultural Economics 82 (4): 920-933.
- BETTMAN, J.R. und M. SUJAN (1987): Effects of framing on evaluation of comparable and non-comparable alternatives by expert and novice consumers. In: Journal of Consumer Research 14 (2): 141-154.
- BHAT, C.R. (2001): Quasi-random maximum simulated likelihood estimation of the mixed multinomial logit model. In: Transportation Research Part B: Methodological 35 (7): 677-693.
- BIERLEN, R., P.J. BARRY, B.L. DIXON und B.L. AHRENDSEN (1998): Credit constraints, farm characteristics, and the farm economy: differential impacts on feeder cattle and beef cow inventories. In: American Journal of Agricultural Economics 80 (4): 708-723.
- BLIEMER, M.C.J. und J.M. ROSE (2006): Designing stated choice experiments: State-of-the art. Proceedings of the 11th International Conference on Travel Behaviour Research, Kyoto.
- BLIEMER, M.C.J., J.M. ROSE und D.A. HENSHER (2009): Constructing efficient stated choice experiments allowing for differences in error variances across subsets of alternatives. In: Transportation Research Part B: Methodological 43 (1): 19-35.
- BLIEMER, M.C.J., J.M. ROSE und S. HESS (2006): Approximation of Bayesian efficiency in experimental choice designs. In: Journal of Choice Modelling 1 (1): 98-127.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2011a): Buchführungsergebnisse der Testbetriebe WJ 2010/2011. In: <http://bmelv-statistik.de/de/testbetriebsnetz/buchfuehrungsergebnisse-landwirtschaft>. Abruf: 5. März 2012.
- (2011b): Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011. In: <http://bmelv.de/SharedDocs/Standardartikel/Service/Publikationen/Agrarbericht>. Abruf: 25. November 2011.
- (2001): Buchführungsergebnisse der Testbetriebe WJ 2000/2001. In: <http://bmelv-statistik.de/de/testbetriebsnetz/buchfuehrungsergebnisse-landwirtschaft>. Abruf: 5. März 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.
- BUCKLEY, P.J., T.M. DEVINNEY und J.J. LOUVIERE (2007): Do managers behave the way the theory suggests? A choice-theoretic examination of foreign direct investment location decision-making. In: Journal of International Business Studies 38 (7): 1069-1094.
- BURGESS, L. und D.J. STREET (2005): Optimal designs for choice experiments with asymmetric attributes. In: Journal of Statistical Planning and Inference 134 (1): 288-301.
- BYOUN, S. (2011): Financial flexibility and capital structure decision. Working Paper. Hankamer School of Business, Baylor University, Waco.
- CHOICEMETRICS (2012): Ngene 1.1.1: User manual and reference guide. Choice Metrics Pty Ltd., In: [www.choice-metrics.com](http://www.choice-metrics.com).
- CLARK, B.J. (2010): The impact of financial flexibility on capital structure decisions: some empirical evidence. Working Paper. In: [http://papers.ssrn.com/abstract\\_id=1499497](http://papers.ssrn.com/abstract_id=1499497). Abruf: 20. November 2011.
- DANIEL, N.D., D.J. DENIS und L. NAVEEN (2010): Sources of Financial Flexibility: Evidence from Cash Flow Shortfalls. Working Paper. In: <http://accounting.uwaterloo.ca/Daniel-Denis-Naveen-1.pdf>. Abruf: 26. Januar 2013.
- DEANGELO, H. und L. DEANGELO (2007): Capital Structure, Payout Policy, and Financial Flexibility. Marshall School of Business Working Paper No. FBE 02-06. Marshall School of Business, Los Angeles.

- 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 pro-active 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: *Monatsberichte* 58 (12): 37-68.
- DIW (2010): Leben in Deutschland: Befragung 2010 zur sozialen Lage der Haushalte. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung. In: [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.369781.de/soepfrabo\\_personen\\_2010.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.369781.de/soepfrabo_personen_2010.pdf). Abruf: 12. Oktober 2011.
- FEATHERSTONE, A.M., G.A. IBENDAHL, J.R. WINTER und A. SPAULDING (2005): Farm financial structure. In: *Agricultural Finance Review* 65 (2): 97-117.
- FERRINI, S. und R. SCARPA (2007): Designs with a priori information for nonmarket valuation with choice experiments: A Monte Carlo study. In: *Journal of Environmental Economics and Management* 53 (3): 342-363.
- GAMBA, A. und A.J. TRIANTIS (2008): The value of financial flexibility. In: *Journal of Finance* 63 (5): 2263-2296.
- GOEDHART, M. und J. SPRONK (1989): Multi-factor financial planning: an outline and illustration. In: *Rivista di matematica per le scienze economiche e sociali* 12 (1): 25-42.
- 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.
- HANLEY, N., S. MOURATO und R.E. WRIGHT (2001): Choice modelling 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.
- HENSHER, D.A. (2008): Joint estimation of process and outcome in choice experiments and implications for willingness to pay. In: *Journal of Transport Economics and Policy* 42 (2): 297-322.
- HENSHER, D.A. und W.H. GREENE (2003): The mixed logit model: the state of practice. In: *Transportation* 30 (2): 133-176.
- HENSHER, D.A., J.M. ROSE und W.H. GREENE (2005): *Applied choice analysis. A primer*. University Press, Cambridge.
- HENSHER, D.A. und C. SULLIVAN (2003): Willingness to pay for road curviness and road type. In: *Transportation Research Part D: Transport and Environment* 8 (2): 139-155.
- HESS, D. und P. IMMENKÖTTER (2012): How much is too much? Debt capacity and financial flexibility. Working Paper. In: <http://ssrn.com/abstract=1990259>. Abruf: 26. Januar 2013.
- HILL, M., J. FISHER, L.S. CHITTY und S. MORRIS (2012): Women's and health professionals' preferences for prenatal tests for Down syndrome: a Discrete-Choice-Experiment to contrast noninvasive prenatal diagnosis with current invasive tests. In: *Genetics in medicine* 14 (11): 905-913.
- HOLE, A.R. (2007): Fitting mixed logit models using maximum simulated likelihood. In: *The Stata Journal* 7 (3): 388-401.
- 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. (2006): *Value at risk. The new benchmark for managing financial risk*. 3. Auflage. McGraw-Hill Professional, New York.
- 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.
- LINS, K., H. SERVAES und P. TUFANO (2010): What drives corporate liquidity? An international survey of cash holdings and lines of credit. In: *Journal of Financial Economics* 98 (1): 160-176.
- LOUVIERE, J.J. (2001): Choice experiments: an overview of concepts and issues. In: Bennett, J. und R. Blamey (Hrsg.): *The choice modeling approach to environmental valuation*. Edward Elgar Publishing, Cheltenham: 13-36.
- LOUVIERE, J.J., D.A. HENSHER und J.D. SWAIT (2000): *Stated choice methods: analysis and applications*. University Press, Cambridge.
- 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 behaviour. In: Zarembka, P. (Hrsg.): *Frontiers in econometrics*. Academic Press, New York: 105-142.
- MISHRA, A.K. und S.H. LENCE (2005): Risk management by farmers, agribusinesses, and lenders. In: *Agricultural Finance Review* 65 (2): 131-148.
- MUBHOFF, O. und N. HIRSCHAUER (2011): *Modernes Agrarmanagement. Betriebswirtschaftliche Analyse- und Planungsverfahren*. Vahlen, München.
- ODENING, M. (2003): Financial management in farms. Does size matter? In: Balmann, A. und A. Lissitsa (Hrsg.): *Large farm management*. In: *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe* 20: 301-315.
- QUIAN, L. und D. SOOPRAMANIEN (2011): Heterogeneous consumer preferences for alternative fuel cars in China. In: *Transportation Research Part D: Transport and Environment* 16 (8): 607-613.
- ROSE, J.M. und M.C.J. BLIEMER (2009): Constructing efficient stated choice experimental designs. In: *Transport Reviews: A Transnational Transdisciplinary Journal* 29 (5): 587-617.
- ROSE, J.M., M.C.J. BLIEMER, D.A. HENSHER und A.T. COLLINS (2008): Designing efficient stated choice experiments in the presence of reference alternatives. In: *Transportation Research Part B: Methodological* 42 (4): 395-406.



- SANDOR, Z. und M. WEDEL (2005): Heterogeneous conjoint choice designs. In: *Journal of Marketing Research* 42 (2): 210-218.
- SCARPA, R. und J.M. ROSE (2008): Design efficiency for non-market valuation with choice modelling: how to measure it, what to report and why. In: *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 52 (3): 253-282.
- 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.
- STREET, D.J., D.S. BUNCH und B.J. MOORE (2001): Optimal designs for  $2^k$  paired comparison experiments. In: *Communications in Statistics, Theory and Methods* 30 (10): 2149-2171.
- 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.
- TRAIN, K.E. und W.W. WILSON (2008): Estimation on stated-preference experiments constructed from revealed-preference choices. In: *Transportation Research Part B: Methodological* 42 (3): 191-203.
- WILLIAMS, S.P. und C.R. SHUMWAY (1998): Aggregation of data and profit maximization in Mexican agriculture. In: *Applied Economics* 30 (2): 235-244.
- 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.
- ZIETLOW, J. (2010): Nonprofit financial objectives and financial responses to a tough economy. In: *Journal of Corporate Treasury Management* 3 (3): 238-248.

## Danksagung

Für hilfreiche Kommentare, Anregungen und Kritik danken wir zwei anonymen Gutachtern, den Herausgebern des „German Journal of Agricultural Economics“ sowie Prof. Dr. Ulf Liebe. Ebenso richtet sich unser Dank an die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) für die finanzielle Unterstützung.

Kontaktautorin:

**M.SC. FRIEDERIKE ANASTASSIADIS**

Georg-August-Universität Göttingen

Fakultät für Agrarwissenschaften,

Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung,

Arbeitsbereich Landwirtschaftliche Betriebslehre

Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen

E-Mail: [friederike.anastassiadis@agr.uni-goettingen.de](mailto:friederike.anastassiadis@agr.uni-goettingen.de)

## Anhang: Explorative Faktorenanalyse

**Tabelle A-1. Abgefragte Items**

Item Nr.	Frage / Statement	Klassen / Skala
Item 1	Welche Eigenkapitalquote weist Ihr Betrieb auf?	1 (0% bis <10%), 2 (10% bis <20%), ...., 10 (90% bis 100%)
Item 2	Ihr Betrieb unterliegt wie jedes Unternehmen dem Risiko, insolvent zu gehen, d.h. zahlungsunfähig zu sein. Wie schätzen Sie das momentane Insolvenzrisiko Ihres Betriebes ein?	1 (0%), 2 (0,1% bis <2%), 3 (2% bis <4%), ...., 7 ( $\geq 10\%$ )
Item 3	Wenn Sie Ihre Investition mit Krediten finanziert haben, wie hoch waren ungefähr Ihre Finanzierungskosten?	1 (<2,6%), 2 (2,6% bis 3,5%), ...., 7 ( $\geq 7,6\%$ )
Item 4	Wie schätzen Sie die Höhe der Eigenkapitalquote Ihres Betriebes ein?	1 (Verbesserungswürdig), 2 (zufriedenstellend), 3 (optimal), 4 (bietet noch Potential)
Item 5	Ich sehe für meinen Betrieb keinen Investitionsbedarf.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 6	Die Situation meines Betriebes lässt keine Erweiterungsinvestition zu.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 7	Mein Betrieb zählt zu den Wachstumsbetrieben.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 8	Für meinen Betrieb sehe ich in den nächsten fünf Jahren rentable Wachstumsmöglichkeiten.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 9	Ich plane, mehrere Wachstumsinvestitionen in meinem Betrieb durchzuführen.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 10	Mein Betrieb ist rentabel.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 11	Liquidität ist in meinem Betrieb ein Problem.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 12	Mein Betrieb ist für zukünftige Erlösschwankungen anfällig.	Fünfstufige Likert-Skala
Item 13	Die Liquidität meines Betriebes wird auch in den nächsten fünf Jahren zu jedem Zeitpunkt gegeben sein.	Fünfstufige Likert-Skala

Quelle: eigene Berechnungen in Stata 12

**Tabelle A-2. Rotierte Komponentenmatrix**

Item Nr.	Faktor 1: Wachstumsmöglichkeiten	Faktor 2: Stabilität	Faktor 3: Erfolg
Item 1		0,73	
Item 2		-0,57	
Item 3		-0,59	
Item 4		0,84	
Item 5	-0,60		
Item 6	-0,60		
Item 7	0,64		
Item 8	0,81		
Item 9	0,83		
Item 10			0,77
Item 11		-0,49	-0,42
Item 12			-0,78
Item 13			0,65

Quelle: eigene Berechnungen in Stata 12

**Tabelle A-3. Erklärte Gesamtsignifikanz**

Item Nr.	Anfängliche Eigenwerte			Summen von quadrierten Faktorladungen zur Extraktion		
	Gesamt	% der Varianz	Kumuliert	Gesamt	% der Varianz	Kumuliert
Item 1	3,46	0,27	0,27	2,84	0,22	0,22
Item 2	3,05	0,23	0,50	2,46	0,19	0,41
Item 3	1,23	0,09	0,59	2,44	0,19	0,60
Item 4	0,95	0,07	0,66			
Item 5	0,89	0,07	0,73			
Item 6	0,72	0,06	0,79			
Item 7	0,59	0,05	0,84			
Item 8	0,51	0,04	0,88			
Item 9	0,45	0,03	0,91			
Item 10	0,35	0,03	0,94			
Item 11	0,32	0,02	0,96			
Item 12	0,30	0,02	0,98			
Item 13	0,20	0,02	1			

Quelle: eigene Berechnungen in Stata 12