

Ein experimenteller Vergleich des Investitionsverhaltens ökologisch und konventionell wirtschaftender Schweinehalter in Deutschland

Investment Behavior of Organic and Conventional Pig Farmers in Germany – An Experimental Approach

Daniel Hermann, Katrin Agethen und Oliver Mußhoff
Georg-August-Universität Göttingen

Zusammenfassung

Trotz ökonomischer Vorteile der ökologischen Erzeugung sind die Umstellungsraten auf die ökologische Landwirtschaft gering. Die Gründe für diese Zurückhaltung sind weitgehend ungeklärt. Wir untersuchen und vergleichen das Investitionsverhalten von ökologisch und konventionell wirtschaftenden Schweinehaltern experimentell. Dabei gehen wir der Frage nach, ob sich das Investitionsverhalten bei gleichbleibenden Bedingungen durch das Framing – der Beschreibung einer Investitionsmöglichkeit in die ökologische beziehungsweise konventionelle Wirtschaftsweise – verändert. Unsere Ergebnisse zeigen, dass Schweinehalter bei der Investition in die nicht praktizierte Wirtschaftsweise zurückhaltender sind als bei einer Investition in die eigene Wirtschaftsweise. Außerdem investieren risikoscheuere und konventionelle Schweinehalter sowie Landwirte mit Hochschulabschluss später in einen Stallbau. Die Ergebnisse geben einen Hinweis darauf, dass Subventionen zur Förderung der Umstellung auf den ökologischen Landbau in ihrer Wirkung zur Förderung des Ökolandbaus überschätzt werden könnten.

Schlüsselwörter

Investitionsverhalten; Framing; experimentelle Ökonomik; Investitionsexperiment

Abstract

Despite the economic benefits of organic farming, the conversion rates to this production method are low. The reasons for this reluctance are largely unknown. We experimentally investigate and compare the investment behavior of organic and conventional pig farmers and examine the question whether the investment behavior changes *ceteris paribus* due to a varying framing – different description – of an investment possibility with organic or conventional farming. Our

results show that pig farmers are more reluctant to invest in the production method which they are not currently applying compared to an investment in the production method in use on their farm. Conventional, risk-averse pig farmers and farmers who holding a university degree invest later in a hog barn. The results provide some evidence for that the effect of subsidies granted to encourage the conversion to organic farming is overestimated.

Key Words

investment behavior; framing; experimental economics; investment experiment

1 Einleitung

Die ökologische Landwirtschaft wird gegenüber der konventionellen Landwirtschaft hinsichtlich ihrer ökosystemaren Leistungen als vorteilhaft bewertet (KLONSKY und TOURTE, 1998; MAEDER et al., 2002). Aus diesem Grund wird der ökologische Landbau in der Europäischen Union politisch gefördert (LÄPPLE, 2010; LOHR und SALOMONSSON, 2000). Ziel der politischen Bemühungen ist die Expansion der ökologischen Landwirtschaft. In Deutschland ist diese Zielsetzung durch die Nachhaltigkeitsstrategie der BUNDESREGIERUNG (2012) quantifiziert. In ihr ist vorgesehen, dass auf 20 % der landwirtschaftlichen Nutzfläche Ökolandbau praktiziert werden soll. Obwohl die Ausweitung des Ökolandbaus schon länger durch staatliche Subventionen gefördert wird, wird nach wie vor nur ein kleiner Teil der landwirtschaftlichen Nutzfläche (6,3 % in 2012) ökologisch bewirtschaftet (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2011; BÖLW, 2013). Außerdem ist zu beobachten, dass auch konventionelle Schweinefleischerzeuger kaum auf die ökologische Wirtschaftsweise umstellen. So wächst die Zahl der ökologisch wirtschaftenden Betriebe jährlich nur um

etwa 900 Betriebe (Durchschnitt der Jahre 2008 bis 2011; AMI, 2013), was einem Zuwachs von etwa 4 % ökologisch wirtschaftender Betriebe bedeutet.

Diese Situation zeigt sich auch in der ökologischen Schweinehaltung. Trotz der steigenden Nachfrage nach ökologisch erzeugtem Schweinefleisch (Absatzplus von 36,5 % von 2008 bis 2012), werden in Deutschland nur geringe Mengen ökologisch erzeugtes Schweinefleisch produziert (AMI, 2013). Dies ist aus ökonomischer Sicht erstaunlich, da – im Vergleich zu konventionellen Schweinefleischerzeugern – ökologisch wirtschaftende Produzenten eine um etwa 35 € höhere direktkostenfreie Leistung pro Mastplatz erzielen können (LWK NRW, 2009; ZERGER et al., 2010)¹ und stabilere Preise für das produzierte Schweinefleisch erhalten (AMI, 2013). Diese Verbesserung der Einkommenssituation ist für konventionelle Betriebe ein relevanter Faktor, um die Umstellung auf die ökologische Wirtschaftsweise durchzuführen (SCHRAMEK und SCHNAUT, 2004). Offen ist bislang die Frage nach den Ursachen für die Investitions- und Umstellungszurückhaltung in die ökologische Schweinehaltung auf Seiten der Landwirte.

Es liegen zahlreiche Beiträge vor, in denen das Investitionsverhalten von Landwirten, unter Rückgriff auf Felddaten, ökonometrisch analysiert wird. Im landwirtschaftlichen Bereich wurden Arbeiten zum Investitionsverhalten in der Schweinehaltung (GARDEBROEK und OUDE LANSINK, 2004) und der Milchviehhaltung (THIJSSSEN, 1996) durchgeführt. Auch zu Investitionen in eine neue Technologie, wie die Umstellung auf ökologische Landwirtschaft, existiert eine Vielzahl ökonometrischer Untersuchungen (FLATEN et al., 2006; KOESLING et al., 2008; KUMINOFF und WOSSINK, 2010; UEMATSU und MISHRA, 2012). Die Umstellung oder die ausbleibende Umstellung auf die ökologische Landwirtschaft wird dabei ausschließlich mit ökonomischen Indikatoren begründet. So führen KUMINOFF und WOSSINK (2010) die Rentabilität als bedeutendste Größe für die Umstellung an. UEMATSU und MISHRA (2012) belegen empirisch, dass ein steigender Erlös in der ökologischen Landwirtschaft die Umstellung fördert. KOESLING et al. (2008) zeigen, dass die Faktorausstattung der Betriebe einen Einfluss auf die Umstellung hat. Auch der Einfluss der Risikoeinstellung der Entscheider auf das Investitionsverhalten (KNIGHT

et al., 2003) und die Umstellung auf den ökologischen Landbau (ACS et al., 2009) werden diskutiert.

Arbeiten aus der Verhaltensökonomie zeigen, dass die Reduzierung auf rein ökonomische Bestimmungsgründe für die Verhaltensbeschreibung zu kurz greifen kann (KAHNEMAN, 2003). Im landwirtschaftlichen Bereich werden zudem nicht ökonomische Entscheidungsdeterminanten diskutiert (WILLOCK et al., 1999). Auch zum Unterschied zwischen ökologisch und konventionell wirtschaftenden Landwirten wurden entsprechende Untersuchungen durchgeführt. So beschreibt MZOUGH (2011) die Unterschiede ökologisch und konventionell wirtschaftender Landwirte im Hinblick auf deren Moral und soziale Gesichtspunkte. LÄPPLE und KELLY (2013) führen ausbleibende Umstellungen zur ökologischen Wirtschaftsweise auf die fehlende soziale Akzeptanz der ökologischen Landwirtschaft zurück. Als Erklärungsansatz für diese Zurückhaltung bei der Umstellung wird des Weiteren angeführt, dass von Landwirten lokale Probleme beim Absatz ökologisch erzeugter Produkte erwartet werden (SCHRAMEK und SCHNAUT, 2004). Zudem liegen Untersuchungen vor, die eine teilweise nachteilige relative Wettbewerbsfähigkeit der ökologischen Bewirtschaftung andeuten. So beschreiben KUHNERT et al. (2013), dass jährlich 3,3 % ökologisch wirtschaftende Betriebe aus ökonomischen Gründen eine Rückumstellung auf konventionelle Landbewirtschaftung vornehmen. Bislang blieb bei den Untersuchungen zum Umstellungsverhalten die Wahrnehmung der verschiedenen Wirtschaftsweisen unter den Landwirten unberücksichtigt. Aus investitionstheoretischer Sicht dürfte für einen rationalen Akteur die Beschreibung eines Entscheidungsproblems auch keinen Einfluss auf dessen Realisierung haben. TVERSKY und KAHNEMAN (1981) stellen allerdings fest, dass Entscheider zu unterschiedlichen Wahrnehmungen und Bewertungen von Projekten kommen können, selbst wenn diese Projekte identische ökonomische Kennzahlen aufweisen. Diese Unterschiede sind in den persönlichen Werten und Eigenschaften der Entscheider begründet (TVERSKY und KAHNEMAN, 1981).

Zur Beantwortung der Frage nach dem Einfluss der unterschiedlichen Wahrnehmung von ökologischer und konventioneller Schweinehaltung auf das Investitionsverhalten sind bisherige Untersuchungen aus verschiedenen Gründen ungeeignet: In vorliegenden Arbeiten werden ökonomische Kennzahlen aus dem Ackerbau (ACS et al., 2009; KUMINOFF und WOSSINK, 2010; UEMATSU und MISHRA, 2012) oder der Milchviehhaltung (THIJSSSEN, 1996) analysiert. Eine Übertragung auf Schweinehalter ist aufgrund der

¹ Die direktkostenfreien Leistungen sind in diesem Fall auch nach Abzug spezifischer Kontroll- und Zertifizierungskosten in der ökologischen Schweinemast noch höher als in der konventionellen Schweinemast.

Besonderheiten dieses Betriebszweiges schwierig. Zudem werden vornehmlich felddatenbasierte ökonomische Ansätze gewählt (FLATEN et al., 2006; KOESLING et al., 2008; KUMINOFF und WOSSINK, 2010; THIJSEN, 1996; UEMATSU und MISHRA, 2012), deren Aussagekraft im Kontext der Analyse des Investitionsverhaltens und insbesondere der Eigenschaften und persönlichen Motive von Entscheidern beschränkt ist, da zum einen die Zahl real beobachteter Fälle für die Umstellung auf die ökologische Landwirtschaft klein ist und zum anderen die getätigten Investitionen in Schweinemastställe in der Anzahl gering sind. Darüber hinaus sind die Rahmenbedingungen, die die Entscheidung beeinflussen, zwischen landwirtschaftlichen Betrieben und Betriebsleitern sehr heterogen und abhängig von dem zur Verfügung stehenden Kapital, der Anzahl der Investitionsalternativen sowie individueller Einstellungen und Präferenzen (GARDEBROEK und OUDE LANSINK, 2004; KUMINOFF und WOSSINK, 2010; THIJSEN, 1996). Außerdem ist oftmals keine Verbindung zwischen realen Investitionsentscheidungen und den Persönlichkeitsmerkmalen des Entscheiders möglich. Darum bilden empirische Beobachtungen vielfach keine ausreichende Datengrundlage für die Analyse des einzelbetrieblichen Entscheidungsverhaltens.

Ein Ansatz zur Umgehung der genannten Limitationen und zur weiterführenden Beschreibung des Investitionsverhaltens ist die Durchführung von Experimenten. In einer experimentellen Untersuchung werden die Rahmenbedingungen einheitlich gehalten. Außerdem können für eine ökonomische Analyse nur unzureichend verfügbare Daten im Rahmen eines Experiments erfragt werden und in die Auswertung mit einfließen. Kausale Zusammenhänge werden somit deutlicher und die interne Validität der Untersuchungsergebnisse wird gestärkt (CHANG et al., 2009; ROE und JUST, 2009).

Die experimentelle Untersuchung des Entscheidungs- und Investitionsverhaltens von Landwirten ist bereits Gegenstand der Forschung. Anwendungsbereiche vorangegangener Untersuchungen bilden die Investitionsbereitschaft in Ackerland oder Bewässerungssysteme (IHLI et al., 2014; MAART-NOELCK et al., 2013). Allerdings wurden Unterschiede im Investitionsverhalten ökologisch und konventionell wirtschaftender Landwirte, speziell in der Veredelungsproduktion, bislang nicht experimentell untersucht. Vor diesem Hintergrund besteht das Ziel dieses Beitrages darin, das Investitionsverhalten von Schweinehaltern unter besonderer Berücksichtigung der Auswirkungen des Framings einer Investitionsmöglichkeit

als ökologisch oder konventionell experimentell zu untersuchen. Damit stellt der vorliegende Beitrag eine Erweiterung der bestehenden Literatur in drei Punkten dar: Erstens untersuchen wir das Investitionsverhalten von Schweinehaltern experimentell. Zweitens, analysieren wir das Investitionsverhalten von zwei Gruppen, den ökologisch und den konventionell wirtschaftenden Schweinehaltern. Dabei soll drittens der Einfluss des Framings mit der ökologischen und konventionellen Wirtschaftsweise auf Investitionsentscheidungen geklärt werden. So wollen wir einen Erklärungsbeitrag dafür leisten, warum konventionelle Schweinehalter zurückhaltend in den Produktionszweig der ökologischen Schweinehaltung investieren. Daraus ließen sich politische Handlungsempfehlungen ableiten, wie man – sofern dies politisch gewünscht wäre – einen Ausbau der ökologischen Schweinehaltung zielgerichtet fördern könnte.

In Abschnitt 2 leiten wir unsere Untersuchungshypothesen aus der vorhandenen Literatur ab. Anschließend wird in Abschnitt 3 das experimentelle Design dargestellt. Es folgen in Abschnitt 4 die deskriptive Statistik und die Beschreibung des Ansatzes zur Datenanalyse. Abschnitt 5 beinhaltet die Überprüfung der Hypothesen. In Abschnitt 6 ziehen wir ein Fazit und geben Anregungen für zukünftige Untersuchungen.

2 Hypothesen

TVERSKY und KAHNEMAN (1981) beschreiben den Effekt des Framings. Durch ökonomische Experimente zeigen sie, dass der Rahmen (das Framing), in dem eine Entscheidung stattfindet relevant für die Bewertung eines Projektes ist. Indikatoren für eine nicht rein ökonomisch motivierte Wahl der Wirtschaftsweise von Landwirten wurden in Arbeiten von LÄPPE und KELLY (2013) und MZOUGH (2011) aufgezeigt. Eine experimentelle Untersuchung von ökologisch und konventionell wirtschaftenden Landwirten und Schweinehalten bezüglich des Einflusses von Framing auf das Investitionsverhalten wurde noch nicht durchgeführt. Damit ergibt sich folgende Hypothese:

Hypothese 1 „Framing“: Die Investitionsbereitschaft von ökologisch und konventionell wirtschaftenden Schweinehaltern sinkt, wenn bei gleichem Gewinn und gleichem Risiko nur in die nicht praktizierte Wirtschaftsweise investiert werden kann.

Die landwirtschaftliche Produktion ist mit vielen Risiken behaftet (FLATEN et al., 2005; GARDEBROEK, 2006). HARDAKER et al. (1997: 15, 86ff.) weisen da-

rauf hin, dass Risikofaktoren und die Risikoeinstellung der Entscheider eine Investitionsentscheidung beeinflussen. Eine stärkere Risikoaversion eines Entscheiders bedingt, dass die Bereitschaft zur Annahme einer riskanten Investition ceteris paribus sinkt (ISIK und KHANNA, 2003). Dies führt zu folgender Hypothese:

Hypothese 2 „Risikoeinstellung“: Bei risikoaverseren Schweinehaltern sinkt die Bereitschaft zur Annahme einer riskanten Investition ceteris paribus gegenüber Entscheidern mit geringerer Risikoaversion.

Eine Vielzahl sozioökonomischer Faktoren, wie z. B. das Alter und die Ausbildung, können die Investitionsentscheidungen von Landwirten beeinflussen (EDWARDS-JONES, 2006; FLATEN et al., 2005; GARDEBROEK und OUDE LANSINK, 2004). Neben den Persönlichkeitscharakteristika weist PADEL (2001) auf die Bedeutung der Betriebsstruktur im Zusammenhang mit Investitionsentscheidungen hin. LÄPPEL und VAN RENSBURG (2011) untersuchen den Einfluss verschiedener Faktoren auf den Zeitpunkt der Umstellung auf die ökologische Landwirtschaft und stellen dabei u.a. für Alter, Betriebsstruktur, persönliche Einstellungen und den Investitionszeitpunkt Zusammenhänge fest. Damit ergibt sich folgende Hypothese:

Hypothese 3 „Sozioökonomische Faktoren“: Sozioökonomische Faktoren haben Einfluss auf die Investitionsentscheidung von Schweinehaltern.

3 Methodik

Durch ein computerbasiertes Experiment, das mit ökologisch und konventionell wirtschaftenden Landwirten durchgeführt wird, werden die aufgestellten Hypothesen überprüft. Das Experiment setzt sich aus vier Teilen zusammen. Im ersten Teil werden von den Teilnehmern einige Angaben zu ihrem landwirtschaftlichen Unternehmen erbeten. In diesem ersten Teil geht es insbesondere darum, die Wirtschaftsweise der Landwirte für die spätere Randomisierung zu erfragen. Das im zweiten Teil durchgeführte Investitionsexperiment unterteilt sich in zwei nacheinander folgende Treatments: Die Investition in einen Schweinestall mit ökologischer und in einen Schweinestall mit konventioneller Wirtschaftsweise. Jeder Teilnehmer entscheidet in beiden Treatments.² Die Reihenfolge

² Durch das „within subject design“ erhalten die Forschungsergebnisse eine höhere statistische Aussagekraft (CHARNESS et al., 2012).

der zwei Investitionstreatments ist randomisiert. Über die anfänglich erfragte Wirtschaftsweise werden die Teilnehmer in zwei Gruppen eingeteilt (ökologisch und konventionell wirtschaftend).³ Im dritten Teil wird anhand einer Holt-und-Laury-Lotterie (HLL) die Risikoeinstellung der Teilnehmer ermittelt. Sowohl das Investitionsexperiment als auch die Lotterie sind mit einem finanziellen Anreiz verknüpft. Im abschließenden vierten Teil werden soziodemografische Daten der Teilnehmer erhoben. Insgesamt ist das Experiment auf eine Dauer von 35 Minuten angelegt. Der Aufbau der Kernelemente wird im Folgenden ausführlich beschrieben.

Aufbau des Investitionsexperiments

Das Investitionsexperiment besteht aus zwei mal zehn Wiederholungen eines von der Grundstruktur unveränderten Spiels. In jeder Wiederholung ist es das Ziel des Teilnehmers, so viel Gesamtkapital wie möglich zu erwirtschaften, da das Gesamtkapital die Berechnungsgrundlage für die mögliche Auszahlung an den Teilnehmer darstellt. Den Teilnehmern stehen zu Beginn jeder Wiederholung liquide Mittel in Höhe von 300 000 € zur Verfügung. Die Investitionskosten für den Bau des Schweinestalls im Investitionsexperiment belaufen sich ebenfalls auf 300 000 €. Eine Wiederholung besteht aus fünf Perioden, in welchen die Teilnehmer über die einmalige Investition in einen Schweinestall entscheiden können. Die Investitionskosten bleiben über die fünf Perioden konstant. Die Teilnehmer haben in jeder Wiederholung drei Möglichkeiten: Sie können entweder in Periode 0 in den Schweinestall investieren oder innerhalb der folgenden Perioden 1 bis 4 einmal investieren. Alternativ kann sich der Teilnehmer auch über alle Perioden gegen die Investition entscheiden. Die liquiden Mittel, über welche die Teilnehmer verfügen, werden jeweils zur nächsten Periode risikolos mit 10 % verzinst.⁴ Sollte der Teilnehmer in einen Schweinestall investieren, kann er die Rückflüsse aus der Investition realisieren. Dabei entsprechen die Investitionsrückflüsse dem mit Unsicherheit behafteten Barwert der jähr-

³ Durch die getrennte Randomisierung der Treatments zwischen den Gruppen wird eine Verzerrung durch mögliche Lerneffekte verhindert und eine, nach Wirtschaftsweise getrennte Schließung des Experimentes ermöglicht.

⁴ Die Wahl des Zinssatzes in Höhe von 10 % erfolgt, wie in anderen experimentellen Arbeiten durchgeführt (vgl. z.B. MUBHOFF et al., 2012), aus Vereinfachungsgründen.

Abbildung 1. Binomialbaum der potentiellen Barwerte der Investitionsrückflüsse aus der Investition in den Schweinestall (Eintrittswahrscheinlichkeiten in Klammern)

Periode 0	Periode 1	Periode 2	Periode 3	Periode 4	Periode 5
					600 000 € (3,12%)
				540 000 € (6,25%)	480 000 € (15,62%)
		420 000 € (25%)	480 000 € (12,5%)	420 000 € (25%)	360 000 € (31,25%)
	360 000 € (50%)	300 000 € (50%)	360 000 € (37,5%)	300 000 € (37,5%)	240 000 € (31,25%)
300 000 € (100%)	240 000 € (50%)	180 000 € (25%)	240 000 € (37,5%)	180 000 € (25%)	120 000 € (15,62%)
			120 000 € (12,5%)	60 000 € (6,25%)	0 € (3,12%)

Quelle: eigene Darstellung

lichen Rückflüsse⁵ aus dem Schweinestall über dessen Nutzungsdauer von 20 Jahren. Dazu wird in Anlehnung an DIXIT und PINDYCK (1994: 26ff.) vereinfachend angenommen, dass der jährliche Rückfluss bei Investitionsdurchführung durch eine entsprechende Versicherung über die gesamte Bewirtschaftungszeit abgesichert wird. Die Rückflüsse aus der Investition sind allerdings erst eine Periode nach der Investitionsdurchführung bekannt.

Der in Abbildung 1 dargestellte Binomialbaum visualisiert alle möglichen Entwicklungen des unsicheren Barwertes der Rückflüsse aus der Investition in den Schweinestall. Er lag in dieser Form auch den Teilnehmern des Investitionsexperiments vor. Dabei ist ein Investitionsrückfluss von 300 000 € in Periode 0 Ausgangspunkt des Baums in jeder Wiederholung. Die Investitionsrückflüsse entwickeln sich gemäß eines arithmetischen Brownschen Prozesses ohne Drift mit einer Standardabweichung von 60 000 € pro Periode (DIXIT und PINDYCK, 1994: 59ff.). Die Wahrscheinlichkeit, dass der unsichere Investitionsrückfluss in der Folgeperiode um 60 000 € steigt oder sinkt, beträgt 50 %.

Die Darstellung des Binomialbaums passt sich im Laufe des Experiments durch die Entscheidungen der Teilnehmer und dem zufälligen Verlauf der Investitionsrückflüsse an. Angezeigt werden dem Teilnehmer die jeweils noch möglichen Investitionsrückflüsse und die neu berechneten Eintrittswahrscheinlichkeiten. Im Folgenden wird kurz erläutert, welche Auswirkungen

die Entscheidungen und der zufällige Verlauf auf die Darstellung des Binomialbaums haben. Zudem wird die Berechnung des erwirtschafteten Gesamtkapitals einer Wiederholung erklärt.

Investiert ein Teilnehmer in Periode 0, ergibt sich in Periode 1 der erzielte Barwert der Rückflüsse der Investition. Der Barwert des Investitionsrückflusses kann mit einer Wahrscheinlichkeit von 50 % 360 000 € und mit einer Wahrscheinlichkeit von 50 % 240 000 € annehmen. Der Erwartungswert der Rückflüsse aus der Investition in Periode 1 (bei einer Investition in Periode 0) ist somit kleiner als bei einer Anlage der liquiden Mittel bis Periode 1. Der tatsächlich erzielte Investitionsrückfluss wird in Periode 1 farblich hervorgehoben dargestellt. Alle weiteren Rückflüsse werden ausgeblendet, da sie nicht mehr relevant sind. Der erzielte Investitionsrückfluss wird zur Berechnung des Gesamtkapitals dieser Wiederholung verwendet und dazu über die Restlaufzeit der Wiederholung, also die verbleibenden vier Perioden, aufgezinst. Das Gesamtkapital errechnet sich also aus dem Investitionsrückfluss und der 10 %igen Verzinsung des Investitionsrückflusses über die restliche Laufzeit von vier Perioden. Anschließend wird der Teilnehmer zur nächsten Wiederholung des Experiments weiter geleitet.

Entscheidet sich der Teilnehmer dazu, abzuwarten und nicht in Periode 0 zu investieren, wird in Periode 1 ein veränderter Binomialbaum abgebildet. Dieser bildet die Grundlage für die Investitionsentscheidung in Periode 1. Im aktualisierten Binomialbaum der Periode 1 werden die Investitionsrückflüsse der vergangenen und der aktuellen Periode sowie alle noch realisierbaren zukünftigen Rückflüsse (der Perioden 2 bis 5) mit den angepassten Eintrittswahrscheinlichkeiten

⁵ Mit der Angabe des Barwertes der jährlichen Rückflüsse und der Investitionskosten aggregieren wir entscheidungsrelevante Größen und vereinfachen so die Entscheidungssituation.

angezeigt. Beträgt der Investitionsrückfluss in Periode 1 beispielsweise 360 000 €, würde der niedrigste mögliche Rückfluss jeder Periode (Periode 1: 240 000 €; Periode 2: 180 000 € etc.) ausgeblendet. So wird die Darstellung des Binomialbaums solange angepasst, bis sich der Teilnehmer für die Investition entscheidet oder der letzte potentielle Investitionszeitpunkt erreicht ist. Das Gesamtkapital einer Wiederholung ergibt sich aus dem Rückfluss der Investition (abzüglich der 300 000 € Investitionskosten) verzinst bis zur Periode 5. Addiert werden die Zinsen, die sich bis zum Investitionszeitpunkt aus der Verzinsung der 300 000 € Startkapital ergeben und die die Investitionskosten übersteigen und den Zinseszinsen bis zur Periode 5. Entscheidet sich der Teilnehmer, nicht zu investieren, so erzielt er als Gesamtkapital die liquiden Mittel von 300 000 €, erhöht um eine Verzinsung von 10 % pro Periode.

Im Investitionsexperiment ist in jeweils zehn Wiederholungen über die Investition in die ökologische Schweinehaltung und die Investition in die konventionelle Schweinehaltung zu entscheiden. Ökologische und konventionelle Schweinehaltung unterscheiden sich hinsichtlich der möglichen ökonomischen Kennzahlen nicht voneinander. Im Experiment werden die finanzielle Ausstattung der Betriebe, die Kosten der Investition und die Gewinnmöglichkeiten der Betriebe bewusst vereinheitlicht.⁶ Es bestehen lediglich Unterschiede in der Beschreibung der Entscheidungssituation, also im Framing. Die Teilnehmer werden jeweils vor Beginn der zehn Wiederholungen darauf hingewiesen, um welches Treatment es sich handelt. Es wird bildlich untermalt beschrieben, dass in einen ökologisch oder konventionell bewirtschafteten Schweinstall investiert werden kann. Nachdem alle zehn Wiederholungen eines Treatments durchgeführt wurden, werden die Teilnehmer zum anderen Treatment weitergeleitet. Die Abfolge der zwei Investitionstreatments ist randomisiert. Landwirte beider Gruppen beginnen zufällig zuerst mit dem ökologischen oder dem konventionellen Investitionstreatment, um danach zum noch nicht absolvierten Treatment weitergeleitet zu werden. Auch die konventionell wirtschaftenden Landwirte starten abwechselnd mit dem ökologischen und konventionellen Treatment. Mit dieser Randomisierung soll einem verzerrenden Einfluss bei Lerneffekten (CHEUNG und FRIEDMAN, 1998; MAART-NOELCK und MUBHOFF,

2013) vorgebeugt und die interne Validität und Reliabilität verbessert werden.

Vor Beginn des Investitionsexperiments werden die Teilnehmer über die dem Experiment zugrunde liegenden Annahmen und Werte sowie die Berechnung des finanziellen Anreizes in Kenntnis gesetzt. Anhand von Kontrollfragen wird das Verständnis der Rahmenbedingungen überprüft. Mittels eines Probendurchgangs werden die Teilnehmer mit der Handhabung des Experiments vertraut gemacht. Außerdem wird ihnen damit ein Überblick über die Berechnung des mit dem Probendurchgang erzielten Gesamtertrags ihrer Entscheidung gegeben. Im Experiment wird die finanzielle Ausstattung der Betriebe, die Kosten der Investition und die Gewinnmöglichkeit der Betriebe bewusst vereinheitlicht.

Aufbau der Lotterie

Die Risikoeinstellung der Teilnehmer wird mit einer Variante der HLL (HOLT und LAURY, 2002; VISCUSI et al., 2011) erfasst. Die Teilnehmer haben dabei in zehn Entscheidungen die Wahl zwischen einer Alternative A und einer Alternative B. Bei Alternative A kann der Teilnehmer mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit 200 € oder 160 € erhalten. Bei Alternative B kann der Teilnehmer mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit einen Betrag von 385 € oder 10 € gewinnen. Lotterie B ist demnach riskanter als Lotterie A. Die Wahrscheinlichkeiten werden systematisch variiert, sodass sich ein veränderter Erwartungswert ergibt. Je häufiger ein Teilnehmer Lotterie A wählt, desto risikoaverser ist er. Der HLL-Wert (number of safe choices) eines Teilnehmers ergibt sich daraus, wie häufig der Teilnehmer die Lotterie A gewählt hat.⁷ Dabei lassen sich drei Klassen von Risikoeinstellungen unterscheiden (HOLT und LAURY, 2002): Ein HLL-Wert von 0 bis 3 bedeutet risikofreudig, ein Wert von 4 risikoneutral und ein Wert von 5 bis 10 risikoavers.⁸

Finanzielle Anreize

Die in unserem Experiment verwendete Kombination der Auszahlung eines festen Betrags nach vollständiger Beantwortung aller Fragen und der Auszahlung eines Geldbetrages in Abhängigkeit vom Erfolg in einer zufällig ausgewählten Entscheidung an einzelne

⁶ Die tatsächlichen ökonomischen Parameter einer Investition in den individuellen Betrieben kann durch diese Vereinheitlichung nicht wiedergegeben werden.

⁷ Für Landwirte, die zwischen den Alternativen A und B mehr als einmal gewechselt haben, wird – gemäß HOLT und LAURY (2002) – die Zahl der gewählten A aufsummiert.

⁸ Eine weitere Anwendung der HLL im agrarwissenschaftlichen Kontext findet sich in Brick et al. (2012).

Teilnehmer hat sich bewährt (ABDELLAOUI et al., 2008; MAART-NOELCK und MUBHOFF, 2014). Für die vollständige Bearbeitung des Experiments erhielt jeder Teilnehmer eine Aufwandsentschädigung von 10 €. Das Investitionsexperiment und die Lotterie wurden anreizkompatibel gestaltet und mit tatsächlichen Auszahlungen verknüpft. Die Auszahlung aus dem Investitionsexperiment errechnet sich dabei aus dem im Experiment erzielten Gesamtkapital einer zufällig ausgewählten Wiederholung, geteilt durch 750. Die möglichen Gewinne aus der Lotterie ergeben sich aus der Aufgabenformulierung. Für die Teilnehmer bestand eine Gewinnchance von 1 %. Der insgesamt zu erzielende Gewinn lag zwischen 96 und 1 590 €. Die Höhe des möglichen Gewinns wurde durch den Zufall sowie die Entscheidungen der Teilnehmer im Investitionsexperiment und der Lotterie bestimmt. Die Gewinnwahrscheinlichkeit, die Spannweite der möglichen Gewinne und die Einflussgrößen auf die Höhe des Gewinns wurden den Teilnehmern im Vorfeld kommuniziert.

4 Deskriptive Statistik und Ansatz zur Datenanalyse

In diesem Abschnitt beschreiben wir die Experimentteilnehmer. Anschließend wird der methodische Ansatz zur statistischen Analyse der Daten vorgestellt.

4.1 Deskriptive Statistik

Die Teilnehmer der Umfrage wurden über verschiedene deutsche Interessenverbände für Schweinehaltung, Anbauverbände, Zertifizierungsstellen für ökologische Landwirtschaft und Arbeitskreise akquiriert. Diese bekamen im Frühjahr 2013 den Zugang zum Onlineexperiment übermittelt. Die Teilnehmerzahl

wurde in der Gruppe ökologisch und konventionell wirtschaftender Landwirte auf jeweils 50 begrenzt. Zur Bearbeitung des Experimentes benötigten die Teilnehmer im Durchschnitt 31 Minuten.

Die deskriptive Statistik in Tabelle 1 beschreibt die soziodemographischen Charakteristika und die Betriebsstruktur der am Experiment teilnehmenden Landwirte.

Unter den insgesamt 83 Teilnehmern sind 33 ökologisch wirtschaftende Landwirte und 50 Landwirte, die konventionell wirtschaften. Die Mittelwerte der Variablen „Alter“, „Flächenausstattung“, „Zahl Mastschweine“, „Zahl Zuchtschweine“ und „HLL-Wert“ wurden mittels Mann-Whitney-U-Tests verglichen. Signifikante Unterschiede ($p < 0,001$) sind bei der Zahl der Mastschweine und der Zahl der Zuchtschweine festzustellen. In beiden Fällen halten die ökologisch wirtschaftenden Landwirte weniger Schweine. Auf die Frage, ob die Landwirte in der nächsten Zeit bereit seien, in ihrem Betrieb in die Schweinehaltung zu investieren, antworteten 54,5 % der ökologisch wirtschaftenden Schweinehalter mit „ja“ oder „eventuell“, der Anteil der investitionsbereiten konventionell wirtschaftenden Landwirte liegt bei 32,0 %.

Sowohl die ökologisch als auch die konventionell wirtschaftenden Landwirte sind im Durchschnitt als risikoavers einzuordnen. Die Ergebnisse der Holt-und-Laury-Lotterie ergeben einen Wert von 5,3 für die ökologisch wirtschaftenden Landwirte, während die Gruppe der konventionell wirtschaftenden Landwirte mit einem Durchschnitt von 6,0 als risikoaverser einzuordnen ist.

4.2 Ansatz zur Datenanalyse

Da die Investition im Experiment in der jeweiligen Wiederholung in verschiedenen Perioden ausgeübt werden kann, ist die Ereigniszeitanalyse das passende

Tabelle 1. Deskriptive Statistik

	Ökologisch wirtschaftende Landwirte			Konventionell wirtschaftende Landwirte		
	Mittel	Stdabw	N	Mittel	Stdabw	N
Anteil Frauen in %	12,1		33	2,0		50
Mittleres Alter in Jahren	41,9	10,5	33	38,9	8,9	50
Absolviertes Studium in %	51,5		33	52,0		50
Landwirtschaftlicher Abschluss in %	81,8		33	100,0		50
Haupterwerbsbetriebe in %	81,8		33	92,0		50
Mittlere Flächenausstattung in ha	91,9	93,8	33	98,6	61,0	50
Mittlere Zahl Mastschweine	179,6	236,1	33	1 696,2	1 574,3	49
Mittlere Zahl Zuchtschweine	58,0	53,1	14	236,0	155,5	26
Investitionsbereitschaft eigener Betrieb in %	54,5		33	32,0		50
Mittlerer HLL-Wert	5,3	2,2	33	6,0	2,4	50

Stdabw=Standardabweichung

Quelle: eigene Berechnung

Verfahren zur Datenanalyse. Die Ereigniszeitanalyse umfasst statistische Methoden, die untersuchen, ob und wann das interessierende Ereignis (in diesem Fall die Investition) eintritt (HOSMER und LEMESHOW, 1999). Der Kaplan-Meier-Schätzer und die Cox-Regression sind die im Folgenden verwendeten Verfahren der Ereigniszeitanalyse.

Kaplan-Meier-Schätzer

Der Kaplan-Meier-Schätzer ist ein nicht-parametrischer Ansatz zur Schätzung der Überlebensfunktion und der Hazard-Rate (KAPLAN und MEIER, 1958). Die Hazard-Rate drückt die Wahrscheinlichkeit dafür aus, dass ein Ereignis zu einem bestimmten Zeitpunkt eintritt. Mit dem Kaplan-Meier-Schätzer kann die Dauer eines Zustandes (Nicht-Investition) bis zum Übertreten in einen anderen Zustand (durch die Entscheidung zur Investition) geschätzt werden. Übertragen auf das Investitionsverhalten der Landwirte bedeutet das, dass die Dauer bis zum Tätigen der Investition geschätzt wird.

Im Experiment gibt es keine Verpflichtung zur Investition. Es können also Wiederholungen ohne Investitionsdurchführung beendet werden. In 26,9 % der insgesamt 1 660 beobachteten Wiederholungen wird nicht investiert. Das bedeutet, dass der Datensatz rechts-zensiert ist. In den zensierten Fällen liegen keine Informationen zur Dauer bis zur Zustandsänderung vor. Um diese Daten in die Schätzung aufnehmen zu können, ist eine Anpassung des Kaplan-Meier-Schätzers nach KIEFER (1988) für rechts-zensierte Daten notwendig (KALBFLEISCH und PRENTICE, 2002: 15ff.). Bei einer Stichprobengröße von $N = 1\,660$ mit unbekannter Überlebensfunktion sind $t_0 < t_1 < \dots < t_k$ die Zeitpunkte, zu denen eine Investitionsdurchführung beobachtet wird. d_j beschreibt die Anzahl der Investitionen zum Zeitpunkt t_j . m_j ist die Anzahl der Entscheidungen, die im Zeitraum $[t_j, t_{j+1}]$ mit $j = 0, \dots, k = 4$, zensiert werden, also aus der Stichprobe n ausscheiden, ohne dass die Investition getätigt wurde. m_k ist die Anzahl der Investitionen, die bis zum Ende der Beobachtung nicht ausgeführt wurden. Im vorliegenden Datensatz ist $m_{0;1;2;3} = 0$ und $m_4 = 446$. Bei 446 der 1 660 Wiederholungen führen die Teilnehmer die Investition nicht durch ($k = 4$). Die verbleibenden Investitionsentscheidungen vor dem Zeitpunkt t_j , $n_j = (m_j + d_j) + \dots + (m_k + d_k)$ ergeben sich aus den weder ausgeführten noch zensierten Investitionsentscheidungen vor dem Zeitpunkt t_j . Der Kaplan-Meier-Schätzer,

also die Wahrscheinlichkeit, dass die Investition im Zeitintervall t_j nicht realisiert wird, wird mit $\hat{S}(t_j)$ angegeben. Dieser setzt die Anzahl der noch nicht getätigten Investitionen zu den noch nicht getätigten Investitionen des vorhergegangenen Zeitintervalls ins Verhältnis:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j \frac{n_i - d_i}{n_i} = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{\lambda}_i) \quad (1)$$

Der rechte Term setzt den Kaplan-Meier-Schätzer in Beziehung zur geschätzten Hazard-Rate $\hat{\lambda}_i$. Diese bezeichnet die Wahrscheinlichkeit, dass ein Ereignis im Zeitintervall t_j eintritt und wird definiert als das Verhältnis zwischen den getätigten Investitionen und der Anzahl der weder getätigten noch zensierten Investitionen im Zeitintervall t_j :

$$\hat{\lambda}_i(t_j) = \frac{d_j}{n_j} \quad (2)$$

Der generalisierte Log-Rank-Test (KALBFLEISCH und PRENTICE, 2002: 234) wird angewendet, um die untersuchten Überlebensfunktionen der Investitionsoptionen zu vergleichen.

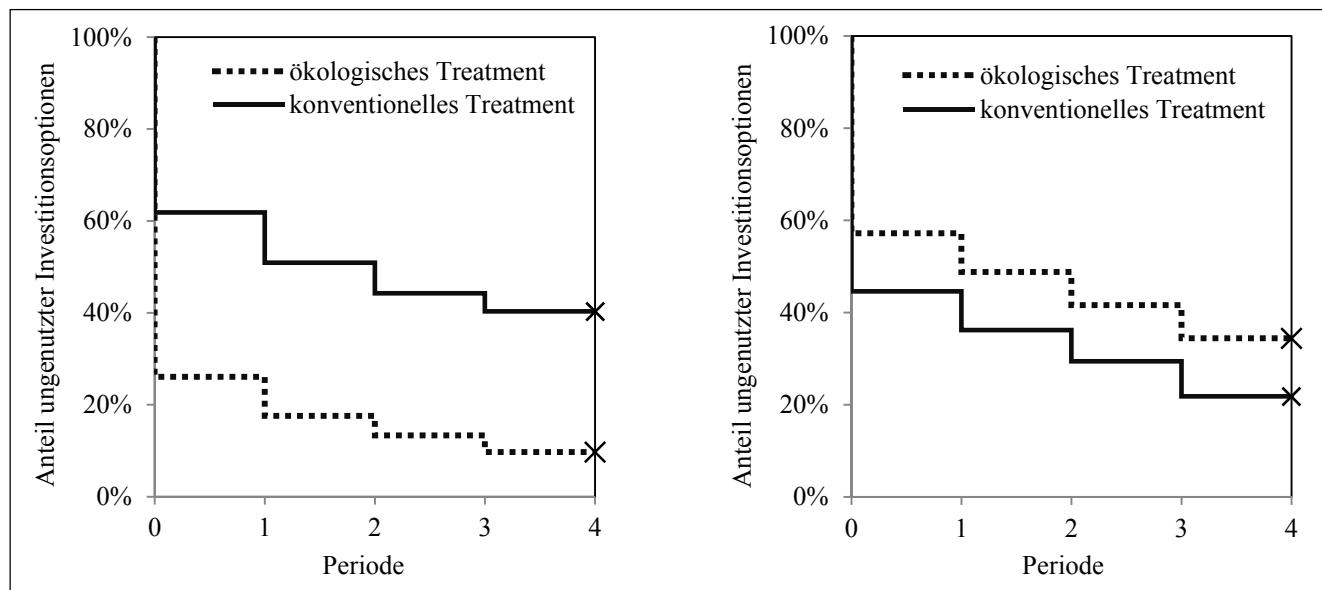
Gewichtete Cox-Regression

Um den Einfluss verschiedener Variablen auf die Investitionsentscheidungen der Landwirte zu testen, wird eine gewichtete Cox-Regression geschätzt. Die Cox-Regression, eine semiparametrische Methode, stellt eine Erweiterung des Kaplan-Meier-Schätzverfahrens dar, indem es die Schätzung des Einflusses erklärender Variablen auf die Hazard-Rate ermöglicht (COX, 1972). Die Hazard-Funktion eines Individuums i $\lambda_i(t, x_i)$ wird spezifiziert durch das Zeitintervall t sowie beobachtbare erklärende Variablen x_i . Bestandteil der Cox-Regression

$$\lambda_i(t, x_i) = \lambda_0(t) \exp(x_i' \beta) \quad (3)$$

sind $\lambda_0(t)$, die baseline-Hazardfunktion, und $\exp(x_i' \beta)$, der Anpassungsfaktor der baseline-Hazardfunktion um die mit den unbekanntenen Regressionskoeffizienten β gewichteten erklärenden Variablen x_i' . Die unbeobachtete baseline-Hazardfunktion beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Ereignis eintritt, wenn $x_i = 0$. Eine fehlerhafte Schätzung der baseline-Hazardfunktion kann zu unzuverlässigen Ergebnissen führen. Durch den partiellen Likelihood-Schätzer nach Cox, der die Regressionskoeffizienten ohne eine Schätzung

Abbildung 2. Überlebensfunktionen der Investitionsoptionen in den beiden Treatments für die ökologisch (links) und konventionell (rechts) wirtschaftenden Landwirte^a



^a n je Treatment (ökologische Landwirte) = 330; n je Treatment (konventionelle Landwirte) = 500

Quelle: eigene Berechnung

von $\lambda_0(t)$ schätzen kann, wird dieses Problem umgangen (GREENE, 2012: 910f.)

Um die Schätzer der Cox-Regression unverfälscht berechnen zu können, muss der Einfluss der erklärenden Variablen (x_i') zeitunabhängig sein. Die Zeitabhängigkeit der erklärenden Variablen wurde mittels Grambsch und Therneau Test (GRAMBSCH und THERNEAU, 1994) untersucht. Die Bedingung der Zeitunabhängigkeit ist bei einigen erklärenden Variablen nicht erfüllt. Darum muss eine Anpassung der normalen Cox-Regression vorgenommen werden. Wir verwenden für die Berechnung eine gewichtete Schätzung der Cox-Regression nach SCHEMPER et al. (2009). Die gewichtete Cox-Regression errechnet unverzerrte durchschnittliche Schätzer für den Einfluss unabhängiger Variablen auf die Hazard-Rate, auch wenn unabhängige Variablen einer Zeitabhängigkeit unterliegen (SCHEMPER, 1992; SCHEMPER et al., 2009). Für die Gewichtungsfunktion wurde die Methode nach PRENTICE (1978) angewendet. Die Berechnung der Kovarianz-Matrix für die gewichtete Cox-Regression erfolgte nach LIN und WEI (1989) auf Basis robuster Kovarianz-Matrizen.

5 Hypothesenüberprüfung

Im Folgenden werden die in Abschnitt 2 aufgestellten Hypothesen überprüft. Im Mittelpunkt der Prüfung der ersten zwei Hypothesen, in denen der Einfluss des

Framings und der Risikoeinstellung auf die Investitionsbereitschaft untersucht wird, steht der Kaplan-Meier-Schätzer. Die gewichtete Cox-Regression dient zur Prüfung der dritten Hypothese, in der der Einfluss der sozioökonomischen Faktoren auf die Investitionsbereitschaft untersucht wird, und wird ergänzend zur Beantwortung der ersten beiden Hypothesen verwendet.

5.1 Hypothese 1 „Framing“

Abbildung 2 zeigt den Kaplan-Meier-Schätzer⁹ für die Investitionsoptionen in den zwei Treatments des Investitionsexperiments für die ökologisch und konventionell wirtschaftenden Landwirte. Auf der y-Achse ist der prozentuale Anteil aller noch nicht genutzten Investitionsoptionen abzulesen. Auf der x-Achse werden die Perioden dargestellt. Höher gelegene Linien bedeuten, dass die Landwirte zurückhaltender investieren. Die Markierung der Überlebensfunktionen in Periode 4 zeigt den Anteil rechtszensierter Daten, also

⁹ Die Verläufe des Kaplan-Meier-Schätzers könnten durch unterschiedliche Entwicklungen der stochastischen Investitionsrückflüsse bei den beiden Treatments oder zwischen den Wirtschaftsweisen beeinflusst sein. So würden Unterschiede, die auf ökonomischer Vorteilhaftigkeit beruhen, fälschlicherweise als Framing oder Einfluss der Wirtschaftsweise interpretiert. Aus diesem Grund wurde bei allen Kaplan-Meier-Schätzern in einem ersten Schritt auf Gleichheit der Verläufe der Investitionsrückflüsse getestet, um so eine Verzerrung auszuschließen.

den Anteil der Wiederholungen, in denen nicht investiert wurde.

Sowohl bei ökologischen als auch bei konventionellen Landwirten unterscheiden sich die Überlebensfunktionen hoch signifikant (Log-Rank-Test, $p < 0,001$) zwischen den beiden Investitionstreatments. Bei ökologisch wirtschaftenden Landwirten ist die Überlebenskurve des konventionellen Treatments höher. Bei den konventionell wirtschaftenden Landwirten ist die Überlebenskurve des ökologischen Treatments höher. Das bedeutet, dass ökologisch und konventionell wirtschaftende Landwirte bei Investitionen in die nicht praktizierte Wirtschaftsweise zurückhaltender investieren als bei Investitionen in die eigene Wirtschaftsweise.

Bei der Investitionsoption in die ökologische Landwirtschaft wird von den ökologisch wirtschaftenden Landwirten nur in 9,7 % aller Entscheidungen keine Investition getätigt, während der Anteil nicht realisierter Investitionen bei der Möglichkeit, in die konventionelle Schweinehaltung zu investieren, 41,5 % beträgt. Die konventionellen Landwirte verhalten sich vergleichbar bei einer Investition in die ökologische Schweinehaltung. Allerdings ist die Differenz weniger stark ausgeprägt. In 34,4 % der Investitionsentscheidungen im ökologischen Treatment und in 21,4 % der Investitionsentscheidungen im konventionellen Treatment investieren die konventionell wirtschaftenden Landwirte nicht.

Trotz gleicher ökonomischer Kennzahlen bei der Investition in einen ökologischen oder konventionellen Schweinestall ergeben sich signifikante Unterschiede im Investitionsverhalten zwischen den Gruppen der Landwirte und den Investitionstreatments. Das Framing, also das Kennzeichnen der Treatments als ökologische oder konventionelle Investitionsalternative, beeinflusst das Investitionsverhalten. Es ergeben sich Unterschiede hinsichtlich des Zeitpunktes der Investitionsdurchführung und der Wahrscheinlichkeit zur Investition. Die Hypothese 1 kann anhand dieser Ergebnisse nicht abgelehnt werden.

Bei Landwirten, die gegenwärtig ökologisch wirtschaften, ist der Einfluss des Framings besonders hoch. Die Investition in die konventionelle Wirtschaftsweise wird von diesen deutlich häufiger abgelehnt als die ökologische Wirtschaftsweise von konventionellen Landwirten. Ein Erklärungsansatz dafür könnte die höhere Bedeutung von Ökologie und Umwelt für ökologisch wirtschaftende Landwirte sein (LÄPPLE, 2010). AUSTIN et al. (2005) und MZOUGH (2011) stellen einen positiven Zusammenhang zwischen moralischen sowie sozialen Bedenken und dem Investitionsverhalten in umweltschonende Technologien, wie den ökologischen Landbau, her. In GARDEBROEK (2006) und UEMATSU und MISHRA (2012) finden sich Hinweise auf soziale und psychologische Faktoren, die eine Umstellung zur ökologischen Wirtschaftsweise hemmen. Zusammen mit tradierten Wertvorstellungen können darin Ansätze zur Erklärung der ebenfalls signifikanten Unterschiede im Verhalten konventioneller Landwirte bei der Investition in die ökologische und konventionelle Schweinehaltung vermutet werden.

5.2 Hypothese 2 „Risikoeinstellung“

Zur Überprüfung der Hypothese 2 werden die Ergebnisse der HLL genutzt und Teilnehmer in die drei Kategorien „risikofreudig“, „risikoneutral“ und „risikoavers“ unterteilt. Die Verteilung ist in Tabelle 2 dargestellt.

Es ist zu erkennen, dass sowohl die meisten ökologischen als auch die meisten konventionellen Landwirte risikoavers sind. Risikoneutrale Teilnehmer stellen die zweitgrößte Gruppe dar. Risikofreudig ist der kleinste Anteil der Teilnehmer.

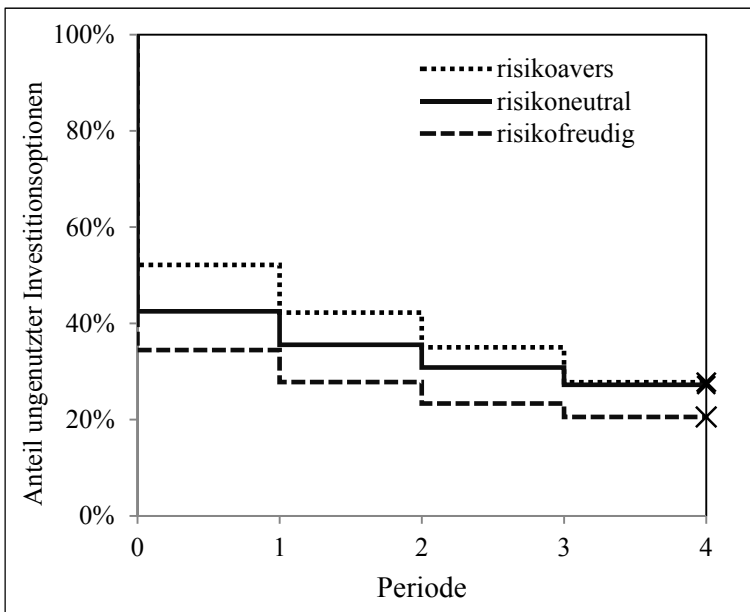
Der Kaplan-Meier-Schätzer in Abbildung 3 zeigt, dass sich risikofreudige Teilnehmer früher für die Investition entscheiden als risikoneutrale. Die risikoaversen Entscheider zögern die Investitionsdurchführung am längsten hinaus. Für die Überlebenskurve der risikoaversen Landwirte zeigt sich ein signifikant (Log-Rank-Test, $p < 0,05$) unterschiedlicher Verlauf im Vergleich zum Verlauf der Überlebensfunktionen

Tabelle 2. Anteil der nach ihrer Risikoeinstellung kategorisierten Landwirte in %^a

Risikoeinstellung	Insgesamt	Ökologisch wirtschaftende Landwirte	Konventionell wirtschaftende Landwirte
„Risikofreudig“; HLL-Wert ≤ 3	10,8	6,1	14,0
„Risikoneutral“; HLL-Wert = 4	21,7	30,3	16,0
„Risikoavers“; HLL-Wert ≥ 5	67,5	63,6	70,0

^a N (ökologisch wirtschaftende Landwirte) = 33; N (konventionell wirtschaftende Landwirte) = 50
Quelle: eigene Berechnung

Abbildung 3. Überlebensfunktionen der Investitionsoptionen für die drei Risikokategorien „risikofreudig“, „risikoneutral“ und „risikoavers“^a



^a n (risikoavers) = 1 130; n (risikoneutral) = 360; n (risikofreudig) = 180
Quelle: eigene Berechnung

von risikoneutralen und risikofreudigen Landwirten. Die Überlebensfunktionen der risikoneutralen und risikofreudigen Landwirte unterscheidet sich hingegen nicht signifikant (Log-Rank-Test, $p = 0,148$).

Wird das Investitionsverhalten der drei Risikoeinstellungen nach Wirtschaftsweise und Investitionstreatments getrennt analysiert, lässt sich feststellen, dass die Risikoeinstellung die Investitionsbereitschaft in die eigene oder alternative Wirtschaftsweise beeinflusst. Risikofreudige Landwirte differenzieren nicht statistisch nachweisbar zwischen der eigenen und der alternativen Wirtschaftsweise (Log-Rank-Test, $p = 0,247$). Unter den risikoaversen Entscheidern dagegen weist dieser Vergleich einen hoch signifikanten Unterschied (Log-Rank-Test, $p < 0,001$) auf. Das ist sowohl innerhalb der ökologisch als auch innerhalb der konventionell wirtschaftenden Landwirte der Fall. Risikoaverse Entscheider sind hinsichtlich einer Investition in die alternative Wirtschaftsweise zurückhaltender. Diese Beobachtung bestätigt zum einen die Ergebnisse von ACS et al. (2009) und KNIGHT et al. (2003). Zum anderen ist dies auch ein Hinweis darauf, dass risikoaverse Entscheider mit der Investition in eine andere Wirtschaftsweise ein Risiko verbinden, das nicht in den ökonomischen Kennzahlen gründet. Die Analyse zeigt, dass die Risikoeinstellung das Investitionsverhalten von Landwirten beeinflusst. Hypothese 2 kann deshalb nicht abgelehnt werden.

5.3 Hypothese 3 „Sozioökonomische Faktoren“

Um den Einfluss sozioökonomischer Faktoren auf das Investitionsverhalten der Schweinehalter zu untersuchen, wurde eine gewichtete Cox-Regression durchgeführt. So kann der Zusammenhang zwischen den unabhängigen Variablen und der Wahrscheinlichkeit, eine Investition durchzuführen, analysiert werden. Die Ergebnisse der Cox-Regressionsschätzung sind in Tabelle 3 dargestellt. Koeffizienten mit negativem Vorzeichen bedeuten, dass sich die erklärende Variable verzögernd auf die Investitionsdurchführung auswirkt. Koeffizienten mit positivem Vorzeichen bedeuten, dass die erklärende Variable die Wahrscheinlichkeit zu investieren erhöht.

Zu den untersuchten soziodemographischen Variablen zählen die Variablen „Geschlecht“, „Alter“, „Studium“, „landwirtschaftliche Ausbildung“ und „HLL-Wert“. Die Variable „HLL-Wert“ spiegelt die Risikoeinstellung wider und kann Werte zwischen 0 und 10 annehmen. Als betriebspezifische Variablen wurden die „Erwerbsform“, die „Zahl der Schweine“ (als Summe der vom Landwirt gehaltenen Mast- und Zuchtschweine), die „Investitionsbereitschaft“ sowie die „Wirtschaftsweise“ berücksichtigt. Die Variable „Wiederholung“ wurde in das Modell mit aufgenommen, um den Einfluss eines möglichen Lerneffekts auf die Investitionswahrscheinlichkeit zu berücksichtigen. Sie kann die Werte 1 bis 20 annehmen, entsprechend der 2 mal 10 Wiederholungen, mit denen ein Landwirt jeweils konfrontiert wurde. Darüber hinaus wurden die Dummy-Variablen „konventioneller Landwirt in ökologische Wirtschaftsweise“ und „ökologischer Landwirt in konventionelle Wirtschaftsweise“ in die Cox-Regression aufgenommen, die jeweils den Wert „1“ annehmen, wenn es sich bei der Investitionsentscheidung um eine Investition in die alternative Wirtschaftsweise handelt.

Der Einfluss der Variable „Geschlecht“ ist hoch signifikant. Dieses Ergebnis muss mit der entsprechenden Vorsicht interpretiert werden, da lediglich fünf Frauen am Experiment teilgenommen haben. Weibliche Landwirte investieren später als männliche Landwirte. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit den Erkenntnissen von JIANAKOPILOS und BERNASEK (1998), widersprechen aber den Erkenntnissen von MAART-NOELCK und MUBHOFF (2013). Das „Alter“

Tabelle 3. Ergebnisse der gewichteten Cox-Regression^a

Erklärende Variable	Koeffizient	p-Wert
Soziodemographie		
Geschlecht (1 = männlich)	0,529	< 0,001 ***
Alter	-0,005	0,098
Studium (1 = studiert)	-0,172	< 0,001 ***
landwirtschaftliche Ausbildung (1 = landwirtschaftlicher Abschluss)	-0,400	< 0,001 ***
HLL-Wert	-0,051	< 0,001 ***
Betrieb		
Erwerbsform (1 = Haupterwerb)	-0,093	0,219
Zahl der gehaltenen Schweine	$-4 \cdot 10^{-5}$	0,059
Investitionsbereitschaft (1 = ja/evtl.)	0,354	< 0,001 ***
Wirtschaftsweise (1 = ökologisch)	0,261	< 0,001 ***
Experimentdaten		
Wiederholung	-0,018	< 0,001 ***
„konventioneller Landwirt in ökologischem Treatment“ (1 = Ja)	-0,340	< 0,001 ***
„ökologischer Landwirte in konventionellem Treatment“ (1 = Ja)	-0,723	< 0,001 ***

^a Wald- $\chi^2 = 310$; Signifikanzniveaus: * = $p < 0,05$, ** = $p < 0,01$, *** = $p < 0,001$; N = 1.660

Quelle: eigene Berechnung

hat keinen signifikanten Einfluss auf den Zeitpunkt der Investitionsdurchführung (übereinstimmend mit MAART-NOELCK und MUBHOFF, 2013). Ergebnisse von DOHMEN et al. (2011) und GARDEBROEK und OUDE LANSINK (2004), wonach mit zunehmendem Alter die Bereitschaft zur Investitionsdurchführung abnimmt, können nicht bestätigt werden. Die Dummy-Variablen „Studium“ und „landwirtschaftliche Ausbildung“ zeigen einen hoch signifikant negativen Einfluss auf die Investitionswahrscheinlichkeit. Landwirte mit landwirtschaftlicher Ausbildung und Landwirte mit Hochschulabschluss zeigen eine größere Zurückhaltung bei der Durchführung einer Investition. Vergleichbare Ergebnisse ermitteln JIANAKOPILOS und BERNASEK (1998) und MAART-NOELCK und MUBHOFF (2013), während GARDEBROEK und OUDE LANSINK (2004) und KNIGHT et al. (2003) einen positiven Zusammenhang zwischen Bildung und der Investitionsbereitschaft ermitteln.

Entgegen der Beobachtung, dass Haupterwerbsbetriebe in der Realität zurückhaltender in der Durchführung von Investitionen sind (ADESINA et al., 2000), kann für die experimentell erhobenen Daten kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Erwerbsform und der Wahrscheinlichkeit, eine Investition zu tätigen, nachgewiesen werden. Auch die Anzahl der gehaltenen Schweine hat keinen signifikanten Einfluss auf den Investitionszeitpunkt. Die Dummy-Variable „Investitionsbereitschaft“ beeinflusst die Wahrscheinlichkeit, eine Investition durchzuführen, positiv und hoch signifikant. Landwirte, die angeben, in ihrem

realen Betrieb in die Schweinehaltung investieren zu wollen, sind auch im Experiment eher zu einer Investitionsdurchführung bereit. Die Dummy-Variable „Wirtschaftsweise“ beeinflusst das Investitionsverhalten positiv und hoch signifikant. Ökologisch wirtschaftende Landwirte nutzen die Investitionsmöglichkeit früher. Anhand der Erkenntnis, dass sozioökonomische Variablen Einfluss auf den Zeitpunkt der Investitionsdurchführung haben, kann Hypothese 3 nicht abgelehnt werden.

Die Dummy-Variable „Wiederholung“ ist negativ und hoch signifikant. Mit zunehmender Anzahl der Wiederholungen, die ein Landwirt absolviert hat, verlagert sich der Investitionszeitpunkt auf spätere Perioden. Es sind also Lerneffekte zu beobachten. Auf diese Lerneffekte weisen MAART-NOELCK und MUBHOFF (2013) und OPREA et al. (2009) ebenfalls hin.

Die hoch signifikanten und negativen Regressoren der Dummy-Variablen „konventionell in ökologisch“ und „ökologisch in konventionell“ unterstreichen weitere Ergebnisse der Kaplan-Meier-Schätzung für Hypothese 1: Landwirte zeigen eine hoch signifikant zurückhaltendere Investitionsbereitschaft in die alternative Wirtschaftsweise als in die eigene.

Der Koeffizient für den HLL-Wert ist negativ und hoch signifikant. Das bedeutet, dass je höher der HLL-Wert, also je risikoaverser ein Landwirt ist, umso zurückhaltender erfolgt die Investitionsdurchführung. Die Beobachtung, dass die Risikoeinstellung das Investitionsverhalten beeinflusst, deckt sich mit den zur Überprüfung der Hypothese 2 durchgeführten

Analysen. Mit steigendem HLL-Wert eines Landwirts investiert dieser später. Dieses Ergebnis zeigt, dass Investitionsentscheidungen nicht losgelöst von der Risikoeinstellung eines Landwirts sind. Vergleichbare Ergebnisse finden sich auch bei VISCUSI et al (2011).

6 Fazit und Ausblick

Ökologische Produkte im Allgemeinen und die ökologische Schweinefleischproduktion im Besonderen machen lediglich einen kleinen Anteil der deutschen Agrarherzeugung aus. Landwirte halten sich bei Investitionen in die ökologische Schweinehaltung zurück, obwohl dieser Betriebszweig durchaus ökonomische Potentiale aufweist. Um den Einfluss des Framings einer Investitionsmöglichkeit als konventionell oder ökologisch auf das Investitionsverhalten deutscher Schweinehalter zu untersuchen, haben wir ein Investitionsexperiment durchgeführt.

Wir konnten feststellen, dass für die beobachteten Unterschiede im Investitionsverhalten ökologisch und konventionell wirtschaftender Landwirte das Framing der Treatments entscheidend ist. Sowohl bei den ökologisch als auch bei den konventionell wirtschaftenden Landwirten ist eine deutliche Investitionszurückhaltung in die jeweils andere, im Experiment ökonomisch gleichwertige, Wirtschaftsweise zu beobachten. Dies stützt einerseits die Hypothese, dass ökologisch wirtschaftende Landwirte ihrer Wirtschaftsweise durch Überzeugungen und Werte stark verbunden sind. Andererseits weist es auch darauf hin, dass die Bereitschaft von konventionellen Landwirten, in ökologische Projekte zu investieren, gering ist. Eine Reduzierung der Umstellungs- und Investitionsdiskussion auf ökonomische Bewertungen der beiden Wirtschaftsweisen erscheint damit nicht ausreichend.

Mit den gewonnenen Erkenntnissen zum Einfluss des Framings auf das Investitionsverhalten können politische Entscheidungsträger bei der Gestaltung politischer Maßnahmen unterstützt werden: Subventionen sind als politisches Instrument zur Förderung der Umstellung schweinehaltender Betriebe auf die ökologische Schweinehaltung auf Grund des Framingeffekts vielfach nicht so wirksam, wie bei Annahme eines rationalen, nach Gewinnen strebenden Entscheiders zu erwarten wäre. Eine aufklärende Informationspolitik könnte dazu beitragen, Hemmnisse zur Annahme einer alternativen Wirtschaftsweise abzubauen. Eine damit verbundene Reduzierung des Framingeffekts schafft die Grundlage für eine eher an

der Wettbewerbsfähigkeit orientierte Entscheidungsfindung der Schweinehalter. Als Konsequenz wären monetäre Anreize zur Umstellung der Schweinehaltung auf eine andere Wirtschaftsweise wirkungsvoller. Mögliche Potentiale für die Expansion der Schweinehaltung in den jeweiligen Wirtschaftsweisen können in der Investitionsbereitschaft der Landwirte in ihrem eigenen Betrieb gesehen werden. So geben gut die Hälfte der befragten ökologisch wirtschaftenden Landwirte und fast ein Drittel der befragten konventionellen Schweinehalter an, in ihrem eigenen, realen Betrieb eine Investition in die Schweinehaltung in Betracht zu ziehen. Diese bestehenden Potenziale in beiden Wirtschaftsweisen könnten durch eine von der Politik ausgehende Vereinfachung der Investitionen in die Schweinehaltung genutzt werden. Aus wissenschaftlicher Sicht sind unsere Ergebnisse interessant, da deutlich wird, dass beispielsweise eine Erweiterung investitionstheoretischer Ansätze um psychologische Aspekte vorgenommen werden sollte, um das Entscheidungsverhalten von Landwirten besser prognostizieren zu können.

Um weitere Empfehlungen bezüglich der Umstellung von ökologischen und konventionellen Landwirten auf die andere Wirtschaftsweise zu geben und weiterführende politische Handlungsempfehlungen abzuleiten, ist zusätzliche Forschungsarbeit notwendig, die die Ursachen für den festgestellten Einfluss des Framings mit den verschiedenen Wirtschaftsweisen untersucht. An dieser Stelle sollte die Einstellung der Landwirte gegenüber der ökologischen oder konventionellen Wirtschaftsweise detaillierter erfasst werden. Um unsere Ergebnisse zu verallgemeinern, müssten weitere Experimente mit Landwirten durchgeführt werden, die bislang nicht in der Schweinehaltung aktiv sind. Eine Untersuchung von Landwirten aus verschiedenen Ländern könnte nationale Unterschiede in Intensität und Auftreten von Framingeffekten bei ökologischen und konventionellen Landwirten aufdecken.

Literatur

- ABDELLAOUI, M., H. BLEICHRODT and O. L'HARIDON (2008): A tractable method to measure utility and loss aversion under prospect theory. In: *Journal of Risk and Uncertainty* 36 (3): 245-266.
- ACS, S., P. BERENTSEN, R. HUIRNE and M. VAN ASSELDONK (2009): Effect of yield and price risk on conversion from conventional to organic farming. In: *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 53 (3): 393-411.

- ADESINA, A.A., D. MBILA, G.B. NKAMLEU and D. ENDA-MANA (2000): Econometric analysis of the determinants of adoption of alley farming by farmers in the forest zone of southwest Cameroon. In: *Agriculture, Ecosystems & Environment* 80 (3): 255-265.
- AMI (Agrarmarkt Informations-Gesellschaft mbH) (2013): *Markt Bilanz Öko-Landbau 2013*. Agrarmarkt Informations-Gesellschaft mbH, Bonn.
- AUSTIN, E.J., I.J. DEARY, G. EDWARDS-JONES and D. AREY (2005): Attitudes to farm animal welfare. In: *Journal of Individual Differences* 26 (3): 107-120.
- BRICK, K., M. VISSER and J. BURNS (2012): Risk aversion: experimental evidence from South African fishing communities. In: *American Journal of Agricultural Economics* 94 (1): 133-152.
- BÖLW (Bund Ökologische Lebensmittelwirtschaft e.V.) (2013): *Zahlen, Daten, Fakten. Die Biobranche 2013*. Berlin.
- BUNDESREGIERUNG (2012): *Nationale Nachhaltigkeitsstrategie. Fortschrittbericht 2012*. Berlin.
- CHANG, J.B., J.L. LUSK and F.B. NORWOOD (2009): How closely do hypothetical surveys and laboratory experiments predict field behavior? In: *American Journal of Agricultural Economics* 91 (2): 518-534.
- CHARNESS, G., U. GNEEZY and M.A. KUHN (2012): Experimental methods: between-subject and within-subject design. In: *Journal of Economic Behavior & Organization* 81 (1): 1-8.
- CHEUNG, Y.W. und D. FRIEDMAN (1998): A comparison of learning and replicator dynamics using experimental data. In: *Journal of Economic Behavior and Organizations* 35 (3): 263-280.
- COX, D.R. (1972): Regression models and life-tables. In: *Journal of the Royal Statistical Society. In: Series B (Methodological)* 34 (2): 187-220.
- DIXIT, A.K. and R. PINDYCK (1994): *Investment under uncertainty*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- DOHMEN, T., A. FALK, D. HUFFMAN, U. SUNDE, J. SCHUPP and G.G. WAGNER (2011): Individual risk attitudes: measurement, determinants and behavioral consequences. In: *Journal of the European Economic Association* 9 (3): 522-550.
- EDWARDS-JONES, G. (2006): Modelling farmer decision-making: concepts, progress and challenges. In: *Animal Science* 82 (6): 783-790.
- FLATEN, O., G. LIEN, M. KOESLING, P.S. VALLE and M. EBBESVIK (2005): Comparing risk perceptions and risk management in organic and conventional dairy farming: empirical results from Norway. In: *Livestock Production Science* 95 (1-2): 11-25.
- FLATEN, O., G. LIEN, M. EBBESVIK, M. KOESLING and P.S. VALLE (2006): Do the new organic producers differ from the 'old guard'? Empirical results from Norwegian dairy farming. In: *Renewable Agriculture and Food Systems* 21 (3): 174-182.
- GARDEBROEK, C. (2006): Comparing risk attitudes of organic and non-organic farmers with a Bayesian random coefficient model. In: *European Review of Agricultural Economics* 33 (4): 485-510.
- GARDEBROEK, C. and A. OUDE LANSINK (2004): Farm-specific adjustment costs in Dutch pig farming. In: *Journal of Agricultural Economics* 55 (1): 3-24.
- GRAMBSCH, P.M. and T.M. THERNEAU (1994): Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. In: *Biometrika* 81 (3): 515-526.
- GREENE, W.H. (2012): *Econometric analysis*. 7. Auflage. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- HARDAKER, J.B., R.B.M. HUIRNE and J.R. ANDERSON (1997): *Coping with risk in agriculture*. CAB International, Wallingford, Oxfordshire.
- HOLT, C.A. and S.K. LAURY (2002): Risk aversion and incentive effects. In: *American Economic Review* 92 (5): 1644-1655.
- HOSMER, D.W. JR. und S. LEMESHOW (1999): *Applied survival analysis: regression modeling of time to event data*. John Wiley, New York.
- IHLI, H.J., S.C. MAART and O. MUBHOFF (2014): Does timing matter? A real options experiment to farmers' investment and disinvestment behaviours. In: *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 58 (3): 430-452.
- ISIK, M. and M. KHANNA (2003): Stochastic technology, risk preferences, and adoption of site-specific technologies. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (2): 305-317.
- JIANAKOPOLOS, N.A. and A. BERNASEK (1998): Are women more risk averse? In: *Economic Inquiry* 36 (4): 620-630.
- KAHNEMAN, D. (2003): A psychological perspective on economics. In: *The American Economic Review* 93 (2): 162-168.
- KALBFLEISCH, J.D. and R.L. PRENTICE (2002): *The statistical analysis of failure time data*. 2. Auflage. J. Wiley, Hoboken, New Jersey.
- KAPLAN, E.L. and P. MEIER (1958): Nonparametric estimation from incomplete observations. In: *Journal of the American Statistical Association* 53 (282): 457-481.
- KIEFER, N.M. (1988): Economic duration data and hazard functions. In: *Journal of Economic Literature* 26 (2): 646-679.
- KLONSKY, K. and L. TOURTE (1998): Organic agricultural production on the United States: debates and directions. In: *American Journal of Agricultural Economics* 80 (5): 1119-1124.
- KNIGHT, J., S. WEIR and T. WOLDEHANNA (2003): The role of education in facilitating risk-taking and innovation in agriculture. In: *Journal of Development Studies* 39 (6): 1-22.
- KOESLING, M., O. FLATEN and G. LIEN (2008): Factors influencing the conversion to organic farming in Norway. In: *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology* 7 (1/2): 78-95.
- KUHNERT, H., G. BEHRENS, U. HAMM, H. MÜLLER, H. NIEBERG, J. SANDERS und R. STROHM (2013): *Ausstiege aus dem ökologischen Landbau: Umfang-Gründe-Handlungsoptionen*. Thünen Report 3. Johann Heinrich von Thünen-Institut, Braunschweig.
- KUMINOFF, N.V. and A. WOSSINK (2010): Why isn't more US farmland organic? In: *Journal of Agricultural Economics* 61 (2): 240-258.

- LÄPPE, D. (2010): Adoption and abandonment of organic farming: an empirical investigation of the Irish drystock sector. In: *Journal of Agricultural Economics* 61 (3): 697-714.
- LÄPPE, D. and H. KELLY (2013): Understanding the uptake of organic farming: accounting for heterogeneities among irish farms. In: *Ecological Economics* 88: 11-19.
- LÄPPE, D. and T. VAN RENSBURG (2011): Adoption of organic farming: are there differences between early and late adoption? In: *Ecological Economics* 70 (7): 1406-1414.
- LIN, D.Y. and L.J. WIE (1989): The robust inference for the cox proportional hazards model. In: *Journal of the American Statistical Association* 84 (408): 1074-1078.
- LOHR, L. and L. SALOMONSSON (2000): Conversion subsidies for organic production: results from Sweden and lessons for the United States. In: *Agricultural Economics* 22 (2): 133-146.
- LWK (Landwirtschaftskammer) NRW (2009): Betriebszweigungsauswertung Schweinemast in Nordrhein-Westfalen. Wj. 2007/2008. Unter Mitarbeit vom Referat Unternehmens- und Arbeitnehmerberatung. Online verfügbar unter <http://www.landwirtschaftskammer.de/landwirtschaft/tierproduktion/schweinehaltung/pdf/bza-beispiel5.pdf>, Ab-ruf: 01.10.2013.
- MAART-NOELCK, S.C. and O. MUBHOFF (2013): Investing today or tomorrow? An experimental approach to farmers' decision behaviour. In: *Journal of Agricultural Economics* 64 (2): 295-318.
- (2014): Measuring the risk attitude of decision-makers: are there differences between groups of methods and persons? In: *Australian Journal of Agriculture and Resource Economics* 58 (3): 336-352.
- MAART-NOELCK, S.C., O. MUBHOFF and M. MAACK (2013): The impact of price floors on farmland investments: a real options based experimental analysis. In: *Applied Economics* 45 (35): 4872-4882.
- MAEDER, P., A. FLIEBBACH, D. DUBOIS, L. GUNST, P. FRIED and U. NIGGLI (2002): Soil fertility and biodiversity in organic farming. In: *Science* 296 (5573): 1694-1697.
- MUBHOFF, O., M. ODENING, C. SCHADE, S.C. MAART-NOELCK und S. SANDRI (2012): Inertia in disinvestment decisions: experimental evidence. In: *European Review of Agricultural Economics* 40 (3): 463-485.
- MZOUGH, N. (2011): Farmers adoption of integrated crop protection and organic farming: Do moral and social concerns matter? In: *Ecological Economics* 70 (8): 1536-1545.
- OPREA, R., D. FRIEDMAN and S.T. ANDERSON (2009): Learning to wait: a laboratory investigation. In: *Review of Economic Studies* 76 (3): 1103-1124.
- PADEL, S. (2001): Conversion to organic farming: a typical example of the diffusion of an innovation? In: *Sociologia Ruralis* 41 (1): 40-61.
- PRENTICE, R.L. (1978): Linear rank tests with right censored data. In: *Biometrika* 65 (1): 167-179.
- ROE, B.E. and D.R. JUST (2009): Internal and external validity in economics research: tradeoffs between experiments, field experiments, natural experiments, and field data. In: *American Journal of Agricultural Economics* 91 (5): 1266-1271.
- SCHEMPER, M. (1992): Cox analysis of survival data with non-proportional hazard functions. In: *Journal of the Royal Statistical Society. In: Series D (The Statistician)* 41 (4): 455-465.
- SCHEMPER, M., S. WAKOUNIG and G. HEINZE (2009): The estimation of average hazard ratios by weighted Cox regression. In: *Statistics in Medicine* 28 (19): 2473-2489.
- SCHRAMMEK, J. und G. SCHNAUT (2004): Motive der (Nicht-) Umstellung auf Öko-Landbau. In: *Ökologie und Landbau* 131 (3): 44-45.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2011): Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Betriebe mit ökologischem Landbau. Landwirtschaftszählung/Agrarstrukturerhebung 2010. Fachserie 3, Reihe 2.2.1. Wiesbaden.
- THIJSEN, G. (1996): Farmers' investment behavior: an empirical assessment of two specifications of expectations. In: *American Journal of Agricultural Economics* 78 (1): 166-174.
- TVERSKY, A. and D. KAHNEMAN (1981): The framing of decisions and the psychology of choice. In: *Science* 211 (4481): 453-458.
- UEMATSU, H. and A.K. MISHRA (2012): Organic farmers or conventional farmers: where's the money? In: *Ecological Economics* 78: 55-62.
- VISCUSI, W.K., O.R. PHILLIPS and S. KROLL (2011): Risky investment decisions: how are individuals influenced by their groups? In: *Journal of Risk and Uncertainty* 43 (2): 81-106.
- WILLOCK, J., I.J. DEARY, M.J. MCGREGOR, A. SUTHERLAND, G. EDWARDS-JONES, O. MORGAN, J.B. DENT, R. GRIEVE and G.J. GIBSON (1999): The role of attitudes and objectives in farmer decision making: business and environmentally-oriented behaviour in Scotland. In: *Journal of Agricultural Economics* 50 (2): 286-303.
- ZERGER, U., R. LÖSER, H. RASCH, F. DEERBERG, O. VOLLING, U. EBERT, M. PUFFERT und K. KEMPTKENS (2010): Aufbau eines bundesweiten Berater-Praxis-Netzwerks zum Wissensaustausch und Methodenabgleich für die Bereiche Betriebsvergleich (BV) und Betriebszweigungsauswertung (BZA). Stiftung Ökologie und Landbau (SÖL), Bad Dürkheim (FKZ: 06OE231).

Kontaktautor:

DANIEL HERMANN

Georg-August-Universität Göttingen,

Fakultät für Agrarwissenschaften,

Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung

Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen

E-Mail: daniel.hermann@agr.uni-goettingen.de