AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

SCHRIFTEN DER GESELLSCHAFT FÜR WIRTSCHAFTS- UND SOZIALWISSENSCHAFTEN DES LANDBAUES E.V.

Zorn, A., Lippert, C., Dabbert, S.: Zur Nichteinhaltung von Vorschriften des ökologischen Landbaus in Deutschland und in der Schweiz – Statistische Analyse einzelbetrieblicher Daten. In: Bahrs, E., Becker, T., Birner, R., Brockmeier, M., Dabbert, S., Doluschitz, R., Grethe, H., Lippert, C., Thiele, E.: Herausforderung des globalen Wandels für Agrarentwicklung und Ernährung. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 48, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2013), S. 73-84.

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 48, 2013, S. 73 – 84

ZUR NICHTEINHALTUNG VON VORSCHRIFTEN DES ÖKOLOGISCHEN LANDBAUS IN DEUTSCHLAND UND IN DER SCHWEIZ – STATISTISCHE ANALYSE EINZELBETRIEBLICHER DATEN

Alexander Zorn, Christian Lippert, Stephan Dabbert [1]

Zusammenfassung

Basierend auf Daten einer deutschen und einer Schweizer Kontrollstelle wird das Risiko des Auftretens von Verstößen gegen die EU-Ökolandbauverordnung bzw. gegen den Bio Suisse-Standard ökonometrisch untersucht. Ausgehend von der *Economics of Crime*-Theorie werden zunächst Hypothesen zu Betriebseigenschaften abgeleitet, von denen anzunehmen ist, dass sie das Verhalten der Landwirte hinsichtlich der Einhaltung der relevanten Vorschriften beeinflussen. Anschließend werden diese Hypothesen in Querschnittsanalysen für die Jahre 2007 bis 2009 anhand von binären Logit-Modellen für zwei unterschiedliche Verstoßkategorien überprüft. Die von den Kontrollstellen verhängten leichten und schweren Sanktionen dienen dabei als Proxy-Variablen für entsprechende Regelverletzungen. Einige der geschätzten statistischen Modelle ergeben u.a., dass eine geringere Ökolandbauerfahrung (gemessen anhand der Vertragsdauer mit der jeweiligen Kontrollstelle), eine steigende Flächenausstattung, das Vorliegen von Verarbeitungsaktivitäten sowie Rinderhaltung die Wahrscheinlichkeit einer Sanktion signifikant erhöhen. Auch in den Vorjahren verhängte Sanktionen erhöhen die Wahrscheinlichkeit, einen Regelverstoß zu beobachten. Abschließend werden mögliche Verzerrungen der ermittelten statistischen Effekte sowie resultierende Schwierigkeiten bei der Implementierung eines risikobasierten Kontrollsystems diskutiert.

Schlüsselwörter

Ökologischer Landbau, Nichteinhaltung von Standards, Ökonometrische Analyse.

1 Einleitung

Der ökologische Landbau kann ohne eine glaubwürdige Zertifizierung auf Dauer nicht bestehen, da nur zertifizierte und entsprechend etikettierte ökologisch erzeugte Produkte am Markt zu Premiumpreisen abgesetzt werden können[2]. Ein funktionstüchtiges ökologisches Zertifizierungssystem ermöglicht den Verbrauchern, Ökoprodukte zu erkennen und stellt gleichzeitig sicher, dass diese Produkte tatsächlich entsprechend den geltenden Ökolandbauvorschriften erzeugt wurden. Die Nichteinhaltung der entsprechenden Vorschriften sollte weitgehend verhindert werden, um das Vertrauen der Verbraucher nicht zu verlieren. Die Durchsetzung der Standards erfordert wirksame Kontrollen der Ökobetriebe. Um Transaktionskosten zu sparen, sollte die Effektivität der ökologischen Zertifizierung kontinuierlich verbessert werden. Dies kann u.a. mit Hilfe eines risikobasierten Kontrollsystems erfolgen, indem bestimmte Betriebe mit einer höheren Wahrscheinlichkeit der Nichteinhaltung von Öko-Standards häufiger kontrolliert werden. Die Implementierung eines solchen Systems setzt die Identifikation von betrieblichen Eigenschaften voraus, die einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von Standardverletzungen haben.

Lebensmittelsicherheitsrisiken und risikobasierte Kontrollansätze wurden allgemein bereits durch internationale Organisationen (FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE

[1] Institut für Landwirtschaftliche Betriebslehre (410a), Universität Hohenheim, Alexander.Zorn@uni-hohenheim.de

[2] Zur Funktionsweise des europäischen Öko-Kontrollsystems siehe Zorn et al. (2012).

UNITED NATIONS, 2006; Codex ALIMENTARIUS COMMISSION, 2011) aber auch in der wissenschaftlichen Literatur (JAHN et al., 2005; ALBERSMEIER et al., 2009; HOFFMANN, 2010) behandelt. Die Literatur zur Implementierung risikobasierter Kontrollsysteme im ökologischen Landbau ist demgegenüber recht spärlich (JAHN et al., 2005; SCHULZE et al., 2008; FISCHER und NEUENDORFF, 2009). Eine ganze Reihe von Artikeln verweist jedoch auf die Relevanz sowie auf mögliche Effizienzgewinne durch risikobasierte Kontrollsysteme auch im Ökosektor. Eine wichtige Quelle in diesem Zusammenhang ist die internationale Zeitschrift zur ökologischen Zertifizierung *The Organic Standard*, in der bereits einige Artikel zur risikobasierten Ökokontrolle erschienen sind. So hat z.B. RUNDGREN (2004) dargelegt, dass derartige Kontrollen früher bereits durchgeführt wurden, entsprechende Ansätze jedoch wegen der Standardisierung von Inspektionsabläufen und aufgrund von gesetzlichen Vorgaben nicht mehr weiter verfolgt werden konnten. In den letzten Jahren haben verschiedene europäische Kontrollstellen neuere Erfahrungen mit risikobasierten Kontrollen sammeln können (TOS, 2006). RUNDGREN verweist auf die Forderung nach risikobasierten Kontrollen in der EU-Ökoverordnung, sieht bisher diesbezüglich jedoch wenig Fortschritt (RUNDGREN, 2010). In einem deutschen Handbuch für Kontrollstellen findet sich ein Vorschlag für einen risikobasierten Ansatz: Betriebe könnten demnach anhand von sieben Parametern in drei Risikoklassen eingeteilt werden (FISCHER und NEUENDORFF, 2009).

Ausgehend von der Grundhypothese, dass die Effektivität eines ökologischen Zertifizierungssystems durch risikobasierte Kontrollen verbessert werden kann, sollen im Folgenden Daten zur Verletzung von Ökostandards in Deutschland und in der Schweiz analysiert werden. Dabei geht es zunächst darum, betriebliche Eigenschaften zu identifizieren, die die Wahrscheinlichkeit einer Standardübertretung signifikant erhöhen. Für den Fall, dass es solche Eigenschaften gibt, wäre es möglich, die Kontrollen auf entsprechende Betriebe mit einer höheren Nichteinhaltungswahrscheinlichkeit zu konzentrieren. Nach einer Beschreibung der verfügbaren einzelbetrieblichen Daten in Abschnitt 2, werden in Abschnitt 3 auf der Basis von ökonomisch abgeleiteten Hypothesen zum Auftreten von Standardverletzungen deren Bestimmungsgründe in den beiden Ländern identifiziert. In Abschnitt 4 diskutieren wir unsere Ergebnisse auch im Hinblick auf mögliche Verzerrungen.

2 Daten

Die für die folgenden Auswertungen verwendeten einzelbetrieblichen Daten wurden von einer Schweizer und einer deutschen Kontrollstelle zur Verfügung gestellt. Es handelt sich dabei um Daten für die Jahre 2007, 2008 und 2009, die routinemäßig von den Kontrollstellen bei deren Klienten (d.h. bei den zu zertifizierenden Ökobetrieben) erhoben wurden. In der Schweiz erfolgte die Zertifizierung im Hinblick auf die Bio Suisse-Regeln, in Deutschland war die EU-Ökoverordnung der Referenzstandard. Die für uns interessanten Angaben (Variablen) waren die bei den Kontrollen festgestellten Regelverletzungen und die entsprechenden Sanktionen sowie eine Reihe potenzieller erklärender Variablen.

Angaben zu Umfang und Schwere von Regelverletzungen in der Vergangenheit sind eine wichtige Voraussetzung, um risikobasierte Kontrollen durchführen zu können. In unserem Fall waren die entsprechenden Daten jedoch nicht immer so kodiert, dass eine eindeutige Identifizierung des Ausmaßes der entsprechenden Regelverletzung möglich war. So hatte die deutsche Kontrollstelle die festgestellten Übertretungen mit Textbeschreibungen dokumentiert, die auf die jeweils verletzten Regeln der EU-Ökoverordnung Bezug nahmen, was nicht immer einen Rückschluss auf die Schwere des Verstoßes zuließ. Die Schweizer Kontrollstelle hielt demgegenüber die Regelverstöße in den frei formulierten Worten der einzelnen Kontrolleure fest. Um eine halbwegs einheitliche Klassifizierung zu erhalten, haben wir daher für unsere statistischen Auswertungen die Dummy-Variable *Sanktion* (1 = Betrieb wurde im entsprechenden Jahr mit einer Sanktion belegt; 0 = Betrieb wurde im entsprechenden Jahr nicht mit einer Sanktion belegt) als Proxy-Variable für eine relevante

Standardübertretung verwendet. Des Weiteren gingen wir von der plausiblen Annahme aus, dass die Schwere der Sanktion proportional zur Schwere der Regelverletzung ist. Da das Sanktionsschema der beiden Kontrollstellen nicht einheitlich war, haben wir die Daten zu den Sanktionen in Deutschland und in der Schweiz standardisiert, sodass wir schließlich in beiden Ländern zwischen „leichten“ und „schweren“ Sanktionen unterschieden haben.

Tabelle 1 gibt einen Überblick zur Häufigkeit von Sanktionen sowie den Charakteristika der Ökobetriebe in den beiden Datensätzen. Dabei wurden jeweils nur solche landwirtschaftlichen Betriebe berücksichtigt, für die in allen drei Jahren Daten vorlagen.

Der Großteil der Datensätze resultiert aus der Kontrolle von Schweizer Öko-Betrieben (n=4215 Betriebe je Jahr entsprechend 75 % aller untersuchten Betriebe). Hier liegt der Anteil der sanktionierten Betriebe in jedem Jahr unterhalb 5 %; schwere Sanktionen werden etwa doppelt so häufig verhängt wie leichte Sanktionen. Ein Viertel der Betriebe hat seinen Sitz in Deutschland (n=1421). Diese Betriebe werden um ein vielfaches häufiger sanktioniert: nahezu jeder zweite Betrieb (46 %) erfährt im Mittel der Jahre eine Sanktion, jedoch handelt es sich dabei fast ausschließlich um leichte Sanktionen[3].

Tabelle 1: Mittelwerte und Standardabweichungen (in Klammern) der in der statistischen Analyse berücksichtigten Variablen für die Schweiz und Deutschland, Jahre 2007 – 2009

	Schweiz (n = 4215)			Deutschland (n = 1421)		
Variable / Jahr	**2007**	**2008**	**2009**	**2007**	**2008**	**2009**
Anzahl der leichten Sanktionen je Betrieb	0,0149 (0,1214)	0,0121 (0,1093)	0,0178 (0,1322)	0,4961 (0,5002)	0,4624 (0,4988)	0,4321 (0,4955)
Anzahl der schweren Sanktionen je Betrieb	0,0399 (0,1956)	0,0294 (0,1690)	0,0263 (0,1601)	0,0225 (0,1484)	0,0148 (0,1207)	0,0091 (0,0952)
Öko-Kontrollerfahrung in 10 Jahren (geschätzt anhand des Kontrollvertragsbeginns)	1,1663 (0,6668)	1,2654 (0,6626)	1,3653 (0,6626)	0,7371 (0,3538)	0,8373 (0,3538)	0,9373 (0,3538)
Landwirtschaftliche Nutzfläche in 100 ha	0,1932 (0,1462)	0,1951 (0,1490)	0,1972 (0,1517)	0,4301 (0,8508)	0,4274 (0,8042)	0,4336 (0,7960)
Betrieb unterliegt einem weiteren Öko-Kontrollsystem (ja=1)	1,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	0,9784 (0,1454)	0,8501 (0,3571)	0,8501 (0,3571)	0,8494 (0,3578)
Betrieb ist auch Verarbeiter (ja=1)	0,4460 (0,4971)	0,4572 (0,4982)	0,4031 (0,4906)	0,0612 (0,2398)	0,0683 (0,2523)	0,0704 (0,2559)
Shannon Index auf der Basis der Anzahl angebauter Kulturen und der jeweiligen Fläche	0,5992 (0,3083)	0,6019 (0,3030)	0,6014 (0,3023)	0,6078 (0,5263)	0,6034 (0,5168)	0,6065 (0,5175)
Betrieb baut Mais und/oder Soja an (mit dem Risiko von GVO-Verunreinigungen) (ja=1)	0,0311 (0,1736)	0,0244 (0,1544)	0,0223 (0,1477)	0,0500 (0,2179)	0,0542 (0,2265)	0,0563 (0,2306)
Betrieb mit Getreideanbau (ja=1)	0,2071 (0,4053)	0,2033 (0,4025)	0,1991 (0,3993)	0,5264 (0,4995)	0,5447 (0,4982)	0,5475 (0,4979)
Betrieb baut Hülsenfrüchte an (ja=1)	0,0209 (0,1430)	0,0199 (0,1398)	0,0195 (0,1381)	0,1098 (0,3127)	0,1246 (0,3303)	0,1288 (0,3351)
Betrieb mit Hackfruchtanbau (ja=1)	0,1117 (0,3151)	0,1051 (0,3067)	0,1013 (0,3018)	0,1548 (0,3619)	0,1569 (0,3639)	0,1640 (0,3704)

[3] Ein Grund für die relativ größere Bedeutung schwerer Sanktionen in der Schweiz könnte darin liegen, dass Regelverstöße gegen die Bio Suisse-Vorschriften häufig mit „Vermarktungsauflagen“ sanktioniert werden (z.B. die Verpflichtung, eine Wurst nicht als ökologisch zu vermarkten, da bei der Verarbeitung unerlaubte Gewürze verwendet wurden). Diese relativ häufig auftretenden Vermarktungsauflagen wurden als schwere Sanktion klassifiziert.

Fortsetzung Tabelle 1	Schweiz (n = 4215)			Deutschland (n = 1421)		
Variable **Jahr**	**2007**	**2008**	**2009**	**2007**	**2008**	**2009**
Betrieb baut Handelsgewächse an (z.B. Ölsaaten, ja=1)	0,0546 (0,2272)	0,056 (0,2299)	0,0584 (0,2345)	0,1724 (0,3779)	0,1168 (0,3213)	0,1133 (0,3171)
Betrieb baut Frischgemüse/ Melonen/Erdbeeren an (ja=1)	0,0482 (0,2141)	0,0484 (0,2146)	0,0491 (0,2161)	0,2125 (0,4092)	0,2020 (0,4016)	0,1942 (0,3957)
Betrieb mit Feldraufutterbau (ja=1)	0,9580 (0,2006)	0,9630 (0,1888)	0,9632 (0,1882)	0,5257 (0,4995)	0,5060 (0,5001)	0,5123 (0,5000)
Betrieb mit sonstigen Ackerkulturen (ja=1)	0,1155 (0,3197)	0,1153 (0,3194)	0,1141 (0,3180)	0,0267 (0,1614)	0,0225 (0,1484)	0,0225 (0,1484)
Betrieb mit Dauergrünland (ja=1)	0,9789 (0,1438)	0,9784 (0,1454)	0,9767 (0,1507)	0,8712 (0,3351)	0,8747 (0,3311)	0,8719 (0,3343)
Betrieb mit Obst-/Beerenplantagen und/oder Trauben (ja=1)	0,0975 (0,2967)	0,0985 (0,2980)	0,0985 (0,2980)	0,0626 (0,2424)	0,0612 (0,2398)	0,0647 (0,2462)
Betrieb mit Rinderhaltung (ja=1)	0,7943 (0,4043)	0,7936 (0,4048)	0,7929 (0,4053)	0,5257 (0,4995)	0,5285 (0,4994)	0,5137 (0,5000)
Betrieb mit Schweinehaltung (ja=1)	0,1196 (0,3245)	0,1122 (0,3157)	0,1091 (0,3118)	0,1464 (0,3536)	0,1499 (0,3571)	0,1063 (0,3083)
Betrieb mit Schaf- und/ oder Ziegenhaltung (ja=1)	0,4168 (0,4931)	0,4152 (0,4928)	0,4121 (0,4923)	0,1161 (0,3205)	0,1210 (0,3263)	0,0704 (0,2559)
Betrieb mit Geflügelhaltung (ja=1)	0,3511 (0,4774)	0,3324 (0,4711)	0,3184 (0,4659)	0,2069 (0,4052)	0,2167 (0,4122)	0,1267 (0,3327)

Quelle: Eigene Berechnungen nach Angaben einer deutschen und einer Schweizer Kontrollstelle, 2007-2009

Beim Vergleich der allgemeinen Betriebsdaten der zwei Länder fällt auf, dass Schweizer Betriebe eine deutlich längere Öko-Erfahrung aufweisen, weniger Fläche bewirtschaften und häufiger zusätzlich zur Landwirtschaft auch als Verarbeiter kontrolliert werden. Vergleicht man die Produktionsdaten der Betriebe, zeigt sich, dass der Anteil der Schweizer Betriebe mit Feldfutterbau und Dauergrünland sehr hoch ist, während der Ackerbau bei deutschen Betrieben eine größere Bedeutung hat. Der Anteil der Betriebe mit Tierhaltung ist in der Schweiz abgesehen von der Schweinehaltung jeweils deutlich größer.

3 Statistische Analyse möglicher Bestimmungsgründe der Nichteinhaltung von Vorschriften

In diesem Abschnitt soll nun insbesondere der Frage nachgegangen werden, ob die Wahrscheinlichkeit bestimmter Sanktionen (als Proxy-Variable für Regelverstöße) in den beiden hier betrachteten Ländern signifikant von einer oder mehreren der in Tabelle 1 angeführten Betriebseigenschaften abhängt. Eine sinnvolle ökonometrische Modellierung setzt zunächst die Formulierung entsprechender Hypothesen voraus, wobei wir auf den *Economics of Crime*-Ansatz zurückgreifen.

3.1 Hypothesen

Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass die Einhaltung eines ökologischen Standards mit erheblichen Kosten verbunden ist: Zunächst muss man sich umfassend über die entsprechenden Vorschriften informieren. Darüber hinaus bedeuten diese Vorschriften in aller Regel den Verzicht auf bestimmte ertragssteigernde Produktionsfaktoren oder -methoden, was höhere Produktionskosten zur Folge hat (WARD et al. 2004). Verglichen mit der konventionellen Landwirtschaft sind die Erträge im ökologischen Landbau gewöhnlich niedriger, die erzielten Preise hingegen höher (MÄDER et al. 2002). Aus diesem Grunde kann Betrug lukrativ erscheinen.

Der *Economics of Crime*-Ansatz geht davon aus, dass opportunistische Akteure rationale Entscheidungen treffen, ob sie ein Gesetz befolgen sollen oder nicht, wobei sie jeweils den erwarteten Nutzen der beiden Alternativen miteinander vergleichen (EIDE, 2000). Da es sich bei den Erzeugnissen des ökologischen Landbaus um Produkte mit zahlreichen Vertrauenseigenschaften handelt, besteht gerade hier ein erhebliches Potenzial für Opportunismus und betrügerisches Verhalten, insofern der Käufer eines Ökoproduktes dessen tatsächliche Qualität ja nicht direkt am Produkt überprüfen kann (WARD et al., 2004). Qualität bezieht sich in diesem Zusammenhang nicht nur auf die materiellen Produkteigenschaften (wie z.B. Rückstandsfreiheit) sondern auch auf die Frage, ob die Ware wirklich nach den Kriterien des ökologischen Landbaus erzeugt wurde. Bezieht man Beckers Modell zum "Angebot an Delikten" (BECKER, 1968) auf Verstöße gegen die Regeln des ökologischen Landbaus, dann wird die Entscheidung eines rationalen opportunistischen Landwirts, die Regeln zu verletzen vom (zusätzlichen) Einkommen bei Nichteinhaltung, der Wahrscheinlichkeit, ertappt und mit einer Sanktion belegt zu werden sowie den mit einer Sanktion verbundenen monetären Verlusten (Bußgeld, Einkommensverluste infolge von Vermarktungseinschränkungen etc.) bestimmt (für eine Anwendung dieses Ansatzes zur Analyse der Lebensmittelsicherheit vgl. LIPPERT, 2002). Außerdem kann die individuelle Zeitpräferenz bei dieser Entscheidung eine wichtige Rolle spielen. Die genannten Größen dürften nun ihrerseits in Abhängigkeit von verschiedenen Eigenschaften der landwirtschaftlichen Betriebe variieren: Die Kosten der Regelbeachtung, die möglichen Verluste bei Vermarktungsauflagen aber auch die Wahrscheinlichkeit, im Falle eines Regelverstoßes entdeckt zu werden, unterscheiden sich je nach Art und Umfang der Produktion, der gehaltenen Tiere etc. Im Übrigen dürfte die Persönlichkeit des Landwirts (persönliche Eigenschaften, Risikoeinstellung und Präferenzen) seine Neigung zu Regelverstößen beeinflussen.

Die Möglichkeiten der Manipulation während Produktion, Verarbeitung und Vermarktung sind vielfältig (GIANNAKAS, 2002) und können in der Praxis in unterschiedlichem Grade auf absichtliches Verhalten zurückzuführen sein, das von Nachlässigkeit bis hin zu schwerem vorsätzlichem Betrug reichen dürfte. Nachlässigkeit kann dabei als eine Haltung verstanden werden, die tendenziell kostensenkend wirkt und sich deshalb nur graduell von absichtlichem Betrug unterscheidet. Wenn der nachlässige Landwirt mit schärferen Sanktionen rechnen müsste, würde er die mit größerer Sorgfalt verbundenen Kosten in Kauf nehmen. Zusammenfassend sei festgehalten, dass die Kosten der Standardeinhaltung, das Risikoverhalten sowie die erwarteten Verluste im Falle von Sanktionen von spezifischen Eigenschaften der Landwirte und ihrer Betriebe abhängen dürften.

Aufgrund von Unterschieden bezüglich der Risikoaversion könnten auch das Alter (HALEK und EISENHAUER, 2001) bzw. die (erhobene) Öko-Kontrollerfahrung einen Einfluss auf das regelkonforme Verhalten haben. Aus zwei Gründen gehen wir davon aus, dass erfahrene Ökolandwirte seltener die Regeln brechen als vergleichsweise unerfahrene Kollegen. Zum einen dürften letztere infolge ihrer Unerfahrenheit höhere Informationskosten zu tragen haben. Zum anderen unterstellen wir ersteren eine größere Verbundenheit mit dem ökologischen Landbau (MCCARTHY et al., 2007; BEST, 2008). Darüber hinaus ist zu erwarten, dass seit langem bestehende Geschäftsbeziehungen und die damit einhergehende wertvolle Reputation – die im Falle entdeckten opportunistischen Verhaltens verloren ginge – zu niedrigeren Raten bei den Regelverstößen führen. Die Mitgliedschaft eines Betriebs in einem ökologischen Anbauverband oder die Kontrolle auf internationale Bio-Standards, verbunden mit der Einhaltung weitergehender, strengerer Produktionsregeln, dient als weitere Proxy-Variable zur Erfassung der persönlichen Verbundenheit mit den Grundsätzen und Regeln des ökologischen Landbaus. Im Übrigen kann sich eine entsprechende Mitgliedschaft auch wegen der zusätzlichen sozialen Kontrolle, die tendenziell zu höheren Entdeckungswahrscheinlichkeiten führt, auf die Häufigkeit der Regelbefolgung auswirken.

HENSON und HEASMAN (1998) hatten die Betriebsgröße als einen Schlüsselfaktor für die Befolgung von Lebensmittelsicherheitsvorschriften identifiziert. Die Schlussfolgerung, wonach große Firmen eher geneigt sind, die Vorschriften zu beachten, wurde mit relativ höheren auf dem Spiel stehenden Einkommen aber auch mit Skaleneffekten beim Qualitätsmanagement erklärt (HOLLERAN et al., 1999). Schließlich mag auch der Standort eines Betriebs einen Einfluss auf Art und Umfang der Regelbefolgung haben, denn die natürlichen Standortbedingungen bestimmen die Produktionsmöglichkeiten und evtl. auftretenden Schwierigkeiten (Krankheiten, Schädlinge etc.). So erlauben schlechte Bodenqualitäten in der Regel ohnehin nur eine extensive Produktion mit einem relativ geringen Einsatz an ertragssteigernden Produktionsfaktoren. Eine entsprechende extensive Produktion dürfte mit höheren Raten der Regelbefolgung einhergehen. Regionen mit schlechteren natürlichen Standortqualitäten (Klima und Boden) weisen tendenziell höhere Anteile ökologisch bewirtschafteter Flächen auf (SCHMIDTNER et al., 2012). Ein höherer Anteil ökologischer Betriebe kann sich positiv auf die Verfügbarkeit von Informationen auswirken und mit einer stärkeren sozialen Kontrolle einhergehen, was sich letzten Endes beides in häufigerer Regelkonformität niederschlagen dürfte. Die Standorteigenschaften spiegeln sich in einigen der in Tabelle 1 aufgeführten Variablen wider.

Im Übrigen dürfte die finanzielle Situation des Landwirts von Bedeutung sein: je besser die Liquidität, umso geringer ist ceteris paribus die Zeitpräferenz, was zur Folge hat, dass mögliche Verluste aufgrund künftig zu erwartender Sanktionen weniger stark abdiskontiert werden und daher ein stärkeres Gewicht haben, mit der Folge, dass Regelverstöße weniger lukrativ erscheinen. Mit anderen Worten: im Falle gravierender Liquiditätsprobleme dürfte ein Landwirt eher geneigt sein, zu betrügen, um (sofort) ein zusätzliches Einkommen realisieren zu können.

Die Art der landwirtschaftlichen Erzeugung kann sich unterschiedlich auf die Regelkonformität der Landwirte auswirken, da Informations- und Produktionskosten je nach Produkt variieren (z.B. sind die Anbauregeln je nach Feldfrucht unterschiedlich detailliert und komplex). Im ökologischen Landbau können zahlreiche in der konventionellen Landwirtschaft übliche Produktionsfaktoren nicht verwendet werden, mit der bereits erwähnten Folge niedrigerer Erträge bzw. höherer Produktionskosten. Dieser Aspekt ist umso wichtiger, je intensiver die landwirtschaftliche Produktion ist. Intensive ökologische Agrarproduktion – wie z.B. die Erzeugung von Obst und Gemüse – ist nicht nur arbeitsintensiver, sondern auch krankheitsanfälliger bei gleichzeitig höheren Nährstoffansprüchen. In Betrieben mit intensiver pflanzlicher Erzeugung bzw. intensiver Tierhaltung (d.h. Betriebe mit Schweinen und/oder Geflügel) erwarten wir daher öfters Regelverstöße. Umgekehrt gehen wir in Bereichen extensiver Produktion (z.B. Betriebe mit Weidehaltung, still gelegten Flächen, Schafen oder Ziegen) von der Hypothese einer häufigeren Regelkonformität aus. Sofern ein landwirtschaftlicher Betrieb gleichzeitig auch Verarbeitungsaktivitäten aufweist, erwarten wir aufgrund der höheren Komplexität der Produktion eine größere Wahrscheinlichkeit von Regelverstößen. Die angesprochenen Wirkungen unterschiedlicher Feldfrüchte und Tierhaltungsverfahren auf die Regelkonformität können überdies witterungsbedingt von Jahr zu Jahr variieren.

Die Regelkonformität lässt sich u.U. auch durch Regelverstöße bzw. entsprechende Sanktionen in den Vorjahren erklären. Zum einen können Sanktionen in den Vorjahren einen Lerneffekt mit sich bringen und eine abschreckende Wirkung entfalten. Zum anderen können frühere Sanktionen aber auch eine Proxy-Variable für persönliche Eigenschaften des Landwirts darstellen, indem das Vorliegen einer Sanktion auf Personen mit beschränkten Fähigkeiten oder mit einer grundsätzlich eher leichtfertigen Einstellung verweist, was beides letztendlich zu höheren Kosten der Regeleinhaltung führt. Aus diesem Grund stellen wir die beidseitige Hypothese einer die Sanktionswahrscheinlichkeit reduzierenden oder steigernden Wirkung von beobachteten früheren Regelverstößen auf.

Schließlich erwarten wir auch einen ausgeprägten Ländereffekt, da sich die deutschen und Schweizer Daten auf verschiedene Standorte und ökologische Standards beziehen und auch das Kontroll- und Sanktionsverhalten in den beiden Kontrollstellen unterschiedlich sein dürfte.

3.2 Ökonometrische Modelle

Die in Abschnitt 3.1 skizzierten Hypothesen werden nachfolgend soweit möglich anhand binärer Choice-Modelle (hier: Logit-Modelle) über beide Länder hinweg und für die einzelnen Jahre von 2007 bis 2009 überprüft. Für die Querschnittsanalysen der Jahre 2008 und 2009 werden jeweils auch die Sanktionen der Vorjahre als zusätzliche erklärende Variablen herangezogen. Für jedes Jahr wird jeweils ein Modell für „leichte" Sanktionen und eines für „schwere" Sanktionen geschätzt. Die binäre Variable (y = 0 oder 1, mit 0 = keine Sanktion und 1 = mindestens eine Sanktion im betreffenden Jahr) soll entsprechend obiger Hypothesen durch die in Tabelle 1 enthaltenen unabhängigen Variablen x_i erklärt werden, wobei davon ausgegangen wird, dass eine latente, nicht beobachtete Variable y^* (z.B. Kosten der Regeleinhaltung) zumindest teilweise durch die Variablen x_i bestimmt wird:

$$(1) \qquad y^* = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_n x_n + \varepsilon.$$

Je größer y^* wird, umso höher soll die Wahrscheinlichkeit $P(y = 1)$ sein, dass die beobachtbare binäre Variable y den Wert Eins annimmt (d.h. umso höher die Sanktionswahrscheinlichkeit). Unter der Annahme eines logistisch verteilten Fehlers ε gilt demzufolge:

$$(2) \qquad P(y = 1 \mid x_1, \ldots, x_n) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \ldots + \beta_n x_n)}}$$

mit den zu schätzenden Parametern β_i, wobei signifikant positive (negative) β_i auf eine die Sanktionswahrscheinlichkeit erhöhende (senkende) Wirkung der entsprechenden Variable hindeuten (zu binären Choice-Modellen vgl. LONG und FREESE 2006, S. 131ff.).

3.3 Ergebnisse

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse von jeweils drei ökonometrischen Modellen zur Erklärung leichter und schwerer Nichteinhaltungen der zugrunde liegenden Öko-Standards in den Jahren 2007 bis 2009 dargestellt. Der Vergleich der Pseudo-Bestimmtheitsmaße zeigt, dass die Anpassung der Modelle zu den leichten Nichteinhaltungen an die Daten deutlich besser ist (jeweils > 0,4) als jene der Modelle zu den schweren Nichteinhaltungen (jeweils < 0,06).

Der Länder-Dummy für die Schweiz ist in allen Modellen zu *leichten Nichteinhaltungen* hoch signifikant und negativ. Außerdem bewirken eine große Öko-Kontrollerfahrung sowie der Feldraufutterbau bzw. die Bewirtschaftung von Dauergrünland eine signifikant geringere Sanktionswahrscheinlichkeit, jedoch nicht durchgängig in allen untersuchten Jahren. In zwei Jahren weisen große Betriebe (auf der Basis der bewirtschafteten Fläche) eine höhere Sanktionswahrscheinlichkeit auf. Betriebe, die gleichzeitig als Verarbeiter tätig sind, zeigen im Jahr 2007 eine größere Wahrscheinlichkeit für Regelverstöße. Hinsichtlich der Ackerkulturen[4] ist eine höhere Sanktionswahrscheinlichkeit verknüpft mit dem Anbau von Hackfrüchten, Handelsgewächsen, sonstigen Ackerkulturen sowie Frucht-Sonderkulturen

[4] An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass die von den Kontrollstellen übermittelten Daten zur pflanzlichen Erzeugung und zur Tierhaltung grundsätzlich nach dem EUROSTAT-System klassifiziert wurden. Dabei wurde bei den deutschen und Schweizer Einträgen zu den sonstigen Ackerkulturen jedoch unterschiedlich vorgegangen, sodass sich die Fruchtarten, die in diese Kategorie eingeordnet wurden, in den beiden Ländern nicht vollständig entsprechen.

(Obst/Beeren und/oder Trauben). Allerdings tritt dieser Effekt lediglich bei den sonstigen Ackerkulturen in allen drei Jahren auf. Außerdem erhöht die Haltung von Rindern, Schweinen und Geflügel teilweise die Wahrscheinlichkeit leichter Sanktionen. In beiden Modellen, die frühere Sanktionen berücksichtigen, ist ein hoch signifikanter, die Sanktionswahrscheinlichkeit erhöhender Effekt dieser Variablen festzustellen.

In den Modellen zur Erklärung *schwerer Nichteinhaltungen* ist der Unterschied zwischen den untersuchten Ländern nicht mehr so deutlich: lediglich in einem Modell ist der Länder-Dummy für die Schweiz signifikant. In diesem Fall ist der Koeffizient jedoch positiv. Die Öko-Kontrollerfahrung, die Implementierung eines zusätzlichen Kontrollsystems, der Anbau von Getreide sowie die Bewirtschaftung von Dauergrünland resultieren jeweils in bestimmten Jahren in einer geringeren Sanktionswahrscheinlichkeit. Betriebe mit Verarbeitungstätigkeit und Betriebe, die Frischgemüse oder Feldraufutter anbauen sowie Betriebe, die Rinder, Schafe und/oder Ziegen halten, weisen ebenfalls in jeweils unterschiedlichen Jahren eine höhere Sanktionswahrscheinlichkeit auf. Auch bei schweren Nichteinhaltungen ziehen vorangegangene Nichteinhaltungen eine höhere Sanktionswahrscheinlichkeit nach sich. In diesem Fall beschränkt sich der Effekt jedoch auf frühere *schwere* Nichteinhaltungen.

Stellt man die Ergebnisse der Modelle geringer und schwerer Nichteinhaltungen gegenüber, so sind vereinzelt (weiteres Kontrollsystem, Feldraufutterbau, Länder-Dummy) gegensätzliche Effekte festzustellen. Ansonsten entspricht sich die Wirkungsrichtung, wenn signifikante Effekte auftreten.

Insgesamt bestätigen sich über die Jahre und die Länder hinweg die Effekte der Öko-Kontrollerfahrung, des Umfangs der bewirtschafteten Fläche, der Tierhaltung, von Verarbeitungstätigkeit und insbesondere der Effekt früherer Nichteinhaltungen.

Tabelle 2: Ergebnisse der Logit-Modelle zur Erklärung leichter und schwerer Nichteinhaltungen von Öko-Betrieben für die Jahre 2007 – 2009

Variable	Leichte Nichteinhaltungen			Schwere Nichteinhaltungen		
	2007	2008	2009	2007	2008	2009
Öko-Kontrollerfahrung in 10 Jahren	-0,3798**	-0,3542**		-0,3047 *		
Landwirtschaftliche Nutzfläche in 100 ha	0,4963***		0,4324***		0,2523**	
Betrieb unterliegt einem weiteren Öko-Kontrollsystem (ja=1)	0,3349*					-0,7617*
Betrieb ist auch Verarbeiter (ja=1)	0,3764*			0,3964 *		0,6471***
Betrieb mit Getreideanbau (ja=1)					-0,5616*	
Betrieb mit Hackfruchtanbau (ja=1)			0,4163**			
Betrieb baut Handelsgewächse an (z.B. Ölsaaten) (ja=1)	0,3304*	0,4588**				
Betrieb baut Frischgemüse/ Melonen/ Erdbeeren an (ja=1)				0,5419 *		
Betrieb mit Feldraufutterbau (ja=1)	-0,3093**					1,9122**
Betrieb mit sonstigen Ackerkulturen (ja=1)	0,8452***	0,7931**	0,5052*			

Fortsetzung Tabelle 2	Leichte Nichteinhaltungen			Schwere Nichteinhaltungen		
Variable	**2007**	**2008**	**2009**	**2007**	**2008**	**2009**
Betrieb mit Dauergrünland (ja=1)			-0,5307**		-0,9478*	
Betrieb mit Obst-/Beerenplantagen und/ oder Trauben (ja=1)	0,4876*		0,5387**			
Betrieb mit Rinderhaltung (ja=1)	0,4690***		0,4023***	0,4172*	1,0030***	
Betrieb mit Schweinehaltung (ja=1)			0,5551***			
Betrieb mit Schaf- und/ oder Ziegenhaltung (ja=1)					0,4942**	
Betrieb mit Geflügelhaltung (ja=1)		0,3663**	0,5007***			
Schweizer Betrieb (ja=1)	-4,2623***	-3,8963***	-3,3872***	0,5450*		
Auf dem Betrieb wurde im Vorjahr eine leichte Nichteinhaltung festgestellt (ja=1)		0,8751***	0,7020***			
Auf dem Betrieb wurde im Vorjahr eine schwere Nichteinhaltung festgestellt (ja=1)		1,0504***			1,6887***	1,2022***
Auf dem Betrieb wurde vor zwei Jahren eine leichte Nichteinhaltung festgestellt (ja=1)			0,5671***			
Auf dem Betrieb wurde vor zwei Jahren eine schwere Nichteinhaltung festgestellt (ja=1)						1,3255***
Konstante	-0,4346*	-0,4685***	-1,0640***	-3,9482***	-3,8115***	-5,2779***
Anzahl Beobachtungen			5636			
Signifikanzwert des Likelihood-Ratio-Tests (alle Koeffizienten der unabhängigen Variablen sind null)	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000
McFadden's R^2 (Pseudo-Bestimmtheitsmaß)	0,4360	0,4388	0,4049	0,0158	0,0563	0,0596
Signifikanzniveaus: *** p<0,001, ** p<0,01, *p<0,05						

Quelle: Eigene Berechnungen nach Angaben einer deutschen und einer Schweizer Kontrollstelle, 2007-2009

4 Diskussion

Wie in Abschnitt 3.1 angeführt, ist basierend auf dem *Economics of Crime*-Ansatz davon auszugehen, dass sich landwirtschaftliche Betriebe mit unterschiedlichen Eigenschaften (Be-

triebsgröße, Ökolandbauerfahrung etc.) bzw. Produktionsschwerpunkten hinsichtlich ihrer Kosten der Regeleinhaltung aber auch ihrer Verluste infolge von Sanktionen unterscheiden dürften. Wenn dem so ist, müssten unterschiedliche Betriebstypen unterschiedliche Wahrscheinlichkeiten für Regelverstöße aufweisen. Unsere ökonometrische Analyse hat diesbezüglich einige signifikante Unterschiede ergeben. So scheint es z.B. im Jahr 2008 in Betrieben mit Dauergrünland seltener zu schweren Regelverstößen zu kommen. Für den Fall ähnlicher volkswirtschaftlicher Schäden je Nichteinhaltung wäre es nun sinnvoll, betriebstypenspezifische Kontrollhäufigkeiten vorzugeben, sodass Betriebstypen mit signifikant höheren Wahrscheinlichkeiten für Regelverstöße häufiger kontrolliert werden. Ein solches Vorgehen entspricht der Grundidee eines risikobasierten Kontrollsystems.

In diesem Zusammenhang ergeben sich jedoch zwei gravierende Probleme. Zum einen können die ermittelten Wirkungskoeffizienten infolge des Verhaltens und der Einstellung der Kontrolleure systematisch verzerrt sein. Wenn die Kontrolleure bestimmte Betriebstypen oder Landwirte (z.B. Landwirte, die noch nicht so lange ökologisch wirtschaften) gründlicher kontrollieren und aus diesem Grund in der entsprechenden Gruppe häufiger auf Regelverletzungen stoßen, dann spiegelt der geschätzte Koeffizient lediglich das „Vorurteil“ der Inspektoren wider (Bestätigungsfehler bzw. “confirmation bias”). Zum anderen dürfte in aller Regel die Häufigkeit der *tatsächlichen* Regelverstöße über der *beobachteten* Häufigkeit liegen. Die Anzahl der nicht entdeckten Regelverstöße ist zwangsläufig unbekannt. Dies führt dann zu einer Unter- oder Überschätzung der in Abschnitt 3.3 ermittelten Wirkungskoeffizienten, wenn die Aufdeckungswahrscheinlichkeit ihrerseits von den untersuchten Betriebseigenschaften abhängt.

Die oben gefundenen Effekte sind somit auch vor dem Hintergrund des “Dunkelziffer-problems“ zu interpretieren: ob eine beobachtete höhere Regelverletzungswahrscheinlichkeit für einen bestimmten Betriebstyp, der z.B. durch eine der signifikanten Dummy-Variablen in Tabelle 2 charakterisiert wird, tatsächlich auf eine stärkere Neigung dieses Betriebstyps zur Nichteinhaltung zurückzuführen ist, oder ob es dort nur einfacher ist, Regelverstöße zu entdecken, muss an dieser Stelle offen bleiben. Im Fall des für das Jahr 2009 gefundenen signifikant negativen Effekts der Teilnahme eines Betriebs an einem weiteren Öko-Kontrollsystem bezüglich der Wahrscheinlichkeit einer schweren Sanktion, scheint die Annahme einer von dieser Eigenschaft unabhängigen Entdeckungswahrscheinlichkeit gerechtfertigt. Denn ökologische Betriebe, die ausschließlich entsprechend der EU-Ökoverordnung bzw. Bio Suisse-zertifiziert sind, sind nicht notwendigerweise durch spezifische Produktionsaktivitäten oder Restriktionen charakterisiert. Demnach wäre es sinnvoll, bei Betrieben ohne zusätzliche Zertifizierung – entsprechend unserer ökonometrischen Analyse – von häufigeren Regelverstößen auszugehen. Im Gegensatz hierzu lässt sich aufgrund theoretischer Erwägungen kaum ausschließen, dass die beobachteten höheren Sanktionshäufigkeiten von Betrieben mit Verarbeitungsaktivitäten nicht hauptsächlich durch größere Entdeckungswahrscheinlichkeiten in solchen Betrieben zustande kommen.

Alles in allem haben unsere statistischen Analysen gezeigt, dass sich diskrete Choice-Modelle durchaus eignen, Betriebseigenschaften zu bestimmen, bei denen die Wahrscheinlichkeit von Regelverletzungen und/oder die Aufdeckungswahrscheinlichkeit erhöht sind. In der Praxis der Kontrollstellen könnten solche Modelle auf der Basis der jeweils jüngsten Kontrollergebnisse fortlaufend neu geschätzt werden. Derartige kontinuierliche Aktualisierungen von betriebseigenschaftsabhängigen Regelverletzungsquoten wären bei einem risikobasierten Kontrollsystem (mit je nach Betriebstyp unterschiedlichen Kontrollfrequenzen) auch deshalb notwendig, weil die Landwirte sich in ihrem Verhalten an die in der Vergangenheit beobachteten Kontrollhäufigkeiten anpassen dürften. Wenn ein bestimmter Betriebstyp häufiger kontrolliert wird, dürfte aufgrund der abschreckenden Wirkung der Kontrollen die Häufigkeit von Regelverstößen in den entsprechenden Betrieben zurückgehen.

Unterstellt man eine vom Betriebstyp unabhängige Aufdeckungswahrscheinlichkeit, dann bewirkt die Strategie, die Kontrollen auf Betriebe bzw. Betriebstypen mit höheren Regelverletzungsquoten in der Vergangenheit zu konzentrieren, dass solche Landwirte häufiger kontrolliert werden, bei denen die Wahrscheinlichkeit eines Verstoßes gegen die Vorschriften des ökologischen Landbaus tatsächlich größer ist. Aber auch für den Fall, dass lediglich eine betriebstypspezifische höhere Aufdeckungswahrscheinlichkeit vorliegt (die bei der statistischen Auswertung zu einer höheren Regelverstoßquote führt) wäre eine solche Strategie sinnvoll, sofern es darum geht, einen möglichst großen Teil fälschlicherweise als ökologisch deklarierte Ware vom Markt zu nehmen, um auf diesem Weg Skandale mit hohen volkswirtschaftlichen Schäden für den Ökolandbausektor zu vermeiden.

Abschließend sei angesichts der relativ niedrigen Pseudo-Bestimmtheitsmaße der geschätzten Modelle darauf hingewiesen, dass im von uns verwendeten Datensatz noch wesentliche das Nichteinhaltungsrisiko beeinflussende Größen fehlen dürften. Nach unseren theoretischen Überlegungen wären insbesondere Variablen mit Informationen zu den natürlichen Standorteigenschaften der Betriebe sowie zur Liquiditätssituation der Landwirte wünschenswert, auch wenn letzteres möglicherweise aus Datenschutzgründen schwierig ist (DABBERT, 2011). Auch persönliche Eigenschaften der Landwirte wie Bildungsstand, Ausbildung und Alter könnten eine Rolle spielen. In unserer statistischen Analyse werden derartige betriebs- bzw. landwirtsspezifische Eigenschaften möglicherweise durch die signifikanten Wirkungen der Regelverstöße in den Vorjahren abgebildet.

Literatur

ALBERSMEIER, F., H. SCHULZE, G. JAHN und A. SPILLER (2009): The reliability of third-party certification in the food chain: From checklists to risk-oriented auditing. In: Food Control 20 (10): 927-935.

BECKER, G.S. (1968): Crime and Punishment: An Economic Approach. In: Journal of Political Economy 76 (2): 169-217.

BEST, H. (2008): Organic agriculture and the conventionalization hypothesis: A case study from West Germany. In: Agriculture and Human Values 25 (1): 95-106.

CODEX ALIMENTARIUS COMMISSION (2011): Procedural Manual, Twentieth Edition. In: Codex alimentarius (Secretariat of the Joint FAO/WHO Food Standards Programme). Rom: 220 ff.

DABBERT, S. (2011): Improving the organic certification system – Recommendations from the CERTCOST project (http://www.certcost.org/Lib/CERTCOST/Deliverable/D24.pdf). Stuttgart, Universität Hohenheim.

EIDE, E. (2000): Economics of Criminal Behavior: In: B. Bouckaert und G. De Geest (Hrsg.): Encyclopedia of law and economics, Band 5. The economics of crime and litigation. Elgar, Cheltenham and Northampton: 345-389.

FISCHER, U. und J. NEUENDORFF (2009): Handbuch für Öko-Kontrollstellen. GfRS, Göttingen.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (2006): Food safety risk analysis - A guide for national food safety authorities. Rome.

GIANNAKAS, K. (2002): Information Asymmetries and Consumption Decisions in Organic Food Product Markets. In: Canadian Journal of Agricultural Economics 50 (1): 35-50.

JAHN, G., M. SCHRAMM und A. SPILLER (2005): The Reliability of Certification: Quality Labels as a Consumer Policy Tool. In: Journal of Consumer Policy 28 (1): 53-73.

HALEK, M. und J.G. EISENHAUER (2001): Demography of Risk Aversion. In: The Journal of Risk and Insurance 68 (1): 1-24.

HENSON, S. und M. HEASMAN (1998): Food safety regulation and the firm: understanding the compliance process. In: Food Policy 23 (1): 9-23.

HOFFMANN, S. (2010): Ensuring food safety around the globe: The many roles of risk analysis from risk ranking to microbial risk assessment: Introduction to special series. In: Risk Analysis 30 (5): 711-714.

HOLLERAN, E., M.E. BREDAHL und L. ZAIBET (1999): Private incentives for adopting food safety and quality assurance. In: Food Policy 24 (6): 669-683.

LIPPERT, C. (2002): Zur Ökonomik der Kontrollmaßnahmen bei Lebensmitteln und Futtermitteln. In: Agrarwirtschaft 51 (3): 142-155.

LONG, J.S. und S. FREESE (2006): Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata. Second Edition. A Stata Press Publication, StataCorp LP, College Station (Texas).

MÄDER, P., A. FLIESSBACH, D. DUBOIS, L. GUNST, P. FRIED und U. NIGGLI (2002): Soil Fertility and Biodiversity in Organic Farming. In: Science 296 (5573): 1694-1697.

MCCARTHY, M., S. O'REILLY, A. O'SULLIVAN und P. GUERIN (2007): An Investigation into the Determinants of Commitment to Organic Farming in Ireland. In: S. O'Reilly, M. Keane und P. Enright (Hrsg.): 16th International Farm management Association Congress, 15-20 July 2007. Cork, Ireland.

RUNDGREN, G. (2004): Risk-based inspection wins terrain. In: The Organic Standard 44.

RUNDGREN, G. (2010): Sour grapes ... but political recognition at EU organic conference. In: The Organic Standard 111: 6-9.

SCHMIDTNER, E., C. LIPPERT, B. ENGLER, A.M. HÄRING, J. AURBACHER und S. DABBERT (2012): Spatial distribution of organic farming in Germany: Does neighbourhood matter? In: European Review of Agricultural Economics 39 (4): 661-683.

SCHULZE, H., G. JAHN, J. NEUENDORFF und A. SPILLER (2008): Die Öko-Zertifizierung in Deutschland aus Sicht der Produzenten: Handlungsvorschläge zur politischen Weiterentwicklung. In: Berichte über Landwirtschaft 86 (3): 502-534.

TOS (2006): Integra and Skal post their annual reports. In: The Organic Standard 63.

WARD, R., L. HUNNICUTT und J. KEITH (2004): If You Can't Trust the Farmer, Who Can You Trust? The Effect of Certification Types on Purchases of Organic Produce. In: International Food and Agribusiness Management Review 7 (1): 60-77.

ZORN, A., C. LIPPERT und S. DABBERT (2012): Supervising a System of Approved Private Control Bodies for Certification: The Case of Organic Farming in Germany. In: Food Control 25 (2): 525-532.