

Aus dem Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

**Effiziente Reduktion
des Produktionsrisikos im Ackerbau
durch Ertragsversicherungen**

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Gunnar Breustedt

Kiel, im August 2004

gedruckt mit Genehmigung der
Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Die Arbeit kann als pdf-Dokument unter
<http://e-diss.uni-kiel.de/agrar-fak.html>
aus dem Internet geladen werden.

Das pdf-Dokument ist für den
Ausdruck von zwei Dokumentenseiten
auf einer DIN A4 Seite konzipiert.

Vorwort

Herr Breustedt hat ein sowohl für die Landwirtschaft als auch für die praktische Agrarpolitik sehr aktuelles Thema bearbeitet. Eine zunehmende Liberalisierung der Agrarmärkte führt zu einer Erhöhung der Marktrisiken und einer wahrscheinlich zunehmenden Bedeutung der Produktionsrisiken. Es ist daher nahe liegend, dass sowohl die landwirtschaftliche Praxis als auch die praktische Agrarpolitik an wissenschaftlichen Arbeiten zu diesem Problem interessiert sind. Die Arbeit stellt einen großen Erkenntnisgewinn mit der Möglichkeit direkter Verwertung dar.

Wissenschaftliche Arbeiten, die zu einer praktischen Verwertung der Forschungsergebnisse beitragen, beinhalten aber nicht stets auch eine wissenschaftliche Herausforderung bezüglich der Forschungsmethoden. In der vorliegenden Buch ist es gelungen, beide Aspekte zu verbinden. Das Thema hat dem Bearbeiter die Möglichkeit geboten, sich als ein herausragender Nachwuchswissenschaftler zu präsentieren. Es werden wichtige Beiträge im theoretisch-methodischen (in den Kapiteln 2 bis 4) als auch im empirisch-methodischen Bereich (Kapitel 4 und 5) geleistet. Im ersten Teil zeigt der Autor, dass er nicht nur auf dem Gebiet der sektoralen Wirtschaftspolitik gut ausgebildet ist, sondern auch innovative Beiträge leisten kann.

Herr Breustedt befasst sich im ersten Teil der Arbeit mit den häufig für die Rechtfertigung von Eingriffen auf den Versicherungsmärkten für landwirtschaftliche Produkte vorgebrachten Argumenten für Marktversagen, Moral Hazard, adverse Selektion und systemisches Risiko. Ausgehend von einem Erwartungswert-Varianz-Ansatz werden Angebots- und Nachfragefunktionen für den Austausch von Ertragsrisiken abgeleitet. Anschließend wird untersucht, unter welchen Bedingungen staatliche Eingriffe wohlfahrtserhöhend sein können.

Entscheidend für die Aussage ist dabei die zugrunde gelegte Norm. Herr Breustedt verwendet hier nicht – wie allgemein in ökonomischen Analysen üblich – das Kriterium der potentiellen Pareto-Verbesserungen, sondern das der tatsächlichen Pareto-Verbesserung. Diese Wahl ist entscheidend für das Ergebnis der Untersuchung. Herr Breustedt kann aber überzeugend begründen, dass das Kriterium der potentiellen Pareto-Verbesserung nur dann sinnvoll verwendet werden kann, wenn es auch technisch möglich ist, eine Umverteilung effizient vorzunehmen. Es zeigt sich, dass sich die mit Moral Hazard und systemischem Risiko verbundenen Probleme auch privatwirtschaftlich bei entsprechender Vertragsausgestaltung und Rückversicherungen lösen lassen. Adverse Selektion und systemisches Risiko können zwar begründet werden, sprechen aber nicht auch zwingend für staatliche Eingriffe. Das Ausmaß der Marktverzerrung kann nicht quantifiziert werden und

die Kosten des Eingriffs, die ebenfalls zu Moral Hazard und adverser Selektion führen könnten, können den Nutzen des Eingriffs leicht übersteigen. Staatliche Eingriffe auf dem Versicherungsmarkt könnten aus theoretisch-normativer Sicht allerdings in einer Einführungsphase begründbar sein, insbesondere, wenn das von den Versicherungen erstellte Informationssystem mit externen Effekten verbunden ist.

Im zweiten Teil der Arbeit zeigt Herr Breustedt, dass er nicht nur empirisch-methodisch gut ausgebildet ist, sondern auch zu einer methodischen Weiterentwicklung beitragen kann. Zum einen wird die in der Literatur zu findende Erwartungswert-Varianz-Methode um die Berechnung von Konfidenzintervallen erweitert. Es kann somit erstmals in der Literatur die Risikoreduktion alternativer Versicherungen statistisch abgesichert verglichen werden. Dadurch wird es möglich, Aussagen über die statistische Vorzüglichkeit unterschiedlicher Versicherungen zu machen. Da die Erwartungswert-Varianz-Methode aber bei bestimmten Dateneigenschaften und Abschluss bestimmter Versicherungen Ergebnisse liefert, die nicht mit dem ökonomischen Standardmodell der Risikoanalyse, dem Erwartungsnutzenkonzept, konsistent sind, wird die Methode der stochastischen Varianz zusätzlich herangezogen. Hiermit wird eine wesentliche methodische Weiterentwicklung präsentiert.

Für die empirische Analyse wird auf 767 Betriebe zurückgegriffen, die in dem Untersuchungszeitraum von 10 Jahren sowohl Weizen, als auch Gerste und Raps angebaut haben. Außerdem kann auf die entsprechenden Kreisdaten zurückgegriffen werden. Dem Verfasser gelingt es durch die Verwendung eines Bootstrapping-Verfahrens auch für den begrenzten Stichprobenumfang zu statistisch abgesicherten Aussagen zu kommen.

Dem Buch ist ein weiter Leserkreis zu wünschen. Es dürften sowohl Wissenschaftler als auch Politiker und Praktiker an dem methodischen Vorgehen und den Ergebnissen der Arbeit interessiert sein.

Ulrich Koester

Kiel, im August 2004

Danke

Die Arbeit an diesem Buch hat mir dank vieler Menschen große Freude bereitet. An erster Stelle möchte ich mich bei meinem Doktorvater Herrn Prof. Koester bedanken, der mich davon überzeugt hat, dass eine wissenschaftliche Arbeit für mich intellektuell wahrscheinlich herausfordernder als die Alternative eines Jura-Studiums werden würde und deshalb befriedigender sei. Sowohl von den zahlreichen Gesprächen mit ihm über die unterschiedlichsten Themen als auch von der angenehmen und zielstrebigem Atmosphäre an seinem Lehrstuhl habe ich mich gern prägen lassen. Dazu haben neben Jens-Peter Loy und Thomas Miethbauer natürlich auch Frau Fey und Frau Hamann durch ihren steten Überblick und ihre stete Freundlichkeit beigetragen. Besonders dankbar bin ich Bernhard Brümmer für zahlreiche Anregungen, Hilfestellungen und Korrekturen. Hauke Schmidt ist mir in der Promotionszeit ein sehr guter Freund geworden. Ich möchte ihm für geduldige Hilfsbereitschaft (nicht nur bei *word*) und immer währende Diskussionsfreude danken.

Auch im größeren Rahmen der Institute für Agrarökonomie und für Ernährungswirtschaft habe ich mich sehr wohl gefühlt. Nicht nur der herzliche und unkomplizierte Umgang mit den meisten Kollegen sondern auch die offenen Türen vor allen Büros und die damit verbundene Hilfsbereitschaft bleiben mir in bester Erinnerung. Insbesondere bei Christina Bartel und Karsten Borchard im Multi-Media-Labor möchte ich mich bedanken. Herrn Prof. Latacz-Lohmann gilt mein Dank für die Übernahme des zweiten Gutachtens und die große Freiheit, die ich auch an seinem Lehrstuhl genießen darf. Arnd von Hugo, Arno Dreesman, Julia Körner, Tammo Francksen und besonders Frau Tischendorf haben durch gewissenhafte Korrekturvorschläge die Lesbarkeit der Arbeit erhöht. Herzlichen Dank! Die verbleibenden Mängel sind ausschließlich von mir zu verantworten. Thomas Glauben schulde ich gern für konzeptionelle Anregungen, viele Diskussionen und beruhigenden strategischen Rat Dank.

Herrn Prof. Odening von der Humboldt-Universität Berlin danke ich für die Übernahme des dritten Gutachtens und die damit verbundenen detaillierten Anregungen.

Trotz aller Freude an der Arbeit gab es auch schwere Stunden in den letzten Jahren. Für die Gewissheit uneingeschränkter Rückhaltes möchte ich mich bei meinen Eltern und meiner Schwester bedanken. Hauke und Katja wissen, welcher Dank ihnen gilt. Ganz lieben Dank möchte ich meiner lieben Susanne für ihre Geduld und ihre Aufmunterungen sagen.

Inhaltsverzeichnis

Vorwort, Danke, Verzeichnisse

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Einleitung | 14 |
| 2 | Unvollkommenheiten auf dem Markt für Ertragsversicherungen..... | 18 |
| 2.1 | Informationsasymmetrie | 19 |
| 2.1.1 | Moral hazard..... | 19 |
| 2.1.2 | Adverse Selektion | 23 |
| 2.2 | Systemisches Risiko | 25 |
| 2.3 | Verzerrungen und Divergenzen auf landwirtschaftlichen Märkten | 26 |
| 2.4 | Echte Unsicherheiten bei der Markteinführung | 29 |
| 2.5 | Fazit | 30 |
| 3 | Ausgestaltungsoptionen für Ertragsversicherungen..... | 33 |
| 3.1 | Versicherungen auf Basis des Hofertrages | 34 |
| 3.2 | Versicherungen auf Basis eines Regionalertrages | 37 |
| 3.3 | Vergleich von Hof- und Regionsversicherung..... | 39 |
| 3.4 | Rückversicherungen für Ertragsrisiken | 40 |
| 4 | Staatseingriffe auf dem Markt für Ertragsversicherungen | 43 |
| 4.1 | Voraussetzungen für effiziente Staatseingriffe | 45 |
| 4.2 | Modell des Marktes für Ertragsversicherungen | 54 |
| 4.2.1 | Vorgehen und Modellannahmen..... | 55 |
| 4.2.2 | Angebot für Risikoübernahme | 58 |
| 4.2.3 | Nachfrage nach Risikoübernahme | 62 |
| 4.2.4 | Marktgleichgewicht..... | 67 |
| 4.3 | Die Nachfrage nach komplementären Gütern | 68 |
| 4.4 | Auswirkungen auf landwirtschaftliche Märkte..... | 71 |

| | | |
|----------|---|------------|
| 4.5 | Sozial optimales Produktionsrisiko bei verzerrten Produktmärkten | 72 |
| 4.6 | Schlussfolgerungen | 76 |
| 4.7 | Anhang..... | 77 |
| 5 | Methoden der Risikoanalyse | 85 |
| 5.1 | Einordnung in die empirische Literatur zur Risikoanalyse von Ertragsversicherungen..... | 86 |
| 5.2 | Das Erwartungsnutzenkonzept..... | 89 |
| 5.3 | Das Erwartungswert-Varianz-Verfahren..... | 93 |
| 5.4 | Die stochastische Dominanz | 99 |
| 5.5 | Simulation von Verteilungen durch Bootstrapping | 106 |
| 6 | Empirische Analyse der Risikoreduktion durch Ertragsversicherungen..... | 111 |
| 6.1 | Beschreibung der Daten | 112 |
| 6.2 | Analyse anhand des Erwartungswert-Varianz-Verfahrens | 114 |
| 6.2.1 | Empirische Spezifikation | 114 |
| 6.2.2 | Empirische Ergebnisse der Regionsversicherungen..... | 117 |
| 6.2.3 | Empirische Ergebnisse der Hofversicherungen..... | 123 |
| 6.2.4 | Vergleich Hof- und Regionsversicherungen..... | 125 |
| 6.3 | Analyse anhand der stochastischen Dominanz | 126 |
| 6.3.1 | Empirische Spezifikation | 127 |
| 6.3.2 | Empirische Ergebnisse | 128 |
| 6.4 | Diskussion der empirischen Ergebnisse | 131 |
| 6.5 | Anhang..... | 138 |
| 7 | Zusammenfassung..... | 141 |
| | Summary | 149 |
| | Literaturverzeichnis | 155 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|---------------|--|-----|
| Abbildung 4.1 | Marktineffizienz | 48 |
| Abbildung 4.2 | Markt für Risikoaustausch ohne Transaktionskosten | 50 |
| Abbildung 4.3 | Nachfrage der ehrlichen Versicherungsnehmer nach komplementären Gütern | 51 |
| Abbildung 4.4 | Nachfrage der betrügenden Versicherungsnehmer nach komplementären Gütern | 52 |
| Abbildung 4.5 | Simulation von Maximalprämien zum Wechsel der Produktionstechnologie..... | 66 |
| Abbildung 5.1 | Bestimmung des Erwartungsnutzens | 90 |
| Abbildung 5.2 | Bestimmung des Nutzens einer Ertragsversicherung | 93 |
| Abbildung 5.3 | Stochastische Dominanz zweiten Grades..... | 100 |
| Abbildung 5.4 | Stochastische Dominanz zweiten Grades bei sich mehrfach schneidenden Verteilungsfunktionen | 101 |
| Abbildung 5.5 | Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckung bei stochastischer Dominanz | 103 |
| Abbildung 5.6 | Fehler bei der Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckung..... | 105 |
| Abbildung 5.7 | Generieren der Bootstrapwiederholungen..... | 107 |
| Abbildung 6.1 | Bereinigte Varianzreduktion der Fruchtfolge bei drei Regionsversicherungen | 118 |
| Abbildung 6.2 | Bereinigte Varianzreduktion der Fruchtfolge durch verschiedene Kombination von Regionsversicherungen | 119 |
| Abbildung 6.3 | Verteilungsfunktion der Varianzreduktion bei Weizenmonokultur und Hofertragsversicherung mit einem Strike-Ertrag von 100% des Erwartungswertes | 125 |
| Abbildung 6.4 | geordnete Beobachtungswerte der Erlösverschiebung bei Fruchtfolge | 129 |
| Abbildung 6.5 | Erlösverschiebung der drei Regionsversicherungen bei stochastischer Dominanz und Fruchtfolge | 130 |

| | | |
|---------------|---|-----|
| Abbildung 6.6 | geordnete Beobachtungswerte der Prämie bei Weizenmonokultur..... | 131 |
| Abbildung 6.7 | Vergleich der bereinigten Varianzreduktion und der Erlösverschiebung nach stochastischer Dominanz bei Fruchtfolge..... | 135 |
| Abbildung 6.8 | Vergleich Erlösverschiebung und bereinigte Varianzreduktion bei Weizenmonokultur und Weizenregionsversicherung..... | 136 |
| Abbildung 6.9 | geordnete Deckung der Gersten- und Rapsregionsversicherung bei Fruchtfolge und Gersten-Raps Kombination | 138 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|--------------|---|-----|
| Tabelle 5.1 | Teststärke für stochastische Dominanz zweiten Grades..... | 109 |
| Tabelle 6.1 | Fläche und Ertrag der Betriebe | 113 |
| Tabelle 6.2 | Ertragsrisiko der Betriebe..... | 113 |
| Tabelle 6.3 | Zahl der Betriebe nach Bundesländern (ohne Stadtstaaten) | 114 |
| Tabelle 6.4 | Bereinigte Varianzreduktion der Regionsversicherungen bei Fruchtfolge..... | 119 |
| Tabelle 6.5 | Optimale Kombination von Regionsversicherungen bei Fruchtfolge..... | 120 |
| Tabelle 6.6 | Bereinigte Varianzreduktion der Regionsversicherungen bei Weizenmonokultur..... | 122 |
| Tabelle 6.7 | Optimale Kombination von Regionsversicherungen bei Weizenmonokultur..... | 122 |
| Tabelle 6.8 | Bereinigte Varianzreduktion der Hofertragsversicherungen..... | 123 |
| Tabelle 6.9 | Vergleich Hof-Regionsversicherungen..... | 126 |
| Tabelle 6.10 | Erlösverschiebung durch die Versicherungen bei Fruchtfolge | 128 |
| Tabelle 6.11 | Erlösverschiebung der Versicherungen bei Weizenmonokultur..... | 131 |
| Tabelle 6.12 | Evaluierung des Lösungsverfahrens zur Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckung bei stochastischer Dominanz | 140 |

Abkürzungsverzeichnis

In Gleichungen können Buchstaben, die hier mit der Bedeutung von Abkürzungen belegt sind, auch Platzhalter für Variablen oder Funktionsbeziehungen sein.

| | | |
|--------------------|---|---|
| bzw. | = | beziehungsweise |
| $\text{cor}[x,y]$ | = | Korrelationskoeffizient zwischen x und y |
| dt/ha | = | Dezitonne pro Hektar |
| et al. | = | et alii, und andere |
| EV | = | Erwartungswert-Varianz |
| $E[x]$ | = | Erwartungswert von x |
| f | = | und die folgende |
| ff | = | und nachfolgende |
| ha | = | Hektar |
| MPCI | = | Multiple Peril Crop Insurance; staatlich subventioniertes Programm zur Ertragsversicherung in den USA |
| $\min(x)$ | = | minimiere x |
| $\max(x)$ | = | maximiere x |
| $\max[x]$ | = | Maximum von x |
| o.ä. | = | oder ähnliche |
| $\text{prob}(x_i)$ | = | Wahrscheinlichkeit von x_i |
| S. | = | Seite |
| $\text{SÄ}[x]$ | = | Sicherheitsäquivalent von x |
| $\text{std}[x]$ | = | Standardabweichung von x |
| u.ä. | = | und ähnliche, -r, -s |
| USA | = | Vereinigte Staaten von Amerika |
| u.U. | = | unter Umständen |
| $\text{var}[x]$ | = | Varianz von x |
| x' | = | 1. Ableitung von x |
| z.B. | = | zum Beispiel |
| z.T. | = | zum Teil |

1 Einleitung

Obwohl der Ackerbau in der Landwirtschaft wie kaum ein anderer Wirtschaftszweig vom Wetter abhängig ist, spielen Fragen des Ertragsrisikos erst seit ungefähr 25 Jahren in der wissenschaftlichen Agrarökonomie eine erkennbare Rolle. Die praktische Relevanz war beispielsweise in Europa kaum gegeben, weil eine protektionistische Agrarpolitik Marktrisiken und damit einen großen Teil der Einkommensrisiken von den Landwirten ferngehalten hat.

Wenn künftig die Landwirtschaft aber weniger protektioniert wird, kann die Bedeutung des Ertragsrisikos für die Landwirte so stark steigen, dass diese nach umfassenderen Strategien des Risikomanagements suchen werden als bisher. Es stellt sich daher die Frage:

Wie kann dem landwirtschaftlichen Ertragsrisiko effizient begegnet werden?

Einerseits kann jeder Landwirt individuell seine Einkommensquellen oder seine Produktpalette diversifizieren, oder er kann den Umfang besonders risikoreicher Produktionsverfahren vermindern. Andererseits kann Risiko aber auch zwischen Menschen ausgetauscht werden.

So werden in vielen Ländern, wie den USA oder Kanada, seit Jahrzehnten Versicherungen gegen niedrige Erträge angeboten, die allerdings erheblich subventioniert werden.¹ In Deutschland können Landwirte ihre Ackerfrüchte nur gegen Hagelschäden versichern. In anderen Ländern Europas existieren umfassendere Versicherungen, die zum Beispiel in Spanien mit über 100 Millionen Euro im Jahr subventioniert werden (AGRA-EUROPE (2001)) oder aber z.T. noch Pilotprojekte sind (VEREINIGTE HAGELVERSICHERUNG (2003)). Auch für Deutschland werden von den Versicherungsunternehmen und den Bauernverbänden staatliche Hilfen gefordert (DEUTSCHER BAUERNVERBAND (2003)).

Die vorliegende Arbeit soll daher die Frage beantworten helfen, unter welchen Umständen Subventionen für solche Versicherungen wohlfahrtserhöhend sein können. Da Risikomärkte sehr stark vom neoklassisch vollkommenen Markt abweichen können, kann Marktversagen vorliegen, und andere Koordinationsmechanismen könnten effizienter sein als eine reine Marktlösung. Ein privater Markt in Kombination mit bestimmten Staatseingriffen, wie möglicherweise Subventionen, stellt dann häufig den effizientesten Koordinations-

¹ Öffentliche Subventionen für Prämien und Verwaltungsaufwand betragen in den USA nach BERG (2002) im Durchschnitt der Jahre 1995-99 über 1,2 Mrd. US-Dollar. EBNETH (2003) berichtet von über 3 Mrd. US-Dollar im Schnitt der Jahre 1999-2002.

mechanismus dar. Deshalb wird die obige Fragestellung anhand der beiden folgenden Teilfragen über den Austausch von Ertragsrisiken analysiert werden:

Was ist der effizienteste Koordinationsmechanismus für die Versicherung von Ertragsrisiken?

Kann der effizienteste dieser Mechanismen die gesellschaftliche Wohlfahrt erhöhen?

Um beide Fragen zu bearbeiten, ist die vorliegende Arbeit in zwei Blöcke geteilt. Der erste Block mit den Kapiteln 2 bis 4 analysiert theoretisch-normativ verschiedene Koordinationsmechanismen und Bedingungen, die deren Effizienz bestimmen. Die zweite Frage, die lediglich eine notwendige Bedingung für ein Pareto-Optimum darstellt, wird in den Kapiteln 5 und 6 empirisch anhand zweier Methoden für betriebliche und regionale Ertragsdaten aus Westdeutschland bearbeitet.

Für die normative Analyse werden in einer Literaturübersicht zunächst die möglichen Unvollkommenheiten auf dem Markt für Ertragsrisiko dargestellt. Eine effiziente Reaktion auf die Unvollkommenheiten können spezielle private Ausgestaltungen der Versicherungsverträge sein. Aber auch Staatseingriffe können die Effizienz des Marktes erhöhen, wenn gesellschaftliche Ineffizienzen (= Marktineffizienzen) auf dem privat optimal gestalteten Markt für Ertragsversicherungen vorliegen. Dabei müssen auf dem Markt für Ertragsversicherungen und auf verbundenen Märkten die Unvollkommenheiten, die Divergenzen, die Verzerrungen², die Kosten eines Staatseingriffs und seine Folgen berücksichtigt werden.

Im Detail werden in Kapitel 2 Marktverzerrungen und Marktunvollkommenheiten sowie Divergenzen als mögliche Gründe für Marktineffizienzen bei Ertragsversicherungen analysiert. Die Literaturübersicht erhebt weder den Anspruch auf Vollständigkeit noch auf umfangreiche oder besonders kritische Würdigung der beschriebenen Arbeiten. Das Kapitel soll lediglich die Relevanz der Verzerrungen und Unvollkommenheiten für den Markt landwirtschaftlicher Ertragsversicherungen verdeutlichen, damit darauf aufbauend in den Folgekapiteln effiziente Institutionen für den Austausch des Ertragsrisikos vorgeschlagen werden können.

Diese Institutionen können sowohl privater als auch staatlicher Natur sein. So sind alle sogenannten Transaktionskosten in der Ökonomie Folge von Marktunvollkommenheiten, z.B. weil der Markt eine räumliche Ausdehnung hat oder Menschen unvollständige Informationen besitzen. Aber die Güter und Dienstleistungen, die für die Umsetzung von Transaktionen verbraucht werden und so Transaktionskosten hervorrufen, werden zum großen Teil trotzdem auf privaten Märkten koordiniert, beispielsweise auf dem Markt für Transporte oder Tageszeitungen. Dann liegt in der Regel keine Marktineffizienz vor.

Versicherungen können privat auf Marktunvollkommenheiten, wie u.a. Informationsasymmetrie, mit besonderen Kontrollen oder Selbstbeteiligungen der Versicherten im

² CORDEN (1997) definiert Verzerrungen als Teilmenge der Divergenzen. In der vorliegenden Arbeit werden beide Begriffe zur Beschreibung unterschiedlicher ökonomischer Phänomene verwendet, um deren Implikationen einfacher vergleichen zu können (siehe Kapitel 4.1).

Schadensfall reagieren. Daher werden im Kapitel 3 unterschiedliche private Ausgestaltungsoptionen für die Verträge von Ertragsversicherungen normativ diskutiert und Empfehlungen gegeben. Auch in diesem kurzen Kapitel werden lediglich existierende Ausgestaltungen beschrieben bzw. Empfehlungen aus der Literatur dargestellt.

In Kapitel 4 erfolgt die normative Analyse, ob staatliche Eingriffe effizienter als private Institutionen sind und sie daher ersetzen sollten oder ob staatliche Eingriffe die Effizienz des ansonsten privaten Marktes für Ertragsrisiko erhöhen können. Bei der Suche nach dem effizientesten Koordinationsmechanismus müssen Marktverzerrungen, die von der Agrarpolitik verursacht werden, berücksichtigt werden. Privat optimale Versicherungsverträge könnten unter anderem deshalb gesellschaftlich nicht effizient sein. Simultan werden ein Markt für Risikoaustausch und ein verbundener Markt für komplementäre Güter, die die oben angesprochenen Transaktionskosten der Versicherung verursachen, modelliert. Auf diesen beiden Märkten werden dann Bedingungen für Marktineffizienzen identifiziert. Empfehlungen zu Staatseingriffen schließen den theoretisch-normativen Block der Arbeit über die Frage nach der effizienten Koordination des Risikoaustauschs ab.

Es schließt sich die empirische Analyse der Risikoreduktion an. Aus den Empfehlungen für die Ausgestaltung von Versicherungsverträgen des Kapitels 3 ergeben sich zwei prinzipiell unterschiedliche Versicherungen. Die eine Versicherung hat weniger Probleme mit Informationsasymmetrie, ist aber der anderen möglicherweise bei der Risikoreduktion unterlegen. Das Ausmaß, in dem beide Versicherungen das Ertragsrisiko in einer Stichprobe landwirtschaftlicher Betriebe in Westdeutschland vermindern könnten, wird in Kapitel 5 gemessen, um Aussagen über die Vorteilhaftigkeit der beiden Versicherungen machen zu können.

Dabei wird gemäß der Standardliteratur (MIRANDA (1991), SMITH, CHOUINARD, BAQUET und SMITH (1994), MAHUL und VERMERSCH (2000)) unterstellt, dass die Produktionsentscheidungen unabhängig von den Entscheidungen über Versicherungen sind. Die Minderung des Ertragsrisikos für den Landwirt ist eine notwendige Bedingung dafür, dass die Versicherungen die Wohlfahrt erhöhen können. Es kann daraus aber nicht auf die Gesamthöhe des sozialen Nutzens der Versicherung geschlossen werden. Denn eine Reduktion des Risikos kann den Landwirt dazu bewegen, seine Produktion umzustellen. Der Nutzen für ihn kann dann in der Reduktion des Risikos und in der Anpassung seiner Produktion bestehen. So könnte der Landwirt beispielsweise Risikomanagementmaßnahmen in der Produktionstechnik reduzieren oder risikoreichere Kulturen anbauen. Anpassungen im Produktionsprogramm können aber in der empirischen Analyse nicht berücksichtigt werden, weil dazu umfangreiche einzelbetriebliche Daten über alternative Produktionsverfahren notwendig wären. Die empirische Analyse beschränkt sich daher auf die notwendige Bedingung für eine wohlfahrtserhöhende Ertragsversicherung und quantifiziert die Risikoreduktion bei gegebener Produktion.

Es wird ein Vergleich der unterschiedlichen Versicherungen anhand zweier Methoden durchgeführt. Die Standardmethode der Varianz-Minimierung³ wird dabei um die Berechnung von Konfidenzintervallen erweitert, um Aussagen über die statistisch signifikante Vorzüglichkeit der einzelnen Versicherungen treffen zu können. Da die Varianzminimierung aber bei Abschluss bestimmter Versicherungen Ergebnisse liefert, die nicht mit dem ökonomischen Standardmodell der Risikoanalyse, dem Erwartungsnutzenkonzept, konsistent sind, wird die Methode der stochastischen Dominanz erstmals in der Literatur zur Bestimmung der Risikoreduktion von Ertragsversicherungen herangezogen. Auch für die stochastische Dominanz werden Konfidenzintervalle bestimmt.

Die Arbeit schließt mit zusammenfassenden Ergebnissen über das mögliche Ausmaß der Risikoreduktion unterschiedlicher Ertragsversicherungen in Deutschland.

³ Genau genommen handelt es sich um eine Erwartungswert-Varianz-Maximierung. Da der Erwartungswert des Einkommens unverändert bleibt und weil angenommen wird, dass Varianz des Einkommens von risikoaversen Menschen als negativ empfunden wird, reduziert sich der Ansatz auf eine Varianz-Minimierung.

2 Unvollkommenheiten auf dem Markt für Ertragsversicherungen

Um in den folgenden Kapiteln Marktineffizienzen identifizieren und Empfehlungen für Versicherungsausgestaltungen oder Staatseingriffe geben zu können, erscheint es nützlich, zunächst mögliche Gründe für Marktineffizienzen zu kennen. Daher werden im vorliegenden Kapitel Marktunvollkommenheiten beschrieben, die auf dem Markt für landwirtschaftliche Ertragsversicherungen vorliegen können. Im Anschluss werden Verzerrungen beleuchtet, die von der Agrarpolitik verursacht werden und ähnlich auf die Effizienz eines Marktes wirken können wie Marktunvollkommenheiten.⁴ Dazu wird ein Überblick über die agrarökonomische Literatur gegeben, der weder auf Vollständigkeit noch auf Bewertung der Literatur abzielt, sondern die Bedeutung von Marktunvollkommenheiten und Marktverzerrungen für die vertragliche Ausgestaltung von Ertragsversicherungen und für mögliche Staatseingriffe deutlich machen soll. Danach werden unterschiedliche Ausgestaltungsoptionen für Ertragsversicherungen und mögliche Staatseingriffe als Reaktion auf die Unvollkommenheiten und Verzerrungen in den Kapiteln 3 „Ausgestaltungsoptionen für Ertragsversicherungen“ und 4 „Staatseingriffe auf dem Markt für Ertragsversicherungen“ diskutiert. Daher werden Handlungsempfehlungen im vorliegenden Kapitel nur am Rande gegeben.

Für die landwirtschaftlichen Versicherungsmärkte sind aus der Literatur insbesondere drei Problemkomplexe der Unvollkommenheiten abzuleiten, die die Funktionsfähigkeit eines Marktes behindern oder sein Entstehen gänzlich verhindern können. BERG (2002) präsentiert dazu einen prägnanten Einstieg für pflanzliche Ertragsversicherungen. Die ersten beiden Problembereiche, moral hazard und adverse Selektion, beruhen auf asymmetrischer Information zwischen Versicherern und Versicherten (BORCH (1990), ZWEIFEL, EISEN (2000)).

Als nächstes beschreibt systemisches Risiko das Risiko, dass es trotz des Zusammenfassens oder Poolens vieler einzelner Risiken, wie es Versicherungen in der Regel tun, nicht gelingt, den erwarteten Gesamtschaden innerhalb einer Periode ex ante wesentlich genauer abzuschätzen als die einzelnen Schäden. Die Versicherungsprämien können dann so hoch sein, dass keine hinreichende Nachfrage mehr vorliegt.

Weitere Gründe für ein Versagen des Versicherungsmarktes können agrarpolitische Maßnahmen sein, die die Risikomärkte verzerren. Des Weiteren ist die Einführung einer

⁴ Für die genaue Definition der Begriffe sei der Leser auf Kapitel 4.1 verwiesen.

neuen Versicherung mit Problemen verbunden, die für landwirtschaftliche Versicherungen möglicherweise besonders hoch sein können und deshalb die private Einführung dieser Versicherungen verhindern. Beispielsweise kann das betriebsindividuelle Risiko oder auch das Gesamtrisiko aller Verträge für die Versicherung nur eingeschränkt vorhergesagt werden, wenn nicht hinreichend historische Informationen zur Verfügung stehen. Diese Gründe werden vor dem abschließenden Fazit des vorliegenden Kapitels beschrieben. Doch zunächst werden die Probleme der Informationsasymmetrie dargestellt.

2.1 Informationsasymmetrie

Mit Informationsasymmetrie wird der unterschiedliche Informationsstand ökonomischer Agenten bezeichnet. Die beiden gängigsten Formen moral hazard und adverse Selektion können nach ARROW (1985, zitiert bei QUIGGIN et al. (1993)) leicht unterschieden werden. Danach sei moral hazard ein Problem „verborgener Handlungen“ und adverse Selektion ein Problem „verborgener Eigenschaften“.

Die Relevanz der beiden Probleme hängt – wie in Kapitel 3 noch detailliert beschrieben werden wird – sehr stark von der Ausgestaltung des Versicherungsvertrages ab. In den empirischen Analysen des vorliegenden Kapitels wird von sogenannten Hofertragsversicherungen ausgegangen, wenn nicht explizit eine andere Ausgestaltung genannt wird. Bei Hofertragsversicherungen wird dem Landwirt ein Teil seines Minderertrages von der Versicherung ausgeglichen (siehe Definition S. 139), abhängig von der Versicherungsdeckung, der Höhe des sogenannten Strike-Ertrages und dem Ausmaß des Ertragsausfalls.⁵ Der Strike-Ertrag beschreibt die Ertragsgrenze, ab dessen Unterschreitung die Versicherung Entschädigungen an den Landwirt zahlt. Bei Hofertragsversicherungen basieren der Strike-Ertrag und das Ausmaß der Entschädigungszahlungen auf dem Ertrag des landwirtschaftlichen Betriebes. Die empirischen Analysen, die in diesem Kapitel dargestellt werden, beziehen sich – wenn nicht anders beschrieben – auf das US-amerikanische MPC-Programm, dem Hofertragsversicherungen zugrunde liegen. Es handelt sich um ein subventioniertes Ertrags- und Erlösversicherungsprogramm für die Landwirtschaft.

2.1.1 Moral hazard

Moral hazard bezeichnet u.a. betrügerisches Verhalten des Versicherten der Versicherung gegenüber, wenn er Schäden vortäuscht, bewusst herbeiführt oder ihr Ausmaß übertreibt. Ebenso gehört eine Lüge, um beim Vertragsabschluss eine günstigere Risikobewertung zu erhalten, zum moral hazard. In der Landwirtschaft ist auch an mangelnde Sorgfalt zu denken, weil der versicherte Landwirt nicht mehr allein den möglichen Schaden seiner Nachlässigkeit, z.B. bei der Bestandesführung, zu tragen hat. Gegenmaßnahmen, die aber

⁵ Ein Schadenselbstbehalt des Landwirts sei hinreichend über Beschränkungen bei der Wahl der Versicherungsdeckungen und des Strike-Ertrages gewährleistet.

mit Nutzenverzicht bzw. Kosten verbunden sind, können Selbstbeteiligungen im Schadensfall und Kontrollen sein. Die Auswirkungen einer wegen Betrugs falschen Risikoklassifizierung lassen sich nur eingeschränkt durch langfristige, anpassbare bzw. wiederholte Verträge begrenzen, die gleichzeitig auch den Anreiz für Betrug senken können. Lediglich KNIGHT und COBLE (1997) sowie MOSCHINI und HENNESSY (2001) geben in jüngerer Zeit etwas umfangreichere Überblicke über die moral-hazard Literatur bei landwirtschaftlichen Ertragsversicherungen. In dieser Literatur wird häufig nur sogenanntes ex ante moral hazard berücksichtigt, d.h. nur solche Handlungen des Versicherten, die vor dem eigentlichen Schadensfall oder bei Ertragsversicherungen bis zum Abschluss der Ernte stattgefunden haben.

In der allgemeinen Literatur zu Versicherungen wird dem ex post moral hazard größere Beachtung geschenkt, da z.B. der Abschluss von Haftpflichtversicherungen das Verhalten der Versicherten weniger stark ändern wird als eine Ertragsversicherung die Produktionsentscheidungen eines Landwirts beeinflussen kann.

Die grundlegende Arbeit zum ex ante moral hazard bei landwirtschaftlichen Ertragsversicherungen lieferte CHAMBERS (1989). Sie gehört zu den grundlegenden Arbeiten zum Austausch landwirtschaftlichen Produktionsrisikos und findet eine entsprechende Würdigung im Kapitel 4, in dem ebenfalls ein Markt für diesen Austausch modelliert wird. Hier soll genügen, dass CHAMBERS (1989) zeigt, dass aufgrund von moral hazard der Markt möglicherweise nicht existiert und eine Versicherung das Risiko nicht vollständig übernehmen sollte, damit der Landwirt weiterhin Anstrengungen zur Schadensverhütung unternimmt.

RAMASWAMI (1993) liefert ein theoretisches Grundgerüst, um empirisch den Effekt einer Ertragsversicherung sowohl auf den optimalen Faktoreinsatz als auch auf die optimale Produktionsmenge sowie die Veränderung des Produktionsrisikos und die Veränderung des Anreizes für moral hazard für ein Einproduktunternehmen zu analysieren. Ein risikosenkender Produktionsfaktor werde bei einer fairen Versicherung weniger verwendet.⁶ Der Effekt auf die Einsatzmenge eines risikosteigernden Inputs sei nicht eindeutig, da die Versicherung einerseits Anreiz für moral hazard gibt und andererseits das Risiko senkt. Moral hazard senkt die optimale Inputmenge, da der Minderertrag (zum Teil) durch die Versicherung ausgeglichen wird, und Risikoreduktion erhöht die optimale Inputmenge, weil das marginale Risiko des Inputs sinkt.

Empirische Analysen

Moral hazard könnte vorliegen, wenn Landwirte nach Abschluss einer Versicherung ihre Inputs verringern und damit ihr Schadensrisiko erhöhen. Dieser Ansatz wird als erstes anhand eines Disputs in der Literatur erörtert, ob Stickstoff und Pflanzenschutzmittel risikoerhöhende oder risikosenkende Produktionsfaktoren seien.

⁶ Bei einer fairen Versicherung entspricht die Prämie den erwarteten Entschädigungszahlungen der Versicherung.

HOROWITZ und LICHTENBERG (1993) (HL) finden in einer Regressionsanalyse, dass in einer Stichprobe von 376 Maisbauern im mittleren Westen der USA die versicherten Landwirte ungefähr 20% mehr Stickstoff düngen und ungefähr 20% höhere Ausgaben für Pflanzenschutzmittel haben, jeweils bezogen auf einen Hektar. Zudem spritzen sie ihre Fläche 7% häufiger mit Herbiziden und 63% häufiger mit Insektiziden. Alle Ergebnisse sind signifikant.

QUIGGIN, KARAGIANNIS, STANTON (1994) können ausgehend von einer Systemschätzung einer Produktionsfunktion und von Faktornachfragefunktionen empirisch zeigen, dass in der selben Ausgangsstichprobe⁷ die versicherten Landwirte signifikant weniger produzieren. Der Versicherungsabschluss wurde als Dummy-Variable berücksichtigt. Die Unterschiede in den Inputmengen zwischen versicherten und unversicherten Landwirten sind allerdings nicht signifikant. QUIGGIN et al. können nicht eindeutig zwischen moral hazard und adverser Selektion als Ursache unterscheiden (siehe RAMASWAMI (1993) oben).

BABCOCK und HENNESSY (1996) (BH) bezweifeln, dass Stickstoff und Pflanzenschutzmittel Risiko erhöhende Inputs seien, wie es HL nahe legen. BH können den risikolehenden Effekt für Stickstoff ausschließen, indem sie Verteilungen der Erträge simulieren. Sie finden heraus, dass die Wahrscheinlichkeit absolut niedriger Erträge mit der Stickstoffeinsatzmenge sinkt und folgern daraus, dass Stickstoff ein risikosenkender Produktionsfaktor ist. Sie erklären HLs abweichendes Ergebnis mit höherer Risikoaversion der versichernden als der nichtversichernden Landwirte. Zusätzlich zur Versicherung versuchten die Landwirte, das Produktionsrisiko auch mit höheren Inputmengen zu reduzieren. Allerdings weisen ROOSEN und HENNESSY (2003) für die Daten BHs nach, dass risikoaverse Entscheider weniger Stickstoff einsetzen würden als risikoneutrale.

Es sei an dieser Stelle angemerkt, dass einige der technologischen Argumente BHs zumindest für gegenwärtige norddeutsche Verhältnisse merkwürdig klingen. So behaupten sie, „it is widely accepted that pesticides do not increase yield potential.“ (BH, S. 416). Auch würden nach BABCOCK und BLACKMER (1992) risikoneutrale Landwirte mehr Stickstoff als durchschnittlich notwendig düngen, um niedrige Erträge zu vermeiden. Unter den Hochertragsbedingungen Schleswig-Holsteins mit der Gefahr von Starkregen und Sturm ist das Gegenteil der Fall, um Lagergetreide zu verhindern. Zudem untersuchen BH weder den Effekt von Pflanzenschutzmitteln auf das Ertragsrisiko noch die Interaktionen zwischen Düngungshöhe und Intensität des Pflanzenschutzmitteleinsatzes.

Unterschiedliche Technologien im Ackerbau unterstreichen damit die Bedeutung empirischer Analysen für einzelne Regionen mit unterschiedlichen Produktionsbedingungen. Allerdings sollten solche Analysen auf einer einheitlichen, theoretisch fundierten und statistisch belastbaren Methode basieren. In den Kapiteln 5 und 6 der vorliegenden Arbeit wird zum einen ein Beitrag für die Verhältnisse Westdeutschlands

⁷ HOROWITZ und LICHTENBERG berücksichtigen allerdings nur jene Landwirte, die Pflanzenschutzmittel benutzen.

geleistet, zum anderen werden methodische Vorschläge gemacht, die insbesondere die theoretische Fundierung der Analysen und ihre statistische Auswertbarkeit verbessern.

SMITH und GOODWIN (1996) (SG) kritisieren ebenfalls HLs Analyse, da HL die Entscheidung über Versicherungsabschluss und Faktoreinsatzmenge nicht simultan betrachten. So werden z.B. Betriebe aus der Stichprobe ausgeschlossen, die keinen Pflanzenschutz anwenden. Aber vielleicht wenden sie keinen an, weil sie sich versichern. SG weisen für den Stickstoffeinsatz einen Rückgang nach, wenn versichert wird. Spezifikationstests unterstützen ihre Modellspezifikation der simultanen Entscheidungen.

WU (1999) kritisiert die Ergebnisse sowohl von BABCOCK und HENESSY (1996) als auch von SG, weil sie keine Änderungen im Produktionsprogramm berücksichtigen. WU (1999) weist für eine Region in Nebraska nach, dass der Chemieeinsatz insgesamt ansteigt, weil der Flächenanteil des Ackerlandes und damit auch vorleistungintensiver Früchte wie Mais und Sojabohnen durch das Versicherungsangebot erhöht wird. Da solche Flächen auch noch erosionsgefährdeter seien, habe die Ertragsversicherung in Kombination mit dem ex ante moral hazard in diesem Fall negative Umweltwirkungen. GOODWINs (2001) Untersuchung findet keinen signifikanten Rückgang der Grünlandfläche für die Untersuchungsregion von SG. Er berücksichtigt aber keine Allokationsänderungen zwischen Ackerfrüchten.

Alternativ weisen JUST und CALVIN (1994) moral hazard nicht auf der Basis von Inputänderungen, sondern durch geringeren Output der Versicherten nach.⁸ Sie regressieren die Differenz zwischen erwartetem Ertrag und realisiertem Ertrag auf die Dummy-Variable Versicherungsabschluss und auf Versicherungsdeckungen. Allerdings ist der erwartete Ertrag von den Landwirten erfragt worden.

COBLE et al. (1997) kommen zu dem Ergebnis, dass moral hazard insbesondere in schlechten Jahren auftritt. Sie haben über fünf Jahre für 195 Weizenanbauer in Kansas die erwartete Entschädigung berechnet, wenn die Landwirte versichert wären. Die Entschädigung wird u.a. auf Dummy-Variablen regressiert, die angeben, ob ein Landwirt in einem bestimmten Jahr versichert war oder nicht. Da positive Schätzer nur für relativ schlechte Jahre auftreten, folgern COBLE et al. (1997) den moral hazard Effekt nur für solche Jahre. Nach Meinung des Verfassers folgt allerdings aus den positiven Schätzern nicht zwangsläufig moral hazard. Adverse Selektion kann sich möglicherweise nur in schlechten Jahren und damit in den selben Schätzern zeigen, weil die Ertragsverteilungen zwischen den Betrieben für normale Jahre ähnlich sind und nur in schlechten Jahren voneinander abweichen. Zum anderen zeigt ein ebenfalls signifikant positiver Einfluss der erwarteten Ertragshöhe auf die erwartete Entschädigung, dass zumindest Potential für adverse Selektion vorliegt, wenn z.B. Ertragshöhe und Ertragsrisiko positiv korreliert sind. So fassen auch KNIGHT und COBLE (1997) einige Untersuchungen zur Teilnahme am MPCCI mit den Worten zusammen,

⁸ Es handelt sich um eine Art kurzfristiges moral hazard. Der niedrigere Ertrag in der aktuellen Periode verringert den Strike-Ertrag der folgenden Perioden, so dass ceteris paribus die zukünftige Wahrscheinlichkeit reduziert wird, eine Versicherungsentschädigung zu erhalten.

„adverse selection occurs in MPCII with higher expected indemnities and greater risk reduction for insured farms than for uninsured farms.“

Abschließend sei noch die Arbeit von VERCAMMEN und van KOOTEN (1994) beschrieben. Sie entwickeln ein interessantes Modell, das Anreiz für zyklisches moral hazard Verhalten zeigt, indem Landwirte unterschiedliche Produktionsmengen in einzelnen Jahren planen. Der Gewinn besteht letztlich darin, dass die Versicherung nicht den Verlust der Produzentenrente ausgleicht, sondern den entgangenen Ertrag. Dann ist bei steigenden Grenzkostenverläufen die Kostenersparnis bei niedriger Produktion höher als der entstehende Verlust an Produzentenrente und negativer Produzentenrente. Letztere entsteht, wenn in Folgeperioden mehr produziert wird, um im Durchschnitt der Jahre die selbe Menge zu produzieren. Anderenfalls würde die Ertragsgrenze, bei deren Unterschreitung die Versicherung Entschädigungen zahlen muss, im Zeitablauf sinken, und es würden keine Zyklen zustande kommen. Allerdings berücksichtigen VERCAMMEN und van KOOTEN (1994) nicht, dass ein Landwirt zunächst einmal ohne Versicherung produzieren muss, um der Versicherung Daten liefern zu können, die eine Prämienberechnung ermöglichen. Wählt die Versicherung die Anzahl der für eine kontinuierliche Prämienberechnung genutzten Perioden hinreichend groß, besteht im Modell der beiden kein Anreiz mehr, moral hazard zu betreiben.

Die Untersuchungen belegen theoretisch, dass moral hazard ein Grund für Marktversagen landwirtschaftlicher Ertragsversicherungen sein kann. Sie zeigen, dass moral hazard bei amerikanischen Ertragsversicherungen auch empirisch nachweisbar ist. Allerdings ist die Vorgehensweise bei den empirischen Untersuchungen offenbar noch kontrovers.

2.1.2 Adverse Selektion

Adverse Selektion kann auftreten, wenn die individuellen Risiken der Versicherten nicht hinreichend genau bestimmt werden (können) und damit die Prämien für einige Versicherte höher sind als ihrem Risiko angemessen. Es folgt, dass sich u. U. weniger Personen mit niedrigen Risiken versichern, als die Versicherung kalkuliert hatte. Dann müsste die Versicherung die Prämie erhöhen, die dann für bisherige Grenznachfrager, die im Mittel ein geringeres Risiko haben als der Durchschnitt der Versicherten, prohibitiv hoch werden kann. Die bisherigen Grenznachfrager schließen keine Versicherung mehr ab. Eine Kettenreaktion kommt in Gang, an deren Ende die Versicherung möglicherweise nicht mehr angeboten werden kann, weil zu wenige Nachfrager mit niedrigen Risiken verblieben sind. Ein Beispiel aus dem Ackerbau ist die Prämienkalkulation für eine Versicherung der individuellen Erträge eines Landwirts auf der Basis der Risiken von Durchschnittswerten, z.B. auf der Basis von Landkreiserträgen (GOODWIN (2001)).

Lediglich KNIGHT und COBLE (1997) sowie MOSCHINI und HENNESSY (2001) geben etwas umfangreichere Überblicke über die Literatur zu adverser Selektion bei landwirtschaftlichen Ertragsversicherungen. Die Arbeiten haben sich im Gegensatz zu den Papieren über moral

hazard nicht entlang eines bestimmten theoretischen Rahmens entwickelt, da das Problem der adversen Selektion bei Ertragsversicherungen kaum vom allgemeinen Problem der adversen Selektion bei z.B. Haftpflichtversicherungen abweicht. Der empirische Nachweis der adversen Selektion steht im Vordergrund der agrarökonomischen Literatur.

SKEES und REED (1986) zeigen, dass die Praxis der prozentual gleichen Prämien bezogen auf den erwarteten Ertrag (Prämienrate)⁹ eine Ursache für adverse Selektion sein kann, wenn der Variationskoeffizient der Erträge nicht für alle Betriebe gleich ist. Sie zeigen dies empirisch für Mais- und Sojabohnenanbauer in Illinois und Kentucky. Zu einem ähnlichen empirischen Ergebnis kommt GOODWIN (1994, zitiert bei KNIGHT und COBLE (1997)) für Weizen-, Mais-, Hirse- und Sojabohnenanbau in Kansas.

GOODWIN (1993) schätzt die Nachfrage nach US-Ertragsversicherung für Kreisdaten und kommt zu dem Ergebnis, dass die Nachfrageelastizität in Landkreisen mit niedrigen Risiken größer ist als in Landkreisen mit hohem Ertragsrisiko. GOODWIN (2003) bestätigt dieses Ergebnis auf der Basis von einzelbetrieblichen Daten. Er folgert, dass der Mechanismus der adversen Selektion in Gang gesetzt wird, wenn die Prämienrate für alle Landkreise gleich angehoben würde, um die Einnahmen der Versicherung zu erhöhen. SMITH und BAQUET (1996) bestätigen explizit die Ergebnisse sowohl von SKEES und REED (1986) als auch von GOODWIN (1993) durch eine zweistufige Schätzung der Nachfrage.

JUST und CALVIN (1999) zerlegen die Anreize für einen Versicherungsabschluss in u.a. einen Subventionseffekt, der signifikant positiv in ihrer empirischen Analyse wirkt, und in einen Effekt, der auf asymmetrische Information zurückgeht. Letzterer ist für versicherte Landwirte größer als für unversicherte und soll damit adverse Selektion anzeigen. Die Verteilungen der Betriebserträge wurden aus Befragungen der Landwirte generiert, da die subjektive Risikoeinschätzung relevant sei. Zudem wird so sichergestellt, dass der Effekt zumindest innerhalb der Analyse auf adverser Selektion beruht und nicht auf moral hazard.

Auch COBLE et al. (1996) finden empirische Belege für adverse Selektion wie in den bisher beschriebenen Arbeiten. Im Gegensatz zu LUO et al. (1994) finden sie allerdings keinen signifikanten Beleg für sogenannte zeitliche adverse Selektion. Diese kann auftreten, wenn man von Wetterereignissen vor Abschluss der Versicherung auf schlechte Erträge schließen kann und die Versicherung diese Information nicht nutzt, wohl aber der Landwirt. LUO et al. (1994) formulieren Modelle zur Ertragsvorhersage anhand von Wetterdaten, die vor Abschluss der Versicherung gewonnen werden können. Die Modelle schätzen ex post so gut, dass Landwirte ihre Entschädigungen von 1,15 \$ je Dollar bezahlter Prämie, wenn sie jedes Jahr versichern, auf 2,01 \$ je Dollar Prämie steigern könnten, wenn sie nach dem Modell über den jährlichen Versicherungsabschluss entschieden hätten.

Abschließend sei noch einmal die Arbeit von QUIGGIN et al. (1994) erwähnt, deren Ergebnisse sowohl mit moral hazard als auch adverser Selektion erklärt werden können.

⁹ Die Prämie wird für alle Landwirte gleich erhoben, als für alle Landwirte gleicher Prozentsatz (= Prämienrate) ihres erwarteten Ertrages.

Die vorgestellten Untersuchungen belegen theoretisch, dass neben moral hazard auch adverse Selektion ein Grund für Marktversagen landwirtschaftlicher Ertragsversicherungen sein kann. Sie zeigen ferner, dass sowohl moral hazard als auch adverse Selektion bei amerikanischen Ertragsversicherungen empirisch nachweisbar sind.

2.2 Systemisches Risiko

Systemisches Risiko beschreibt die Abhängigkeit zwischen den gepoolten Risiken. Je stärker die Risiken miteinander korreliert sind, desto geringer ist der Effekt des Poolens und damit der Nutzen einer Versicherung. Das Poolen von Risiken kann einen positiven Nutzen bedeuten, weil das Verhältnis zwischen Gesamtrisiko und Gesamtprämien (z.B. gemessen am Variationskoeffizient) prozentual weniger ansteigt als das Risiko (z.B. gemessen an der Standardabweichung). So ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine gegebene Gesamtprämie ausreicht, den möglichen Gesamtschaden einer Periode abzudecken, höher als für eine einzelne Prämie und den entsprechenden Einzelschaden.

Rückversicherungen können Abhilfe gegen Risiken, die nicht vollständig systemisch sind, schaffen. Für die Absicherung von Preisrisiken, welche vollständig systemisch sein können, haben sich bestimmte Kapitalmärkte gebildet, wie z.B. Terminmärkte. Im Ackerbau können insbesondere großflächige Wetterereignisse zu systemischem Risiko führen. In der Literatur stehen zum einen die empirische Prüfung auf systemisches Risiko und zum anderen theoretische Analysen der Folgen von systemischem Risiko im Vordergrund.

DUNCAN und MYERS (2000) zeigen, dass systemisches Risiko (in ihrem Artikel „Katastrophenrisiko“ genannt) die Prämien der Ertragsversicherung erhöht, dass deshalb die Versicherungsdeckungen der Landwirte zurückgehen und unter bestimmten Umständen kein Markt für Ertragsversicherungen mehr zustande kommt. Sie zeigen, dass Rückversicherungen die Prämien für Ertragsversicherungen senken können.

JAFFE und RUSSELL (1997) (JR) diskutieren, warum sich Rückversicherungen gegen Katastrophenrisiken nur bedingt privat bilden, und schlagen bestimmte Produkte für den Kapitalmarkt vor, die zur Rückversicherung dienen können. Sie bezeichnen vor allem institutionelle Probleme für Rückversicherungen. So ist es unter anderem von Gesetzeswegen nur begrenzt möglich, über viele Jahre (unversteuerte) Reserven aufzubauen, um Kapital für eine besonders große Katastrophe vorhalten zu können. Allerdings muss aus Sicht des Verbraucherschutzes positiv angemerkt werden, dass diese Regelung die Subventionierung zwischen unterschiedlichen Schadensversicherungen verhindert. Als Abhilfe schlagen JR u.a. Bonds vor, die die Versicherung ausgibt und im Katastrophenfall nicht zurückzahlen muss.

SKEES und BARNETT (1999) berichten, dass über dreißig dieser Papiere zwischen 1994 und 1999 ausgegeben wurden und eine Schadensdeckung von insgesamt 10 Milliarden US-Dollar bieten. SKEES und BARNETT diskutieren ähnliche Aspekte wie JR für das systemische Risiko landwirtschaftlicher Ertragsversicherungen. Als Abhilfe schlagen sie zusätzlich staatliche Put-Optionen für niedrige Erträge auf Bundesstaatenebene oder Put-Optionen auf der Basis

von Wetterdaten vor. Für beide stünden hinreichend historische Daten zur Verfügung, um die Risiken angemessen abschätzen zu können. Als weitere Instrumente nennt SKEES (1999a) noch Optionen und Futures, die auf Wetterindizes basieren.

Empirisch haben sich als erste MIRANDA und GLAUBER (1997) ausführlich mit systemischem Risiko bei Ertragsversicherungen beschäftigt. Aus Betriebs- und Landkreisdaten berechnen sie den Variationskoeffizienten hypothetischer Schadenszahlungen für Ertragsversicherungen für Mais, Weizen und Sojabohnen. Gäbe es in den USA nur eine Versicherung, die diese drei Kulturen mit einem Selbstbehalt von 35% auf Basis der erwarteten Hoferträge versichert hätte, beträgt der Variationskoeffizient mit 81% fünf- bis sechsmal so viel wie für die riskantesten kommerziellen Versicherungen. Die Kosten des systemischen Risikos seien ohne Rückversicherung prohibitiv hoch für eine private Versicherung.

TURVEY, NAYAK und SPARKLING (1999) entwickeln ein umfangreicheres Modell, das das Rückversicherungsproblem als ein typisches Problem der Portfolioanalyse für die Kapitalanlage beschreibt. Anschließend simulieren sie mit acht Acker- und Gartenbaufrüchten aus Ontario. Allerdings können sie lediglich zeigen, dass die Rückversicherung in jeder Periode an die Anteile der versicherten Früchte im Portfolio angepasst werden muss.

Erst kürzlich haben WANG und ZHANG (2003) einen Ansatz der räumlichen Statistik auf US-amerikanische Landkreiserträge von Weizen, Mais und Sojabohnen angewendet. Sie gehen davon aus, dass der Erwartungswert des Ertrages vermindert um eine Standardabweichung vollständig versichert wird, und zeigen, dass die Varianz der durchschnittlichen Entschädigungszahlung über alle Landkreise nur noch einen Bruchteil der Varianz eines einzelnen Landkreisertrages beträgt. Bei Weizen sind es durchschnittlich 0,2%, für Sojabohnen 0,5% und für Mais 0,3% der ursprünglichen Varianz. Sie schlussfolgern, dass private Ertragsversicherungen in den USA nicht wegen systemischen Risikos scheitern dürften. An dieser innovativen Arbeit ist zu kritisieren, dass der Effekt eines Poolens über mehrere Früchte nicht einmal angesprochen wird. Poolen würde das systemische Risiko noch weiter reduzieren.

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass systemisches Risiko zu Marktversagen führen kann. Es erscheinen allerdings privatwirtschaftliche Instrumente zur Lösung möglich.

2.3 Verzerrungen und Divergenzen auf landwirtschaftlichen Märkten

Da Ertragsversicherungen die Auswirkungen von Produktionsrisiken vermindern sollen, wird der Markt für Ertragsversicherungen auch vom Markt des produzierten Gutes abhängen bzw. die Ertragsversicherungen selbst können den Produktmarkt beeinflussen. Ertragsversicherungen können wie ein Produktionsfaktor aufgefasst werden. Ihre Nachfrage ist abgeleitet aus dem Angebot landwirtschaftlicher Rohprodukte, die durch vielfältige Instrumente der Agrarpolitik beeinflusst werden. Damit wirken die Politikinstrumente und mögliche Divergenzen auf dem landwirtschaftlichen Produktmarkt indirekt auf den Markt

für Ertragsversicherungen. Staatseingriffe auf dem Markt für landwirtschaftliche Güter können damit zu Verzerrungen auf dem Markt für Ertragsversicherungen führen. Damit können die Politikeingriffe auf den landwirtschaftlichen Märkten ein Grund für die Nichtexistenz privater Ertragsversicherungen sein. Divergenzen auf den landwirtschaftlichen Märkten können Marktversagen auf dem Markt für Ertragsversicherungen verursachen.

Verzerrungen auf landwirtschaftlichen Märkten

Die Politikeingriffe können auch das Ausmaß der landwirtschaftlichen Risiken beeinflussen und so den Markt für Ertragsversicherungen verzerren. Allerdings sind die Effekte der Politikeingriffe nicht eindeutig. So können Interventionspreise Marktrisiken senken, gestützte Preise allerdings erhöhen den Effekt von Produktionsrisiken. Direktzahlungen vermindern unmittelbar das Einkommensrisiko. Beide Maßnahmen können das Produktionsrisiko erhöhen, wenn deshalb besonders risikobehaftete Flächen bewirtschaftet werden. Der Gesamteffekt auf das Risiko und auf den Markt für Ertragsversicherungen ist also nicht eindeutig.

Zudem können Politikeingriffe unmittelbare Substitute zu privaten Ertragsversicherungen darstellen. Subventionen für landwirtschaftliche Versicherungen wie im amerikanischen System können je nach Ausgestaltung sowohl Markt- als auch Produktionsrisiken senken helfen. Katastrophenhilfen vermindern nur letztere. Beide Instrumente senken aber als Substitute die Nachfrage nach rein privaten Versicherungen möglicherweise so stark, dass ein Versicherungsmarkt nicht zustande kommt.

Zum anderen können die Eingriffe in den Markt für Ertragsversicherungen Auswirkungen auf den Produktmarkt haben. Wenn sie das Produktionsrisiko senken, werden die Landwirte u.U. mehr produzieren, weil sie riskantere, aber produktivere Technologien nutzen oder zusätzliche Flächen bewirtschaften. WU (1999) kann beispielsweise eine Veränderung der Anbaustruktur aufgrund der Ertragsversicherungen in den USA nachweisen (siehe auch die Diskussion über WUs und andere Arbeiten dazu auf S. 22). Noch weiter geht eine Untersuchung von YOUNG et al. (2001), die den Einfluss des subventionierten amerikanischen Versicherungsprogramms auf die Veränderung der Anbauflächen und der landwirtschaftlichen Erzeugerpreise in den USA zeigt. Nur bedingt durch den Subventionseffekt der Versicherungen berechnen sie einen Anstieg der Anbauflächen der acht Hauptfrüchte um 960.000 Acres oder 0,4% mit der Folge, dass der Preis z.B. für Weizen, Baumwolle und Reis jeweils um fast 3% sinkt. Sie bestimmen unter Berücksichtigung des Produktions- und Kostenanstiegs sowie des Preisrückgangs insgesamt eine Transfereffizienz der Haushaltsausgaben für Ertragsversicherungen bezogen auf das Einkommen der Landwirte von ungefähr zwei Drittel.¹⁰

¹⁰ YOUNG et al. (2001) ziehen von den ungefähr 1,5 Milliarden Dollar Prämiensubventionen 350 Millionen Dollar Erlösrückgang und 130 Millionen Dollar Kostenanstieg ab.

Verzerrungen auf den landwirtschaftlichen Produktmärkten werden als ein möglicher Grund erwähnt, um die Nichtexistenz privater Ertragsversicherungen zu erklären. So führen JUST und CALVIN (1994), SKEES (1999B), MEUWISSEN et al. (1999), BERG (2002) Katastrophenhilfen als Nachfrage senkende Substitute zu Versicherungen an. Aus der Vergangenheit wissen die Landwirte, dass der Staat häufig nach extremen Witterungen Katastrophenhilfen zahlt, ohne dass er dazu verpflichtet wäre. Die Landwirte haben zwar nicht die gleiche Sicherheit wie bei einer Versicherung, dass ihre Schäden ausgeglichen werden. Aber sie bilden sich zumindest eine Erwartung, dass ein Teil ihrer Schäden kompensiert wird. Als Substitut senkt Katastrophenhilfe die Nachfrage nach Ertragsversicherungen. Zudem verringern risikolose Transferzahlungen, wie Flächen- oder Betriebsprämien, den Nutzen einer Versicherung, wenn man mit der Einkommenshöhe abnehmende Risikoaversion annimmt (z.B. MEUWISSEN et al. (1999), BERG (2002)).

Divergenzen auf landwirtschaftlichen Märkten

Externe Effekte der landwirtschaftlichen Produktion sind unumstritten und können Auswirkungen auf die optimale Ausgestaltung von Ertragsversicherungen und staatlichen Eingriffen auf den Markt für Ertragsversicherungen haben.

So hat SCHLIEPER (1997) u.a. untersucht, ob durch Ertragsversicherungen der Pflanzenschutzmitteleinsatz verringert werden könnte. Wenn Pflanzenschutzmittel nicht nur zur Ertragssteigerung, sondern auch zur Ertragsabsicherung verwendet werden, könnten Versicherungen als Substitut eingesetzt werden. Liegen weiterhin negative externe Effekte des Pflanzenschutzmitteleinsatzes vor, könnte die staatliche Unterstützung einer Ertragsversicherung positiv wirken. Wahrscheinlich ist für die Ausgestaltung der Versicherung in einem solchen Fall zu empfehlen, eine Hofertragsversicherung anzubieten (siehe Kapitel 3.1), weil die Risiken, die mit Pflanzenschutzmitteleinsatz reduziert werden können, von Betrieb zu Betrieb stark variieren. SCHLIEPER kann die Reduktion für einen Modellbetrieb in einem quadratischen Programmierungsmodell zeigen.

Wenn man ein gesellschaftliches Ziel „Flächendeckender Ackerbau“ akzeptieren würde, könnte eine subventionierte Ertragsversicherung die Gesamtwohlfahrt erhöhen, wenn Flächen nicht bewirtschaftet werden, weil ihre Ertragsfähigkeit stark witterungsabhängig ist und die Erträge deshalb auf diesen Flächen sehr stark schwanken. Wenn allerdings der Erwartungswert des Ertrages auf diesen Flächen relativ niedrig ist, kann eine Ertragsversicherung nur bedingt helfen.¹¹ Andere Subventionen erscheinen dann effizienter.

¹¹ Natürlich würde der Effekt einer hoch subventionierten Versicherung, auch den Deckungsbeitrag auf der Fläche zu erhöhen, dazu führen, dass mehr dieser Flächen in Bewirtschaftung genommen werden (siehe YOUNG et al. (2001)). Direkte Flächenbeihilfen für solche Standorte erscheinen aber effizienter, wenn auf ihnen nicht in erster Linie das Risiko zu hoch, sondern die Erträge im Durchschnitt der Jahre zu niedrig sind.

2.4 Echte Unsicherheiten bei der Markteinführung

Da ein neues Produkt eingeführt werden soll, dessen Ausgestaltung aber von historischen Informationen abhängig sein kann, die bisher noch nicht hinreichend genau und glaubwürdig erfasst wurden, wie z.B. die Erträge auf einem Betrieb, kann sogenannte echte Unsicherheit vorliegen. Sie ist von der statistischen Unsicherheit zu trennen, bei der die Verteilung einer Größe hinreichend genau bekannt ist, nicht aber die Ausprägung einer einzelnen künftigen Beobachtung. Bei echter Unsicherheit hingegen kann nicht einmal auf eine hinreichend bekannte Verteilung zurückgegriffen werden, weil z.B. keine Informationen aus der Vergangenheit vorliegen oder nur noch geringen Wert besitzen, weil sich die Rahmenbedingungen stark verändert haben.¹² Diese echte Unsicherheit kann in zweierlei Weise einen Markt stören oder sein Entstehen verhindern.

Zunächst kann es schlicht unmöglich für ein Unternehmen sein, mittelfristig eine Versicherung einzuführen, weil die Datengrundlage nicht hinreichend ist, um das Risiko zu kalkulieren. Es wäre dann vor der Versicherungseinführung ein mehr oder weniger langer Zeitraum der Datenerfassung notwendig, in dem noch keine Wohlstandsgewinne der Risikoverteilung realisiert werden könnten.

Unsicherheit kann aber auch bedeuten, dass z.B. zu wenig (historische) Informationen im Ackerbau vorliegen, um das betriebsindividuelle Risiko angemessen zu kalkulieren. Deshalb kann in den ersten Jahren verstärkt adverse Selektion auftreten. Auch die Gefahr des moral hazard kann anfangs höher sein, weil die Versicherung die Betrugsmöglichkeiten ex ante nicht vollständig einschätzen und kostengünstige Gegenstrategien entwickeln konnte. Beides führt zu einer höheren Ruinwahrscheinlichkeit der Versicherung.

Für Versicherungen gilt darüber hinaus nicht nur, dass ihre Einführung teurer und riskanter ist als die weitere Vermarktung, nachdem sie einmal erfolgreich im Markt etabliert worden sind. Wie für jedes Produkt muss zunächst einmal ein Mindestabsatz erreicht werden, um die Fixkosten, z.B. Kosten der Produktentwicklung, zu decken. Bei Versicherungen ist zusätzlich die Ruinwahrscheinlichkeit erhöht, weil selbst unter Annahme einer bekannten Schadensverteilung eine Wahrscheinlichkeit besteht, dass in den ersten Jahren viele oder große Schäden auftreten, die vom anfänglichen Eigenkapital nicht mehr gedeckt werden können. Diese Wahrscheinlichkeit sinkt im Zeitablauf, wenn Überschüsse dem haftenden Kapital zugeführt worden sind. Zudem können bei anfänglich niedriger Beteiligung die Schadensvarianz und die daraus resultierenden Vorsorgeaufwendungen gegen hohe Schäden in den ersten Jahren erhöht sein.

Die Entstehung eines Marktes kann aufgrund der genannten Einführungsprobleme verzögert oder gänzlich verhindert werden.

¹² FRITSCH, WEIN und EWERS (1996) verwenden zudem den Begriff der Unkenntnis, wenn eine Information grundsätzlich beschafft werden könnte, aber beim Wirtschaftssubjekt noch nicht vorliegt. So führt bei FRITSCH et al. Unkenntnis zu moral hazard und adverser Selektion.

Externe Effekte der Informationsbeschaffung

In diesem Zusammenhang sei auf eine weitere Unvollkommenheit auf einem verbundenen Markt hingewiesen, die zu Marktversagen bei Ertragsversicherungen führen kann. Für die Risikobewertung der einzelnen landwirtschaftlichen Betriebe oder Regionen und für die Schadensfeststellung müssen Ertragsinformationen beschafft werden, die nicht nur für die Versicherung nützlich sind und damit positive externe Effekte haben können. Da die Ausschließbarkeit wahrscheinlich auch hier wie auf vielen anderen Märkten für Information schwer durchgesetzt werden kann, werden aus sozialer Sicht wahrscheinlich zu wenig dieser Information beschafft. Allerdings liegt dieses Problem auf dem Markt für Informationen und nicht unmittelbar auf dem Markt für Ertragsversicherungen vor. Prämiensubventionen oder staatliche Rückversicherung würden nichts an diesem Problem ändern. Eine detaillierte Diskussion erfolgt in Kapitel 4.3.

2.5 Fazit

Es darf als sicher gelten, dass viele Märkte, auf denen Ertragsversicherungen gehandelt werden, unvollkommen sind. Marktversagen kann also vorliegen, und private oder staatliche Institutionen sollten insbesondere auf die in Informationsasymmetrien begründeten Probleme des moral hazard und der adversen Selektion ausgerichtet sein. Zudem sind die Informationsasymmetrien abhängig von der gewählten Form der Versicherung und der Bestimmung der Prämien. Alternative Lösungsmöglichkeiten werden im folgenden Kapitel analysiert.

Probleme des systemischen Risikos sind empirisch umstritten und wenig abhängig von der Ausgestaltung der eigentlichen Ertragsversicherung zwischen Versicherungsunternehmen und Landwirt. Es erscheint wahrscheinlich, dass z.B. Finanzmarktprodukte entwickelt werden können, die das systemische Risiko auf ein für Versicherungen übliches Maß reduzieren können. Eine nähere Diskussion erfolgt in Kapitel 3.4.

Andere Gründe für Marktineffizienzen bei Ertragsversicherungen werden in der Literatur zwar genannt, aber kaum systematisch analysiert, wie zum Beispiel die klassischen Agrarsubventionen oder Divergenzen in der Agrarproduktion. Auch Probleme der echten Unsicherheit wurden bisher nicht bearbeitet. Sie können insbesondere bei der Einführung einer neuen Versicherung wegen zu weniger historischer Informationen vorliegen und eine angemessene Prämienkalkulation verteuern oder sogar verhindern. Unvollkommenheiten auf verbundenen Märkten für Informationsbeschaffung können ebenfalls zu suboptimaler Allokation auf dem Markt für Ertragsversicherungen führen.

Alle Analysen in der Literatur beschäftigen sich lediglich mit Teilaspekten. Insbesondere eine umfassende Diskussion der Verzerrungen auf dem landwirtschaftlichen Produktmarkt und eine Analyse der Einführungsprobleme eines neuen Versicherungsproduktes erscheinen notwendig. Eine zusammenfassende Untersuchung der einzelnen Probleme ausgehend von

einem einheitlichen Modellrahmen ist in der Literatur bisher nicht zu finden und wird daher im Kapitel 4 „Staatseingriffe auf dem Markt für Ertragsversicherungen“ vorgenommen.

3 Ausgestaltungsoptionen für Ertragsversicherungen

Die im vorangegangenen Kapitel beschriebenen Unvollkommenheiten sind vom betrachteten Markt abhängig und damit vom betrachteten Produkt. Unterschiedliche Versicherungsprodukte ergeben sich durch unterschiedliche Ausgestaltungen der vertraglich vereinbarten Versicherungsbedingungen, wenn man unterstellt, dass alle Verträge im selben Maße durchgesetzt und eingehalten werden. Dementsprechend kann ein Versicherungsunternehmen mit der Ausgestaltung dieser Verträge auf Marktunvollkommenheiten reagieren. Je nach Ausgestaltung der Versicherung sind dann auf dem zugehörigen Versicherungsmarkt mehr oder weniger Marktunvollkommenheiten relevant. Im Folgenden werden verschiedene Ausgestaltungsoptionen vorgestellt, die mit ihnen verbundenen Marktunvollkommenheiten analysiert sowie ihre Vor- und Nachteile diskutiert. Letztlich geht es immer um einen trade-off zwischen den Kosten, die mit einer bestimmten Ausgestaltungsoption für Versicherungsunternehmen anfallen, und der Veränderung des Versicherungsschutzes für den Landwirt.

Das Kapitel ist nach den Ausgestaltungsoptionen gegliedert und nicht nach den Marktunvollkommenheiten des Kapitels 2, da viele Ausgestaltungsoptionen mehrere Marktunvollkommenheiten gleichzeitig berücksichtigen. Zunächst werden die beiden grundsätzlich unterschiedlichen Versicherungen, eine auf Basis des Hofertrags eines Landwirts und die zweite auf Basis eines Regionalertrages, vorgestellt und anschließend verglichen. Die Hofertragsversicherungen gliedern sich weiter in All-Gefahrenversicherungen und in Versicherungen, die nur gegen spezifische Schadensursachen versichern.¹³

Verglichen werden die Versicherungstypen insbesondere hinsichtlich der Marktunvollkommenheiten, die mit ihnen verbunden sind, und dem Nutzen, den sie für einen Landwirt darstellen können. Prinzipiell ist zwischen einer hohen Risikoreduktion für den Landwirt, also einem hohen Nutzen der Versicherung, und größeren Problemen bei den Marktunvollkommenheiten abzuwägen.

Den Abschluss des Kapitels bildet eine Analyse der alternativen Ausgestaltungen einer Rückversicherung, um dem systemischen Risiko zu begegnen.

¹³ In der Arbeit werden sowohl die Begriffe Hofertragsversicherung und Hofversicherung als auch Regionalertragsversicherung und Regionsversicherung synonym verwendet.

3.1 Versicherungen auf Basis des Hofertrages

In diesem Kapitel werden Versicherungen analysiert, die Entschädigungen auf Basis des tatsächlich entstandenen Schadens bezahlen. Bei den zuerst betrachteten All-Gefahren-Ertragsversicherungen wird der Ertrag unabhängig von der Schadensursache versichert. Die folgende Mehr-Gefahren-Versicherung gleicht nur Schäden aus, die aufgrund bestimmter Ursachen entstanden sind. Die deutsche Hagelversicherung wäre in dieser Klassifizierung eine Ein-Gefahren-Versicherung. Einer kurzen allgemeinen Darstellung der Versicherungstypen folgt dann jeweils eine Beschreibung unterschiedlicher Ausgestaltungen, die die Probleme der Marktunvollkommenheiten begrenzen sollen.

All-Gefahren-Ertragsversicherung

Die meisten existierenden All-Gefahren-Ertragsversicherungen versichern unmittelbar einen Anteil des physischen Durchschnittsertrag einer landwirtschaftlichen Kultur eines Betriebes. Sie sind also im Gegensatz zur deutschen Hagelversicherung weder ursachen- noch schlagbezogen. Das bekannteste Beispiel dürfte die US-amerikanische MPCCI sein. MPCCI steht für Multiple Peril Crop Insurance, also Mehrgefahrenversicherung. Auf Basis von historischen Erträgen eines Betriebes wird ein Ertrag (Strike-Ertrag) berechnet, dessen Unterschreitung von der Versicherung ausgeglichen wird. Der Landwirt kann zwischen verschiedenen Strike-Erträgen und zwischen verschiedenen Produktpreisniveaus, die als Versicherungsdeckungen interpretiert werden können, wählen. Allerdings sind Maximaldeckung und Maximalpreis so festgelegt, dass eine Überversicherung in der Regel ausgeschlossen ist. Näheres zu diesen Versicherungen lässt sich BERG (2002) und BARNETT (2000) entnehmen. Die physische Komponente einer Hofertragsversicherung sei für diese Arbeit formal wie folgt definiert:¹⁴

$\phi_m i_m = \phi_m \max[\bar{q}_m - q_m, 0]$ Versicherungsleistung mit
 $\phi_m \in [0, 1[$ = vom Landwirt wählbare Versicherungsdeckung,
 q_m = Hofertrag der Frucht m ,
 \bar{q}_m = Strike-Ertrag für Frucht m basierend auf dem Hofertrag,
 $\bar{q}_m = z E[q_m]$. Strike-Ertrag kann als Anteil z des erwarteten Ertrages formuliert werden.

Viele der Untersuchungen aus dem zweiten Kapitel haben sich mehr oder weniger explizit auf die MPCCI bezogen. Es ist daher festzuhalten, dass die MPCCI unter moral hazard und adverser Selektion leidet und dass dies in der Realität auch nicht zu verhindern ist, wenn – wie die MPCCI – eine Ertragsversicherung auf dem individuellen Ertrag eines Betriebes basiert.

Es sind in der Regel zu wenig Informationen vorhanden bzw. mit vertretbarem Aufwand zu beschaffen, um das individuelle Risiko eines jeden Betriebes zu bestimmen. Zudem kann sich dieses Risiko sowohl durch Abgabe oder Hinzunahme von Flächen als auch durch Änderungen im Produktionsprogramm und durch Änderungen in der Produktionstechnologie¹⁵ von Jahr zu Jahr ändern. Da ein Landwirt die damit verbundene Änderung seines Produktionsrisikos besser abschätzen kann als die Versicherung, wird adverse Selektion kaum zu verhindern sein. Da der Landwirt durch sein Handeln unmittelbar Einfluss auf die versicherte Größe nimmt, lässt sich auch moral hazard kaum unterbinden.

Es gibt verschiedene Möglichkeiten, diese Probleme einzudämmen. Im Folgenden werden Kontrollen, Teilversicherungen, mehrperiodische Versicherungsverträge und einige Besonderheiten dargestellt.

Kontrollen

Mit Kontrollen wird vor allem gegen moral hazard vorgegangen. Um moral hazard zu begrenzen, könnte die Versicherung die Flächen des Versicherten auf die Einhaltung von Mindeststandards bei der Bestandesführung kontrollieren, damit die Gefahr von Ertragsausfällen verringert wird. Allerdings ist eine solche Regelung schwer zu operationalisieren, da viele Nachlässigkeiten nicht direkt messbar oder als schadensverschärfende Ursache nicht eindeutig identifizierbar sind. Hinzu kämen hohe Kontrollkosten.

Teilversicherung

Das Verhindern von Überversicherung ist bereits angesprochen worden. Auch jede Form von Selbstbeteiligung eines Versicherten an den Schäden hängt eng damit zusammen. Zum einen erhöht eine niedrige Versicherungsdeckung den Anreiz für den versicherten Landwirt, auch dann noch zu versuchen, den Ertragsausfall zu begrenzen, wenn bereits absehbar ist, dass aufgrund der Witterung ein Versicherungsschaden eintreten wird. Denn der Landwirt bekommt von jedem Doppelzentner Ertragsausfall nur einen Teil erstattet. Bei einer Deckung von 66% muss er ein Drittel des Verlustes selbst tragen. Dass die MPCCI Mehrgefahrenversicherung in den USA diese Möglichkeit nicht nutzt,¹⁶ kann die Ergebnisse von COBLE et al. (1997) z.T. erklären, dass moral hazard insbesondere in schlechten Jahren bei der MPCCI auftritt.

Die folgende Option hingegen wird in der MPCCI umgesetzt. Ein niedrig festgelegter Strike-Ertrag, bei dessen Unterschreitung erst der Versicherungsfall eintritt, gibt dem Landwirt einen Anreiz, die Schadenswahrscheinlichkeit gering zu halten.

¹⁴ Multipliziert man mit einem Produktpreis p_m für Frucht m , erhält man monetäre Größen.

¹⁵ Die Änderung der Technologie oder des Produktionsprogramms sei unabhängig von der Versicherungsentscheidung; ansonsten wäre die Änderung zumindest teilweise moral hazard Verhalten.

¹⁶ Die Landwirte können nicht nur zwischen verschiedenen Referenzerträgen wählen, sondern auch zwischen verschiedenen Preisen, mit denen der Referenzertrag versichert wird. Da aber auch 100% des erwarteten Preises gewählt werden können, kann der Ertragsverlust unterhalb des Referenzertrages vollständig ausgeglichen werden.

Im Prinzip geben sogenannte Schadensfreiheitsrabatte ähnliche Anreize wie Selbstbeteiligungen am Schaden, zumindest moral hazard Verhalten zu reduzieren. Ein Versicherter wird mit Prämienermäßigungen oder Prämienrückerstattungen belohnt, wenn innerhalb einer bestimmten Zeitspanne keine oder nur begrenzte Schäden von der Versicherung ausgeglichen werden müssen.

Eine niedrige Deckung vermindert demnach in erster Linie die Schadenshöhe und ein niedriger Strike-Ertrag die Wahrscheinlichkeit eines Schadens, wenn ein Landwirt auf beides Einfluss hat. Mit anderen Worten, beide Maßnahmen vermindern die Anreize für moral hazard Verhalten. Auf adverse Selektion haben diese Maßnahmen nur einen für diese Arbeit vernachlässigbaren Einfluss.

Mehrperiodische Verträge

Sowohl moral hazard als auch adverse Selektion können mit Verträgen vermindert werden, die über mehrere Perioden laufen und bei denen die Versicherungsprämien ständig an die vergangenen Schäden des Betriebes angepasst werden (RUBINSTEIN, YAARI (1983)). Der Gewinn einer hohen Entschädigung zu Beginn der Vertragslaufzeit würde durch höhere Prämien in den Folgeperioden vermindert. Die MPCVI schließt hingegen nur einjährige Verträge ab.

Berücksichtigt man für landwirtschaftliche Erträge, dass sich die Produktionstechnologie relativ schnell ändert und dass die Betriebserträge bisher nicht von unabhängiger Stelle, sondern von den Landwirten gemessen werden, so werden für die Risikobeurteilung anfangs nur kurze Ertragszeitreihen mit entsprechend niedriger Prognosegüte zur Verfügung stehen. Daher hat die MPCVI ein Interesse an kurzfristigen Verträgen. Zum anderen werden die Landwirte wahrscheinlich nur ungern langfristige Verträge abschließen, weil sich durch veränderte Produktionstechnologien oder Preisrelationen ihr betriebliches Risiko schnell ändern kann. Es ist daher unwahrscheinlich, dass mit mehrperiodischen Verträgen moral hazard und adverse Selektion hinreichend eingedämmt werden können.

Sonstiges

In diesem Zusammenhang sollte Versicherungen auch der Informationsaustausch untereinander erlaubt werden, damit ein Landwirt hohe Prämien nicht durch Wechsel der Versicherung verbunden mit einer Manipulation seiner historischen Erträge¹⁷ umgehen kann.

Die MPCVI-Verträge bieten die Möglichkeit temporaler adverser Selektion, wie sie z.B. von LUO et al. (1994) nachgewiesen wird, weil die Verträge z.T. erst im Frühjahr abgeschlossen

¹⁷ Es ist nicht nur an offensichtlichen Betrug zu denken. SKEES (1999b) berichtet von Ertragsjahren, die beim Abschluss von MPCVI-Verträgen für die Prämienbestimmung „vergessen“ wurden. Ferner könnte sich der Landwirt auch einige Jahre nicht versichern und dann diese neuen, höheren historischen Erträge als Basis für die Prämienberechnung angeben (zu einem mikroökonomischen Modell für ein ähnliches Problem siehe VERCAMMEN und van KOOTEN (1994)).

werden (BERG (2002)). Leicht vorstellbar ist dies insbesondere bei Wintersaaten, wenn aufgrund eines besonders harten Winters bereits vor Abschluss der Versicherung eine niedrige Ernte mit relativ hoher Wahrscheinlichkeit zu erwarten ist. Wenn eine Versicherung allerdings nur vor dem Saattermin abgeschlossen werden kann, sollte dieses Problem gelöst werden.

Versicherungen gegen spezifische Gefahren

Anstatt jeden Ertragsrückgang unabhängig von der Schadensursache zu entschädigen, kann sich eine Versicherung darauf beschränken, den Ertrag nur gegen bestimmte Gefahren, wie z.B. Hagel, zu versichern. Wenn die Schadensursache einfach und sicher zu bestimmen ist, wird der moral hazard Gefahr vorgebeugt. Liegen zudem noch zuverlässige und hinreichend detaillierte Aufzeichnungen über das Eintreffen dieser Gefahren in der Vergangenheit vor, kann auch adverse Selektion reduziert werden. Die VEREINIGTE HAGELVERSICHERUNG (ohne Jahr) hat einen in dieser Hinsicht positiv erscheinenden Vorschlag für eine Versicherung gemacht, in der die meisten Ackerbaukulturen in Deutschland gegen z.B. Hagel, Dürre, Spätfrost und Überschwemmung versichert werden sollen. Für jeden Schaden muss eines der spezifizierten Wetterphänomene als Ursache nachgewiesen werden.

Als trade-off kann der Landwirt bei diesen Versicherungen meistens weniger seines Ertragsrisikos auf die Versicherung übertragen als bei den All-Gefahren-Ertragsversicherungen, da definitionsgemäß nicht alle Schäden versichert sind. Kommt eine allgemeine Ertragsversicherung allerdings wegen der Marktunvollkommenheiten nicht zustande oder nur mit einer hohen Prämie, kann eine spezifische Gefahrenversicherung dem Landwirt u.U. einen höheren Nutzen als eine All-Gefahren-Ertragsversicherung erbringen.

3.2 Versicherungen auf Basis eines Regionalertrages

Moral hazard und adverser Selektion kann grundsätzlich auch dadurch begegnet werden, dass die Versicherung auf einer Größe basiert, die der Landwirt nicht beeinflussen kann und für die hinreichend zuverlässige Daten vorliegen. Erste Vorschläge, als Basisgröße den Durchschnittsertrag einer Region zu wählen, stammen von HALCROW (1949, zitiert bei MAHUL, VERMERSCH (2000)). Formal sei eine Regionsversicherung in dieser Arbeit wie folgt definiert.

$\phi_m i_m = \phi_m \max[\bar{a}_m - a_m, 0]$ Versicherungsleistung mit
 $\phi_m \in \mathfrak{R}^+$ = vom Landwirt wählbare Versicherungsdeckung,
 a_m = Regionalertrag der Frucht m ,
 \bar{a}_m = Strike-Ertrag für Frucht m basierend auf dem Regionalertrag,
 $\bar{a}_m = z E[a_m]$. Strike-Ertrag kann als Anteil z des erwarteten Ertrages formuliert werden.

In jüngster Zeit hat sich umfangreiche theoretische Literatur zu diesen sogenannten Regionalertragsversicherungen, kurz Regionsversicherungen, angesammelt. Da sich neben einigen anderen MAHUL (1999) und VERCAMMEN (2000) mit theoretischen Aspekten befassen, die über das Ziel dieses Kapitels weit hinausgehen und im Kapitel 4 ausführlich aufgegriffen werden, wird hier auf einige andere Arbeiten eingegangen. Neben der Arbeit von MIRANDA (1991), die die Renaissance der Regionsversicherungen in der agrar-ökonomischen Literatur einläutete, zeigen auch SMITH, CHOUINARD und BAQUET (1994) sowie MAHUL, VERMERSCH (2000) empirisch, dass Regionsversicherungen für einen Großteil der untersuchten Landwirte deutliche Risikoreduktionen leisten können.

Ist der Hofertrag des versichernden Landwirts nur wenig mit dem Regionalertrag korreliert, erhält der Landwirt in einem Jahr möglicherweise nur eine geringe Entschädigung, obwohl sein Hofertrag sehr gering ausfällt. Es ist sogar möglich, dass der Landwirt in einigen Jahren eine Entschädigung erhält, obwohl er selbst ein gutes Ertragsjahr hatte. Das Ausmaß der Risikoreduktion hängt also stark von der Korrelation zwischen Regional- und Hofertrag ab. Das nicht versicherbare Risiko durch eine Regionalertragsversicherung, weil die Korrelation nur begrenzt ist, wird analog zum Hedgen an Warenterminbörsen als Basisrisiko bezeichnet.

Bei SKEES, BLACK und BARNETT (1997) kann der interessierte Leser Details zur Ausgestaltung der US-amerikanischen Regionsversicherung GRP nachlesen. Der GRP (Group Risk Plan) hat unter anderem wegen der Konkurrenz der Hofertragsversicherungen bisher nur wenig Anklang bei den Landwirten gefunden.

An dieser Stelle soll auf einen Artikel von BOURGEON und CHAMBERS (2003) hingewiesen werden, nach dem adverse Selektion die Umsetzbarkeit einer Regionsversicherung gefährden kann, so wie sie von MAHUL (1999) als first-best-Versicherung formuliert wurde. Allerdings geht es bei BOURGEON und CHAMBERS (2003) letztlich um die hinreichende Aufteilung von Fixkosten auf Nachfrager mit unterschiedlichen Zahlungsbereitschaften, also um Möglichkeiten der Preisdiskriminierung. Da die Zahlungsbereitschaften auch eine Funktion der individuellen Risiken sind, kann eine durchschnittliche Verteilung der Fixkosten der Versicherung auf die Versicherten zu einer ähnlichen Kettenreaktion wie bei der adversen Selektion führen. Das eigentliche Problem besteht nur darin, dass die unterschiedlichen Zahlungsbereitschaften der Versicherung nicht bekannt sind und die aggregierte Zahlungsbereitschaft (ohne Preisdiskriminierung) möglicherweise nicht ausreicht, um die Fixkosten zu decken. Dieses Problem hat jeder Anbieter eines Produktes,

das Fixkosten verursacht. Es handelt sich nur insofern um ein versicherungsspezifisches Problem, als dass die Zahlungsbereitschaft vom individuellen Risiko beeinflusst wird.

Seit wenigen Jahren werden auch Wetterindizes als Basisgröße für solche Versicherungen bzw. Wertpapiere, die an der Börse gehandelt werden können, vorgeschlagen (z.B. SKEES (1999a), MIRANDA, VEDENOV (2001)). TURVEY (2001) zeigt in einer empirischen Analyse für Ontario / Kanada, dass Mais- und Sojabohnenanbauer von Versicherungen basierend auf Niederschlag bzw. basierend auf der Anzahl heißer Tage ihr Produktionsrisiko mindern könnten, wenn kleinräumige Wetterdaten zugrundegelegt werden.

3.3 Vergleich von Hof- und Regionsversicherung

Die Vorteile von Hofversicherungen liegen in der unmittelbaren Versicherung des Ertrages eines Landwirts. Sie bieten so exakten Schutz gegen Ertragsausfälle und die damit verbundenen Einkommenseinbußen in einem schlechten Jahr. Allerdings wird dieser Schutz nicht vollständig sein, da wegen moral hazard und adverser Selektion nicht der Maximalertrag als Strike-Ertrag herangezogen wird, sondern ein geringerer Ertrag, der in der Regel noch unter dem Erwartungswert liegt. Bei symmetrischer Ertragsverteilung um den Erwartungswert kann der Landwirt selbst bei einer Versicherungsdeckung von 100 Prozent nur weniger als die Hälfte des Risikos abgeben. Zudem sollte, wie oben ausgeführt, aus Gründen des moral hazard auch die Versicherungsdeckung unter 100 Prozent liegen.

Weder ein niedriger Strike-Ertrag noch eine Versicherungsdeckung von unter 100 Prozent sind bei einer spezifischen Gefahrenversicherung notwendig. Es erscheint allerdings vernünftig, dass der Landwirt Minimalschäden selbst trägt, wenn die Transaktionskosten der Schadensfeststellung unverhältnismäßig wären. Da in der Landwirtschaft wahrscheinlich sehr viele Ursachen nicht versicherbar sind, weil sie entweder sehr anfällig für moral hazard sind oder weil sie nicht eindeutig identifizierbar sind, verbleibt auch bei den spezifischen Gefahrenversicherungen ein großer Teil des Risikos beim Landwirt. Ihre Vorteile bestehen in geringen Informationsasymmetrien und deshalb niedrigen Transaktionskosten.

Der Vorteil der Regionsversicherungen ist ähnlich und vielleicht noch höher zu bewerten, da die Kosten der Schadensfeststellung entfallen, wenn die Regionserträge ohnehin für statistische Zwecke vom Staat erhoben werden. Allerdings darf das Basisrisiko nicht zu hoch sein. Der Zusammenhang zwischen Hofserträgen und Regionserträgen muss also hinreichend groß sein.

Welche der Versicherungsausgestaltungen vorzuziehen ist, hängt also von den Transaktionskosten und dem Anteil des verbleibenden Risikos beim Landwirt ab. Da die Transaktionskosten in die Analyse nur integriert werden können, wenn ihre Höhe für die einzelnen Versicherungen und die Nutzenfunktionen der Landwirte explizit bekannt sind, konzentriert sich die empirische Analyse im Kapitel 6 auf den Vergleich der möglichen Risikoreduktion für den Landwirt durch Versicherungen. Da einzelbetrieblich keine Daten

zur Verfügung stehen, die den Schaden durch bestimmte Gefahren beschreiben, werden allgemeine Hofertragsversicherungen und Regionalertragsversicherungen verglichen. Um zumindest mit hoher Wahrscheinlichkeit annehmen zu können, dass die Risikoreduktion einer spezifischen Gefahrenversicherung nicht höher ist als die einer Hofversicherung, und um moral hazard Überlegungen zu berücksichtigen, werden die Strike-Erträge für die Hofertragsversicherungen mit 90% bzw. 100% des Erwartungswertes gewählt.

3.4 Rückversicherungen für Ertragsrisiken

Die bisher vorgestellten Versicherungen haben nur einen geringen Einfluss auf das systemische Risiko einer Ertragsversicherung. In diesem Unterkapitel wird daher beschrieben, welche Ausgestaltungsoptionen für Rückversicherungen oder für ähnliche Instrumente zur Verteilung des systemischen Risikos von Ertragsversicherungen zur Verfügung stehen.

Die Primärversicherung¹⁸ ist nicht bereit, das systemische Risiko, das sie nicht durch Poolen vieler Versicherungsabschlüsse reduzieren kann, vollständig zu übernehmen. Sie ist also gezwungen, andere Wirtschaftssubjekte zu finden, die bereit sind, einen Teil dieses Risikos zu übernehmen. So haben sich ab Ende des 19. Jahrhunderts Rückversicherungsunternehmen etabliert (BORCH (1990)). In jüngerer Zeit sind noch Spekulanten hinzugekommen, wenn das Risiko mittels eines geeigneten Wertpapiers an der Börse gehandelt werden kann (siehe Kapitel 2.2 „Systemisches Risiko“ sowie JAFFE, RUSSEL (1997) und SKEES, BARNETT (1999)).

Rückversicherungen für Ertragsrisiken leiden unter den gleichen Informationsasymmetrien wie die Primärertragsversicherung. Der Primärversicherer hat zum einen den Anreiz, das Risiko der abgeschlossenen Verträge gegenüber dem Rückversicherer möglichst gering erscheinen zu lassen (moral hazard) bzw. mit ihm eine Rückversicherung über einen besonders riskanten Anteil der Verträge abzuschließen (adverse Selektion), wenn die Rückversicherungsprämie auf Basis des durchschnittlichen Risikos bestimmt wird. Zum anderen vermindert sich der Anreiz für ihn, die Risiken der abgeschlossenen Verträge sorgfältig und aufwändig zu bewerten, wenn sie zu einer Durchschnittsprämie rückversichert werden können (moral hazard). SKEES (1999b) berichtet, dass die staatliche US-amerikanische Rückversicherungsagentur für die MPCIC unter den beiden letztgenannten Problemen leidet.

Trotzdem sollte die Rückversicherung als mögliche Lösung des Problems des systemischen Risikos in Betracht gezogen werden, da eine private Rückversicherung wahrscheinlich höhere Anreize als eine öffentliche Organisation hat, zu lernen und Alternativen für die oben genannten Konstruktionsfehler beispielsweise in der öffentlichen Rückversicherungsagentur

¹⁸ Primär- oder Erstversicherungen versichern den Klienten gegen definierte Risiken. Rückversicherungen versichern Primärversicherungen gegen das Risiko, dass die Summe der Entschädigungszahlungen für die Verträge, die die Primärversicherung abgeschlossen hat, ein bestimmtes Maximum überschreitet.

der USA zu finden und umzusetzen. Häufig wird der Umfang des systemischen Risikos als zu groß für effiziente, private Rückversicherungen angesehen (z.B. MIRANDA, GLAUBER (1997); MEUWISSEN, HUIRNE, HARDAKER (1999); MEUWISSEN, HUIRNE, SKEES, (2003)). Dem kann eine Berechnung der SWISS RE (2002) entgegen gehalten werden, dass die Versicherungsschäden durch Naturkatastrophen 2002 weltweit 11,4 Mrd. US-Dollar betragen, sowie eine Aufstellung der MÜNCHENER RÜCK (2000), die fünf Naturereignisse aus den Jahren 1998 und 1999 aufzählt, die einzeln zu Versicherungsschäden von mindestens 960 Millionen US-Dollar führten. Wenn man davon ausgeht, dass die Rückversicherungsunternehmen solche Schäden einkalkuliert haben, sollte eine private Rückversicherung in einem niedrigen einstelligen Milliardenbereich für Ertragsschäden nicht leichtfertig ausgeschlossen werden.

Analog zu den Hofertragsversicherungen könnten die Probleme der Informationsasymmetrie auch für die Rückversicherung vermindert werden, wenn die Rückversicherung nicht auf dem Schaden der Primärversicherung basiert, sondern auf Größen, die weder Primär- noch Rückversicherung beeinflussen können (MIRANDA, GLAUBER (1997)). Hier ist wie bei Primärversicherungen an regional aggregierte Erträge oder Wetterindizes zu denken. Allerdings muss die Primärversicherung ein Basisrisiko in Kauf nehmen. Sie wird das systemische Risiko also nicht vollständig abgeben können.

Ferner schlagen MIRANDA und GLAUBER (1997) vor, Wertpapiere zu entwickeln, mit denen das systemische Risiko über die Kapitalmärkte zwischen verschiedenen Wirtschaftssubjekten verteilt werden kann. Letztlich muss wieder eine Basisgröße gefunden werden, die von den Risikotauschenden nicht beeinflusst werden kann. Zudem muss eine hinreichende Liquidität für das gehandelte Papier sichergestellt werden. Es ist abzuwägen zwischen dem Basisrisiko und der Marktliquidität. Werden viele Wertpapiere auf der Basis z.B. kleinräumiger Erträge gehandelt, ist das Basisrisiko gering, aber auch die Liquidität. Werden nur wenige Papiere auf der Grundlage stark aggregierter Größen, z.B. auf der Grundlage eines Landesertrages oder eines Index mehrerer Erträge angeboten, ist eine hinreichende Liquidität leichter sicherzustellen. Hingegen ist bei solch hoch aggregierten Größen das Basisrisiko für die Ertragsversicherung und damit das bei ihr verbleibende systemische Risiko größer.

Auch hier können Wetterderivate ein erfolgversprechendes Produkt sein (SKEES (1999a)). Bei ihnen kann die Marktliquidität wahrscheinlich leichter gesichert werden, da neben landwirtschaftlichen auch andere Risiken mit Wetterderivaten abgesichert werden können.

4 Staatseingriffe auf dem Markt für Ertragsversicherungen

In vielen Ländern greift der Staat unmittelbar in den Markt für landwirtschaftliche Ertragsversicherungen ein. Öffentliche Subventionen für Prämien und Verwaltungsaufwand betragen in den USA nach BERG (2002) im Durchschnitt der Jahre 1995-99 über 1,2 Mrd. US-Dollar. Für die folgenden Jahre bis 2002 berichtet EBNETH (2003) einen jährlichen Durchschnitt von über 3 Mrd. US-Dollar. Der DEUTSCHE BAUERNVERBAND (2003) fordert, dass der Staat solche Versicherungen auch in Deutschland subventioniert. In Luxemburg hat mit öffentlicher Förderung eine Pilotversicherung der VEREINIGTEN HAGELVERSICHERUNG (2003) gegen bestimmte Wetterrisiken begonnen. Im vorliegenden Kapitel wird geprüft, ob bzw. unter welchen Umständen diese Förderung wohlfahrtserhöhend wirken kann.

Dazu werden zunächst allgemein Voraussetzungen für effiziente Staatseingriffe dargelegt. Da bei der Analyse landwirtschaftlicher Ertragsversicherungen im Gegensatz zu den meisten anderen Versicherungen Verzerrungen auf den Produktmärkten berücksichtigt werden müssen, wird zwischen Divergenzen und Verzerrungen auf der einen Seite sowie versicherungstypischen Marktunvollkommenheiten auf der anderen Seite getrennt. Unter Divergenz wird hier ein unterschiedlicher Verlauf zwischen privater und sozialer Angebots- bzw. Nachfragekurve verstanden, der nicht durch staatliche Eingriffe hervorgerufen wird.¹⁹ Verzerrungen werden von staatlichen Eingriffen hervorgerufen (CORDEN (1997, S. 10)). Sie sind mit dem Eingriff verbundene, nicht gewünschte²⁰ Änderungen auf der anderen Marktseite oder auf anderen Märkten.

Für diese qualitative Kosten-Nutzen-Analyse wird zum einen ein Marktmodell entwickelt, das ausschließlich den Risikotausch zwischen Individuen unter der Annahme beschreibt, dass keine Transaktionskosten auftreten. Anhand der Angebots- und Nachfragefunktionen kann der Einfluss von Divergenzen und Verzerrungen dargelegt werden. Die Bedeutung der meisten Marktunvollkommenheiten wird danach unabhängig vom eigentlichen Risiko-austausch betrachtet. Dazu wird ein Markt für zum Risikotausch komplementärer Güter analysiert. Diese Güter sind notwendig, um die Risikoübertragung in die Tat umzusetzen, und verursachen die sogenannten Transaktionskosten. Anschließend wird der Einfluss der Versicherung auf das Angebot landwirtschaftlicher Güter gezeigt, ehe notwendige

¹⁹ CORDEN (1997) definiert Divergenzen weiter, mit dem Nachteil, dass „Verzerrungen“ (siehe unten) ganz bestimmte Divergenzen sind. Für die hier vorliegende Arbeit erscheint eine Trennung der Begriffe zur Beschreibung unterschiedlicher Phänomene für das Verständnis vorteilhafter.

²⁰ Dennoch können sie natürlich in vielen Situationen unvermeidbar sein.

Bedingungen abgeleitet werden, damit die Einführung einer Versicherung bei einem verzerrten Produktmarkt überhaupt wohlfahrtserhöhend wirken kann.

Literatur

Allgemein ist das Kapitel der Literatur über Versicherungen und damit der Literatur über unvollkommene Informationen, insbesondere Informationsasymmetrie, zuzuordnen. Aus der agrarökonomischen Perspektive kommt die Berücksichtigung verzerrter Produktmärkte hinzu. In der Literatur zu Staatseingriffen bei landwirtschaftlichen Versicherungen scheint die strikte Trennung zwischen Marktunvollkommenheiten und Verzerrungen bzw. Divergenzen neu zu sein. Zwar analysieren SIAMWALLA und VALDES (1986) Versicherungs- und Produktmarkt gekoppelt und lehnen Subventionen für Ertragsversicherungen im Regelfall ab, weil auf dem Markt für landwirtschaftliche Güter dadurch kein Wohlfahrtsgewinn zu erzielen sei. Sie stellen aber nicht die Frage, ob es institutionelle Arrangements für Ertragsversicherungen geben kann, die öffentlich günstiger bereitgestellt werden können als privat.

Die Modellierung des Marktes für den Austausch landwirtschaftlichen Produktionsrisikos erfolgte bereits in den grundlegenden Arbeiten von AHSAN et al. (1982), NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989). Allen ist gemeinsam, dass sie sich auf den Einfluss von moral hazard und/oder adverser Selektion beschränken. Im Gegensatz zum vorliegenden Kapitel berücksichtigen sie weder systemisches Risiko noch Verzerrungen auf dem landwirtschaftlichen Produktmarkt. Lediglich AHSAN et al. (1982) versuchen, eine über den Risikoaustausch hinausgehende Wohlfahrt zu maximieren, wenn sie Produktionsanpassungen erlauben. Sie setzen diese Wohlfahrt aber gleich mit dem erwarteten landwirtschaftlichen output. So schließen sie nicht nur Verzerrungen auf diesem Markt aus, sondern nehmen wie auch NELSON und LOEHMAN (1987) Risikoneutralität für die Gruppe der Nichtlandwirte an.

Eine neuere Richtung in der agrarökonomischen Literatur beschäftigt sich detaillierter als die vorgenannten Arbeiten mit speziellen Versicherungsproblemen, wie Regionsversicherungen (MAHUL (1999), BOURGEON und CHAMBERS (2003)) oder verbundenen Risiken (MAHUL (2001), MAHUL und WRIGHT (2003)), für die notwendige Eigenschaften der optimalen Kontraktspezifikationen abgeleitet werden. Es werden unter den Bedingungen der Marktunvollkommenheiten Eigenschaften von second-best-Kontrakten abgeleitet. Es wird aber im Gegensatz zur vorliegenden Arbeit nicht die ordnungspolitische Frage gestellt, wie diese Kontrakte umgesetzt werden sollten.

MAHUL (1999) entwickelt einen Optimalkontrakt für eine Versicherung, die auf der individuellen Korrelation des Hofertrages mit dem Regionalertrag basiert. Eine solche Versicherung gilt – wie in Kapitel 3.2 beschrieben – im allgemeinen als wenig anfällig gegen Informationsasymmetrien. Da MAHUL (1999) Transaktionskosten, Informationsasymmetrie und Produktionsanpassungen ausschließt, kritisieren BOURGEON und CHAMBERS (2003) (BC)

seine Ergebnisse. BC argumentieren,²¹ dass Transaktionen Fixkosten verursachen und Informationsasymmetrie auch bei Regionsversicherungen besteht. Die Aufteilung der Fixkosten kann u.U. die nachgefragte Deckung der Landwirte mit niedrigen Risiken so weit senken, dass sie vielleicht keine Versicherung mehr abschließen. Die Fixkosten müssten dann auf weniger Versicherte umgelegt werden. Die Gleichgewichtsmenge sinkt weiter, und ein Prozess ähnlich der adversen Selektion könnte so in Gang gesetzt werden. Die praktische Relevanz dieser Möglichkeit ist aber noch nicht beleuchtet worden. Da das Wissen über das optimale Kontraktdesign einer Regionsversicherung daher noch nicht als gesichert gelten kann und die Problemstellung beider Analysen für die hier betrachtete Fragestellung als zu eng gelten muss, wird ihrem Ansatz nicht gefolgt.

MAHUL (2001) erarbeitet Bedingungen für einen Versicherungsvertrag, der nur eine Ursache des Produktionsrisikos abdeckt. Dieser Ansatz ist wertvoll, da mit einer Versicherung, die auf die Übernahme jedes einzelnen Risikos verzichtet, etliche Probleme der Informationsasymmetrie reduziert werden können. Zusammen mit WRIGHT erarbeitet MAHUL (2003) auch Vertragseigenschaften für die Versicherung von Erlösen. Da sowohl die Aufnahme des Preisrisikos und seine Kombination mit dem Ertragsrisiko als auch die Verteilung des Produktionsrisikos auf zwei Schadensursachen die Analyse deutlich erschweren und für eine grundlegende Arbeit über die Ineffizienzen auf dem Markt für Ertragsversicherungen wenig zusätzliche Erkenntnisse erwarten lassen, wird auch diesen beiden Ansätzen nicht gefolgt.

Dennoch werden viele Annahmen in der folgenden Analyse getroffen, die ähnlich in den letztgenannten Arbeiten zu finden sind. Diese Übereinstimmungen, aber auch die Unterschiede mit den erwähnten Arbeiten, werden im Verlaufe des Kapitels diskutiert.

4.1 Voraussetzungen für effiziente Staatseingriffe

In diesem Kapitel werden Bedingungen erarbeitet, die für wohlfahrtserhöhende Staatseingriffe auf dem Markt für landwirtschaftliche Ertragsversicherungen gelten müssen. Dazu wird das Konzept der Marktineffizienz vorgestellt und auf den Markt landwirtschaftlicher Ertragsversicherungen bezogen. Erst werden allgemein Marktineffizienzen auf Versicherungsmärkten diskutiert und anschließend Divergenzen in den Transaktionskosten, die mit der Versicherung anfallen. Die Divergenzen können durch Informationsasymmetrien hervorgerufen werden. Die Transaktionskosten werden auf einem separaten Markt für komplementäre Güter betrachtet. In den beiden Folgekapiteln werden zunächst der Markt für Risikoaustausch und der Markt für komplementäre Güter modelliert und mögliche Ineffizienzen auf beiden Märkten diskutiert.

²¹ Für eine detailliertere Darstellung der Diskussion wird auf Seite 22 verwiesen.

Marktineffizienzen auf Versicherungsmärkten

Die meisten Märkte sind nicht annähernd vollkommen im Sinne der neoklassischen Theorie. Das private und soziale Optimum kann unter diesen Umständen voneinander abweichen. Eingriffe in das Marktgeschehen würden dann die Wohlfahrt der Gesellschaft erhöhen, wenn folgende Bedingungen erfüllt sind.

I. Es liegt mindestens eine Divergenz oder Verzerrung vor.

II. Es existiert ein Gleichgewicht zwischen sozialer Nachfrage und sozialem Angebot.

III. Der Nutzen des Eingriffs ist höher als seine Kosten.

Wenn diese Bedingungen eingehalten werden, würde ein Staatseingriff²² die Wohlfahrt erhöhen, und der Markt wäre ohne Eingriff ineffizient (z.B. ARNOTT und STIGLITZ (1990)). Marktineffizienz ist somit eine notwendige und hinreichende Bedingung für einen Staatseingriff. Das vorliegende Unterkapitel soll helfen, Ineffizienzen auf dem Markt für Ertragsversicherungen aufzuspüren bzw. hypothetische Gründe für Ineffizienzen zu prüfen.

Norm der Wohlfahrtserhöhung

Als Wohlfahrtserhöhung werden hier tatsächliche Pareto-Verbesserungen verstanden (ARNOTT und STIGLITZ (1990)).²³ Liegt kein Risiko vor und haben alle Personen einen positiven Grenznutzen des Einkommens, ist die Erhöhung des Volkseinkommens eine hinreichende Bedingung für eine potenzielle Pareto-Verbesserung. Dann muss nur noch ein hinreichend kostengünstiger Kompensationsmechanismus gefunden werden, damit sich die Verlierer in der neuen Situation nicht schlechter stellen und aus der potenziellen Pareto-Verbesserung eine tatsächliche Pareto-Verbesserung wird.

Potenzielle Pareto-Verbesserungen reichen allerdings auf Versicherungsmärkten nicht aus, da Risikoaversion berücksichtigt werden muss und Informationsasymmetrien vorliegen können. Die Entscheidung zwischen zwei risikobehafteten Alternativen A und B kann bei unterschiedlicher Risikoaversion zweier Personen 1 und 2 unterschiedlich ausfallen. A sei riskanter als B, und A führe zu einem höheren erwarteten Einkommen als B. Wenn der Unterschied in der Risikoaversion nicht bekannt ist, kann nicht sicher gesagt werden, für welche Alternative sich 1 und 2 entscheiden würden. Zudem kann ihre Entscheidung unterschiedlich ausfallen.

Wird unterstellt, dass A die Situation eines Politikeingriffs darstellt, bei dem 1 und 2 als Teil der Gesellschaft gezwungen werden, einen Teil des Produktionsrisikos von Landwirten gegen eine politisch festgelegte, einheitliche Prämie zu übernehmen. Da die Risiko-

²² Es wird angenommen, dass der Staatseingriff optimal umgesetzt wird. Eine Diskussion von Politikversagen würde den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen.

²³ Häufig ist es hinreichend, sich bei solchen Kosten-Nutzen-Überlegungen auf potenzielle Pareto-Verbesserungen zu konzentrieren. Allerdings wird sich im weiteren Verlauf zeigen, dass auf Versicherungsmärkten unter Umständen kein Kompensationsmechanismus gefunden werden kann, der aus einer potenziellen Pareto-Verbesserung eine tatsächliche Pareto-Verbesserung macht (siehe PAULY (1974)).

präferenzen von 1 und 2 nicht bekannt sind, kann nicht geklärt werden, ob sich 1 und 2 durch den Politikeingriff besser stellen oder ob sie über die Prämie hinaus kompensiert werden müssen. Da sich die risikofreudigere Person möglicherweise besser stellt und die stärker risikoaverse Person schlechter, kann auch über demokratische Wahlen kein hinreichender Kompensationsmechanismus sichergestellt werden. Wenn die risikofreudigeren Personen in der Mehrheit sind, erscheint eine Kompensation für die risikoaversen Mitglieder der Gesellschaft unwahrscheinlich. Letztere würden Verlierer der gesellschaftlichen Risikoübernahme bleiben.

Ein Kompensationsmechanismus ist bei unterschiedlichen Risikopräferenzen demnach nur schwer zu finden und umzusetzen, weil das Ausmaß der Risikoaversion, das die Höhe der Kompensation mitbestimmen würde, unbekannt ist. Hinreichend wäre für die Kompensation die maximale Risikoaversion anzunehmen. Gewinner und Verlierer, oder mit anderen Worten, Zahlende und zu Kompensierende, müssten aber auch anhand der Risikoaversion identifiziert werden. Da die individuelle Risikoaversion nicht objektiv erkennbar ist, kann aber keine Trennung in Gewinner und Verlierer vorgenommen werden. Der Kompensationsmechanismus kann daher erschwert oder unmöglich gemacht werden, weil die Gewinner der Regelung wegen Informationsasymmetrien nicht identifizierbar sind und keinen Anreiz haben, sich selbst zu erkennen zu geben.

Aus diesen Überlegungen werden die oben beschriebenen Bedingungen für das Vorliegen einer Marktineffizienz wie folgt zu Bedingungen für einen effizienten Staatseingriff erweitert.

I. Es liegt mindestens eine Divergenz oder Verzerrung vor.

II. Es existiert ein Gleichgewicht zwischen sozialer Nachfrage und sozialem Angebot.

III. Die Verlierer des Eingriffs werden hinreichend kompensiert.

IV. Der Nutzen des Eingriffs ist höher als seine Kosten und die der Kompensation.

Begriff der Marktineffizienz

Zunächst werden einige Begriffszusammenhänge anhand der Abbildung 4.1 definiert, um den Terminus der Marktineffizienz einordnen zu können. Unter Marktunvollkommenheit wird eine Verletzung der Homogenitätsbedingungen oder eine Verletzung der Annahme der vollständigen Information auf einem Markt 1 verstanden. Aus einer solchen Verletzung muss allerdings keine Divergenz zwischen der sozialen und der privaten Angebots- oder Nachfragefunktion folgen. Eine Divergenz auf Markt 1 kann auch durch Divergenzen auf einem Markt 2 hervorgerufen werden.

Selbst wenn ein soziales Gleichgewicht existiert und eine Divergenz vorliegt (Bedingungen I und II), folgt nur dann Marktineffizienz, wenn Bedingungen III und IV erfüllt sind; nämlich wenn z.B. auf Markt 1 in Abbildung 4.1 gezeigt werden kann, dass ein Eingriff existiert, der unter Berücksichtigung der Transaktionskosten zu einer Pareto-Verbesserung führt (ARNOTT

Divergenzen auf dem Markt für komplementäre Güter

Die auf Informationsasymmetrie und Unkenntnis beruhenden Unvollkommenheiten auf Versicherungsmärkten sind zunächst einmal als technologisches Phänomen hinzunehmen. Es bleibt dem Einfallsreichtum der Versicherer überlassen, Technologien oder institutionelle Arrangements zu entwickeln, die die Folgen der Unvollkommenheiten begrenzen. Den Versicherungsunternehmen und z.T. auch den Versicherten entstehen dadurch Kosten, die sogenannten Transaktionskosten. Sie werden in der vorliegenden Arbeit als die Kosten komplementärer Güter verstanden, die verbraucht werden, um den Risikoaustausch zu realisieren. Wenn das Angebot auf dem Markt für diese Güter sozial optimal ist und auch die private Nachfrage der sozialen entspricht, liegt auf dem Markt der komplementären Güter keine Divergenz vor. Dann verursachen die Marktunvollkommenheiten auf dem Risikomarkt auch keine Ineffizienzen, obwohl sie natürlich keine first-best Szenarien widerspiegeln.

Daher erscheint es – wie bereits beschrieben – sinnvoll, nicht nur zwischen Divergenzen bzw. Verzerrungen und Marktunvollkommenheiten zu trennen, sondern auch zwischen dem eigentlichen Markt des Risikoaustauschs, der in Kapitel 4.2 modelliert wird, und dem Markt der komplementären Güter zu unterscheiden (Kapitel 4.3).²⁵

Die Marktunvollkommenheiten auf dem Versicherungsmarkt können aber auch zu Divergenzen auf dem Markt der komplementären Güter führen, weil z.B. moral hazard zwischen Versicherten und Versicherung Transfers hervorrufen kann, die jede Marktseite zu ihren Gunsten beeinflussen möchte. Da eine solche Beeinflussung aber fast immer Faktoren mit sozialen Opportunitätskosten beansprucht, ohne dass ein sozialer Nutzen entsteht, verringert sich die gesellschaftliche Wohlfahrt. Eine Gesellschaft würde daher u.U. ein höheres Maß an moral hazard akzeptieren als eine Versicherung.

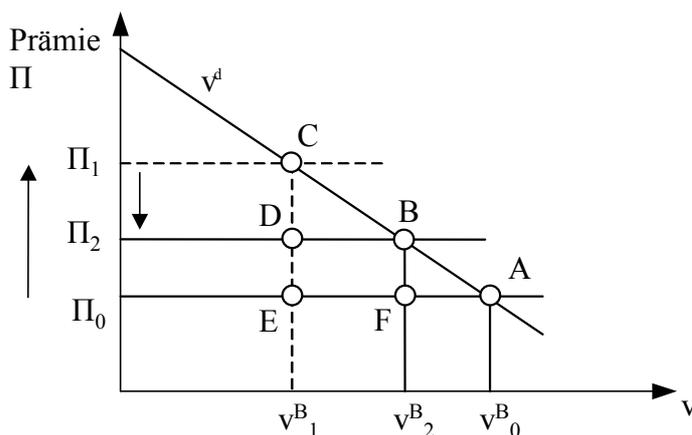
Dieser Zusammenhang soll im Folgenden genauer beleuchtet werden. Wir betrachten einen Versicherungsmarkt, auf dem einige Nachfrager A moral hazard Verhalten an den Tag legen. Zur Veranschaulichung von moral hazard wird Betrug gewählt. Die übrigen Nachfrager werden mit B gekennzeichnet. In Abbildung 4.2 fragen A und B mit der Funktion v^d Versicherungsschutz v nach. Es handelt sich hier nicht um die Versicherungsdeckung, die den Anteil des Schadens beschreibt, den eine Versicherung im Schadensfall ausgleicht. Versicherungsschutz stellt hier genau das Risiko dar, das in die Nutzenfunktion der Menschen eingeht. Der Schnittpunkt der Nachfragekurve mit der Abszisse sei das Risiko, dem die Nachfrager ohne Versicherung ausgesetzt sind. Wenn Nachfrager Versicherungsschutz kaufen, übertragen sie Risiko von sich auf die Anbieter des Versicherungsschutzes und müssen dafür eine Prämie Π bezahlen.

²⁵ Ähnlich geht STRASSL (1988, S. 30) vor, der Versicherung als „Handel mit bedingten Ansprüchen“ formuliert und nicht als „Produktion eines Gutes ‚Sicherheit‘, die mit einem Ressourcenverzehr verbunden ist“. Allerdings bearbeitet er fast ausschließlich den Aspekt des Risikohandels bzw. des Risikoaustauschs. Auf den Produktionsaspekt, also die Verwendung der komplementären Güter, geht er nur am Rande ein.

Die Nachfrage verläuft fallend, weil die Nachfrager durch die Versicherung Produktionsrisiko abgeben. Wenn man davon ausgeht, dass das Risiko der Produktion mit dem Produktionsumfang steigt, führt die Versicherung zu einer Mehrproduktion, weil sie das Grenzrisiko der Produktion vermindert. Wenn dazu steigende Grenzkosten der Produktion angenommen werden, sinkt der Grenzdeckungsbeitrag der Produktion mit ihrem Umfang. Damit sinkt auch der Grenznutzen zusätzlicher Risikoabgabe, weil die Produktionsausweitung immer teurer wird.

Wenn konstante absolute Risikoaversion der Versicherer angenommen wird, verläuft die Angebotskurve auf dem Risikomarkt horizontal. Daraus folgt, dass sämtliche Kosten für komplementäre Güter auf die Versicherungsnehmer überwält werden müssen. Gäbe es kein moral hazard, würde der Nachfrager in Abbildung 4.2 nur die Risikoprämie (= Prämie ohne Transaktionskosten) Π_0 an die Versicherung zahlen müssen und dafür den Versicherungsschutz v^{B_0} erhalten.

Abbildung 4.2 Markt für Risikoaustausch ohne Transaktionskosten

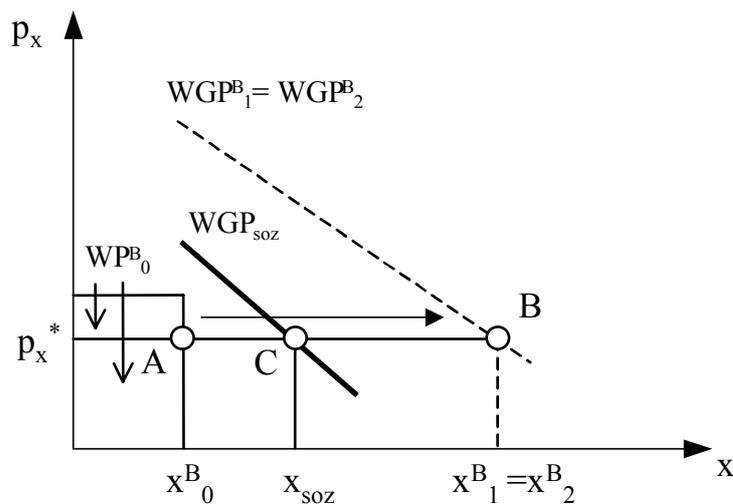


Eigene Darstellung

Die Kosten für komplementäre Güter müsste er wegen der Überwälzung vollständig allein tragen. Er fragt in Abbildung 4.3 die Menge zum Preis p^*_x auf dem Markt für komplementäre Güter nach. Der Gleichgewichtspunkt A ergibt sich aus dem exogenen Preis²⁶ der Güter und der Menge x^{B_0} , wenn die Kosten für diese Güter für den Versicherungsnehmer niedriger sind als der Nutzen der Risikoabgabe minus Prämienzahlung Π . Dabei wird angenommen, dass der Versicherungsnehmer mindestens die Menge x^{B_0} an komplementären Gütern aufwenden muss, um einen Versicherungsvertrag unabhängig von der Höhe der Versicherungsdeckung abschließen zu können. Das Wertprodukt dieser Güter (die Summe der beiden Rechtecke links am Punkt A in Abbildung 4.3) entspricht der Konsumentenrente auf dem Risikomarkt. WP^{B_0} kennzeichnet das Wertgrenzprodukt der Nachfrager B, wenn kein moral hazard vorliegt.

²⁶ Es handelt sich hier um Güter und Dienstleistungen, z.B. für Informationsbeschaffung oder Bürobedarf und -tätigkeiten, die auch von anderen Sektoren der Volkswirtschaft in großem Umfang nachgefragt werden.

Abbildung 4.3 Nachfrage der ehrlichen Versicherungsnehmer nach komplementären Gütern

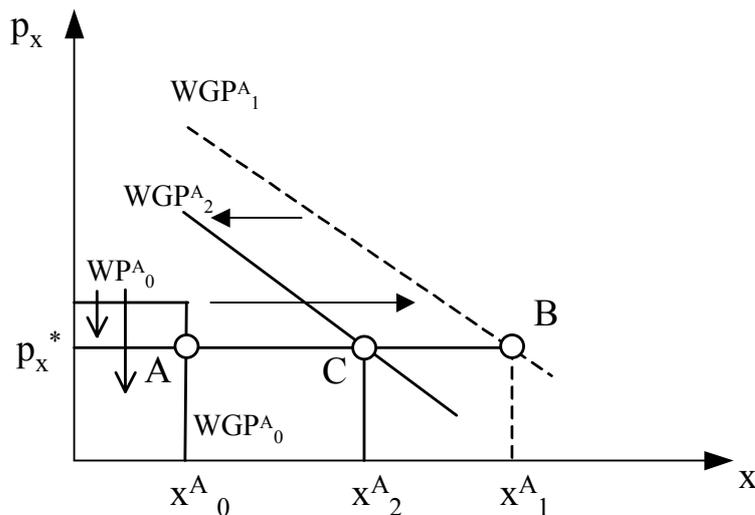


Eigene Darstellung

Wenn aber moral hazard vorliegt, haben die Nachfrager A einen Anreiz, zusätzliche Güter nachzufragen, um z.B. einen Versicherungsbetrug planen und durchführen zu können. Wegen des moral hazard haben sie zusätzlich zu WP^{A_0} noch eine Wertgrenzproduktivitätskurve WGP^{A_1} in Abbildung 4.4. WGP^{A_1} beginnt erst bei x^{A_0} , weil die Kosten des Versicherungsabschlusses unabhängig von moral hazard Aktivitäten sind. WGP^{A_1} beschreibt für die Personen A den Grenznutzen der über x^{A_0} hinausgehenden Güter. Diese Güter werden benötigt, um zu betrügen. Der Anstieg des privaten Nutzens für die Personen A ist aber nur auf Transfers zurückzuführen, stiftet also keinen sozialen Nutzen.²⁷ Deshalb sind die Kosten der komplementären Güter für Betrug ($x^{A_1} - x^{A_0}$ multipliziert mit p_x^*) Wohlstandsverlust. Allerdings werden die Nachfrager B reagieren, weil in Abbildung 4.2 die von ihnen zu zahlende Prämie wegen der Überwälzung auf Π_1 steigt. Es liegt also ein spieltheoretisches Problem vor, oder in den Worten CHAMBERS' (1989, S. 606): „the insurer is gambling with a farmer who knows the odds of the game that remain hidden from the insurer.“

²⁷ Verteilungsaspekte seien hier ausgeschlossen.

Abbildung 4.4 Nachfrage der betrügenden Versicherungsnehmer nach komplementären Gütern



Eigene Darstellung

Wenn bekannt ist, dass die Prämienhöhung durch moral hazard zustande kommt, haben die Nachfrager B (oder die Versicherer) einen Anreiz, Maßnahmen gegen moral hazard nachzufragen. Zu ihrem WP^{B_0} in Abbildung 4.3 kommt das Wertgrenzprodukt der Gegenmaßnahmen WGP^{B_1} . Spieltheoretisch ausgedrückt, sind die WGP^{B_1} die Beste-Antwort-Funktionen der Nachfrager B bzw. der Versicherer bedingt auf x^A . Durch z.B. schärfere Kontrollen der Versicherung sinkt das Wertgrenzprodukt der „Betrüger“ auf WGP^{A_2} . Denn auch ihre Beste-Antwort-Funktionen sind auf den Umfang der komplementären Güter der anderen Marktteilnehmer x^B bedingt. Sie würden weniger betrügen. Ihre nachgefragte Menge nach komplementären Gütern sinkt um $x^{A_1} - x^{A_2}$. Damit würde der Nutzen der Gegenmaßnahmen sinken. Die Prämie würde sich auf Π_2 reduzieren. Unter gemischten Strategien²⁸ der Spieler kann sich ein Gleichgewicht zwischen Betrugsversuchen und Betrugsbekämpfung einstellen. In den Abbildungen wird angenommen, dass die mit dem Subskript „2“ gekennzeichneten Funktionen und Werte ein solches Gleichgewicht widerspiegeln.

Der Wohlstandsverlust des moral hazard setzt sich in diesem Fall aus den Kosten der Betrugsmaßnahmen und den Kosten der Gegenmaßnahmen $((x^{A_1} - x^{A_0}) + (x^{B_1} - x^{B_0}))$ multipliziert mit p^* plus dem Allokationsverlust auf dem Risikomarkt (Fläche ABF) zusammen. Wenn allerdings kein Gleichgewicht zustande kommt, der Markt also zusammenbricht, entspricht der Wohlstandsverlust der Konsumentenrente in Abbildung 4.2 abzüglich der Transaktionskosten für den Versicherungsabschluss (Summe $x^{A_0} + x^{B_0}$ multipliziert mit p^*). Die Maßnahmen gegen moral hazard haben daher ein positives soziales Wertgrenzprodukt, nämlich die (marginale) Verminderung des Allokationsverlustes

²⁸ Bei gemischten Strategien ist einem Spieler nicht die optimale Antwort des Gegenspielers bekannt. Der Spieler berücksichtigt daher mehrere mögliche Reaktionen des Gegners, die er mit subjektiven Wahrscheinlichkeiten gewichtet.

auf dem Risikomarkt. In Abbildung 4.3 wird angenommen, dass das Wertgrenzprodukt WGP_{soz} fallend verläuft.²⁹

In Abbildung 4.3 ist zudem eine negative Divergenz in der Nachfrage nach den Maßnahmen gegen moral hazard dargestellt. Es wird zuviel gegen moral hazard unternommen, weil der Allokationseffekt vollständig in das private Nutzenkalkül einbezogen wird und der Transfereffekt noch hinzukommt. Wenn man die Kosten der Betrugsmaßnahmen berücksichtigt, vermindert sich die negative Divergenz der Bekämpfungsmaßnahmen. Denn die Kosten senken den Anreiz für Betrug und damit die Wohlstandsverluste der Betrugsmaßnahmen. Doch da die Kosten der Betrugsmaßnahmen den Transfereffekt nicht übersteigen können, bleibt auch die negative Divergenz in der Nachfrage nach Maßnahmen gegen moral hazard.

Bei den hier gewählten Annahmen könnte sich die Gesellschaft also im Sinne einer Erhöhung des Volkseinkommens besser stellen, wenn sie gegenüber dem privaten Gleichgewicht weniger gegen moral hazard unternähme. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass eine Pareto-Verbesserung wahrscheinlich nicht möglich ist, weil die Gewinner der Regelung nicht eindeutig identifiziert werden können, um den Verlierern eine Kompensation zu zahlen. Es ist nur eine Identifikation über die Versicherungsschäden möglich. Dann könnte eine Steuer von den Geschädigten erhoben werden. Da aber diese Entschädigung den erwarteten Versicherungsschutz der Nachfrager reduziert, hat der Kompensationsmechanismus Einfluss auf die Allokation des Risikomarktes. Damit vermindert die Kompensation den gesellschaftlichen Wohlstandsgewinn und kann ihn u.U. vollständig aufzehren.

Wenn eine steigende Angebotskurve in Abbildung 4.2 angenommen wird, könnten die Transaktionskosten nicht mehr vollständig auf die Versicherungsnehmer überwältigt³⁰ werden, weil jede Preiserhöhung einen Mengeneffekt nach sich zieht. Die Versicherer verlieren, weil die Produzentenrente abzüglich der gestiegenen Transaktionskosten niedriger ist als vor einem Anstieg der Transaktionskosten.³¹ Entgegen den obigen Annahmen sorgt der Wettbewerbsmechanismus jetzt dafür, dass der Verlust an Konsumentenrente nicht mehr vollständig bei der Kalkulation der Maßnahmen gegen moral hazard berücksichtigt wird.³² Das heißt, dass die Unternehmen einen Teil der Allokationsverluste unberücksichtigt lassen. Es kann der Fall eintreten, dass in diesem Fall aus gesellschaftlicher Sicht zu wenig gegen moral hazard unternommen wird, weil der verbleibende Nutzen der Bekämpfungsmaßnahmen für die Unternehmen nicht mehr größer sein muss als der gesellschaftliche Nutzen. Wir erhalten eine steigende Angebotskurve, wenn wir heterogene Risikopräferenzen innerhalb der Gesellschaft annehmen.

²⁹ Der Verlauf von WGP_{soz} hängt insbesondere von der Bekämpfungstechnologie gegen moral hazard ab.

³⁰ Es sei denn, die Nachfrage auf dem Risikomarkt verläuft vollkommen unelastisch.

³¹ Der Anstieg der Produzentenrente, der aus dem Anstieg des Preises resultiert, reicht nicht um die zusätzlichen Transaktionskosten zu decken.

Was für ein Eingriff kann in diesem Fall die Markteffizienz erhöhen? Da die Ursache in der Marktunvollkommenheit besteht, sollte dort angesetzt werden und nicht an der Divergenz, weil aus sozialer Sicht in einer Situation zuviel Faktoren und in einer anderen Situation zu wenig Faktoren gegen moral hazard aufgewendet werden. Trotzdem kann ein und derselbe Eingriff in beiden Situationen optimal sein, wenn er an der Marktunvollkommenheit und nicht an der Divergenz ansetzt. So sollte den Versicherungen z.B. der Austausch von Erfahrungen mit individuellen Versicherten erlaubt sein. Würde an der Divergenz zwischen dem sozialen und privaten Wertgrenzprodukt der komplementären Güter angesetzt, müssten einmal Subventionen gezahlt und ein anderes Mal Beschränkungen auferlegt werden. Von einem solchen Vorgehen wird abgeraten, da die komplementären Güter auch von anderen Wirtschaftssubjekten zu anderen Zwecken nachgefragt werden und weil auch empirisch nicht immer klar ist, ob wir uns in einer Situation mit zuviel oder zuwenig Nachfrage nach diesen Gütern befinden.

Durch die Trennung der Märkte können wir weitere Besonderheiten betrachten. Informationen für Versicherungen können den Charakter eines öffentlichen Gutes haben oder zumindest kann ihre Verbreitung verschwindend geringe soziale Grenzkosten verursachen. Sowohl das Generieren von Information als auch ihre Verbreitung beanspruchen die oben angesprochenen komplementären Sach- und Dienstleistungen. Wenn auf deren Markt z.B. externe Effekte auftreten, ist es wahrscheinlich effizienter, dort einzugreifen als auf dem Versicherungsmarkt, auf dem die Informationen benötigt werden. So erscheint es intuitiv sinnvoller, beim Vorliegen von echter Unsicherheit für Versicherungen eher neue Technologien der Informationsbeschaffung zu fördern als die Prämien zu subventionieren.

4.2 Modell des Marktes für Ertragsversicherungen

In diesem Kapitel wird der Markt des Risikoaustauschs modelliert und ein langfristiges Gleichgewicht abgeleitet.³² Es wird angenommen, dass keine Transaktionskosten vorliegen. Sie werden im Kapitel 4.3 ausführlich behandelt. Nachdem die Verhaltensannahmen der Landwirte und der versichernden Personen (=Eigentümer der Versicherungsunternehmen) sowie die Technologie der landwirtschaftlichen Produktion definiert werden, werden Angebot und Nachfrage in separaten Abschnitten betrachtet, die sich wiederum in eine Herleitung der Funktion und eine Diskussion über mögliche Ineffizienzen auf dieser Marktseite gliedern. Kurze Bemerkungen zum Gleichgewicht auf diesem Markt schließen das Kapitel ab. Danach wird in Kapitel 4.3 der Markt der komplementären Güter analysiert.

³² Der Anreiz der Nachfrager, durch eigene Handlungen die Informationsasymmetrie zu vermindern, ist nicht entscheidungsrelevant. Signaling u.ä. der Versicherten soll nicht möglich sein, weil sonst das moral hazard Problem nicht mehr bestünde und weil signaling in der landwirtschaftlichen Realität nur begrenzt umsetzbar erscheint.

³³ Deshalb werden Einführungsprobleme für eine Versicherung nur in der Diskussion behandelt, aber nicht explizit modelliert.

4.2.1 Vorgehen und Modellannahmen

Vorgehensweise

Es wird ein Marktmodell entwickelt, das die pareto-effiziente Übernahme von landwirtschaftlichem Produktionsrisiko durch Nichtlandwirte beschreibt. Wie bereits in Kapitel 4.1 dargelegt, soll der Austausch von Risiko gedanklich von den Marktunvollkommenheiten getrennt werden. Es sollen daher auf dem Markt des Risikoaustauschs keine Informationsasymmetrien vorliegen, sondern lediglich unvollständige Informationen über zukünftige Ereignisse. Wie oben dargelegt, wird der Markt für komplementäre Güter separat in Kapitel 4.3 diskutiert.

Die Annahmen der minimalen Unvollkommenheit für einen Referenzmarkt finden sich für landwirtschaftliche Ertragsversicherungen auch bei AHSAN et al. (1982), NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989).

Annahmen über Verhalten und Technologie

Es wird ein Zwei-Sektoren Modell homogener, Nutzen maximierender Individuen unterstellt.³⁴ Jede einzelne Person kann entweder vollständig in der Landwirtschaft oder im zweiten Sektor arbeiten. Ihr Nutzen sei durch das Maximum der Risikonutzenfunktion, also das Maximum des entsprechenden Sicherheitsäquivalents $S\ddot{A}$ beschrieben. Dabei ist $E[\cdot]$ der Erwartungswert- und $\text{var}[\cdot]$ der Varianzoperator, Y das Einkommen einer Person, und r beschreibt eine konstante absolute Risikoaversion.³⁵

$$(4.1) \quad S\ddot{A} = E[Y] - \frac{r}{2} * \text{var}[Y] \quad \text{und} \quad S\ddot{A}^* = \max[S\ddot{A}]$$

AHSAN et al. (1982), NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) sind weniger restriktiv und maximieren den Erwartungswert einer primalen Nutzenfunktion. Auf die qualitativen Ergebnisse der Analyse hat der vereinfachte Ansatz einer Risikonutzenfunktion keinen Einfluss (siehe auch DUNCAN und MYERS (2000)). Die Ableitung einiger Ergebnisse über den Einfluss des Produktpreises und Auswirkungen auf die Produktionsmenge wären bei Verwendung einer primalen Nutzenfunktion weniger leicht und z.T. gar nicht möglich. Auch CHAMBERS (1989) nimmt in einer Modellspezifikation konstante absolute Risikoaversion an.

Später wird y das Einkommen kennzeichnen, das eine Person entweder aus der Tätigkeit Landwirtschaft oder Nichtlandwirtschaft erzielt. Die Anzahl der Landwirte betrage L , die der Nichtlandwirte N . Das Verhältnis zwischen N und L sei so, dass der Grenznutzen einer

³⁴ Homogene Individuen werden unterstellt, um sich auf die Effekte der Produktionsanpassungen und Marktunvollkommenheiten konzentrieren zu können. Heterogene Risikopräferenzen könnten u.a. dazu führen, dass die Zahl der Landwirte und Nichtlandwirte endogen wird und der Produktionseffekt unter den Landwirten unterschiedlich wäre.

³⁵ Zu dieser Form der Risikonutzenfunktion siehe z.B. ROBISON, BARRY (1987), HANF (1991), BERG (2002).

weiteren Person in beiden Sektoren identisch ist und dass N hinreichend größer als L ist. Damit muss kein Ruinrisiko der Versicherung in einer langen Phase hoher Schäden berücksichtigt werden.³⁶ Ansonsten seien die beiden Einkommen vollständig unabhängig. Als Subskripte bezeichnen L und N landwirtschaftliche bzw. nichtlandwirtschaftliche Größen.

Die Landwirte können über den positiven Erwartungswert q ihrer homogenen Produktionsmenge entscheiden. Es wird zunächst eine quadratische Kostenfunktion $K(q) = c + 0.5 a_1 q^2$ mit $\{c, a_1\} \in \mathbb{R}^+$ ohne Versicherung angenommen.^{37,38} Risikomanagement sei in den Grenzkosten berücksichtigt. AHSAN et al. (1982), NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) bestimmen nicht die optimale Produktionsmenge, sondern die optimale Inputmenge. Bei AHSAN et al. (1982) hat die Höhe der Produktion keinen Einfluss auf das Risiko. NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) nehmen mehrere Inputs an.

Die Variable \tilde{q} beschreibt die stochastische Abweichung der tatsächlichen Produktion von der geplanten mit bekannter Verteilung und vollständiger Unabhängigkeit von allen Maßnahmen des Landwirts. Es gelte lediglich in Gleichung (4.2), dass die Varianz $\text{var}[\tilde{q}]$ quadratisch mit der geplanten Produktionsmenge ansteigt bzw. dass der Variationskoeffizient k_1 konstant bleibt (vergleiche z.B. BERG (2002)).^{39,40} AHSAN et al. (1982) nehmen nur zwei mögliche Ausprägungen der stochastischen Produktion an. NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) nehmen unterschiedliche Zustände der Natur an, denen sie jeweils eine Wahrscheinlichkeit zuordnen.

$$(4.2) \quad \text{var}[\tilde{q}] = k_1 q^2 \quad ; \quad \frac{\partial \text{var}[\tilde{q}]}{\partial q} = 2k_1 q, \quad k_1 > 0$$

³⁶ Die Notwendigkeit für eine Versicherung, Eigenkapital zu halten, lässt sich z.B. nach BORCH (1990) in Modelle für Versicherungsmärkte integrieren.

³⁷ Für das Modell ist es notwendig, dass die Kostenkurve konvex verläuft.

³⁸ An dieser Stelle werden perfekte Faktormärkte für die Landwirtschaft angenommen. Unterstellt man einen imperfekten Kapitalmarkt, dessen Restriktionen für die Landwirte durch Abschluss einer Versicherung abgeschwächt werden können, steigen der private und soziale Nutzen der Versicherung.

³⁹ Die Annahme einer zumindest absolut ansteigenden Variation bei steigendem Erwartungswert wird gestützt von AUSTIN und ARNOLD (1989) für landesweiten Weizenantrag in England. WEBSTER und WILLIAMS (1989) zeigen einen simultanen Anstieg von Mittelwert und Varianz zwischen zwei Zehnjahreszeiträumen für Gersten- und Weizenanträge sowohl auf der Ebene von Betriebsgruppen als auch auf einzelbetrieblicher Ebene in Südengland. Dass FISCHBECKs (1989) ähnliche Ergebnisse für Landeserträge von Weizen und Gerste in Bayern nicht robust gegen die Wahl der Zeiträume sind, erklärt er u.a. mit dem Varianz senkenden Effekt im Zeitablauf veränderter Technologie im Pflanzenschutz. Über die Beziehung zwischen Varianz und Produktionshöhe bei konstanter Technologie trifft er keine Aussage. COFFMAN und HARGROVE (1989) kommen zu dem Schluss, dass der höhere Ertrag moderner Reissorten in Asien mit einer höheren Variabilität in den Erträgen erkauft werden muss.

⁴⁰ Ein von der Produktionsmenge unabhängiger Variationskoeffizient ist beispielsweise gegeben, wenn die Variation der Menge, bezogen auf den Faktor Boden, multiplikativ verknüpft ist. Der Faktor Boden muss dann als homogen angenommen werden. Die Annahme ist für Deutschland insofern wenig restriktiv, als dass durch eine Versicherung kaum Flächen zusätzlich in die Produktion kommen können, die bisher wegen ihres unsicheren Produktionspotenzials nicht genutzt wurden.

Aus Vereinfachungsgründen sei die Varianz für alle Landwirte gleich.⁴¹ Die Korrelation der Erträge zwischen den Landwirten sei positiv, aber nicht perfekt und zwischen allen Landwirten gleich.⁴² Die Technologie sei durch c , a_1 und k_1 hinreichend definiert. Man kann argumentieren, dass ein Landwirt diese Beziehungen für seinen Betrieb nicht genau kennen kann. Auch ist bei ökonomisch rationaler Informationsbeschaffung und Erwartungsbildung nicht auszuschließen, dass der Landwirt gar nicht versuchen wird, die Parameter auch nur annähernd abzuschätzen.⁴³ Für die Analyse hier ist hinreichend, dass der Landwirt das Vorzeichen der Größen und die Kosten bzw. Produktionsvarianz als abhängig vom geplanten output annimmt und in seiner Entscheidung berücksichtigt.

Risikomanagement als zusätzliche Entscheidungsvariable wird in einer Modellerweiterung durch die Wahl unterschiedlicher Parameter a_i und k_i berücksichtigt werden. NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) berücksichtigen dies eleganter über unterschiedliche Inputkombinationen bzw. Einsatzmengen des Inputs, um moral hazard Effekte abzubilden. Der Produktpreis p und die Kostenparameter c und a_1 werden als exogen und bekannt angenommen.

Annahmen über die Versicherung

Die Organisation der Versicherung sei ein Zusammenschluss aller Nichtlandwirte mit gleichen Anteilen zu mehreren identischen Versicherungen, damit ein Wettbewerbsgleichgewicht sichergestellt ist.^{44, 45} Transaktionskosten für komplementäre Güter⁴⁶ fallen in jeder Periode gleich an, eine Anfangsinvestition in oder vor der ersten Periode sei also nicht notwendig.⁴⁷ Der Saldo der Zahlungsströme aus Versicherungsprämien und -leistungen einer Periode werde anteilig in jeder Periode an die Nichtlandwirte ausgeschüttet bzw. von ihnen ausgeglichen. Er wirkt sich also in jeder Periode sofort und vollständig auf das Einkommen der Nichtlandwirte aus. Es gilt gemäß den obigen Annahmen, dass die Varianz

⁴¹ Hinreichend für das Modell ist, dass bei einigen Landwirten Varianz im Produktionsergebnis vorliegt. Unterschiedliche Varianzen zwischen den Landwirten würden zu unterschiedlichen Nutzen der Versicherung bei den Landwirten und zu unterschiedlichen Produktionseffekten führen. Die Richtung der Effekte würde sich aber nicht ändern.

⁴² Beispielsweise kann das Wetter in einer Periode dann unterschiedlich zwischen den Landwirten sein, die Verteilung des Wetters über die Zeit sei aber identisch.

⁴³ Aber auch für die Beziehung zwischen Varianz und Erwartungswert der Produktion sind zumindest allgemeine Informationen vorhanden. HARDAKER, HUIRNE und ANDERSON (1998) berichten in ihrem Lehrbuch von einer gemischt quadratischen Stickstoffproduktionsfunktion, die CHRISTIANSON et al. (1990) gemessen haben und deren linearer Term positiv und deren quadratischer Term negativ ist. Die Varianz hingegen steigt quadratisch mit dem Stickstoffeinsatz. ROOSEN und HENNESSY (2003) können empirisch zeigen, dass risikoneutrale Landwirte für die Maisproduktion mehr Stickstoff düngen sollten als risikoaverse.

⁴⁴ BORCH (1990) käme zur selben Eigentümerstruktur der Versicherung, wenn er identische Personen unterstellte.

⁴⁵ Die Transaktionskosten des eigentlichen Versicherungsgeschäftes und der Interaktionen zwischen Eigentümern und Geschäftsführung der Versicherungen mögen so verlaufen, dass die optimale Anzahl der Eigentümer je Versicherung hinreichend klein sei, dass ein Polypol auf dem Versicherungsmarkt sichergestellt ist.

⁴⁶ Deren Markt wird im folgenden Unterkapitel 4.3 analysiert.

⁴⁷ Dies ergibt sich aus dem Ziel, das langfristige Gleichgewicht auf dem Risikomarkt zu modellieren.

der Entschädigungszahlungen $\text{var}[\tilde{i}]$ aller L Landwirte gleich ist,⁴⁸ die Korrelationen dieser Zahlungen zwischen allen Landwirten identisch sind, cor_q betragen und dass L groß ist.

Der Versicherungsnehmer muss eine Risikoprämie $v * \pi$ an den Versicherer, in unserem Modell die Nichtlandwirte, bezahlen. Dabei bezeichnet v die Versicherungsdeckung⁴⁹ und π die Risikoprämie bei Volldeckung. Damit wird exakt der Nutzenverlust der Nichtlandwirte kompensiert, den sie durch die Übernahme des zwischen den Landwirten unkorrelierten Anteils der Ertragsrisiken erleiden.^{50, 51} Die absoluten Versicherungsentschädigungen \tilde{i}_{abs} bemessen sich dann nach

$$(4.3) \quad \tilde{i}_{\text{abs}} = \tilde{i}_{\text{phs}} * pv = \max[q_{(s)} - \tilde{q}, 0] * pv; \quad \tilde{i} = \frac{\tilde{i}_{\text{phs}}}{\text{std}[\tilde{i}_{\text{phs}}]} * pv$$

mit $q_{(s)}$ = Strike-Ertrag = Ertragsniveau, dessen Unterschreitung \tilde{i}_{phs} von der Versicherung ausgeglichen wird.⁵²

$\text{std}[\]$ = Operator der Standardabweichung.

Für die weitere Analyse werden die teilweise normierten Entschädigungen \tilde{i} verwendet (vergleiche BRUNNER (1999)). Es soll gelten $q_{(s)} < \tilde{q}_{\text{max}}$,⁵³ damit der Landwirt auch bei einer vollen Versicherungsdeckung $v = 1$ realistischer Weise nur einen Teil der Ertragsvarianz an die Versicherung abgeben kann. Ansonsten könnte er sein Einkommen vollständig fixieren und die Versicherung würde ihm in jedem Jahr, in dem er den Maximalertrag nicht erreicht, eine Entschädigung zahlen. Diese Entschädigung kann aber kleiner als die zu zahlende Prämie sein. Die Variable s ist positiv und kleiner als Eins. Sie beschreibt den Korrelationskoeffizienten zwischen \tilde{q} und \tilde{i}_{phs} und damit die Effektivität der Versicherung.

Wenn $v > 0$, muss der Landwirt zusätzlich unabhängig von der Höhe der gewählten Deckung Transaktionskosten der Versicherung zahlen, die z.B. bei Vertragsabschluss und Schadensabwicklung anfallen. Die Deckung ist beschränkt auf $1 > v_{\text{max}} \geq v \geq 0$, um einen Selbstbehalt zu ermöglichen und sicherzustellen, dass der Landwirt Versicherungsnehmer ist.

4.2.2 Angebot für Risikoübernahme

Aus den oben getroffenen Annahmen wird nun eine Angebotsfunktion für die Übernahme von Risiko abgeleitet. Anschließend wird diskutiert, ob in den Parametern der Funktion

⁴⁸ So wird implizit auch sichergestellt, dass den Versicherenden keine suboptimale Allokation der Einzelrisiken unterlaufen kann, die die Bereitschaft zu versichern, senken würde. CHAMBERS (1989) trifft die selbe Annahme, um adverse Selektion zu vermeiden.

⁴⁹ Gegenüber dem Kapitel 4.1 hat v hier eine neue Bedeutung.

⁵⁰ Wenn systemisches Risiko vorliegt, erhöht sich der Nutzenverlust für die Versicherer und die Landwirte müssen eine höhere Prämie aufwenden.

⁵¹ Würde man den Versicherungsmarkt als ein Capital Asset Pricing Modell beschreiben, müsste die Risikoprämie noch um den risikofreien Anteil der Kapitalmarktrendite erhöht werden (BORCH (1990)).

⁵² Die Variable s wird im folgenden Absatz erläutert.

⁵³ NELSON et al. (1982) setzen die Versicherungsgrenze q_s unrealistischer Weise auf den Maximalertrag.

Unvollkommenheiten oder Verzerrungen vorliegen können, die zu einer Divergenz der Angebotsfunktion führen würden.

Herleitung der Angebotsfunktion

Zunächst wird die Situation ohne Verteilung des Risikos dargestellt. Das Sicherheitsäquivalent der Nichtlandwirte ohne Versicherung $S\ddot{A}_N$ beträgt

$$(4.4) \quad S\ddot{A}_N = E[y_N] - \frac{r}{2} * \text{var}[y_N]$$

Diese Annahme weicht von der Standardliteratur ab. So nehmen in der allgemeinen Versicherungsliteratur ROTHSCILD und STIGLITZ (1976), STRASSL (1988), BORCH (1985) sowie ZWEIFEL und EISEN (2000) und in der agrarökonomischen Literatur z.B. AHSAN et al. (1982), NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) an, dass die Versichernden bzw. das Versicherungsunternehmen risikoneutral sind. Risikoneutralität wird implizit auch angenommen, wenn man eine faire Prämie annimmt, die höchstens um Transaktionskosten und Zinsen korrigiert wird (in der agrarökonomischen Literatur z.B. MIRANDA (1991), MAHUL et al. (2001) und im empirischen Teil der vorliegenden Arbeit). Im Anhang wird umfassend dargelegt, dass die Annahme risikoneutraler Versicherungsunternehmen insbesondere bei der Modellierung von Märkten unrealistischer erscheint als die Annahme der Risikoaversion.

Zusammenfassend erscheint die Annahme risikoaverser Versicherer demnach besser geeignet, einen Markt für Risikoaustausch abzubilden. BRUNNER (1999) trifft dieselbe Annahme, modelliert aber nicht die Risikoübernahme durch einen Zusammenschluss von Menschen, sondern nur den Risikoaustausch zwischen jeweils einer Person auf der Angebots- und einer Person auf der Nachfrageseite.

Wenn die Nichtlandwirte versichern, gilt für ihr Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}_N^{\text{Ins}}$

$$(4.5) \quad \begin{aligned} S\ddot{A}_N^{\text{Ins}} &= E[y_N] + \frac{L}{N} * v * \pi - \frac{r}{2} \left(\text{var}[y_N] + \frac{L}{N^2} \text{var}[\tilde{i}] \left(1 + (L-1) \text{cor}[\tilde{i}_m, \tilde{i}_k] \right) \right) \\ &\approx E[y_N] + \frac{L}{N} * v * \pi - \frac{r}{2} \left(\text{var}[y_N] + \frac{L}{N^2} p^2 v^2 (1 + L \text{cor}_q) \right) \end{aligned}$$

mit $m \neq k$ und $L * \text{cor}_q$ als systemisches Risiko.

Im Folgenden wird das „ungefähr gleich“ vernachlässigt, weil L als hinreichend groß angenommen wird. Durch Maximierung bezüglich v erhält man die in π lineare Funktion v^s aus (4.5).⁵⁴ Es handelt sich um eine Angebotsfunktion für Risikoübernahme. Transaktions-

⁵⁴ Die zweite Ableitung von (4.5) nach v ist negativ, weil der in v quadratische Term negativ ist.

kosten werden gesondert in Kapitel 4.3 betrachtet, weil angenommen wurde, dass sie unabhängig von der Höhe der Deckung anfallen.

$$(4.6) \quad \frac{\partial S \ddot{A}_N^{Ins}}{\partial v} = 0 \Rightarrow v^s = \frac{N}{rp^2(1 + L \text{ cor}_q)} \pi$$

Gleichung (4.6) gibt demnach die optimale Versicherungsdeckung v^s an, die bei einer gegebenen Prämie π angeboten wird. Die Anzahl der Versichernden, die Höhe der Risikoaversion r und des Produktpreises p und schließlich das Ausmaß des systemischen Risikos $L \cdot \text{cor}_q$ bestimmen die Höhe des Angebots. Die ökonomische Bedeutung erschließt sich leichter, wenn man (4.6) nach π umstellt und mit v^s multipliziert.

$$(4.7) \quad v^s \pi = \frac{rp^2 v^{s2} + rp^2 v^{s2} L \text{ cor}_q}{N}$$

Dann bedeutet die Zahlung $v^s \cdot \pi$ des Versicherten einen Nutzenverlust, der dem Nutzenverlust der Risikoübernahme des Versichernden entspricht. Der Nutzenverlust des Versichernden teilt sich auf in den Nutzenverlust des Risikos der Entschädigungszahlungen $r \cdot p^2 \cdot v^{s2}$ plus dem Nutzenverlust durch das systemische Risiko $r \cdot v^{s2} \cdot p^2 \cdot L \cdot \text{cor}_q$, jeweils auf die Zahl der Versichernden umgelegt. Die Zahl der Landwirte spielt außer beim systemischen Risiko keine Rolle, weil den Versichernden konstante absolute Risikoaversion unterstellt wird.

Ineffizienzen auf der Angebotsseite

Eine Divergenz mit zu wenig Versicherungsangebot aus (4.6) kann ceteris paribus vorliegen, wenn der gesamtwirtschaftliche Schattenpreis für landwirtschaftliche Produkte oder die Korrelation der versicherten Risiken (entspricht dem systemischen Risiko) sozial niedriger als privat ist. Divergenzen in der Zahl der Personen N und L sind offensichtlich nicht möglich. Divergenzen in der Risikoaversion sind nicht möglich, weil es sich um den Ausdruck einer individuellen Präferenz handelt.

Landwirtschaftlicher Produktpreis

Wenn der Produktpreis sinkt, sinkt auch die Prämie (Gleichung (4.6)), weil ceteris paribus die Bereitschaft steigt, Versicherung anzubieten. Dieser Effekt wird bei der Nachfrage durch eine höhere Bereitschaft, eine Einheit zusätzliche Versicherungsdeckung nachzufragen, teilweise kompensiert. Denn das Quadrat des Produktpreises taucht auch in der Nachfragefunktion (4.10) auf.

Systemisches Risiko

Innerhalb dieses Modells kann im systemischen Risiko keine Divergenz vorliegen, da das systemische Risiko zwischen den Landwirten eine rein technische Größe ist und annahmegemäß keine Korrelation zwischen den landwirtschaftlichen und nichtlandwirtschaftlichen Einkommen besteht. Eine mögliche Korrelation dieser beiden Einkommensarten kann solange nicht zu einer Divergenz führen, wie eine Diversifikation zwischen den Einkommensquellen privat effizient ist. So könnte eine Kombination der Einkommen innerhalb einer Familie denkbar sein (Nebenerwerbslandwirte).

Sobald die nichtlandwirtschaftlichen Risiken privat versicherbar sind, führt der Diversifikationseffekt durch die Aufnahme der Landwirtschaft in die Versicherung privat zum selben Nutzengewinn wie sozial. Natürlich können Divergenzen in den Transaktionskosten dieser Diversifikation vorliegen, die einen öffentlichen Eingriff effizient erscheinen lassen. Dieser Aspekt wird auf dem Markt der komplementären Güter im Unterkapitel 4.3 untersucht.

Wenn also in einem Mehr-Sektoren-Modell ein Diversifikationseffekt zwischen privaten Risiken nicht ausreicht, um die Kosten von Informationsasymmetrien und Einführungsproblemen zu kompensieren, kommt die Diversifikation privat nicht zustande. Da jedoch die positive Externalität, nämlich der Diversifikationseffekt, nur auf die Kombination der Risiken und nicht darüber hinaus wirkt, kann ein Staatseingriff aufgrund des Risikos oder der Diversifikation an sich nicht gerechtfertigt sein.

Bisher wurden nur private Risiken oder ihre Kombination angenommen in dem Sinn, dass ihr Eintreffen oder Ausbleiben keine externen Effekte hat. Es ist denkbar, dass auch öffentliche Güter in einer Gesellschaft Risiken unterworfen sind. Dann ist es denkbar, dass das Ertragsrisiko „besser“ in das Portfolio der öffentlichen Güter als in das der privat versicherten passt. Aber das setzt zwingend voraus, dass die öffentlichen Güter nicht effizient privat versichert werden können, mit anderen Worten, dass die notwendigen Informationen nur sehr teuer beschafft werden können oder dass sehr großes systemisches Risiko vorliegt. So lassen sich die Schäden eines Nuklearkrieges im Allgemeinen privat nicht versichern. Allerdings ist der Diversifikationseffekt mit den landwirtschaftlichen Risiken unwahrscheinlich oder äußerst gering.

Die vermeintliche oder tatsächliche Existenz systemischen Risikos in der Landwirtschaft führt häufig zu der Forderung nach staatlicher Rückversicherung oder ihrer Subvention (MEUWISSEN, HUIRNE, HARDAKER (1999); MEUWISSEN, HUIRNE, SKEES, (2003)). Eine höhere Kreditwürdigkeit und Risikodiversifikation des Staates wird vorgebracht, die eine „ökonomischere“ (MEUWISSEN et al. (2003)) Rückversicherung ermöglichen sollen. Dagegen bringen FROOT et al. (1995) vor, dass die Übernahme von Katastrophenrisiken unkorreliert zu wichtigen Kapitalmärkten sei, Diversifikation also möglich erscheint. Konsequenterweise müsste bei Richtigkeit der „ökonomischeren“ (MEUWISSEN et al. (2003)) staatlichen Rückversicherung sämtliche private Rückversicherung durch öffentliche ersetzt werden,

wenn die Transaktionskosten gleich sind.⁵⁵ Der Pool der (rück-)versicherten Risiken wäre dann analog zum Portfolio der risikobehafteten Investitionen in einer Gesellschaft. Staatseingriffe bei Investitionen werden aber im Allgemeinen abgelehnt, gerade weil der Staat nicht besser als Private weiß, wie hoch ein Risiko tatsächlich ist. Diversifikationseffekte werden dort kaum ins Feld geführt.

GOODWIN und SMITH (1995) halten die Existenz von systemischem Risiko als Grund für Marktversagen auf Märkten für pflanzliche Ertragsversicherungen in Ländern mit gut entwickelten Kapitalmärkten ebenfalls nicht für stichhaltig, weil Rückversicherung nichts anderes ist als der Austausch bedingter finanzieller Ansprüche wie bei jedem anderen Kapitalmarktprodukt auch. Zu ergänzen ist, dass Erdbeben, Überflutungen und Wirbelstürme (rück-) versichert werden. MIRANDA und GLAUBER (1997) behaupten zwar, dass hohe systemische Risiken dieser Art weniger als in der Vergangenheit versichert würden. Dem kann jedoch eine Berechnung der SWISS RE (2002) entgegen gehalten werden, dass die Versicherungsschäden durch Naturkatastrophen 2002 weltweit 11,4 Mrd. US-Dollar betragen, sowie eine Aufstellung der MÜNCHENER RÜCK (2000), die u.a. fünf Naturereignisse aus den Jahren 1998 und 1999 aufzählt, die einzeln zu Versicherungsschäden von mindestens 960 Millionen US-Dollar führten. Eine Divergenz im systemischen Risiko erscheint demnach nicht vorhanden. Wenn man davon ausgeht, dass die Rückversicherungsunternehmen die obigen Schäden einkalkuliert hatten, scheint Kapazität für die private Rückversicherung wetterbedingten systemischen Risikos auch in der Größenordnung weniger Milliarden Dollar vorhanden.

Eine Divergenz im systemischen Risiko von Ertragsversicherungen erscheint in Ländern mit hinreichend funktionierenden Kapitalmärkten unwahrscheinlich.

4.2.3 Nachfrage nach Risikoübernahme

Aus den obigen Annahmen wird nun eine Nachfragefunktion für die Risikoübernahme abgeleitet. Wie bei der Angebotsfunktion wird geprüft, ob in den Parametern der Nachfragefunktion Marktunvollkommenheiten oder Verzerrungen vorliegen können, die zu einer Divergenz in der Nachfrage nach Risikoübernahme führen.

Herleitung der Nachfragefunktion

Intuitiv kann man sich verschiedene Effekte vorstellen, die die Nachfrage bestimmen. So kann die Versicherung das Risiko senken. Bei konvexem Verlauf der Kosten, in denen das Risiko berücksichtigt ist, steigert der Landwirt zudem seine Produktion, weil er einen Teil des Risikos nicht mehr selbst tragen muss. Der Landwirt hat die Möglichkeit, sein Produktionsverfahren zu ändern und nach Abschluss der Versicherung ein riskanteres

⁵⁵ Divergenzen in den Transaktionskosten werden auf dem Markt für komplementäre Güter analysiert (Kapitel 4.3) und gelten für Erst- wie Rückversicherungen.

Verfahren zu wählen, das aber z.B. geringere Kosten verursacht. Zunächst werden die beiden ersten Effekte berücksichtigt.

Die Risikonutzenfunktion des Landwirts ohne Versicherung beträgt

$$(4.8) \quad S\ddot{A}_L = E[y_L] - \frac{r}{2} \text{var}[y_L] = pq - K_{(q)} - \frac{r}{2} \text{var}[p\tilde{q}]$$

Mit Versicherung beträgt sein maximales Sicherheitsäquivalent

$$(4.9) \quad \begin{aligned} \max[S\ddot{A}_L^{Ins}] &= pq_{Ins}^* - K_{(q_{Ins}^*)} - v^* \pi - K^{Ins} - \frac{r}{2} \text{var}[p\tilde{q} + \tilde{i}] \\ &= pq_{Ins}^* - K_{(q_{Ins}^*)} - v^* \pi - K^{Ins} - \frac{r}{2} p^2 \left(k_1 q_{Ins}^{*2} + v^{*2} - 2v^* s \sqrt{k_1} q_{Ins}^* \right) \end{aligned}$$

mit q_{Ins}^* = optimale Produktionsmenge bei Versicherung,

v^* = optimale Versicherungsdeckung und

$s = \text{cor}[\tilde{q}, \tilde{i}_{\text{phs}}]$ ist die Korrelation zwischen Ertrag und physischer Entschädigung.

Aus der Lösung von (4.9) erhält man nach Einsetzen die Nachfragefunktion v^d nach Versicherungsdeckung (siehe Anhang Gleichungen

(4.22) und (4.23)). Sie beschreibt die marginale Nachfrage des Landwirts für Versicherungsdeckung. Es sei $rp^2 k_1 = A_1$.

$$(4.10) \quad v^d = \frac{ps\sqrt{k_1}}{a_1 + A_1(1-s^2)} - \frac{a_1 + A_1}{a_1 + A_1(1-s^2)} * \frac{\pi}{rp^2}$$

Aus den zweiten Ableitungen und der Hesseschen Determinante D_{Hes} folgt ein Maximum (siehe Anhang Gleichung (4.24)). Die Funktion verläuft fallend wegen des Varianzanstiegs bei höherer Produktion und der steigenden Grenzkosten.⁵⁶ Um diese Funktion der Versicherungsdeckung zu interpretieren, möge man die Funktion nach π umstellen und mit v^d multiplizieren.

$$(4.11) \quad v^d \pi = \frac{ps\sqrt{k_1}}{a_1 + A_1} rp^2 * v^d - \frac{a_1 + A_1(1-s^2)}{a_1 + A_1} rp^2 * v^{d2}$$

Der erste Term auf der rechten Seite beschreibt den Nutzen einer Versicherung bezogen auf die optimale Produktionsmenge ohne Versicherung ($q^* = p / (a_1 + A_1)$)⁵⁷. Anschaulich finden wir diesen Nutzenterm auch als letzten Ausdruck im maximalen Sicherheitsäquivalents

⁵⁶ Deshalb sinkt der Grenznutzen des Produktionsanstiegs bezogen auf die Versicherungsdeckung (s. unten).

⁵⁷ Siehe Gleichung

(4.22) im Anhang mit $v^* = 0$.

eines Landwirts (siehe Gleichung (4.9)). Er beschreibt den Nutzen der Risikosenkung durch die Versicherung.

Der zweite Term ist der Nutzenverlust der schwankenden Schadenszahlungen ($r p^2 v^{d2}$), der ungefähr mit der alten Produktionsmenge relativ zur neuen Produktion gewichtet wird. Dieser Nutzenverlust steigt unterproportional mit der Versicherungsdeckung, weil auch der Produktionsanstieg wegen der steigenden Grenzkosten unterproportional erfolgt. Wenn mit p erweitert wird, ist leicht erkennbar, dass der Quotient im zweiten Term der rechten Seite in (4.11) fast genau die alte Produktion im Verhältnis zur neuen darstellt. Denn für die optimale Produktionsmenge ohne Versicherung gilt $q^* = p / (a_1 + A_1)$ und mit Versicherung nach (4.17) $q^{**} = p / (a_1 + A_1(1-s^2))$. Der Effekt der Prämienzahlung auf den Grenzerlös (siehe (4.17) und Diskussion dort) bleibt in (4.11) als Näherungsfehler unberücksichtigt.

Der Landwirt schließt eine Versicherung ab ($v > 0$), wenn der Gesamtnutzen des Versicherungsabschlusses für ihn nicht negativ ist ($\Delta S\ddot{A}_L = S\ddot{A}_L^{Ins} - S\ddot{A}_L \geq 0$, siehe Anhang Gleichung (4.25)). Es ergibt sich

$$\Delta q^* p - 0,5 a_1 \Delta q^{*2} - K^{Ins} - \frac{r}{2} p^2 \left(k_1 \Delta q^{*2} + \left(v^{*2} - 2v^* s \sqrt{k_1 q_{Ins}^*} \right) \right) \geq v\pi \quad \text{mit}$$

$$(4.12) \quad \Delta q^* = q_{Ins}^* - q^*; \Delta q^{*2} = q_{Ins}^{*2} - q^{*2}$$

Die Summe aus dem Deckungsbeitrag der zusätzlichen Produktion und dem Nutzen der Risikoreduktion durch die Versicherung (letzter Term auf der linken Seite) muss größer sein als der Nutzenverlust des gestiegenen Produktionsrisikos und der Schwankungen der Entschädigungszahlungen addiert mit den Transaktionskosten für die Versicherung, um eine Versicherung abzuschließen.

Wechsel des Produktionsverfahrens

Die Nachfrage nach Versicherung kann gegenüber den bisherigen Annahmen steigen, wenn der Landwirt sein Produktionsverfahren mit dem Versicherungsabschluss ändert. Da das Produktionsrisiko zum Teil von der Versicherung übernommen wird, kann unter Umständen ein Verfahren, das ein höheres Produktionsrisiko nach sich zieht und niedrigere Kosten hat, vorteilhafter sein als das bisherige Verfahren.

Die Kostenfunktion lautet dann $K_{(q)} = c + 0,5 a_2 q^2$ mit $0 < a_2 < a_1$. In der Funktion für das Produktionsrisiko (4.2) würde statt k_1 der Parameter k_2 so gesetzt, dass das Produktionsrisiko beim zweiten Verfahren höher ist als beim ersten ($k_2 > k_1$). Ehe der Effekt auf die Nachfragefunktion nach Versicherungsdeckung dargestellt wird, werden notwendige Bedingungen erarbeitet, die erfüllt sein müssen, damit ein Effekt auf die Nachfrage vorliegen kann. Beispielhaft wird angenommen, dass sich die Grenzkosten halbieren und die Varianz der Produktion verdoppelt. Es gelte also

$$(4.13) \quad a_2 = 0,5 a_1 \quad \text{und} \quad k_2 = 2 k_1.$$

Zunächst muss gelten, dass der Landwirt ohne Versicherung Alternative 1 wählt. Dafür muss die optimale Produktionsmenge bei Alternative 1 größer sein als bei Alternative 2. Es muss gelten $q_1^* > q_2^*$. Die optimalen Mengen erhalten wir aus der Ableitung der Risikonutzenfunktion (4.8).

$$(4.14) \quad \frac{\partial \bar{S} \bar{A}_L}{\partial q} = p - a_i q - r p^2 k_i q = 0 \Rightarrow q_i^* = \frac{p}{a_i + r p^2 k_i} = \frac{p}{a_i + A_i}$$

mit $i \in \{1, 2\}$.

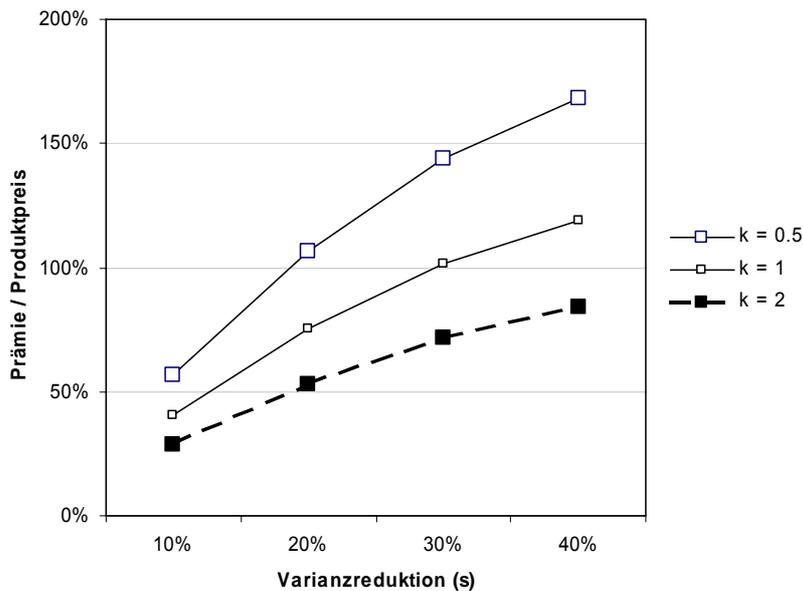
Wie im Anhang gezeigt (4.28), ist die Bedingung $A_1 = r p^2 k_1 > 0.5 a_1$ äquivalent zu $q_1^* > q_2^*$. Darüber hinaus muss sich der Landwirt nach Abschluss der Versicherung mit Alternative 2 besser stellen. Es muss dann für die optimalen Produktionsmengen bei Versicherung gelten $q_{2, \text{Ins}}^* > q_{1, \text{Ins}}^*$. Diese Mengen erhalten wir nach (4.17 auf S. 71). Unter der Annahme, dass der Nenner der rechten Seite in (4.15) positiv ist, erhalten wir die äquivalente Ungleichung (siehe Anhang (4.29))

$$(4.15) \quad \frac{a_1}{A_1} > \frac{(1-s^2)(p + (\sqrt{2}-2)s\sqrt{k_1}\pi)}{(0.5p + (1-\sqrt{2})s\sqrt{k_1}\pi)} = B = f_{(p,s,k,\pi)}$$

Mit der Bedingung von oben $A_1 > 0.5 a_1$ folgt

$$(4.16) \quad 2 > (a_1 / A_1) > B.$$

Für die hinreichende Bedingung $2 > B$ können jetzt Maximalprämien in Relation zum Produktpreis simuliert werden (siehe Abbildung 4.5), bis zu denen ein Landwirt bei gegebenem Risiko der Produktion k_1 und bei gegebener Effektivität der Versicherung s durch Abschluss der Versicherung von Verfahren 1 zu Verfahren 2 wechseln würde. Wenn die Effektivität der Versicherung zunimmt, steigt auch die Maximalprämie. Allerdings steigt sie wegen der zunehmenden Grenzkosten unterproportional. Sie nimmt ebenfalls mit höherem Risiko der Produktion (höheres k_1) ab, weil sie auf die Fläche bezogen ist. Bei geringem Produktionsrisiko ist die optimale Menge relativ hoch. Wird dann das Risiko um einen bestimmten Prozentsatz durch die Versicherung vermindert, ist der absolute Anstieg der Produktion und damit die Zahlungsbereitschaft größer als bei hohem Produktionsrisiko. Allerdings sind hier die Annahmen des konstanten Variationskoeffizienten der Produktion und die konstante absolute Risikoaversion wichtig für das Ergebnis.

Abbildung 4.5 Simulation von Maximalprämien zum Wechsel der Produktionstechnologie

Eigene Darstellung

Die Nachfrage nach Versicherung wird also unter bestimmten Umständen erhöht. Diese Bedingungen sind umso eher erfüllt, je höher der Produktpreis und die Effektivität der Versicherung sind und je niedriger der Anstieg k_1 des Risikos bei Produktionsausweitung ist.⁵⁸

Ineffizienzen auf der Nachfrageseite

In der Nachfrage (4.10) nach Ertragsversicherungen kann eine Divergenz im Produktpreis p , im Parameter der Produktionskosten a_1 oder im Zusammenhang zwischen Produktionsrisiko und Produktionsumfang im Parameter k_1 vorliegen.

Ist der Preis zu hoch, so wäre in der Regel die Nachfrage nach oben verschoben und gedreht. Zum einen wird der Achsenabschnitt der Nachfragefunktion größer. Denn $p/(a_1+A_1(1-s^2))$ entspricht der optimalen Produktionsmenge (siehe Angebotsfunktion des landwirtschaftlichen Produktes (4.17)) abzüglich eines Termes, der kleiner wird, wenn der Produktpreis steigt. Daher wird die optimale Produktionsmenge intuitiv – und unter den meisten praktischen Umständen – nach (4.17) bei steigendem Preis erhöht.⁵⁹ Zum anderen würde die Nachfragefunktion nach Versicherungsdeckung weniger stark fallen, weil p^2 im Nenner der Steigung steht. So wird der oben beschriebene Effekt der Drehung der Angebotsfunktion bei höherem p teilweise kompensiert. Der Quotient $(a_1+A_1)/(a_1+A_1(1-s^2))$

⁵⁸ Selbstverständlich tritt dieser Effekt auch umso eher auf, je größer der Kostenrückgang und je geringer der Risikoanstieg bei Verfahren 2 ist.

⁵⁹ Es sind Konstellationen denkbar mit nur langsam steigenden Grenzkosten (= a_1 ist niedrig), hoher Risikoaversion r , geringer Risikoreduktion durch die Versicherung (= s ist klein) und hinreichend hohem Preis, in denen ein höherer Preis zu einer niedrigeren Menge führt.

hingegen steigt mit höherem Produktpreis,⁶⁰ mithin käme keine vollständige Kompensation zustande. Bei höherem Produktpreis würde die Steigung der Angebotsfunktion stärker zunehmen als sich das Abfallen der Nachfragefunktion verringert. Die gleichgewichtige Versicherungsdeckung wäre deshalb und wegen der Verschiebung der Nachfragefunktion nach oben höher, wenn der Produktpreis höher ist. Berücksichtigen wir nun noch die Möglichkeit der Technologieanpassung, so hat ein erhöhter Produktpreis einen zusätzlichen Nachfrage steigernden Effekt.

Die Gesamtwirkung einer Divergenz in den Grenzkosten (dargestellt am Parameter a_1) ist unklar. Geht man von höheren sozialen als privaten Grenzkosten in der landwirtschaftlichen Produktion aus, so ist die Wahrscheinlichkeit eines Gleichgewichtes auf dem Versicherungsmarkt erhöht. Der Absolutterm in der Nachfragefunktion (4.10) ist größer, weil a_1 kleiner ist als ohne Divergenz. Allerdings fällt die Nachfrage bei kleinerem a_1 auch schneller, weil die Ableitung des Steigungsparameters in (4.10) nach a_1 negativ ist. Die gleichgewichtige Versicherungsdeckung ist also niedriger, wenn nicht alle sozialen Kosten in a_1 berücksichtigt sind im Vergleich zu ihrer vollständigen Berücksichtigung.

Da die hier unterstellte Änderung des Produktionsverfahrens zu höherem Risiko führt, würde eine Divergenz in der Versicherungsnachfrage folgen, wenn eine Divergenz im Parameter k vorliegt. Bei den hier betrachteten pflanzlichen Ertragsversicherungen erscheint das unwahrscheinlich. Bei der Prävention gegen Tierseuchen ist es aber denkbar. Denn ein höheres Ausbruchsrisiko auf einem bestimmten Hof bedeutet auch fast immer ein höheres Ansteckungsrisiko für benachbarte Betriebe.

4.2.4 Marktgleichgewicht

Die Angebots- (4.6) und Nachfragekurven (4.10) schneiden sich immer. Denn die Angebotskurve verläuft im Ursprung beginnend, und die Nachfragekurve fällt und schneidet im positiven Ordinatenabschnitt. Eine Wohlfahrtserhöhung ist zumindest unter der Annahme minimaler Marktunvollkommenheiten möglich. Wenn zusätzlich Transaktionskosten der Versicherung berücksichtigt werden, die gemäß Annahme unabhängig von der Versicherungsdeckung anfallen bzw. von den Versicherten bezahlt werden, muss zusätzlich gelten, dass der Achsenabschnitt der Nachfragefunktion größer ist als die Transaktionskosten. Dann ist es bedeutungslos, ob man die Angebotskurve um die Transaktionskosten nach oben verschiebt oder die Nachfragekurve um diesen Betrag nach unten, es bleibt ein Schnittpunkt zwischen beiden Kurven.

Nachdem der Markt für den eigentlichen Risikoaustausch untersucht wurde, wird im Folgenden der Markt der komplementären Güter auf Marktineffizienzen hin analysiert. Hier könnte sich beispielsweise zeigen, dass die Transaktionskosten einer öffentlichen Versicherung niedriger sind als die einer privaten. Dann würde eine Divergenz in der

⁶⁰ Die partielle Ableitung des Quotienten nach dem Produktpreis p ist positiv, wenn a positiv ist.

Nachfrage nach komplementären Gütern vorliegen, die möglicherweise einen Staatseingriff rechtfertigen würde.

4.3 Die Nachfrage nach komplementären Gütern

Unvollkommenheiten auf dem Markt für komplementäre Güter sind insbesondere in Informationsasymmetrien begründet, die zu moral hazard und adverser Selektion führen. Die private Nachfrage nach komplementären Gütern kann bei moral hazard über oder unter dem sozialen Optimum liegen. Es kann also eine Divergenz vorliegen. Des Weiteren kann echte Unsicherheit vorliegen, die den Marktmechanismus ebenfalls stören kann, oder es bestehen andere Einführungsprobleme, die aus sozialer Sicht weniger Kosten verursachen als aus privater Sicht.

Moral hazard

Der soziale Schaden durch moral hazard entspricht den Anstrengungen des Versicherten zu betrügen, plus den Allokationsverlusten auf dem Versicherungsmarkt und dem Nutzen der Handlungen, die der Versicherte aufgrund des Versicherungsschutzes unterlässt (siehe Kapitel 4.1).⁶¹ Der private Schaden besteht im Verlust der Versicherung durch den Betrug. Es liegt demnach mit hoher Wahrscheinlichkeit eine Divergenz vor. Allerdings kann der private Schaden größer, kleiner oder gleich dem sozialen Schaden sein. Was sollte getan werden?

Wie jede Versicherung sollten auch Ertragsversicherungen nur eine geringere Deckung als 100% erlauben, um moral hazard zu begrenzen. Sind die Möglichkeiten an Schadensvortäuschung und –erhöhung begrenzt, wie z.B. bei Risikolebensversicherungen, ist auch der Allokationsverlust begrenzt. Dementsprechend ist der private Anreiz der Versicherung, Betrug zu verhindern, größer als der Anreiz für die Gesellschaft, weil der Allokationsverlust niedrig ist. Kollektive Aktionen erscheinen dann nicht sinnvoll. Sinnvoll erscheint z.B. der Ausschluss bestimmter Schadensursachen, wie Selbstmord bei Risikolebensversicherungen. Wenn der Versicherungsmarkt wegen moral hazard zusammenbricht oder gar nicht erst entsteht, kann hingegen ein hoher Allokationsverlust vorliegen und daher der soziale Schaden größer als der private sein. Dann können kollektive Aktionen sinnvoll sein. Es erscheint am effizientesten, zunächst Betrugsmöglichkeiten zu vermindern. So sollte es Versicherungen erlaubt sein, Informationen über Betrug und Betrugsversuche auszutauschen, um „schwarze Schafe“ unter den Versicherten zu kennzeichnen. Was können wir für Ertragsversicherungen folgern?

Zunächst sollten die günstigen Möglichkeiten der Betrugsverhinderung angewendet werden. Es ist also zu prüfen, ob die Flächen ordnungsgemäß bewirtschaftet wurden. Weiterhin kann es sinnvoll sein, nicht den Ertrag allgemein zu versichern, sondern nur bestimmte Gefahren, um moral hazard zu vermindern. Als trade-off können jedoch hohe

⁶¹ Wenn man annimmt, daß keine weiteren Unvollkommenheiten und / oder Divergenzen vorliegen.

Kosten auftreten, um die Schadensursachen festzustellen. Zudem könnte Unsicherheit über die Leistung der Versicherung entstehen, wenn manche Schadensursachen nicht eindeutig identifiziert werden können und dann keine Entschädigungen gezahlt werden, weil eine nicht versicherte Ursache nicht mit hinreichender Sicherheit als Schadensgrund ausgeschlossen werden kann.

Mit einer Ausgestaltung der Versicherung als spezifische Gefahrenversicherung könnten Argumente aus der Theorie der Politischen Ökonomie berücksichtigt werden. Ihr zufolge ist es wahrscheinlich, dass private Versicherer einen viel höheren Anreiz als Politiker haben, moral hazard effizient zu begegnen. Insbesondere bei Agrarpolitikern ist dieser Anreiz reduziert, haben sie doch meist auch ein Interesse, die Lobbyvertreter der durch moral hazard Begünstigten zufrieden zu stellen (vergleiche GOODWIN und SMITH (1995)).

Zudem sollten die Versicherungen das Recht erhalten, weitgehende Informationen vom Versicherten vor Vertragsabschluss zu erfragen, Informationen mit anderen Versicherern auszutauschen und im Schadensfall nachzuforschen. Weiterhin könnte der Staat mit einer über das übliche Strafgesetzbuch hinausgehenden Drohung, Subventionen der Versicherung zurückzahlen zu müssen, den Anreiz für Versicherungsbetrug verringern.

*Adverse Selektion*⁶²

Adverse Selektion kann auch zu Divergenzen bei den komplementären Gütern führen. Die Nachfrage (= Wertgrenzprodukt) nach z.B. Informationsbeschaffung ist umso höher, je größer die Informationsasymmetrie ist. Es sind Konstellationen denkbar, in denen das private Wertgrenzprodukt der Informationsbeschaffung niedriger liegt als das soziale (siehe Kapitel 4.1). So besteht der Nutzen der Informationsbeschaffung für die Versicherung maximal in Höhe der Produzentenrente auf dem Markt für Risikoaustausch. Für den maximalen sozialen Nutzen hingegen muss noch die Konsumentenrente addiert werden. So kann u. U. eine staatliche Subvention für die komplementären Güter den sozialen Nutzen erhöhen. Auch durch eine Prämiensubvention kann u.U. die Kettenreaktion der adversen Selektion durchbrochen werden.

Selbst wenn mit diesen Subventionen potenzielle Pareto-Verbesserungen möglich erscheinen, sind keine Kompensationen für die Steuerzahler realisierbar (siehe auch Kapitel 4.1). Da die Versicherten mit besonders hohem Nutzen durch die Versicherung und jene mit einer geringen Konsumentenrente aufgrund der adversen Selektion nicht unterschieden werden können, kann nur im Durchschnitt von den Versicherten eine Kompensation angeboten werden. Damit würde die Kompensation den Effekt der Subvention wieder vollständig aufheben, da die Subvention auch nicht individuell für jeden Versicherten

⁶² Die Zwangskrankenversicherung kann ein pareto-effizienter Staatseingriff gegen adverse Selektion sein, weil alle Versicherten von einem höheren Versicherungsschutz bzw. niedrigeren Prämien profitieren können und weil niemand diesem Risiko entgehen kann. Niemand kann das Krankheitsrisiko freiwillig auf sich nehmen im Vergleich zu Risiken, die mit einer bestimmten Erwerbstätigkeit wie Ackerbau verbunden sind.

vergeben wird. Eine Besteuerung des landwirtschaftlichen Produktes scheidet als pareto-effiziente Kompensation aus, wenn einige Landwirte unversichert bleiben möchten.⁶³

Das Begrenzen von adverser Selektion ist für jede Versicherung essentiell. Aber nach den Worten GOODWINs et al. (1995), die genauso auch für Primärversicherungen gelten, „no evidence suggests that governments, either in the United States or elsewhere, are better in setting premium rates than private reinsurance companies“. Da adverse Selektion bei landwirtschaftlichen Ertragsversicherungen produktionssteigernde Effekte nach sich ziehen kann, könnte neben dem Transfereffekt auch ein Allokationsverlust entstehen. Wenn Informationen zur Risikobestimmung und damit zur Vermeidung adverser Selektion öffentlichen Gutcharakter haben, ist es wahrscheinlich zunächst besser, die Verbesserung der Informationsbeschaffung mit öffentlichen Mitteln anzustreben.

Soll der Staatseingriff durch individuelle Entschädigung nach einem Schadensfall erfolgen (Katastrophenhilfe) und nicht als Versicherung, verringert sich möglicherweise die Nachfrage nach komplementären Gütern. Die Transaktionskosten würden sinken. Allerdings entstehen andere Probleme, wenn privat-wirtschaftliche Anreiz- und Druckmechanismen fehlen, wie der Anreiz für Bestechung, politische Begünstigung und die vor allem langfristige Gefahr einer ineffizienten Verwaltung.

Echte Unsicherheit und Einführungsprobleme

Als weitere Unvollkommenheit⁶⁴ ist die echte Unsicherheit zu nennen, die es Versicherungen unmöglich macht, das Risiko eines neuen Versicherungsproduktes abzuschätzen. So könnten Ertrags- oder Wetteraufzeichnungen nicht weit genug in die Vergangenheit zurückreichen, um eine zuverlässige Schätzung der Schadensvarianz vorzunehmen. Folgt man FRITSCH et al. (1996, S. 233f), ist die Übernahme des Ertragsrisikos durch Landwirte und Versicherung freiwillig. Da „die volkswirtschaftlich optimale Risikoneigung unbekannt [sei] und ... kein besseres Verfahren als der Wettbewerb erkennbar“ ist, „dürfte in der Regel niemand besser als die direkt betroffenen Akteure – die Unternehmen – dazu in der Lage sein, die Risiken eines Projektes einzuschätzen.“ Daraus folgt, dass staatliche Eingriffe in Form einer teilweisen Übernahme der echten Unsicherheit diese Einschätzung ceteris paribus nicht verändern sollten.

Ferner gilt auch hier, dass eine Pareto-Verbesserung durch öffentliche Rückversicherung schwer möglich ist. Das risikoaverseste Individuum einer Gesellschaft wird mit sehr großer Wahrscheinlichkeit schlechter gestellt, wenn es ein Teil des Ertragsrisikos mit übernehmen

⁶³ Wegen der freiwilligen individuellen Übernahme von Ertragsrisiko, weil sich jemand für die Selbständigkeit als Landwirt entschieden hat, scheidet die Zwangsversicherung als nicht pareto-effizient aus.

⁶⁴ Auf Investitionskosten oder Kostendegressionen, die sich beide nicht auf Informationsbeschaffung beziehen, wird hier nicht weiter eingegangen. Sie erscheinen für eine Ertragsversicherung nicht so speziell, dass Marktineffizienzen vermutet werden müssten. Fachwissen, Erfahrung mit ähnlichen Produkten und sogar eine Vertriebsstruktur sind bei den bisherigen Agrarversicherungen schon vorhanden. Economies of scale sollten sich nach FROOT (1999) ohnehin im Wettbewerb durchsetzen, wenn sie tatsächlich vorliegen.

muss. Eine Kompensation erscheint nicht realisierbar, weil die Risikoaversion der Individuen nicht hinreichend identifiziert werden kann.

Echte Unsicherheit kann auch über das Risiko der Investition in ein neues Versicherungsprodukt vorliegen. Zum Beispiel ist das Risiko schwer einzuschätzen, dass die Nachfrage zu gering bleibt, um die festen Kosten der Produktentwicklung oder des Aufbaus der Versicherungsinfrastruktur für Vertrieb und Schadensfeststellung zu decken. Aber hier gilt analog das obige Argument der freiwilligen Risikoübernahme von FRITSCH et al. (1996, S. 233f). Eine öffentliche Risikoübernahme oder Subvention erscheint daher nicht wohlfahrtserhöhend.

4.4 Auswirkungen auf landwirtschaftliche Märkte

Ohne Versicherung, also wenn die Korrelation s zwischen Erlös und Versicherungsentschädigung null ist, lässt sich das Angebot für das landwirtschaftliche Produkt q^s in Gleichung (4.14) ablesen. Die Angebotsfunktion für das landwirtschaftliche Produkt, wenn Landwirte eine Versicherung abschließen können, kann durch Maximierung des Sicherheitsäquivalents und Auflösen nach der Produktionsmenge aus (4.9) und (4.10) bestimmt werden (siehe Anhang Gleichung (4.26)).

$$q_{Ins}^s = \frac{p + rp^2 v s \sqrt{k_1}}{a_1 + A_1} \quad \text{mit } v = \frac{-\pi + rp^2 s \sqrt{k_1} q_{Ins}^s}{rp^2}$$

$$(4.17) \quad q_{Ins}^s = \frac{p}{a_1 + A_1 (1-s^2)} - \frac{s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1 (1-s^2)}$$

Der erste Term auf der rechten Seite ist analog zum Angebot ohne Versicherung. Lediglich der Einfluss des Risikos ist um den Effekt der Versicherung vermindert. Denn $(1-s^2)$ stellt die beim Landwirt verbleibende Varianz nach Versicherungsabschluss dar, weil s für die Korrelation zwischen Ertrag und physischer Entschädigung steht (siehe oben). Damit drückt s^2 den Anteil der von der Versicherung übernommenen Varianz aus (siehe Bestimmung der versicherten Varianz in Gleichung (4.9)).

Für die Interpretation des zweiten Terms schreiben wir die rechte Seite als einen Bruch. Der Preis p wird um die Prämienzahlung verringert, deren ursprüngliche Bezugsgröße, die Entschädigungszahlung i , durch die Korrelation s auf die Produktionsmenge umgerechnet wird. Da ein konstanter Variationskoeffizient der Produktion angenommen wird (siehe (4.2)), steigt die Standardabweichung der Produktion um die Wurzel aus k_1 . Damit muss auch der Korrelationskoeffizient um diesen Betrag steigen, da die Standardabweichung der Entschädigungen i auf den Betrag Eins normiert und damit unabhängig von der Produktion ist. Somit korrigiert der zweite Summand im Zähler den Grenzerlös für eine Produktionseinheit um die anteilige Versicherungsprämie. Im Nenner wird der Risiko senkende Effekt der Versicherung berücksichtigt.

Gegenüber dem unversicherten Optimum ist das optimale Angebot bei optimaler Versicherungsdeckung höher (siehe Anhang (4.27))⁶⁵. Der prozentuale Anstieg lässt sich aus (4.27) im Anhang ableiten, wenn eine nicht äquivalente Umformung bei (4.27) berücksichtigt wird. Man erhält

$$(4.18) \quad \frac{q_{ins}^s - q^s}{q^s} = \frac{(rp^2 q^s \sqrt{k_1} s - \pi)}{(a_1 + A_1(1-s^2))(a_1 + A_1)q^s} = \frac{rp^2 q^s \sqrt{k_1} s - \pi}{(a_1 + A_1(1-s^2))p}$$

Der Nenner geteilt durch den Preis ist der Steigungsparameter der Angebotsfunktion (4.17) und der Zähler stellt den Anstieg des Grenznutzens der Versicherung dar, der mit p normiert wird. Je höher die Risikoaversion, der Preis, das Risiko der Produktion und der Effekt der Versicherung (s ist groß) und je niedriger die Versicherungsprämie, desto höher ist der Anstieg der Produktion durch eine Versicherung. Je langsamer die Grenzkosten steigen, desto höher ist auch der relative Anstieg des Angebots.

4.5 Sozial optimales Produktionsrisiko bei verzerrten Produktmärkten

Es ist nach Wissen des Verfassers in der Literatur noch nicht die Frage aufgeworfen worden, welches Ausmaß an Risiko aus sozialer Sicht optimal ist, wenn der Produktmarkt verzerrt ist. Die Frage ist relevant, weil die Einführung einer Versicherung, die Produktionsrisiken mindert, möglicherweise die Wohlstandsverluste auf den verzerrten Produktmärkten vergrößert, auch wenn die Versicherung nicht subventioniert ist.

Die Literatur konzentriert sich sehr stark auf die Analyse der versicherungsspezifischen Probleme, wie Kapitel 2 zu entnehmen ist. Verzerrungen auf den landwirtschaftlichen Produktmärkten werden lediglich als ein möglicher Grund erwähnt, um die Nichtexistenz privater Ertragsversicherungen zu erklären. So führen JUST und CALVIN (1994), SKEES (1999B), MEUWISSEN et al. (1999), BERG (2002) Katastrophenhilfen als Nachfrage senkende Substitute zu Versicherungen an. Zudem verringern risikolose Transferzahlungen, wie Flächen- oder Betriebsprämien, den Nutzen einer Versicherung, wenn man mit der Einkommenshöhe abnehmende Risikoaversion annimmt (z.B. MEUWISSEN et al. (1999), BERG (2002)). GOODWIN und SMITH (1995) diskutieren zwar in ihrem Buch intuitiv und ausgiebig die versicherungstechnischen Probleme und Staatseingriffe bei Ertragsversicherungen. Sie ziehen aber keine Schlussfolgerungen, ob die Nichtexistenz privater Versicherungsmärkte nicht vielleicht sogar positiv ist, wenn die Produktmärkte verzerrt sind. Die Abgabe von Produktionsrisiko kann zu einer elastischeren privaten Angebotskurve des landwirtschaftlichen Produktes führen und so möglicherweise den Verlust an Spezialisierungsgewinn erhöhen. Zusätzlich könnte die Risikoabgabe zu einer höheren Produktionsmenge führen, die u.U. die terms of trade eines Exportgutes verschlechtert.

⁶⁵ Das Angebot mit Versicherung ist größer als ohne Versicherung, weil die Versicherungsdeckung v und alle anderen Variablen größer als null sind.

Es werden zwei notwendige Bedingungen abgeleitet, damit eine Risikoabgabe der Landwirte die Gesamtwohlfahrt nur erhöhen kann.

Eine Versicherung kann bei einem verzerrten landwirtschaftlichen Angebot nur positiv wirken, wenn ohne Versicherung zu wenig landwirtschaftliche Produktion stattfindet. Die sozial optimale Produktionsmenge q^{soz} muss über der privat optimalen Menge q^{s} liegen. Abweichend vom übrigen Kapitel wird an dieser Stelle das repräsentative Individuum einer Gesellschaft zur Analyse der Wohlfahrtswirkungen benutzt und zugehörige Variablen mit dem Subskript „soz“ gekennzeichnet. Es wird zunächst keine Preisvariabilität berücksichtigt. Ansonsten gelten die Modellannahmen aus Kapitel 4.2. Aus $q^{\text{soz}} > q^{\text{s}}$ folgt (siehe Anhang Gleichung (4.30))

$$(4.19) \quad \frac{a_1 + rp^2 k_1}{a_1 + rp_{\text{soz}}^2 k_1 \Pi_L^2} > \frac{p}{p_{\text{soz}}}$$

Π_L ist die Zahl der Landwirte geteilt durch die Zahl der Versichernden, p_{soz} ist der soziale Grenzerlös (Schattenpreis).

Ist der linke Term in (4.19) größer als der rechte, so sollte aus allokativer Sicht eine Produktionserhöhung angestrebt werden, wenn der Eingriff an sich kostenlos zu realisieren ist und keine Verzerrungen auf anderen Märkten nach sich zieht (vergleiche Kapitel 4.1). Je höher die Risikoaversion, je höher das Risiko der Produktion, je höher das Preisniveau und je niedriger der Anteil der Landwirte, desto eher sollte ein Eingriff zugunsten der Landwirte erfolgen. Im Falle eines kleinen Landes ist der rechte Term bei unverzerrten Preisen gleich Eins. Der Anteil der Landwirte an der Gesamtbevölkerung ist kleiner als Eins und damit der Quotient der linken Seite größer als Eins. Die Ungleichung ist erfüllt, und eine Risikoverteilung könnte positiv wirken.

Es besteht allerdings kein Anlass, an dieser Stelle eine staatliche Unterstützung in Form von Prämiensubvention oder staatlicher Rückversicherung zu empfehlen. Die Ungleichung ist bei unverzerrten Preisen sofort erfüllt, wenn die Zahl der Versichernden größer ist als die Zahl der Landwirte. Es sind also private Lösungen denkbar. Wenn sich trotzdem keine private Versicherung entwickelt, können zum einen Marktunvollkommenheiten vorliegen, die nach den Ergebnissen der Kapitel 4.2 und 4.3 nur unter ganz bestimmten Umständen Staatseingriffe rechtfertigen. Zum anderen kann der hier gewählte Modellrahmen ohne Transaktionskosten zu eng sein, weil z.B. die Risikoaversion der Landwirte oder das Risiko der Produktion sehr niedrig sind und die Zahlungsbereitschaft der Landwirte daher zu niedrig ist, um auch die Transaktionskosten mit abzudecken. Dann darf aber aus der obigen Bedingung ohnehin keine Empfehlung für einen Staatseingriff folgen.

Liegt eine Verzerrung zugunsten der privaten Preise in einem kleinen Land vor, so ist die Ungleichung bei hinreichend niedrigen Grenzkosten leichter erfüllt, weil der quadrierte Produktpreis im Nenner niedriger ist als sein privates Gegenstück im Zähler. Es zeigt sich hier der trade-off einer Preisstützungspolitik. Wenn die Produzenten risikoavers sind, vergrößert ein höheres Preisniveau ihr Leid, Erlösrisko zu tragen.

Im nächsten Abschnitt wird daher auch der Risikoeffekt einer Interventionspreispolitik berücksichtigt, die den Preis nicht nur im Niveau stützt, sondern auch das Risiko unvorhersehbarer Preisschwankungen reduziert. Wenn wir diese Schwäche des Modells zunächst akzeptieren, können wir im günstigsten Fall für die Landwirte annehmen, dass der Risikoeffekt für die Gesellschaft (zweiter Summand im Nenner von (4.19)) keine Rolle spielt, weil der landwirtschaftliche Sektor klein ist (vergleiche Arrow-Lind-Theorem im Anhangskapitel 4.7 und die Kritik daran). Dann ist die Ungleichung aber nur erfüllt, wenn der prozentuale Effekt des Risikos in der Produktionsfunktion (rp^2k_1 / a_1) größer ist als die prozentuale Preisstützung.

Betrüge der nominale Protektionskoeffizient beispielsweise 1.2, müsste das Leid des Produktionsrisikos mehr als 20% der monetären Grenzkosten betragen. Ansonsten wäre die Ungleichung (4.19) nicht erfüllt. Wir können somit *ceteris paribus* zumindest Versicherungen für solche Produkte ablehnen, die einen hohen Protektionskoeffizienten bei vergleichsweise geringem Produktionsrisiko ohne Produktionsquotierungen haben (siehe unten).

Betrachten wir die Situation in der EU, so muss berücksichtigt werden, dass die EU bei einigen Exportprodukten ein großes Land ist. Dann müssen wir den Grenzerlös als Schattenpreis berücksichtigen und nicht den Weltmarktpreis. Der Quotient auf der rechten Seite von Ungleichung (4.19) wäre dann größer als der nominale Protektionskoeffizient. Eine Versicherung, die das Produktionsrisiko vermindert, erscheint dann bei gegenwärtigen Interventionsregeln für Produkte mit hoher Protektion und relativ hohem Weltmarktanteil nicht empfehlenswert. Beispielhaft seien Gerste, Roggen, Zucker, Milch und Rindfleisch genannt. Bei quotierten Produkten senkt eine Produktionsversicherung allerdings den privaten Nutzen der über die Quote hinausgehenden Produktionsmenge, weil deren „Absicherungseffekt“ zurückgehen würde (vergleiche SCHMIDT (2003)). Als sozialer Nutzen wäre der Rückgang des *terms-of-trade*-Effektes für ein Exportprodukt bei der Versicherung in (4.19) zu berücksichtigen (vergleiche SCHMIDT (2003)).

Für die großen Kulturen ist in der EU zudem zu berücksichtigen, dass von nicht vollständig entkoppelten Direktzahlungen ein Produktionseffekt ausgeht, der ähnlich einem erhöhten Erzeugerpreis wirkt. Der Quotient auf der rechten Seite von (4.19) ist dann um diesen Effekt zu erhöhen. Die Ungleichung wäre schwieriger zu erfüllen, und eine Empfehlung für eine Versicherung wäre schwieriger zu begründen.

Nun werden zusätzlich stochastische Preise berücksichtigt, deren Variabilität durch den Staatseingriff auf den landwirtschaftlichen Märkten beeinflusst werden kann. Die sozial optimale Produktionsmenge bei Preisunsicherheit $q^{ss_{soz}}$ müsste über der privat optimalen q^{ss} liegen, damit eine Versicherung positiv wirken kann. Vergleicht man das private und das gesellschaftliche Optimum, erhält man analog zu (4.19)

$$(4.20) \quad \frac{a_1 + r(p^2 k_1 + \text{var}[\tilde{p}] + p \text{cov}[\tilde{p}, \tilde{q}])}{a_1 + r\Pi_L^2 \left(k_1 p_{soz}^2 (1 + \varepsilon^{-1}) + \text{var}[\tilde{p}_{soz}] + p_{soz} f_{(\varepsilon^{-1})} \right)} > \frac{p}{p_{soz}}$$

mit ε = Preiselastizität der Nachfrage auf dem Weltmarkt,

$$f_{(1/\varepsilon)} = \text{cov}[\tilde{p}_{soz}, \tilde{q}] \quad \text{und} \quad \frac{\partial f_{(1/\varepsilon)}}{\partial q} > 0.$$

Die Änderungen zu (4.19) durch Berücksichtigung des Preisrisikos sind deutlich. Wenn wir uns zunächst ein Interventionspreissystem vorstellen, so ändert sich nur der Nenner im Vergleich zu (4.19), weil der private Preis weder Varianz noch Kovarianz zur Menge hat, die als Risiko interpretiert werden müssten. Eine Versicherung kann ceteris paribus leichter gerechtfertigt werden als bei (4.19), wenn das Risiko des sozialen Preises niedrig ist und die absolute Preiselastizität der Nachfrage auf dem Weltmarkt ebenfalls niedrig ist. Dann kann der zweite Effekt dominieren, und der Nenner in (4.20) wäre größer als in (4.19).

Eine absolut geringe Preiselastizität bedeutet, dass der soziale Grenzerlös mit steigendem Angebot stark abnimmt, also z.B. die Nachfrage auf dem Weltmarkt unelastisch reagiert. Zum einen ist dies in der EU außer für einige Spezialitäten unwahrscheinlich und zum anderen ist der soziale Grenzerlös wahrscheinlich auch relativ klein, wenn die Elastizität der Nachfrage absolut niedrig ist. Allerdings wäre dann die notwendige Bedingung für eine wohlfahrtserhöhende Versicherung schwieriger zu erfüllen, weil die rechte Seite von (4.20) groß wird. Dafür muss allerdings die ceteris paribus Bedingung fallen gelassen werden.

Effekte auf der Nachfrageseite bleiben unberücksichtigt, obwohl Nachfrager bei hinreichend geringen Anpassungskosten und nicht vollständig unelastischer Nachfrage von Preisschwankungen in Form einer höheren Konsumentenrente profitieren können (vergleiche DE GRAUWE (1997)).⁶⁶ Wenn das Risiko des sozialen Preises und auch die absolute Preiselastizität der Nachfrage auf dem Weltmarkt hinreichend niedrig sind, kann durch die Berücksichtigung des Preisstabilisierungseffektes der Intervention eine Versicherung die Wohlfahrt eher erhöhen als unter der Annahme deterministischer Preise. Sind allerdings das Risiko des sozialen Preises und/oder die absolute Preiselastizität der Nachfrage auf dem Weltmarkt hoch, so ist eine Versicherung schwieriger zu rechtfertigen als ohne Preisstabilisierung.

Der Einkommenseffekt von Direktzahlungen und gestützten Preisen senkt bei absolut abnehmender Risikoaversion der Landwirte ihr Leid des Produktionsrisikos. Die Annahme gleicher Risikoaversionen innerhalb der Gesellschaft müsste dann allerdings aufgegeben werden. Die Ungleichungen wären schwieriger zu erfüllen. Eine Entkoppelung der Direktzahlungen wird den Einkommenseffekt steigern, weil die Transfereffizienz der Direktzahlungen steigt. Kürzungen für die Modulation wirken natürlich entgegengesetzt.

⁶⁶ Der Verlust an Konsumentenrente bei hohen Preisen wird durch einen Gewinn an Konsumentenrente bei niedrigen Preisen überkompensiert.

Preiskürzungen senken den Einkommenseffekt und erhöhen die Varianz des privaten Preises (siehe vorletzter Term im Zähler in (4.20)), wenn sich dieser nun stärker von der Intervention abkoppelt. Andererseits kann aber möglicherweise auch eine negative Korrelation zwischen Preis und Menge das Risiko senken (siehe letzter Term im Zähler in (4.20)). Ein negativer Zusammenhang zwischen Erntemenge und Weltmarktpreis ist umso wahrscheinlicher, je größer der Weltmarktpreiseinfluss der EU ist.

Es bleibt festzuhalten, dass das Erlösrisiko in Relation zu den monetären Grenzkosten mindestens so groß sein muss wie die nominale Protektionsrate, damit eine Institution der Risikoverteilung zumindest für ein kleines Land wohlfahrtserhöhend wirken kann. Dabei ist es aber bedeutungslos, ob die Risikoverteilung privat oder staatlich gefördert zustande kommt. Für die Entscheidung für oder gegen Subventionen sind die vorangegangenen Unterkapitel bis Kapitel 4.4 zu berücksichtigen.

4.6 Schlussfolgerungen

Als Abschluss dieses Kapitels kann zusammengefasst werden: Die Formulierung der Angebots- und Nachfragefunktionen auf dem Markt für Risikoaustausch an sich und die Formulierung unabhängig von den Marktunvollkommenheiten scheinen gegenüber den bisher üblichen Partialanalysen vorteilhaft, da auf diese Weise detailliert und transparent mögliche Verzerrungen mit ihren Interdependenzen aufgespürt werden können und keine Gefahr besteht, dass sie von den klassischen Unvollkommenheiten auf Versicherungsmärkten, wie moral hazard und adverser Selektion überdeckt werden.

Die normative Betrachtung ergibt, dass die untersuchten Marktunvollkommenheiten moral hazard, adverse Selektion und systemisches Risiko nicht als überzeugende Gründe für langfristige öffentliche Subventionen von Ertragsversicherungen gelten können. Divergenzen können zwar in einigen Punkten nicht ausgeschlossen werden. Allerdings erscheinen sie bzw. effiziente Staatseingriffe dagegen wenig realistisch, weil z.B. die Richtung der Divergenz bei moral hazard nicht eindeutig ist.

Öffentliche Eingriffe sind möglicherweise auf dem Markt für komplementäre Güter gerechtfertigt, wenn diese den Charakter öffentlicher Güter haben. So können Informationen, die die Versicherung benötigt, auch noch für andere Wirtschaftssubjekte nützlich sein. Dann erscheint aber eine öffentliche Förderung auf dem Markt der Informationsbeschaffung effizienter, wenn z.B. die Methoden der Ertragsmessungen verbessert oder durch den Einsatz von Satellitentechnik billiger gemacht werden. Auch das Problem echter Unsicherheit könnte am ehesten auf diesem Markt angegangen werden. So sind Klimafolgenabschätzungen nicht nur für eine Ertragsversicherung von essentieller Bedeutung, sondern z.B. auch für den Küstenschutz.

Ebenso können Divergenzen und Verzerrungen in den meisten entwickelten Ländern nicht als Begründung dienen, wenn man verzerrte landwirtschaftliche Produktmärkte und hinreichend effizientes Funktionieren der übrigen Märkte annimmt. Im Gegenteil,

hypothetische first-best-Versicherungen von AHSAN et al. (1982), NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) sind nicht mehr optimal, wenn man die Verzerrungen auf dem Produktmarkt berücksichtigt. Mit größter Wahrscheinlichkeit sind dann auch die second-best-Versicherungen, die in den drei Papieren aufgrund der Informationsasymmetrien vorgeschlagen werden, nicht mehr second-best, wenn das Erlösrisiko in Relation zu den monetären Grenzkosten kleiner ist als die nominale Protektionsrate.

Liegen Divergenzen oder Verzerrungen vor, z.B. Rationierungen auf dem Kreditmarkt, könnte eine Ertragsversicherung insgesamt positiv wirken, wenn sie die Beschränkungen vermindert. Gleiches gilt, wenn die Ertragsversicherung als Substitut für Produktionsfaktoren dient, die negative externe Effekte haben können, wie z.B. Pflanzenschutzmittel (siehe SCHLIEPER (1997)).

Eine weitere Divergenz taucht bei einer durch Versicherung verursachten Produktionsänderung in der Tierhaltung auf. Wenn diese Änderung zu einem höheren Krankheits- und Seuchenrisiko führt, erhöht sich in der Regel das Risiko aller Tierhalter. Es liegen dann negative externe Effekte vor. Aus einer solchen Divergenz folgt also eher eine Besteuerung bzw. Einschränkung der Versicherungen gegen Produktionsrisiko in der Tierproduktion.

4.7 Anhang

Anhang zu Kapitel 4.2.2

Annahme risikoaverser Versicherungsunternehmen

In der allgemeinen Versicherungsliteratur nehmen ROTHSCHILD und STIGLITZ (1976), STRASSL (1988), BORCH (1985) sowie ZWEIFEL und EISEN (2000) und in der agrarökonomischen Literatur z.B. AHSAN et al. (1982), NELSON und LOEHMAN (1987) sowie CHAMBERS (1989) an, dass die Versichernden bzw. das Versicherungsunternehmen risikoneutral sind. Risikoneutralität wird implizit auch angenommen, wenn man eine faire Prämie annimmt, die höchstens um Transaktionskosten und Zinsen korrigiert wird (in der agrarökonomischen Literatur z.B. MIRANDA (1991), MAHUL et al. (2001) und im empirischen Teil der vorliegenden Arbeit).

STRASSL (1988) führt als Begründung für die Annahme der Risikoneutralität das Arrow-Lind-Theorem an (ARROW und LIND (1970)), nach dem die „Kosten der Risikoübernahme gegen null gehen, wenn die Zahl (der Übernehmenden) groß wird“. ROTHSCHILD und STIGLITZ (1976) nennen dieses Argument inhaltlich auch, bringen es aber fälschlicherweise mit dem Gesetz der großen Zahl in Zusammenhang. Für ein einzelnes Risiko mag das Argument von ARROW und LIND (1970) zutreffen, die den Fall einer einzelnen, risikobehafteten öffentlichen Investition betrachten.

Wenn aber STRASSLS Argument (1988) für die Wirklichkeit zutreffen soll, muss es auch bei einer Totalanalyse einer Volkswirtschaft gelten können. Dann müsste aber jedes Risiko zu einem Preis von quasi null abgegeben werden. Diese Situation ist in der Realität nicht zu beobachten, Risikoprämien müssen auf jedem Finanzmarkt bezahlt werden. Das Arrow-Lind-Theorem gilt nicht mehr, weil das Gesamtrisiko irgendwann so groß wird, dass der Anteil für den einzelnen Risikonehmer nicht mehr verschwindend gering ist. Deshalb wird in der vorliegenden Arbeit eine Formulierung gewählt, die dem Arrow-Lind-Theorem nicht widerspricht, aber dessen Implikation nicht a priori unterstellt, dass Risikopräferenzen bedeutungslos für das Versicherungsangebot werden.

Auch das in ähnlicher Form vorgebrachte Argument des Gesetzes der großen Zahl bezogen auf die versicherten Risiken ist nicht hinreichend für eine Annahme der Risikoneutralität,⁶⁷ da in der Praxis die Zahl der versicherten Risiken und ihre Unabhängigkeit nicht groß genug sind (vergleiche BORCH (1967)). Es sind also weiterhin Verteilungen zu berücksichtigen und damit auch Risikopräferenzen. DOHERTY und DIONNE (1993) modellieren z.B. risikoaverse Organisationen, die Risiken poolen, obwohl ein hohes systemisches Risiko besteht.

BORCH (1985) versucht eine praktische Rechtfertigung der Annahme der Risikoneutralität. Denn seiner Meinung nach erscheinen Entscheidungsregeln, die das Risiko berücksichtigen und damit die Risikopräferenz des Unternehmens widerspiegeln, künstlich („artificial“) und ungeeignet für Entscheidungsgremien wie Unternehmensvorstände. Deshalb würden Vorstände nach der Höhe des erwarteten Gewinns entscheiden. ROTHSCILD und STIGLITZ (1976) begründen dieselbe Entscheidungsregel damit, dass die Anteilseigner diversifiziert seien und deshalb den erwarteten Gewinn maximieren wollten. Vorstände, die anders vorgehen, würden entlassen.

Dem wird mit folgenden Argumenten widersprochen. Versicherungsunternehmen unterliegen strenger staatlicher Aufsicht, um Versicherungskonkurse zu vermeiden. Damit sind die Unternehmen auch automatisch gezwungen, bei der Übernahme von Risiken nicht nur den erwarteten Gewinn zu betrachten, sondern auch die Veränderung der Ruinwahrscheinlichkeit, die u.a. eine Funktion der Risiken ist. Zum anderen werden die Anteilseigner einer Aktiengesellschaft auf den Kurs der Aktie achten. Folgt man der Portfolioanalyse, wird die Nachfrage einer Aktie auch von deren Risiko beeinflusst. Damit haben die Aktionäre einen Anreiz, auf die Unternehmensführung zumindest so weit einzuwirken, dass das Risiko der Versicherung nicht vollständig außer Acht gelassen wird.⁶⁸ Zudem können folgende Anreize für das Management bestehen, Schwankungen der Gewinne zu reduzieren. Nach einer Phase hoher Verluste könnte das Versicherungsunternehmen zum Ziel von Übernahmen werden, die mit einem Austausch des

⁶⁷ Genauer gesagt, müssten Abweichungen vom Erwartungswert bei Gültigkeit des Gesetzes der großen Zahl nicht mehr berücksichtigt werden. Damit hätten aber auch Risikopräferenzen keine Bedeutung mehr, und es könnte Risikoneutralität unterstellt werden.

⁶⁸ So könnte auch das von ARROW (1996) aufgeworfene Paradox erklärt werden, dass sich Aktiengesellschaften gegen Sachschäden versichern, obwohl ihre Anteilseigner stark diversifiziert seien. Auch ARROW scheint den Grad der Diversifikation von Aktionären zu überschätzen und damit die Bedeutung der Einzelrisiken zu unterschätzen.

Managements enden können. In der öffentlichen Wahrnehmung können Nachrichten über schlechte Geschäftsjahre möglicherweise nicht durch Nachrichten über gute Geschäftsjahre kompensiert werden. Wenn diese Nachrichten mit Personen aus der Geschäftsleitung verbunden werden, haben diese einen Anreiz, Schwankungen des Geschäftserfolges zu begrenzen.

NELSON und LOEHMANS (1987) Argument, dass der Marktwettbewerb ein Versicherungsunternehmen zwingt, keine Erwartungsgewinne zu erzielen, hängt vom Verhalten und damit den Präferenzen der Versicherungsunternehmen auf dem Markt ab. Risikoneutrale Präferenzen würden dann zu null Erwartungsgewinn führen, aber nicht umgekehrt.

Zusammenfassend erscheint die Annahme risikoaverser Versicherer demnach besser geeignet, um einen Markt für Risikoaustausch abzubilden.

Herleitung des Sicherheitsäquivalentes der Versichernden (zu Gleichung (4.5))

$$\begin{aligned}
 S\dot{A}_N^{Ins} &= E[y_N] + \frac{L}{N} * v * \pi - \frac{r}{2} \text{var} \left[y_N + \frac{1}{N} \sum_{m=1}^L \tilde{i}_m \right] \\
 &= \dots - \frac{r}{2} \left(\text{var}[y_N] + \left(\frac{1}{N}\right)^2 \text{var} \left[\sum_{m=1}^L \tilde{i}_m \right] + 0 \right) \\
 &= \dots - \frac{r}{2} \left(\text{var}[y_N] + \left(\frac{1}{N}\right)^2 \left(L \text{var}[\tilde{i}_m] + (L^2 - L) \text{cor}[\tilde{i}_m, \tilde{i}_k] * \text{std}[\tilde{i}_m] \text{std}[\tilde{i}_k] \right) \right) \\
 &= E[y_N] + \frac{L}{N} * v * \pi - \frac{r}{2} \left(\text{var}[y_N] + \frac{L}{N^2} \text{var}[\tilde{i}] \left(1 + (L-1) \text{cor}[\tilde{i}_m, \tilde{i}_k] \right) \right) \\
 &\approx E[y_N] + \frac{L}{N} * v * \pi - \frac{r}{2} \left(\text{var}[y_N] + \frac{L}{N^2} p^2 v^2 (1 + L \text{cor}_q) \right)
 \end{aligned}
 \tag{4.21}$$

mit $m \neq k$.

Ertragsvarianzen aller Landwirte und Korrelationen zwischen den Erträgen aller Landwirte sind gemäß Annahme identisch.

Anhang zu Kapitel 4.2.3

Herleitung der Nachfragefunktion (Gleichung (4.10))

Die Nachfragefunktion erhält man durch Lösung der Gleichung (4.9) bzw. ihrer partiellen Differentiale. Durch Einsetzen erhält man die Nachfrage nach Versicherungsdeckung v^d .

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial S\dot{A}_L^{Ins}}{\partial q} &= p - a_1 q - \frac{r}{2} p^2 \left(2k_1 q - 2v^* s \sqrt{k_1} \right) \stackrel{!}{=} 0 \Rightarrow q_{Ins}^* = \frac{p + rp^2 v^* s \sqrt{k_1}}{a_1 + rp^2 k_1} \\
 \frac{\partial S\dot{A}_L^{Ins}}{\partial v} &= -\pi - \frac{r}{2} \left(2p^2 v - 2ps \sqrt{k_1} q_{Ins}^* p \right) \stackrel{!}{=} 0 \Rightarrow v^d = \frac{-\pi + rp^2 s \sqrt{k_1} q_{Ins}^*}{rp^2}
 \end{aligned}
 \tag{4.22}$$

Künftig sei $rp^2k_1 = A_1$.

$$\begin{aligned}
 v^d &= s\sqrt{k_1}q_{Ins}^* - \frac{\pi}{rp^2} = s\sqrt{k_1} \frac{p + rp^2v^d s\sqrt{k_1}}{a_1 + A_1} - \frac{\pi}{rp^2} = \frac{ps\sqrt{k_1} + A_1v^d s^2}{a_1 + A_1} - \frac{\pi}{rp^2} \\
 \Rightarrow v^d \left(1 - \frac{A_1s^2}{a_1 + A_1}\right) &= \frac{ps\sqrt{k_1}}{a_1 + A_1} - \frac{\pi}{rp^2} \Rightarrow v^d = \left(\frac{ps\sqrt{k_1}}{a_1 + A_1} - \frac{\pi}{rp^2}\right) * \frac{a_1 + A_1}{a_1 + A_1(1-s^2)} \\
 \Rightarrow v^d &= \frac{ps\sqrt{k_1}}{a_1 + A_1(1-s^2)} - \frac{a_1 + A_1}{a_1 + A_1(1-s^2)} * \frac{\pi}{rp^2}
 \end{aligned}
 \tag{4.23}$$

Hessesche Determinante des Sicherheitsäquivalentes eines Landwirts, der eine Versicherung abschließt (zu Gleichung (4.10))

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial^2 S\ddot{A}_L^{Ins}}{(\partial q)^2} &= -a_1 - rp^2k_1 < 0 ; \quad \frac{\partial^2 S\ddot{A}_L^{Ins}}{(\partial v)^2} = -rp^2 < 0 ; \quad \frac{\partial^2 S\ddot{A}_L^{Ins}}{\partial q \partial v} = rp^2s\sqrt{k_1} \\
 D_{Hes} &= \frac{\partial^2 S\ddot{A}_L^{Ins}}{(\partial q)^2} \frac{\partial^2 S\ddot{A}_L^{Ins}}{(\partial v)^2} - \left(\frac{\partial^2 S\ddot{A}_L^{Ins}}{\partial q \partial v}\right)^2 = -rp^2(-a_1 - rp^2k_1) + (rp^2s\sqrt{k_1})^2 > 0
 \end{aligned}
 \tag{4.24} \text{ wegen } s < 1$$

Bedingung für den Abschluss einer Versicherung (zu Gleichung (4.12))

$$\begin{aligned}
 \Delta S\ddot{A}_L &= S\ddot{A}_L^{Ins} - S\ddot{A}_L = \\
 \Delta q^* p - 0,5a_1\Delta q^{*2} - v^* \pi - K^{Ins} - \frac{r}{2} p^2 \left(k_1 q_{Ins}^{*2} + v^{*2} - 2v^* s\sqrt{k_1} q_{Ins}^* - k_1 q^{*2}\right) &\geq 0, \text{ wenn} \\
 \Delta q^* p - 0,5a_1\Delta q^{*2} - K^{Ins} - \frac{r}{2} p^2 \left(k_1\Delta q^{*2} + \left(v^{*2} - 2v^* s\sqrt{k_1} q_{Ins}^*\right)\right) &\geq v\pi \text{ mit} \\
 \Delta q^* = q_{Ins}^* - q^* ; \Delta q^{*2} = q_{Ins}^{*2} - q^{*2}
 \end{aligned}
 \tag{4.25}$$

Anhang zu Kapitel 4.4

Herleitung der landwirtschaftlichen Angebotsfunktion (4.17)

(4.26)

$$q_{ins}^s = \frac{p + rp^2 vs \sqrt{k_1}}{a_1 + A_1} \quad \text{mit } v = \frac{-\pi + rp^2 s \sqrt{k_1} q_{ins}^s}{rp^2}$$

$$q_{ins}^s = \frac{p + rp^2 s \sqrt{k_1} \frac{rp^2 s \sqrt{k_1} q_{ins}^s - \pi}{rp^2}}{a_1 + A_1} = \frac{p + s \sqrt{k_1} (rp^2 s \sqrt{k_1} q_{ins}^s - \pi)}{a_1 + A_1} = \frac{p + rp^2 s^2 k_1 q_{ins}^s - s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1}$$

$$\Rightarrow q_{ins}^s \left(1 - \frac{A_1 s^2}{a_1 + A_1} \right) = \frac{p - s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1} \Rightarrow q_{ins}^s \left(\frac{(a_1 + A_1) - A_1 s^2}{a_1 + A_1} \right) = \frac{p - s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1}$$

$$\Rightarrow q_{ins}^s = \frac{p - s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1} * \frac{a_1 + A_1}{(a_1 + A_1) - A_1 s^2} \Rightarrow q_{ins}^s = \frac{p - s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1 (1 - s^2)}$$

$$\Rightarrow q_{ins}^s = \frac{p}{a_1 + A_1 (1 - s^2)} - \frac{s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1 (1 - s^2)}$$

Vergleich der landwirtschaftlichen Angebotsfunktionen (Vergleich von (4.17) und (4.14))

$$q_{ins}^s - q^s = \frac{p}{a_1 + A_1 (1 - s^2)} - \frac{s \sqrt{k_1} \pi}{a_1 + A_1 (1 - s^2)} - \frac{p}{a_1 + A_1} > 0$$

$$\Rightarrow \frac{p(a_1 + A_1) - s \sqrt{k_1} \pi (a_1 + A_1) - p(a_1 + A_1 (1 - s^2))}{(a_1 + A_1 (1 - s^2))(a_1 + A_1)} > 0$$

$$\Rightarrow p(a_1 - a_1 + A_1 - A_1 (1 - s^2)) > s \sqrt{k_1} \pi (a_1 + A_1)$$

$$\Rightarrow rp^2 k_1 s^2 > s \sqrt{k_1} \pi \frac{(a_1 + A_1)}{p} = s \sqrt{k_1} \pi \frac{1}{q^s}$$

$$(4.27) \quad \Rightarrow rp^2 q^s \sqrt{k_1} s > \pi$$

Änderung der landwirtschaftlichen Angebotsfunktion

Zunächst die optimalen Mengen ohne Versicherung

$$\begin{aligned}
 q_1^* &= \frac{p}{a_1 + A_1} > \frac{p}{a_2 + A_2} = q_2^* \\
 (4.28) \Rightarrow a_2 + A_2 &= 0.5a_1 + 2A_1 > a_1 + A_1 \\
 \Rightarrow A_1 &= rp^2k_1 > 0.5a_1
 \end{aligned}$$

Die optimalen Mengen mit Versicherung

$$\begin{aligned}
 q_{Ins}^s &= \frac{p}{a_1 + A_1(1-s^2)} - \frac{s\sqrt{k_1}\pi}{a_1 + A_1(1-s^2)} \\
 q_{2,Ins}^s &= \frac{p - s\sqrt{2k_1}\pi}{0.5a_1 + 2A_1(1-s^2)} > q_{1,Ins}^s = \frac{p - s\sqrt{k_1}\pi}{a_1 + A_1(1-s^2)} \\
 \Rightarrow (p - s\sqrt{2k_1}\pi)(a_1 + A_1(1-s^2)) &> (p - s\sqrt{k_1}\pi)(0.5a_1 + 2A_1(1-s^2)) \\
 \Rightarrow a_1p + A_1(1-s^2)p - a_1s\sqrt{2k_1}\pi - A_1(1-s^2)s\sqrt{2k_1}\pi & \\
 > 0.5a_1p + 2A_1(1-s^2)p - 0.5a_1s\sqrt{k_1}\pi - 2A_1(1-s^2)s\sqrt{k_1}\pi & \\
 \Rightarrow a_1(p - 0.5p - s\sqrt{2k_1}\pi + 0.5s\sqrt{k_1}\pi) &> A_1(1-s^2)(2p - p - 2s\sqrt{k_1}\pi + s\sqrt{2k_1}\pi) \\
 \Rightarrow \frac{a_1}{A_1} > \frac{(1-s^2)(p + (\sqrt{2}-2)s\sqrt{k_1}\pi)}{(0.5p + (0.5-\sqrt{2})s\sqrt{k_1}\pi)} &= B = f_{(p,s,k,\pi)} \\
 (4.29)
 \end{aligned}$$

Unter der Annahme, dass der Nenner der rechten Seite positiv ist.

Anhang zu Kapitel 4.5

Umformung der Bedingung $q^{s_{soz}} > q^s$ (Gleichung (4.19))

Aus der optimalen Produktionsmenge ohne Versicherung folgt für die Ungleichung Bedingung $q^{s_{soz}} > q^s$

$$\begin{aligned}
 q_{soz}^s - q^s &= \frac{p_{soz}}{a_1 + rp_{soz}^2k_1\Pi_L^2} - \frac{p}{a_1 + rp^2k_1} > 0 \\
 \Rightarrow \frac{a_1 + rp^2k_1}{a_1 + rp_{soz}^2k_1\Pi_L^2} &> \frac{p}{p_{soz}} \quad \text{mit } \Pi_L^2 = \left(\frac{L}{L+N}\right)^2 \\
 (4.30)
 \end{aligned}$$

Umformung der Bedingung $q^{ss_{soz}} > q^{ss}$ (Gleichung (4.20))

Werden Preis- und Produktionsrisiko simultan berücksichtigt, so müssen bei der privat optimalen Produktionsmenge im Vergleich zu (4.30) noch das Preisrisiko $\text{var}[\tilde{p}]$ und die Kovarianz zwischen Preis- und Menge $\text{cov}[\tilde{p}, \tilde{q}]$ berücksichtigt werden. Wir erhalten

$$(4.31) \quad q^{ss} = \frac{p}{a_1 + r(p^2 k_1 + \text{var}[\tilde{p}] + p \text{cov}[\tilde{p}, \tilde{q}])} \quad \text{mit } p = E[\tilde{p}]$$

Vereinfachend wird angenommen, dass lediglich die Erwartungswerte berücksichtigt werden, wenn der Preis oder die Menge als Multiplikatoren auftauchen.

Analog ergibt sich das soziale Optimum. Es ist zu berücksichtigen, dass der soziale Grenzerlös nicht unbedingt dem Preis entspricht und deshalb auch eine Funktion der Menge ist.

$$(4.32) \quad q_{soz}^{ss} = \frac{p_{soz}}{a_1 + r\Pi_L^2 \left(k_1 \left(p_{soz}^2 + p_{soz} \frac{\partial p_{soz}}{\partial q^{ss}} q_{soz}^{ss} \right) + \text{var}[\tilde{p}_{soz}] + p_{soz} \text{cov}[\tilde{p}_{soz}, \tilde{q}] \right)}$$

mit $p_{soz} = E[\tilde{p}_{soz}]$

Es wird angenommen, dass die Preisflexibilität des Angebots und analog die Kovarianz zwischen Preis und zufälliger Produktionsmenge unabhängig von der geplanten Produktion sind. Wir erhalten dann

$$(4.33) \quad q_{soz}^{ss} = \frac{p_{soz}}{a_1 + r\Pi_L^2 \left(k_1 p_{soz}^2 (1 + \varepsilon^{-1}) + \text{var}[\tilde{p}_{soz}] + p_{soz} \text{cov}[\tilde{p}_{soz}, \tilde{q}] \right)}$$

mit
$$\varepsilon^{-1} = \frac{\partial p_{soz}}{\partial q^{ss}} \frac{q_{soz}^{ss}}{p_{soz}}$$

Um zu prüfen, ob die sozial optimale Produktionsmenge größer ist als die private, vergleichen wir

$$(4.34) \quad \frac{p_{soz}}{a_1 + r\Pi_L^2 \left(k_1 p_{soz}^2 (1 + \varepsilon^{-1}) + \text{var}[\tilde{p}_{soz}] + p_{soz} \text{cov}[\tilde{p}_{soz}, \tilde{q}] \right)} > \frac{p}{a_1 + r(p^2 k_1 + \text{var}[\tilde{p}] + p \text{cov}[\tilde{p}, \tilde{q}])}$$

$$\frac{a_1 + r(p^2 k_1 + \text{var}[\tilde{p}] + p \text{cov}[\tilde{p}, \tilde{q}])}{a_1 + r\Pi_L^2 \left(k_1 p_{soz}^2 (1 + \varepsilon^{-1}) + \text{var}[\tilde{p}_{soz}] + p_{soz} f_{(\varepsilon^{-1})} \right)} > \frac{p}{p_{soz}}$$

mit $f_{(1/\varepsilon)} = \text{cov}[\tilde{p}_{soz}, \tilde{q}]$ und
$$\frac{\partial f_{(1/\varepsilon)}}{\partial \tilde{q}} > 0$$
.

5 Methoden der Risikoanalyse

Nach der theoretischen Analyse des Marktes für Ertragsversicherungen in den ersten Kapiteln werden jetzt Methoden vorgestellt, mit denen im Folgekapitel empirisch untersucht wird, ob Regionalertragsversicherungen und Hofertragsversicherungen das Ertragsrisiko für landwirtschaftliche Betriebe einer westdeutschen Stichprobe verringern können.

Notwendige Bedingung für eine Nachfrage nach Ernteversicherungen sind risikoaverse Präferenzen der Landwirte. Es wird angenommen, dass die Landwirte ihre Produktion unabhängig vom Versicherungsabschluss planen. Eine Versicherung erhöht die Wohlfahrt der Landwirte dann nur, weil ihr landwirtschaftliches Einkommen mit einer Versicherung weniger risikobehaftet ist als ohne.

Diese Annahme ist restriktiv, weil zu erwarten ist, dass der Abschluss von Versicherungen Landwirte bewegen könnte, ihre Produktion zu ändern, um einen höheren Gewinn zu erzielen.⁶⁹ So ist es denkbar, dass der Anteil relativ risikoreicher Kulturen mit höherem Deckungsbeitrag erhöht wird, da die Versicherung das zusätzliche Risiko kompensiert. Das Gesamtrisiko des Produzenten steigt nicht, wohl aber der Erwartungswert des Gewinns. Letztlich können Risikomanagementmaßnahmen, wie z.B. Diversifikation, reduziert werden, wenn ihre Kosten, z.B. der Verzicht auf erwarteten Deckungsbeitrag, höher sind als die Kosten der Versicherung. Diese mögliche Substitution kann einen erheblichen Nutzen für den Landwirt haben und damit seine Nachfrage nach Versicherungen beeinflussen. In der Literatur haben sich zwei Richtungen herausgebildet, den Substitutionseffekt zu erfassen.

Normative Programmierungsmodelle bestechen durch exakte Lösungen und Flexibilität, verschiedenste Szenarien abzubilden. BERG (2002) hat ein Programmierungsmodell für die Versicherungsentscheidungen eines rheinischen Ackerbaubetriebes erarbeitet.⁷⁰

Ökonometrische Modelle haben im Gegensatz dazu den Vorteil, dass sie weniger Annahmen über die Zielfunktion und Präferenzen der Subjekte, die Parameter der Technologie und über die „repräsentativen“ bzw. „durchschnittlichen“ Bedingungen treffen müssen. Sie sind stärker Daten getrieben und müssen eine hinreichend große Anzahl von Wirtschaftssubjekten umfassen.

⁶⁹ Moral hazard und adverse Selektion seien hier ausgeschlossen.

⁷⁰ Ein Doktorand (Herr Thomas Gehrke) an seinem Lehrstuhl wendet diesen Modellansatz zur Zeit auf brandenburgische Verhältnisse an. Der Verfasser der vorliegenden Arbeit hat mehrfach mit Herrn Gehrke gesprochen und ist überzeugt, dass noch eine zusätzliche Anwendung dieses Ansatzes wenig Neues zutage fördern würde und wahrscheinlich nur von begrenztem wissenschaftlichen Wert wäre.

Der ökonometrische Ansatz bezieht sich bisher auf Szenarien mit unvollständigen Kapitalmärkten in Entwicklungsländern (GAUTAM et al. (1994), SAKURAI, REARDON (1997)) und ist daher für europäische Verhältnisse nicht geeignet. Der Wert der Versicherung bestimmt sich aus dem Wertgrenzprodukt der Faktoren, die aufgrund von Marktbeschränkungen nicht im optimalen Umfang eingesetzt werden können. Die Versicherung dient der intertemporalen Optimierung der Produktion. Sie substituiert teilweise Sparen und Kreditaufnahme, die in Entwicklungs- und Transformationsländern mengenmäßig rationiert sein können. Zudem kann der Ansatz nur Aussagen über ein Nachfragepotenzial für den Durchschnitt der untersuchten Betriebe treffen. Für einzelbetriebliche Aussagen sind die Elastizitäten der Produktionsfunktionen der einzelnen Betriebe notwendig. Allerdings stehen solch detaillierte Betriebsdaten nicht zur Verfügung.

Da eine Produktionsanpassung aufgrund der Substitution der bisherigen Risikomaßnahmen durch die Versicherung nur erfolgen kann, wenn die Versicherung das Risiko der ursprünglichen Produktion verringern würde, ist der empirische Nachweis einer Risikoreduktion durch Versicherungen eine notwendige Bedingung für die Bestimmung der Nachfrage nach Ertragsversicherungen. Ziel des Folgekapitels ist die empirische Prüfung, ob diese notwendige Bedingung erfüllt ist. Sollte sie erfüllt sein, ergäbe sich weiterer Forschungsbedarf, um die Möglichkeiten von Produktionsanpassungen zu modellieren und empirisch zu prüfen. Ein theoretisches Modell mit der Möglichkeit von Produktionsanpassungen unter Risiko stammt von CHAMBERS und QUIGGIN (2001). Empirische Anwendungen scheinen daraus aber nur bedingt möglich. Denn die Autoren nehmen an, dass Produktionstechnologie abhängig vom Zustand der Natur ist, der sich in einer Periode einstellt und zwischen den Perioden stochastisch ist.

Nach einer Einordnung in die Literatur werden im Folgenden drei Methoden zur Risikoanalyse vorgestellt, und zwar das Erwartungsnutzenkonzept, das Erwartungswert-Varianz-Verfahren und das Konzept der stochastischen Dominanz. Ihre Eignung für die Untersuchung der Reduktion von Ertragsrisiken durch Versicherungen wird eingehend diskutiert. Am Ende wird das Verfahren des Bootstrapping dargelegt, mit dem Verteilungen einer Zielgröße generiert werden können, ohne Annahmen über Verteilungsform und -parameter treffen zu müssen. So ermöglicht Bootstrapping die Durchführung statistischer Tests ohne Verteilungsannahmen.

5.1 Einordnung in die empirische Literatur zur Risikoanalyse von Ertragsversicherungen

Als Einstieg in den empirischen Teil dieser Arbeit werden zunächst die wichtigsten Veröffentlichungen zur empirischen Risikoanalyse von Ertragsversicherungen vorgestellt und kritisch gewürdigt. Aus der Kritik und bisher nicht bearbeiteten Fragestellungen werden dann Weiterentwicklungen und neue Ansätze für die empirische Analyse von

Ertragsrisiken und Ertragsversicherungen abgeleitet, die nachfolgend in den Kapiteln 5.2 bis 5.5 erarbeitet und im anschließenden Kapitel 6 umgesetzt werden.

Literatur

Da die Risikoreduktion hypothetischer Versicherungen geprüft werden soll, sind sämtliche Ansätze unbrauchbar, die z.B. die Nachfrage nach existierenden Versicherungen untersuchen oder den Anteil versichernder Landwirte zu erklären versuchen. Diese Literatur findet sich im Kapitel 2.1 über Informationsasymmetrien (GOODWIN (1993), COBLE et al. (1996), SMITH und BAQUET (1996)). Sie ist für die quantitative Evaluierung hypothetischer Versicherungen kaum brauchbar, weil eine quantitative Prognose der Informationsasymmetrien für eine vollkommen neue Versicherung nicht möglich erscheint.

Die wichtigsten Arbeiten, die als Grundlage für die Lösung des empirischen Problems der vorliegenden Untersuchung dienen, stammen von MIRANDA (1991), SMITH et al. (1994) sowie MAHUL und VERMERSCH (2000). Da NAYAK und TURVEY (2000) den gleichen Ansatz wie die drei vorgenannten Arbeiten verwenden, aber keine betrieblichen Daten nutzen, wird ihre Arbeit nicht detailliert vorgestellt. Sie berücksichtigen neben dem Ertragsrisiko auch Preis- und Währungsrisiken.

MIRANDA (1991) entwirft das grundlegende Modell, das letztlich auf ein klassisches Hedgingmodell reduziert werden kann (siehe unten). Er unterstellt Nutzenmaximierer, deren Nutzen vollständig mit dem Erwartungswert und der Varianz abgebildet werden kann. Für 102 Sojabohnenanbauer aus Kentucky vergleicht er eine Hofversicherung mit einer Regionsversicherung. Die Produktion wird exogen vorgegeben, die Versicherungen sind fair, und damit wählt jeder Landwirt die Versicherungsdeckungen so, dass die Varianz aus Erträgen und Versicherungsentschädigungen minimiert wird. Aus MIRANDAS Ertragsreihen über 15 Jahre ergibt sich eine durchschnittliche prozentuale Varianzreduktion von 31% für die Hoferversicherung, der ein Strike-Ertrag von 75% des Erwartungswertes und 100% Schadensdeckung zugrunde gelegt wird, und von 39% für die Regionsversicherung, die auf einem Strike-Ertrag von 95% des Erwartungswertes und frei wählbarer Deckung basiert.

SMITH et al. (1994) variieren in ihrer Untersuchung für 123 Weizenanbauer in Montana über zehn Jahre nicht nur die Deckungen, sondern auch den Strike-Ertrag für eine Regionsversicherung. Wenn beides frei wählbar ist, reduziert sich die Varianz im Durchschnitt der Betriebe um fast zwei Drittel. Ein Vergleich mit MIRANDA ist nicht möglich, weil SMITH et al. in allen Szenarien verschiedene Strike-Erträge zulassen. Zudem berücksichtigen sie in ihren Vergleichen nicht, dass der Landwirt zwei Größen wählen kann. So kann die zusätzliche Varianzreduktion nie negativ sein, wenn zusätzlich zur Wahl des Strike-Ertrages auch die Versicherungsdeckung frei wählbar ist. SMITH et al. führen solche Vergleiche ohne Korrektur der Varianzreduktion um Freiheitsgrade durch, obwohl sie nur zehn Beobachtungen je Betrieb haben. Zwei Hofversicherungen mit einem Strike-Ertrag von

75% bzw. 90% des Erwartungswertes erreichen durchschnittliche Varianzreduktionen von 47% bzw. 64%.

MAHUL und VERMERSCH (2000)⁷¹ berechnen für 124 französische Weizenanbauer auf einer Zehnjahresbasis wie MIRANDA und SMITH et al. die prozentuale Varianzreduktion für eine Regionsversicherung mit einem Strike-Ertrag in Höhe des Erwartungswertes und für zwei Hofversicherungen mit 90% bzw. 100% des Erwartungswertes. Allerdings beschreiben sie keine Durchschnittsergebnisse, sondern nur jeweils fünf scheinbar willkürlich ausgewählte Betriebe aus den vier Teilregionen des Untersuchungsgebietes. Neu ist die Alternative, auch einen Futureskontrakt anzubieten, der auf dem Ertrag einer Region basiert. Allerdings ergibt sich aufgrund theoretischer Überlegungen, dass ein Future eine höhere Varianzreduktion ermöglicht als eine Option, die auf dem selben Index basiert. Denn die Option gleicht nur niedrige Erträge aus, der entsprechende Future aber auch hohe. Eine Regionalertragsversicherung ist nichts anderes als eine Option basierend auf dem Regionalertrag.

MAHUL und VERMERSCH treffen keine Aussagen über statistische Signifikanz. Aber sie liefern als einzige Informationen, die solche Schlüsse zulassen. So ist die Varianzreduktion der Futures für alle berichteten Betriebe mindestens auf dem 90%-Niveau signifikant.⁷² Daraus kann nicht gefolgert werden, dass die Regionsversicherungen, die auf dem selben Ertrag beruhen, auch eine signifikante Reduktion ermöglichen. Denn bei der Versicherung wären etliche Beobachtungen null (die Jahre, in denen keine Entschädigung gezahlt wird), so dass die Ergebnisse einer Kleinst-Quadrate-Regression verzerrt sind.

MAHUL und VERMERSCH sind auch die einzigen, die „echte“ Regionserträge heranziehen. Die beiden anderen Arbeiten generieren die Regionserträge als jährliche Durchschnitte⁷³ der Betriebserträge ihrer Stichprobe.

Einordnung der vorliegenden Analyse

Die Schwächen der zitierten Arbeiten liegen in zwei Bereichen. Zum einen fehlt eine statistische Absicherung der Ergebnisse fast vollständig. Es ist daher bisher unmöglich, eine Entscheidung darüber zu treffen, ob Regions- oder Hofertragsversicherungen für die untersuchten Landwirte eine bessere Risikoreduktion ermöglicht hätten. Zum anderen sind die zugrundeliegenden Verhaltensannahmen der Landwirte nur unzureichend theoretisch fundiert.

In der vorliegenden Arbeit wird die Risikoreduktion verschiedener Versicherungen statistisch abgesichert verglichen. Es sollen nicht nur Regions- und Hofversicherungen verglichen werden, sondern auch unterschiedliche Kombinationen von Regionsversicherungen, weil im Gegensatz zu den bisherigen Arbeiten nicht nur Einproduktunternehmen, sondern auch landwirtschaftliche Betriebe mit mehreren

⁷¹ Tabelle 2 in ihrer Arbeit ist fehlerhaft. Die Autoren senden auf Anfrage eine korrigierte Version per email.

⁷² Sie berichten die t-Werte der Regressionen der Hoferträge auf die Regionserträge.

⁷³ Bei SMITH et al. mit den Flächen gewichtet, MIRANDA gibt dazu keine Hinweise.

Ackerfrüchten untersucht werden. Da – wie unten noch dargelegt – Verteilungsannahmen über Erträge problematisch sind,⁷⁴ wird ein verteilungsunabhängiges Simulationsverfahren verwendet, das sogenannte Bootstrapping. Es liefert Verteilungen der zu untersuchenden Größen, die im Gegensatz zu den obigen Arbeiten zumindest teilweise um Freiheitsgrade korrigiert werden. Es kann dann auf signifikante Unterschiede der Risikoreduktion durch unterschiedliche Versicherungen geprüft werden. Die unten noch vorzustellende Testprozedur auf statistische Signifikanz der stochastischen Dominanz zweiten Grades ist schärfer als die einzig geeignet erscheinende Alternative in der Literatur.

Alle Arbeiten unterstellen, dass der Nutzen der Landwirte durch Erwartungswert und Varianz hinreichend genau dargestellt werden kann. Es ist bisher in der Literatur nicht gelungen, ein Konzept für die Risikoanalyse vorzulegen, das nicht zumindest in Teilaspekten kritisiert wird. Aber es darf wohl behauptet werden, dass das Erwartungsnutzenkonzept ein brauchbares Werkzeug in der Risikoanalyse darstellt und weitaus besser theoretisch fundiert ist als die Annahme von Erwartungswert-Varianz-Präferenzen. Eine umfangreiche Literatur hat Bedingungen erarbeitet, unter denen das einfacher einzusetzende Erwartungswert-Varianz-Verfahren konsistent mit dem Erwartungsnutzenkonzept ist.

Wie im Kapitel 5.3 detailliert dargestellt – und seit langem in der Literatur bekannt – gilt die Konsistenz sinnvoller Weise nur, wenn die Daten bestimmte Eigenschaften erfüllen. Für Ertragsdaten gibt es erhebliche empirische Zweifel, für Versicherungsentschädigungen können diese Dateneigenschaften aus theoretischen Überlegungen ausgeschlossen werden. Daher wird in der vorliegenden Arbeit zusätzlich zur konventionellen Erwartungswert-Varianz-Methode das Konzept der stochastischen Dominanz herangezogen. Die Konsistenz mit dem Erwartungsnutzenkonzept kann leicht sichergestellt werden, allerdings muss für die Lösung der Nutzenmaximierung ein numerisches Verfahren konzipiert werden.

Die theoretische Fundierung wird in den nächsten Kapiteln unternommen, bevor im Kapitel 5.4 die stochastische Dominanz und der Lösungsalgorithmus für die Entscheidung des Landwirts vorgestellt werden. Das Bootstrapping für die Vergleiche der Versicherungen folgt im Kapitel 5.5, die empirische Anwendung im Kapitel 6.

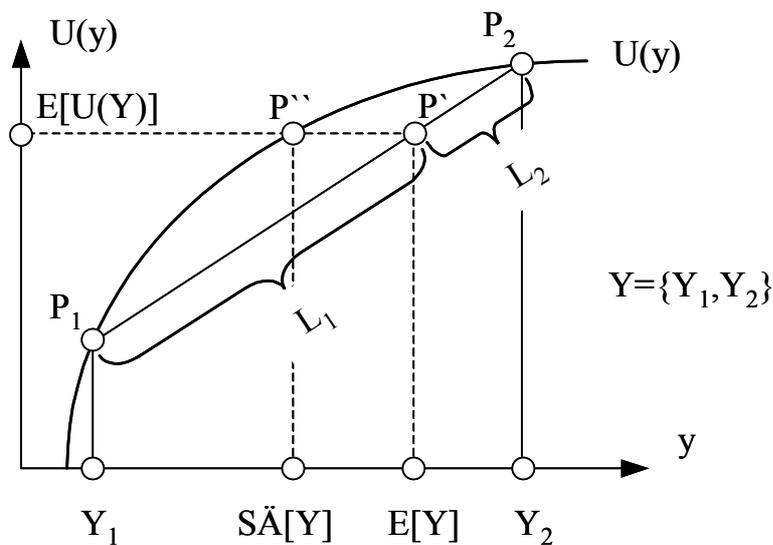
5.2 Das Erwartungsnutzenkonzept

Das Erwartungsnutzenkonzept besagt, dass der Nutzen $U(Y)$ einer Wahlalternative Y mit zufälligen Ergebnissen Y_i dem erwarteten Nutzen über die N Einzelergebnisse $E[U(Y_1), U(Y_2), \dots, U(Y_N)]$ entspricht. $U(Y)$ sei eine konkave, zweifach differenzierbare Nutzenfunktion und Y eine Teilmenge von y , das z.B. Einkommen oder ein anderes Argument einer Nutzenfunktion darstellen kann. Der Erwartungsnutzen entspricht dann den aufsummierten, mit ihren Eintreffenswahrscheinlichkeiten gewichteten Nutzen der Zufallsergebnisse.

⁷⁴ Lediglich MAHUL und VERMERSCH treffen Verteilungsannahmen, die ihnen die unten diskutierte Konsistenz zweier Konzepte sicherstellt. Sie prüfen ihre Daten aber nicht auf diese Annahme.

Werden diese Ergebnisse Y_i in Geldeinheiten gemessen, so kann man einen Geldbetrag aus dem Erwartungsnutzen ableiten, das sogenannte Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}[Y]$. Es spiegelt den Geldbetrag wider, der bei absoluter Sicherheit den selben Nutzen stiftet wie die Risiko behaftete Alternative Y . Eine Person ist bei der Wahl zwischen diesem Geldbetrag ohne Risiko und der Alternative mit Risiko indifferent. Das Sicherheitsäquivalent ist niedriger als der Erwartungswert der Einzelergebnisse $E[Y]$.⁷⁵ Diese Differenz entspricht der maximalen Zahlungsbereitschaft, die eine Person aufbringen würde, um das Risiko der Alternative Y vollständig eliminieren zu können.

Abbildung 5.1 Bestimmung des Erwartungsnutzens



Eigene Darstellung⁷⁶

In Abbildung 5.1 lässt sich das Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}[Y]$ zweier möglicher Zufallsergebnisse $Y = \{Y_1, Y_2\}$ grafisch bestimmen, indem ihre Punkte auf der Nutzenfunktion $U(y)$ verbunden und die resultierende Strecke P_1P_2 im Verhältnis der Eintreffenswahrscheinlichkeiten geteilt wird. Das Längenverhältnis L_1/L_2 entspricht also der Wahrscheinlichkeit für Y_1 geteilt durch die Wahrscheinlichkeit für Y_2 . Da die Strecke P_1P_2 aus Linearkombinationen von P_1 und P_2 gebildet wird, hat der Teilungspunkt P' die Erwartungswerte der Koordinaten von P_1 P_2 , nämlich $E[\{Y_1, Y_2\}]$ und $E[\{U(Y_1), U(Y_2)\}]$, als Koordinaten. Von P' geht man parallel zur Abszisse auf die Nutzenfunktion zum Punkt P'' , der zum einen durch den Erwartungsnutzen $E[U(Y)]$ definiert ist und zum anderen durch das Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}[Y]$.

Dieses Vorgehen lässt sich auf N Ergebnisse übertragen, wenn sukzessive Teilsicherheitsäquivalente für zwei Ergebnisse bestimmt und von diesen dann weitere Teilsicherheits-

⁷⁵ Es entspricht dem Erwartungswert, wenn man ungewöhnlicherweise einen konstanten Grenznutzen des Geldes oder eine Einpunktverteilung der möglichen Ergebnisse annimmt. Allerdings ist in beiden Fällen eine Risikoanalyse unnötig.

⁷⁶ Ähnliche Darstellungen lassen sich z.B. bei SINN (1980), HANF (1991) sowie BRANDES und ODENING (1992) finden.

äquivalente gebildet werden, bis am Ende aus den letzten beiden Teilsicherheitsäquivalenten das gesuchte Sicherheitsäquivalent abgeleitet werden kann.

Axiomatische Fundierung

Die konsistente Anwendung des Erwartungsnutzenkonzepts geht von spezifischen Annahmen (Axiomen) über das Verhalten und die Präferenzen der entscheidenden Subjekte aus. Die axiomatische Fundierung soll an dieser Stelle nach SINN (1980) bzw. HANF (1991) erfolgen.

1. Ordnungsaxiom:

Es existiert eine vollständige schwache Ordnung über Wahrscheinlichkeitsverteilungen von Periodenendvermögen. Im Fall der Ertragsversicherungen muss eine solche Ordnung über Ernteerträge existieren: Der Landwirt ist immer in der Lage, die verschiedenen Wahrscheinlichkeitsverteilungen, die z.B. aus der Wahl verschiedener Versicherungsdeckungen folgen, so zu bewerten und zu ordnen, dass keine Inkonsistenzen auftreten.

2. Unabhängigkeitsaxiom:

Wenn eine Verteilung A einer zweiten Verteilung B vorgezogen wird, so wird die Verteilung $(w * A, (1-w) * C)$ auch der Verteilung $(w * B, (1-w) * C)$ für jede beliebige Verteilung C vorgezogen (mit $0 < w \leq 1$). Mit anderen Worten, bedingte Verteilungen führen zu analogen Entscheidungen wie unbedingte Verteilungen.

3. Archimedisches Axiom:

Für die Kombination zweier zufälliger Vermögensausprägungen existiert genau ein drittes, sicheres Vermögen, das äquivalent zu den zufälligen Vermögensausprägungen ist und zwischen jenen liegt.

4. Nichtsättigungsaxiom:

Ein höheres Vermögen hat stets einen höheren Nutzen als ein niedrigeres. Ein höheres Vermögen wird deshalb stets einem niedrigeren vorgezogen.

Diese Axiome werden als hinreichend gültig für das Problem der Ertragsversicherungen angenommen. Alle dem Verfasser bekannten Modelle, die eine Optimalversicherung ableiten (siehe Kapitel 4.2), basieren auf dem Erwartungsnutzenkonzept. Empirische Untersuchungen basieren ebenfalls auf dem Erwartungsnutzenkonzept bzw. erfüllen noch nicht einmal seine Annahmen (siehe unten).

Prämie für Ertragsversicherungen

Aus dem Erwartungsnutzenkonzept lässt sich der Nutzen risikoverringender Produkte für ein Wirtschaftssubjekt analysieren. Für die vorliegende Arbeit muss also die Risikoreduktion durch Ernteversicherungen analysiert werden. Der Nutzen der Risikoreduktion kann dann in Nachfrage des Landwirts nach Ertragsversicherungen münden.

Da die Ernteversicherungen aber nicht alle Schwankungen ausgleichen, sondern nur die relativ schlechten Ernten, bleiben Schwankungen im Bereich der hohen Erträge bestehen. Die klassischen Modelle der Erwartungsnutzentheorie, z.B. SINN (1980, S. 84), können nicht angewendet werden, da sie sich auf Schadensversicherungen beziehen. Es wird dabei angenommen, dass das Vermögen im Nichtschadensfall immer gleich ist und jeder Schaden komplett ausgeglichen wird. Daher eliminieren sie – bis auf Selbstbeteiligungen am Schaden – das Risiko vollständig.

Im Gegensatz zur klassischen Schadensversicherung gleicht eine Ernteversicherung einer Put-Option am Finanzmarkt, die einem Hedger auch nur die niedrigen Kurse unterhalb des Ausübungskurses ausgleicht und daher Schwankungen nicht vollständig eliminiert.

Zunächst wird angenommen, dass kein Basisrisiko vorliegt, also nur Versicherungen angeboten werden, die sich direkt auf den Ertrag beim einzelnen Landwirt beziehen. In Abbildung 5.2 ist eine Versicherung unterstellt, die jeden Mindererlös ($\text{Min}^* - y$) ausgleicht⁷⁷ und für jede Periode die Prämie π verlangt. Der Landwirt wird diese Versicherung abschließen, wenn das Sicherheitsäquivalent mit Versicherung $\text{SÄ}[Y^*]$ höher ist als ohne Versicherung $\text{SÄ}[Y]$.

Die gestrichelten Linien stellen die Situation ohne Versicherung analog zu Abbildung 5.1 dar. Um grafisch von der Verteilung der Ernteerlöse Y mit den zugehörigen Punkten P_1, P_2 zur Verteilung der Erlöse mit Versicherung Y^* zu kommen, muss jeder Erlös nach Gleichung (5.1) unterhalb des Strike-Ertrages Min^* durch Min^* ersetzt und anschließend von jedem Erlös die Prämie π abgezogen werden.

$$(5.1) \quad Y_i^* = \begin{cases} Y - \pi, & Y \geq \text{Min}^* \\ \text{Min}^* - \pi, & Y < \text{Min}^* \end{cases}$$

Das Sicherheitsäquivalent wird nun bestimmt, indem zunächst die zu zahlende Prämie vom Erwartungswert von Y $E[Y]$ abgezogen wird; wir erhalten $E[Y^*]$. Über die Risikonutzenfunktion können wir an der Abszisse das entsprechende Sicherheitsäquivalent $\text{SÄ}[Y^*]$ ablesen. In der dargestellten Situation würde der Landwirt die Versicherung abschließen, da sein Erwartungsnutzen bzw. sein Sicherheitsäquivalent gestiegen ist.

Dass eine höhere Prämie zu einem niedrigeren Erwartungsnutzen als $E[U(Y^*)]$ führt, kann man sich leicht vorstellen. Denn die Strecke zwischen den beiden neuen Punkten auf der Risikonutzenfunktion verläuft im Vergleich zu $P_1^*P_2^*$ steiler und ist in Richtung zur Ordinate verschoben. Eine Senkung der Versicherungsgrenze würde die Strecke im Punkt P_2^* nach rechts drehen und damit den Erwartungsnutzen für den Landwirt senken.

⁷⁷ Es werden deterministische Preise angenommen.

124 ff). In der englischsprachigen Literatur hat sich MEYER (1987) durchgesetzt, dem die Arbeiten SINNS und anderer offensichtlich unbekannt waren (SINN (1989), Kommentar zu MEYER (1987)).

Dazu wird gesetzt

$$(5.2) \quad E[U(Y)] = E[U(\mu + \sigma Z)] \text{ mit } Z = \frac{Y - \mu}{\sigma} \Rightarrow E[Z] = 0 \text{ und } \text{std}[Z] = 1.$$

Z geht also aus der Standardisierung von Y hervor. Der Beweis ist somit nur für die Y gültig, deren Standardisierung zu einer identischen Verteilung Z mit Erwartungswert null und Standardabweichung Eins führt. Die Verteilungen der zu vergleichenden Alternativen müssen daher linearen Verteilungsklassen angehören, da sie sich nur durch lineare Transformation voneinander unterscheiden. MEYER spricht hier von der location-scale-condition, da die Verteilungen nur in ihrem Lageparameter μ bzw. ihrer Skala σ variieren. Sollte U nicht stetig verlaufen, muss Z auf den stetigen Bereich von U beschränkt werden.

Für die Steigung einer Indifferenzkurve des Erwartungsnutzens bezogen auf μ und σ erhält man zunächst die partiellen Differentiale

$$(5.3) \quad \frac{\delta U}{\delta \mu} = E[U'(\mu + \sigma Z)] \text{ sowie } \frac{\delta U}{\delta \sigma} = E[ZU'(\mu + \sigma Z)]$$

Da sich $E[U]$ annahmegemäß auf einer Indifferenzkurve nicht ändert, lautet die Steigung der Indifferenzkurve

$$(5.4) \quad \frac{d\mu}{d\sigma} = -\frac{\delta U}{\delta \sigma} \frac{\delta \mu}{\delta U} = -\frac{E[ZU'(\mu + \sigma Z)]}{E[U'(\mu + \sigma Z)]} > 0$$

Es muss gezeigt werden, dass Gleichung (5.4) gilt. U' ist annahmegemäß positiv, damit ist der Nenner positiv. Allerdings wird U' auch immer kleiner bei steigendem Wert seines Argumentes. Mit $E[Z] = 0$ gemäß Definition folgt, dass der Zähler negativ ist. Denn es gilt

$$(5.5) \quad -\sum g_i * Z_i^- * \text{prob}(Z_i^-) = \sum g_j * Z_j^+ * \text{prob}(Z_j^+)$$

mit $Z = \begin{cases} Z_i^-, & \text{wenn } Z \leq 0 \\ Z_j^+, & \text{wenn } Z > 0 \end{cases}$,

$$g_{i,j} = c \text{ wenn } E[Z] = 0$$

Allerdings werden im Zählerterm von (5.4) nicht wie in (5.5) alle Z gleich, sondern mit U' gewichtet. Da U' jedoch fällt, sind alle Gewichtungsfaktoren g_i für die negativen (also kleineren) Z größer als das größte Gewicht $\max[g_j]$ für die positiven Z. Folglich muss der Zähler negativ sein. Damit ist der gesamte Term positiv und der Erwartungswert muss ansteigen, wenn die Standardabweichung ansteigt und der Nutzen konstant bleiben soll. Dies ist äquivalent zu risikoaversen Verhalten.

Die Krümmung der Indifferenzkurve leitet sich wie folgt her. Für zwei Punkte (μ_1, σ_1) , (μ_2, σ_2) , die auf der selben Indifferenzkurve liegen, gilt bei einer strikt konkaven

Nutzenfunktion für beliebige Z , dass der Durchschnitt der Nutzen in diesen Punkten kleiner ist als der Nutzen des Durchschnitts der beiden Nutzenargumente.

Als Erwartungswerte erhalten wir

$$(5.6) \quad \frac{E[U(\mu_1 + Z\sigma_1)]}{2} + \frac{E[U(\mu_2 + Z\sigma_2)]}{2} < E\left[U\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{2} + \frac{\sigma_1 + \sigma_2}{2}Z\right)\right].$$

Da beide Punkte auf der selben Indifferenzkurve liegen, folgt

$$(5.7) \quad E[U(\mu_1 + Z\sigma_1)] = E[U(\mu_2 + Z\sigma_2)] < E\left[U\left(\frac{\mu_1 + \mu_2}{2} + \frac{\sigma_1 + \sigma_2}{2}Z\right)\right].$$

Dies impliziert eine positive Krümmung der Indifferenzkurve. Denn die rechte Seite der Ungleichung ist eine Linearkombination beider Punkte mit gleichem Gewicht, oder grafisch ausgedrückt, die Mitte einer Strecke zwischen beiden Punkten. Da sie aber wegen des Kleiner-Zeichens ausschließlich oberhalb der Indifferenzkurve verläuft, muss diese nach oben gekrümmt verlaufen.

Damit ist gezeigt, dass zwischen zwei Verteilungen anhand des EV-Kriteriums konsistent mit dem Erwartungsnutzen diskriminiert werden kann, wenn sowohl die beiden Verteilungen derselben linearen Klasse angehören als auch U stetig verläuft.⁷⁸ Es handelt sich allerdings nur um eine hinreichende, keine notwendige Bedingung.

Lediglich MEYER und RASCHE (1989, 1992) schlagen basierend auf Kolmogorov-Smirnov-Tests ein Verfahren vor, um empirisch auf die Zugehörigkeit zweier Verteilungen zur selben linearen Klasse zu testen. In der weiteren Literatur sind keine Anwendungen dieses Verfahrens zu finden, so dass es kaum überrascht, dass auch in der empirischen Literatur zu Ertragsversicherungen nicht auf die Einhaltung dieser Bedingung getestet wird. Da es sich um ein nichtparametrisches Verfahren handelt, dürfte seine Teststärke bei wenigen Beobachtungen wie im vorliegenden Fall gering sein.

Konsistenz des EV-Verfahrens mit dem Erwartungsnutzenkonzept

Die Konsistenz wird anhand zweier Kriterien diskutiert. LAPAN, MOSCHINI, HANSON (1991) weisen theoretisch inkonsistente Ergebnisse des EV-Verfahrens für den Fall unsicherer Preise und der Absicherung mit Optionen nach. Aus ihrer Analyse folgt, that „mean-variance analysis in general is not consistent with expected utility when options are allowed.“ (LAPAN et al. S. 66). Hofertragsversicherungen sind nichts anderes als Optionen ohne Basisrisiko, und Regionalertragsversicherungen entsprechen Optionen mit Basisrisiko.

⁷⁸ HANSON und LADD (1991) formulieren die Bedingung der Zugehörigkeit zur selben linearen Klassen als monotone lineare Transformation der stochastischen Größe in den stochastischen Anteil des Argumentes der Nutzenfunktion. Anschaulich würde eine nicht monotone Transformation bedeuten, dass sich die Reihung der geordneten Beobachtungen ändern kann. Dann würde sich aber auch die Form der Verteilungsfunktion ändern, und beide Alternativen könnten nicht mehr derselben linearen Klasse angehören.

Also müssen wir schlussfolgern, dass das EV-Verfahren für Ertragsversicherungen im Allgemeinen nicht mit der Erwartungsnutzentheorie konsistente Ergebnisse liefert.

Die folgende zweite Argumentation ist schwächer, da sie nur zeigt, dass die für die Konsistenz hinreichende Bedingung der gemeinsamen linearen Klassen nicht eingehalten wird. Es kann formal gezeigt werden, dass Wahrscheinlichkeitsverteilungen ohne Versicherung und solche, bei denen eine Versicherung unmittelbar auf die unversicherte Verteilung bezogen ist, nicht derselben linearen Klasse angehören bzw. dass die Verteilung mit Versicherung nur unter bestimmten Restriktionen monoton ist.

HANSON und LADD (1991) zeigen, dass ihre Monotoniebedingung⁷⁹ im allgemeinen nicht eingehalten wird, wenn Optionen und Futures ohne Basisrisiko zur Preisabsicherung einer sicheren Produktionsmenge erlaubt sind und bestimmte Kombinationen zwischen Produktionsmenge und Zahl der Optionen bzw. der Futureskontrakte gewählt werden. Dieser Beweis wird im Folgenden auf das vorliegende Versicherungsproblem übertragen, weil die Wahl der optimalen Anzahl von Optionskontrakten ohne Basisrisiko äquivalent zur Wahl der optimalen Deckung bei einer Hofertragsversicherung ist.

Transformation der Erträge in Erlöse

Der versicherte Erlös je Hektar y ist die Summe aus dem Verkaufserlös, einer möglichen Schadenszahlung der Versicherung und der zu zahlenden Prämie π .

$$(5.8) \quad y = p * q + \phi * p * \max[\bar{q} - q, 0] - \phi * p * E[\max[\bar{q} - q, 0]]$$

mit p als Produktpreis, q als physischem Ertrag, \bar{q} als Strike-Ertrag, $\phi \in \mathbb{R}^+$ als Versicherungsdeckung sowie $\pi = p * E[\max[\bar{q} - q, 0]]$.

Für die Ableitungen gilt die Fallunterscheidung

$$(i) \quad \text{für } q < \bar{q} \Rightarrow \frac{\partial y}{\partial q} = (1 - \phi) p \geq 0 \text{ mit } \phi \leq 1$$

$$(ii) \quad \text{für } q \geq \bar{q} \Rightarrow \frac{\partial y}{\partial q} = p$$

Damit kann die Monotoniebedingung nur erfüllt werden, wenn die Versicherungsdeckung den Wert Eins nicht überschreitet, da sonst die Steigung des Erlöses bezogen auf niedrige Erträge negativ wäre. Da der Landwirt überversichert ist, würde der Erlös steigen, je niedriger der Ertrag ist. Wegen moral hazard soll Überversicherung im Folgenden für die Hofertragsversicherungen aber ausgeschlossen sein. Damit gilt die Monotoniebedingung für Hofertragsversicherungen.

HANSON und LADD (1991) akzeptieren Restriktionen, wie eine maximale Versicherungsdeckung von Eins, nicht und zeigen damit, dass die Verteilungen nicht

⁷⁹ Siehe Fußnote 78.

gemeinsamen linearen Klassen angehören. Im Folgenden wird gezeigt, dass bei Regionalertragsversicherungen, wenn also ein Basisrisiko zugelassen wird, die Monotoniebedingung ebenfalls nur unter Restriktionen eingehalten wird. Es gelte für den versicherten Erlös

$$(5.9) \quad y = p * q + \phi * p * \max[\bar{a} - a, 0] + \phi * p * E[\max[\bar{a} - a, 0]]$$

mit

a = Regionalertrag, \bar{a} = Strike-Ertrag,

$$a = \beta_0 + \beta_1 q + u \quad \text{mit } \text{cov}[q, u] = 0, \quad E[u] = 0, \quad \beta_1 \in \mathfrak{R}^+$$

Die partiellen Differentiale für $a \geq \bar{a}$ sind beide größer als null. Sie lauten

$$(5.10) \quad \frac{\partial y}{\partial q} = p \quad \text{und} \quad \frac{\partial y}{\partial a} = \frac{p}{\beta_1}$$

Für $a < \bar{a}$ gilt dies, nur wenn

$$(5.11) \quad \phi < \frac{1}{\beta_1} \quad \text{wegen} \quad \frac{\partial y}{\partial q} = p(1 - \phi * \beta_1) \quad \text{und} \quad \frac{\partial y}{\partial a} = p \left(\frac{1}{\beta_1} - \phi \right)$$

Damit gilt die Monotonie nur, wenn Bedingung (5.11) erfüllt ist. Allerdings wird man in der Realität kaum eine Beschränkung der Deckung für Regionalertragsversicherungen auf den Kehrwert des linearen Schätzers finden, da diese Schätzer betriebsindividuell und stochastisch sind. Damit wird die Monotoniebedingung nach HANSON und LADD bei Regionalertragsversicherungen für viele Betriebe wahrscheinlich nicht eingehalten werden.

Trunkierte Verteilungen

Der folgenden Beweis zeigt, dass Erlösverteilungen mit unterschiedlichen Deckungshöhen der Versicherung nicht der selben linearen Klasse angehören können, weil ihre normierten Verteilungen nicht identisch sind.

Wir betrachten zwei Erlösverteilungen versicherter Erlöse $y_{1,2}$, die sich lediglich durch die Höhe der Versicherungsdeckungen $\phi_{1,2}$ unterscheiden. Zur weiteren Definition der Variablen siehe Gleichung (5.8) auf Seite 96.

$$(5.12) \quad \begin{aligned} y_1 &= q + \phi_1 i - \phi_1 E[i] \\ y_2 &= q + \phi_2 i - \phi_2 E[i] \quad \text{mit} \quad i = \begin{cases} 0, & q \geq \bar{q} \\ \bar{q} - q, & q < \bar{q} \end{cases} \end{aligned}$$

Für die Normierung werden Erwartungswert und Varianz der beiden Erlösverteilungen bestimmt. Bei gegebener Versicherungsdeckung ist die Varianz einer Erlösverteilung ein Skalar.

$$\begin{aligned}
E[y_1] &= E[y_2] = E[q] \\
\text{var}[y_1] &= \text{var}[q] + \phi_1^2 \text{var}[i] + 2 \phi_1 \text{cov}[q, i] = \text{cons} \\
(5.13) \quad \text{var}[y_2] &= \text{var}[q] + \phi_2^2 \text{var}[i] + 2 \phi_2 \text{cov}[q, i] = \text{cons}
\end{aligned}$$

Die Normierung der beiden Erlösverteilungen muss ein konstantes Verhältnis der mittelwertbereinigten Erlöse ergeben, wenn die Verteilungen der selben linearen Klasse angehören.

$$\begin{aligned}
\frac{y_1 - E[y_1]}{\sqrt{\text{var}[y_1]}} &= \frac{y_2 - E[y_2]}{\sqrt{\text{var}[y_2]}} \\
\Rightarrow \frac{y_1 - E[q]}{y_2 - E[q]} &= \frac{\sqrt{\text{var}[y_1]}}{\sqrt{\text{var}[y_2]}} \\
\Rightarrow \frac{q - \bar{q} + \phi_1(i - E[i])}{q - \bar{q} + \phi_2(i - E[i])} &= \frac{\sqrt{\text{var}[y_1]}}{\sqrt{\text{var}[y_2]}} = \text{cons}
\end{aligned}$$

(5.14)

Damit Gleichung (5.14) gilt, muss das Verhältnis der Erlösverteilungen konstant bleiben und damit unabhängig von den Versicherungsdeckungen sein, wenn sich Ertrag und Entschädigung relativ ändern.

$$\begin{aligned}
\frac{q + \phi_1 i}{q + \phi_2 i} &= \frac{aq + b\phi_1 i}{aq + b\phi_2 i} = \text{cons} \\
\Leftrightarrow aq^2 + (a\phi_1 + b\phi_2)iq + b\phi_1\phi_2 i^2 &= aq^2 + (a\phi_2 + b\phi_1)iq + b\phi_1\phi_2 i^2 \\
\Leftrightarrow a\phi_1 + b\phi_2 &= a\phi_2 + b\phi_1 \\
\Leftrightarrow (a - b)\phi_1 &= (a - b)\phi_2 \\
(5.15) \quad \Leftrightarrow \phi_1 &= \phi_2
\end{aligned}$$

Damit ist bewiesen, dass versicherte Erlösverteilungen unter den obigen Annahmen der selben linearen Klasse nur angehören können, wenn ihre Versicherungsdeckungen gleich sind. Da aber zwischen unterschiedlichen Versicherungsdeckungen gewählt werden kann, können die Erlösverteilungen der unterschiedlichen Alternativen nicht der selben linearen Klasse angehören.

Somit bleibt festzuhalten, dass man mit dem EV-Verfahren für Regionalertragsversicherungen zu Ergebnissen kommt, die im Allgemeinen nicht konsistent mit der Erwartungsnutzentheorie sind (nach HANSON und LADD (1991)). Die hinreichende Bedingung für Konsistenz, nämlich die Zugehörigkeit zur selben linearen Verteilungsklasse der zur Wahl stehenden Alternativen, kann für keinen der beiden Versicherungstypen sinnvoll erfüllt werden (siehe Gleichung (5.15)).

Sowohl die mögliche Inkonsistenz als auch die Nichterfüllung der hinreichenden Bedingung der linearen Klasse wurden bisher in der Literatur toleriert, u.a. weisen GARCIA, ADAM und HAUSER (1994) lediglich geringe Fehler des EV-Verfahren in Simulationen für das Hedgen

mit Optionen und Futures nach. Daher wird in der vorliegenden Arbeit zunächst auch so verfahren. Genauso nehmen BASSOCO et al. (1986), MIRANDA (1991), SMITH et al. (1994), MAHUL und VERMERSCH (2000) sowie NAYAK und TURVEY (2000) an, dass die Entscheider in ihren Modellen EV-Präferenzen folgen. **Es kann aber keine Aussage darüber getroffen werden, ob die Ergebnisse mit der Erwartungsnutzentheorie konsistent sind. Im Gegenteil, die Konsistenz erscheint nach den Ergebnissen dieses Kapitels sehr unwahrscheinlich.**

5.4 Die stochastische Dominanz

Ein alternatives Verfahren, das in der empirischen Literatur über Ertragsversicherungen bisher keine Anwendung gefunden hat, ist das Kriterium der stochastischen Dominanz. Es wird insbesondere in der Portfolioanalyse von Finanzanlagen benutzt, wenn viele Anlagealternativen zur Verfügung stehen. Wenn die Portfolioalternativen relativ stark begrenzt sind, wie es in der agrarökonomischen Literatur meist angenommen wird (z.B. Ein-Produkt-Unternehmen mit Hedge- und Versicherungsmöglichkeiten, selten Mehrproduktunternehmen mit Hedgemöglichkeiten) und nur Daten für wenige Perioden zur Verfügung stehen, erscheint das Verfahren der stochastischen Dominanz insbesondere wegen der Sensitivität gegenüber Ausreißerdaten ungeeignet. In der vorliegenden Arbeit soll das Verfahren der stochastischen Dominanz genutzt werden, um Portfolios zu analysieren, die für die agrarökonomische Literatur relativ viele Alternativen aufweisen.

Stochastische Dominanz wird u.a. bei LEVY (1992) umfassend beschrieben. In der vorliegenden Arbeit wird sich auf stochastische Dominanz zweiten Grades beschränkt, da das Verfahren gut operationalisierbar ist und Entscheidungen danach mit dem Erwartungsnutzen konsistent sind. Es muss lediglich ein abnehmender Grenznutzen vorliegen (ROBISON und BARRY (1987), HANF (1991), LEVY (1992)).

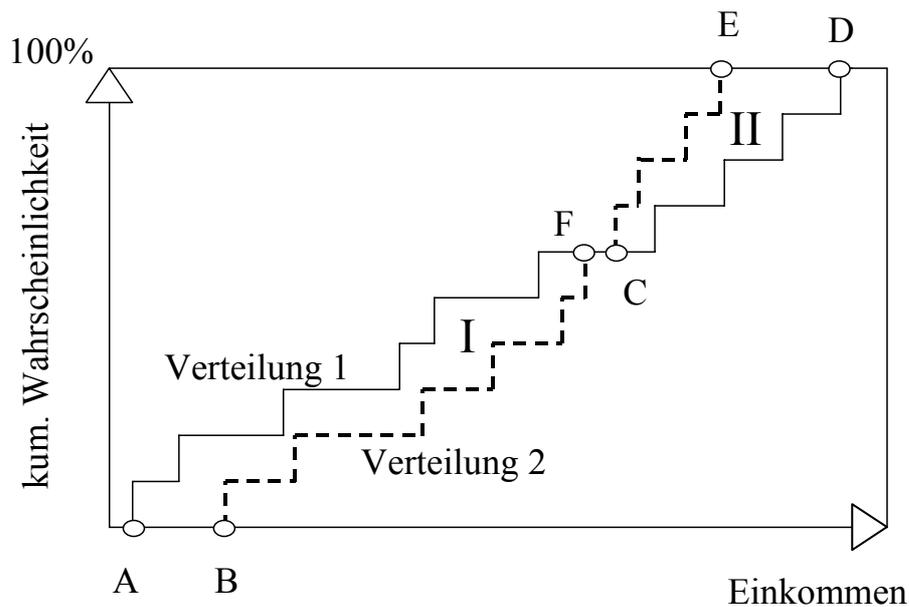
Die in Kapitel 6.3 folgende empirische Anwendung der stochastischen Dominanz ist damit die erste empirische Analyse über die Risikoreduktion von landwirtschaftlichen Ertragsversicherungen, die sicher mit der Erwartungsnutzentheorie konsistent ist.

Eine Alternative A ist zweiten Grades stochastisch dominant über Alternative B, wenn das Integral der Differenz der dazugehörigen Verteilungsfunktionen G_B und F_A nicht negativ ist und mindestens eine positive Differenz zwischen den Verteilungen vorliegt (LEVY (1992)).

$$(5.16) \quad \int_{-\infty}^x [G(t) - F(t)] dt \geq 0 \quad \forall x$$

Für mindestens ein x muss eine strikte Ungleichung vorliegen.

Abbildung 5.3 Stochastische Dominanz zweiten Grades



Eigene Darstellung

Da in der vorliegenden Arbeit nur auf zehn Beobachtungen je Verteilung zurückgegriffen werden kann, wird die empirische Verteilungsfunktion in der direkt beobachteten diskreten Form herangezogen.⁸⁰ Bei diskreten Verteilungen werden die Differenzen der Beobachtungen bei der selben kumulierten Wahrscheinlichkeit zur Bestimmung der Dominanz herangezogen, weil für die Differenz der Wahrscheinlichkeiten die Schnittpunkte bestimmt werden müssten. Grafisch gesprochen werden nicht die vertikalen Differenzen der beiden Verteilungen sondern die horizontalen Differenzen aufsummiert. Analog zur kontinuierlichen Form in (5.16) lautet die Bedingung für stochastische Dominanz zweiten Grades bei diskreten Verteilungen Y^1 und Y^2 entsprechend Abbildung 5.3 und Abbildung 5.4

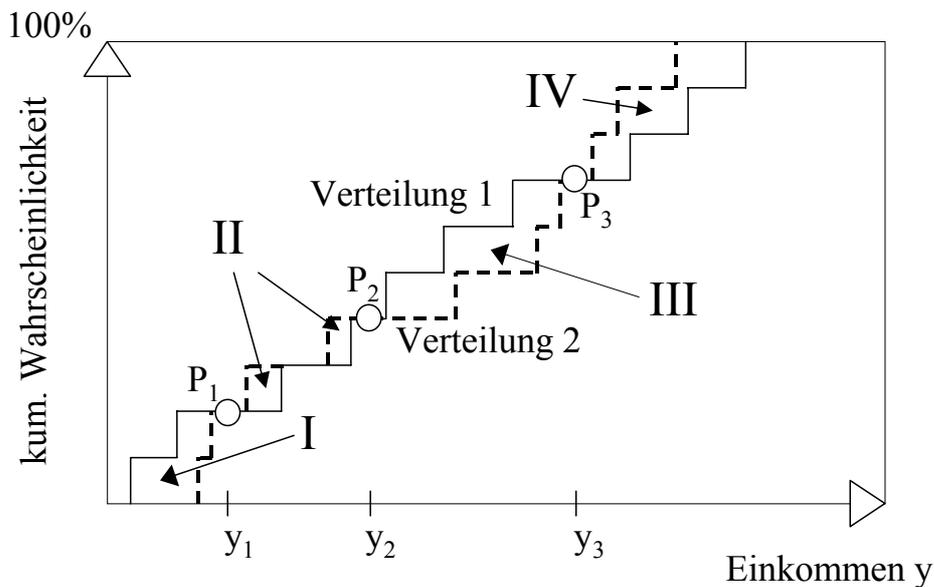
$$(5.17) \quad \sum_{j=1}^J (Y_j^2 - Y_j^1) \geq 0 \quad \forall J \in \{1, 2, \dots, T\}$$

mit mindestens einer strikten Ungleichung. Dann ist Y^2 zweiten Grades stochastisch dominant über Y^1 . T ist die Anzahl der Perioden.

In Abbildung 5.3 ist Verteilung 2 zweiten Grades stochastisch dominant über Verteilung 1, weil ihre empirische Verteilungsfunktion (gestrichelte Linie) bei einem höheren Einkommen beginnt ($B > A$) und weil die horizontale Differenz zur Verteilungsfunktion der Verteilung 1 nicht negativ ist (Fläche I > Fläche II).

⁸⁰ Das Konzept der Kernel-Verteilungen, die kontinuierlich verlaufen, ist nicht anwendbar, weil eine Kernel-Verteilung mit lediglich zehn Beobachtungen nicht zuverlässig geschätzt werden kann.

Abbildung 5.4 Stochastische Dominanz zweiten Grades bei sich mehrfach schneidenden Verteilungsfunktionen



Eigene Darstellung

Für die Programmierung am Computer ist zu berücksichtigen, dass sich die Verteilungsfunktionen der Ertragsdaten auch mehrfach schneiden können. Abbildung 5.4 beschreibt dies analog zu Abbildung 5.3. Die Bedingung für stochastische Dominanz zweiten Grades lässt sich auch für den Fall mehrerer Schnittpunkte leicht grafisch ableiten. Intuitiv muss analog zu Abbildung 5.3 bis zum Punkt P_2 gelten, dass Fläche I nicht kleiner ist als Fläche II. Wären sie gleich groß, müsste zudem gelten, dass Fläche III nicht kleiner ist als Fläche IV. Ist I größer als II, wäre die Differenz von I und II beim Vergleich der Flächen III und IV zu berücksichtigen. Wir erhalten als Bedingungen:

$$(5.18) \quad I - II \geq 0 \quad \text{und zugleich} \quad I - II + III - IV \geq 0$$

mit einer strikten Ungleichung für mindestens eine Beobachtung.

Nachdem die Bedingungen für stochastische Dominanz zweiten Grades eingeführt wurden, wird nun erläutert, wie die optimale Kombination von Versicherungsdeckungen nach stochastischer Dominanz zweiten Grades gefunden wird.

Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckungen

Zunächst ist zu bedenken, dass die untersuchten Versicherungen fair sind. Damit ändern sie den Erwartungswert des Erlöses nicht und die Flächen I und II analog zu Abbildung 5.3 müssen gleich sein. Ebenso muss die zweite Gleichung von (5.18) null ergeben.

Als Zielgröße soll ein Maß für den Umfang der kumulierten Versicherungsleistungen dienen.⁸¹ Je höher der Umfang der Versicherungsleistungen desto stärker steigt das

⁸¹ Damit muss gelten, dass Versicherungsleistungen überproportional in Jahren mit niedrigem Einkommen geleistet werden. In der Bedingung für stochastische Dominanz ist dies explizit enthalten, weil das Minimum der dominanten

Einkommen in schlechten Jahren.⁸² Der Anstieg des Einkommens hat also einen relativ hohen Grenznutzen. Andererseits werden genau im Umfang der Versicherungsleistungen Prämien bezahlt. Da die Prämienzahlung aber auch in Jahren mit hohem Einkommen anfällt, ist der Nutzenverlust der Prämienzahlung für den Landwirt relativ gering. Die Versicherungsleistungen sind somit ein Maß für die Verschiebung von Einkommen mit relativ niedrigem Grenznutzen hin zu Einkommen mit relativ hohem Grenznutzen.

Daher sei diejenige Versicherungsdeckung bzw. Kombination von Deckungen optimal, bei der die Fläche I im Vergleich zur unversicherten Ertragsverteilung maximiert ist und die obigen Bedingungen eingehalten werden. Der Nutzen einer fairen Versicherung ist in Abbildung 5.3 maximiert, wenn Fläche I maximiert ist, weil dann die Verschiebung der Erlöse (=Versicherungsleistungen) von den Extremwerten zur Mitte maximiert ist. Die Summe der positiven Verschiebungen (die Fläche I) muss der Summe der negativen Verschiebungen (die Fläche II) entsprechen. Da abnehmender Grenznutzen unterstellt wird, muss die Summe der positiven Verschiebungen höher gewichtet werden als die negativen Verschiebungen. Im Fall mehrerer Schnittpunkte gilt die Argumentation analog.

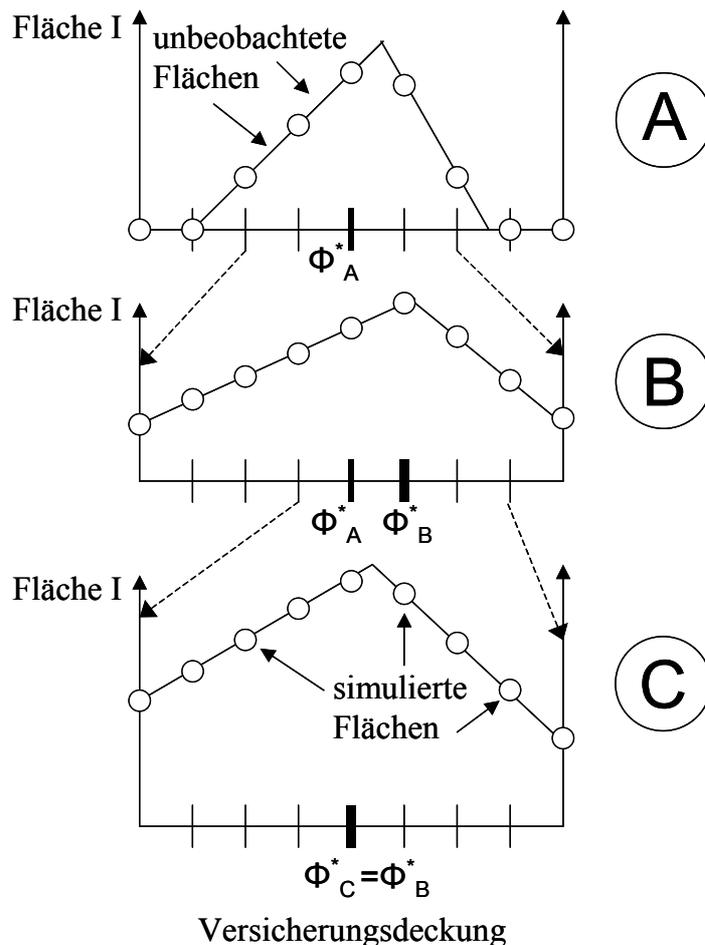
Für die Lösung dieses Optimierungsproblems unter Nebenbedingungen ist zu berücksichtigen, dass die Nebenbedingungen (Ungleichungen der Flächen) von der Höhe des Zielfunktionswertes (Fläche I) in Gleichung (5.18) abhängig sind. Lösungsverfahren wie Lagrange-Ansatz oder Simplex-Programmierung (z.B. Lineare Programmierung) sind daher nicht anwendbar. Die Maximierung erfolgt pragmatischer Weise nach einem numerischen Verfahren. Vereinfacht gesagt, wird für jede mögliche Kombination von Versicherungsdeckungen die Risikoprämie berechnet und die Kombination mit der höchsten Versicherungsleistung als optimale Kombination ausgewählt.

Da bei maximal drei wählbaren Versicherungen, einer maximalen Versicherungsdeckung bei den Regionsversicherungen von fünf und je Versicherung bei einer Schrittweite von 0,01 für die Deckungshöhe $500^3 = 125$ Millionen Kombinationen von Versicherungsdeckungen möglich sind, wäre bei diesem Verfahren eine hohe Rechnerleistung notwendig. Die Lösung erfolgt daher mit zunehmender Genauigkeit in Stufen und ist schematisch in Abbildung 5.5 dargestellt. Die Genauigkeit des Verfahrens kann beliebig mit einer Verkleinerung der Schrittweite erhöht werden.

Verteilung nicht kleiner sein darf als das Minimum der alternativen Verteilung. Beim EV-Verfahren kann trotz Varianzreduktion der umgekehrte Fall auftreten.

⁸² Bei Regionsversicherungen muss dies nicht unbedingt im schlechtesten Jahr auftreten. Dann liegt auch keine stochastische Dominanz der Regionsversicherung vor.

Abbildung 5.5 Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckung bei stochastischer Dominanz



Eigene Darstellung

Zunächst wird das Verfahren für eine wählbare Versicherungsdeckung Φ dargestellt. Auf der ersten Stufe A werden die Deckungen in einem Intervall mit fester Schrittweite vorgegeben und damit die Fläche I berechnet. Sie ist in den Punkten der Abbildung dargestellt. Die Verbindungslinien dazwischen zeigen den vollständigen Zusammenhang zwischen Versicherungsdeckung und Umfang der Fläche I, der aber nur an den Punkten beobachtet werden kann. Aus den Punkten wird die Versicherungsdeckung gewählt, die zur maximalen Fläche I führt, also Φ_A^* .

Auf der nächsten Stufe B werden dann die Versicherungsdeckungen simuliert, die um die optimale Kombination Φ_A^* der ersten Stufe liegen. Als Bereich wird die optimale Deckung der ersten Stufe plus/minus die doppelte Schrittweite der ersten Stufe gewählt. Auf dieser zweiten Stufe wird die Schrittweite verringert. Wieder wird die optimale Deckung ausgewählt Φ_B^* und die nächste Stufe C wird analog zu B durchgeführt. Dieses Verfahren wird so häufig angewendet bis eine Schrittweite für die Versicherungsdeckung von 0,01 erreicht ist. Für mehrere simultane Versicherungsentscheidungen erfolgt die Beschreibung des Lösungsverfahrens im Punkt III. der folgenden Aufzählung.

Fehlerursachen im Lösungsverfahren

Die maximale Fläche I kann bei diesem Verfahren unterschätzt werden, weil aus folgenden Gründen statt eines globalen Maximums nur ein lokales Maximum gefunden wird:

- I. Optimum befindet sich zwischen den simulierten Versicherungsdeckungen.
- II. Optimale Deckung ist größer als das vorgegebene Maximum.
- III. Optimale Deckung liegt nicht in der unmittelbaren Nähe des simulierten Maximums (siehe Abbildung 5.6).

Zu I.

Wenn eine minimale Schrittweite von 0,01 gewählt wird, ist der Fehler vernachlässigbar, wenn man davon ausgeht, dass eine Versicherung nur größere Sprünge zwischen den wählbaren Versicherungsdeckungen zulässt bzw. dass kein Landwirt seine Versicherungsdeckung genauer als einen Prozentpunkt wählen möchte.

Zu II.

Bei Hofertragsversicherungen wird das Maximum der Versicherungsdeckungen in der Praxis wegen moral hazard-Überlegungen Eins nicht überschreiten. Wenn bei der Simulation das Maximum ebenfalls auf Eins festgelegt wird, kann dieser Fehler nicht auftreten.

Bei Regionsversicherungen wird eine Maximaldeckung von fünf in der ersten Stufe a priori gewählt. Zudem wird in den weiteren Stufen eine höhere Deckung erlaubt, wenn in der ersten Stufe die höchste oder die zweithöchste der vorgegebenen Deckungen zur maximalen Prämie führt, weil der Bereich der vorgegebenen Deckungen auf der nächsten Stufe zwei Schrittlängen über die ausgewählte Deckung hinausreicht. In diesem Fall sind Versicherungsdeckungen bis etwas über acht denkbar.

Zu III.

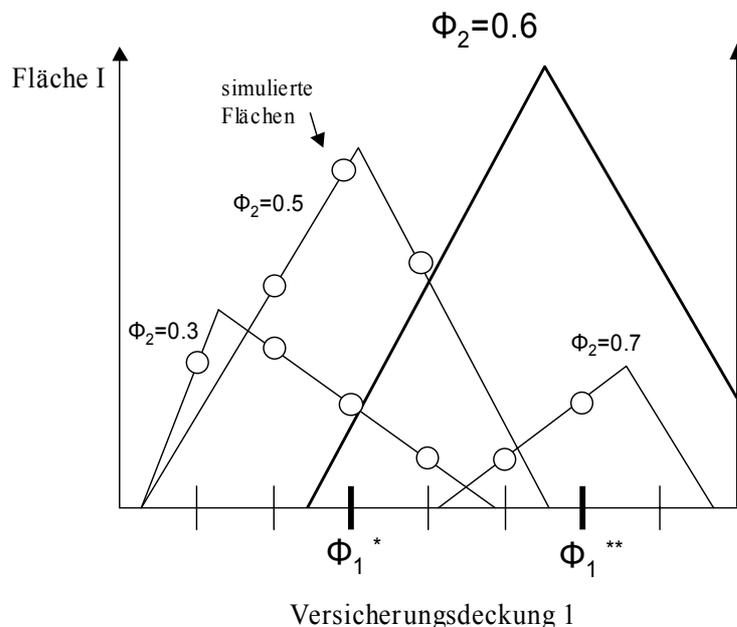
Hier sind zwei Ursachen denkbar. Zum einen ist die Zahl der Schnittpunkte zwischen den beiden kumulierten Ertragsfunktionen im Programm aus Gründen der praktischen Relevanz und der Vereinfachung auf vier begrenzt. Je höher die Zahl der Schnittpunkte ist, desto instabiler ist auch die Einhaltung der Bedingungen der stochastischen Dominanz. Kleine Änderungen der Erträge eines einzelnen Jahres können dann mit größerer Wahrscheinlichkeit dazu führen, dass die Versicherungen keine stochastisch dominante Alternative mehr darstellen.

Die zweite Fehlermöglichkeit wird anhand der Abbildung 5.6 beschrieben. Es werden verschiedene Funktionen der Fläche I in Abhängigkeit von Versicherungsdeckung 1 Φ_1 dargestellt. Den Funktionen liegen unterschiedliche Deckungen für die Versicherungsdeckung 2 Φ_2 zugrunde.

Die Funktion der Fläche I in Abhängigkeit der Versicherungsdeckungen verläuft nicht unbedingt stetig, weil Nebenbedingungen vorliegen. Zudem muss die Unstetigkeitsstelle

bezüglich einer Versicherungsdeckung auch nicht neben dem höchsten beobachtbaren Maximum bezüglich der selben Versicherungsdeckung liegen, weil die Versicherungsdeckungen interdependent wirken und weil sie die Reihenfolge der Beobachtungen in der kumulierten Verteilung verändern können. Damit kann sich der Wert von Fläche I sprunghaft ändern.

Abbildung 5.6 Fehler bei der Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckung



Eigene Darstellung

Dann ist es denkbar, dass bei einer Versicherungsdeckung für Φ_2 , die zwischen zwei simulierten Werten für Φ_2 liegt, die optimale Deckung für Versicherung 1 nicht in der Nähe der beobachteten Optimaldeckung für Versicherung 1 zu finden ist. Die simulierten Werte für Φ_2 sind in diesem Beispiel 0.5 und 0.7. Daraus wird das Lösungsverfahren Φ_1^* als Optimum für Versicherung 1 wählen. Eine höhere Fläche könnte aber mit Φ_1^{**} erreicht werden, wenn für Φ_2 auch 0.6 simuliert worden wäre. Im nächsten Schritt gehört die 0.6 zwar bei der Versicherungsdeckung 2 noch zu den simulierten Werten, weil sie hinreichend nah an der als optimal ausgewählten 0.5 liegt. Φ_1^* wird auf der nächsten Stufe allerdings nicht mehr bei den simulierten Werten für Versicherungsdeckung 1 berücksichtigt, weil es zu weit von Φ_1^* entfernt ist. Die Optimalkombination 0.6 und Φ_1^{**} kann dann nicht mehr gefunden werden.

Diesem Fehler wird vorgebeugt, indem ein relativ großer Bereich um die als optimal gewählte Deckung in die Simulation der nächsten Stufe eingeht. Wie oben beschrieben und in Abbildung 5.5 dargestellt, liegt dieser Bereich zwischen zwei Schrittlängen oberhalb und unterhalb der als optimal gewählten Deckung.

Es bleibt festzuhalten, dass die drei ausgeführten Fehlermöglichkeiten zu einer Unterschätzung des Wertes für Fläche I führen. Die Wahrscheinlichkeit einer Unterschätzung und das Ausmaß einiger Unterschätzungen sind bei

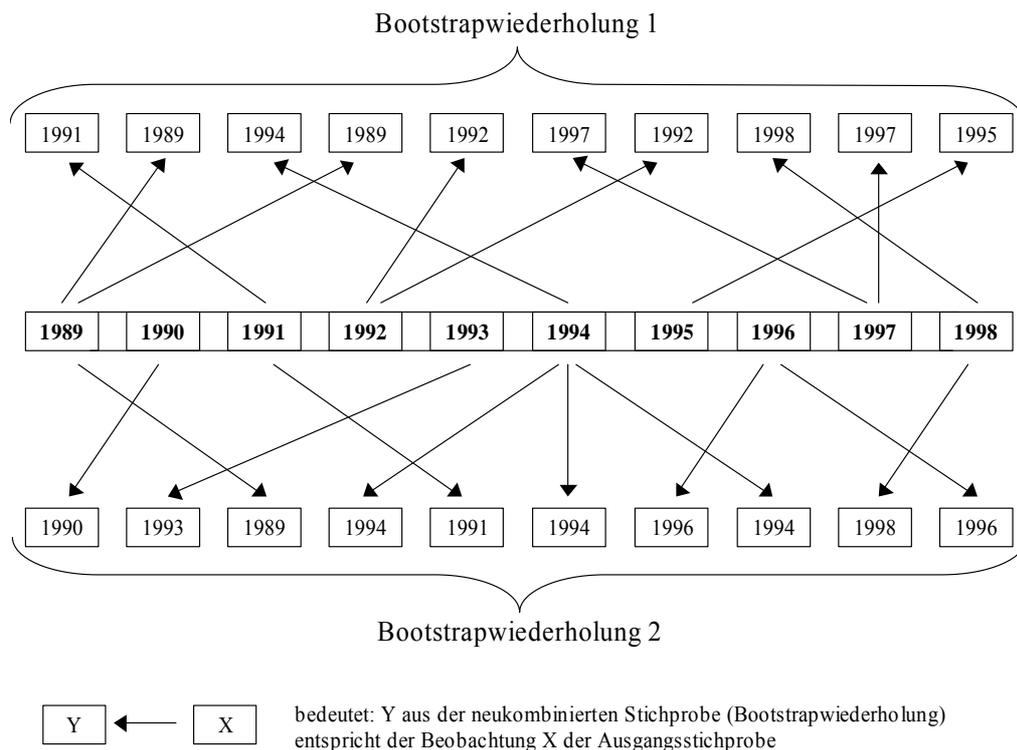
Hofertragsversicherungen kleiner, weil ihre Deckung in der Realität nicht über Eins hinausgehen kann und eine Maximaldeckung von Eins für das Lösungsverfahren angenommen werden muss. Zudem ist zu erwarten, dass das Verfahren umso ungenauer wird, je mehr Versicherungen gewählt werden können. Kann nur eine Hofetragsversicherung gewählt werden, kann demnach eine beliebige Genauigkeit mit diesem Verfahren erreicht werden. Die Ergebnisse einer Evaluierung des Lösungsverfahrens werden im Anhang des Kapitel 6 (S. 139) präsentiert.

5.5 Simulation von Verteilungen durch Bootstrapping

Beim Bootstrapping wird die Verteilung beliebiger Größen durch wiederholtes Berechnen der Kennzahlen aus neu generierten Stichproben (Bootstrapstichproben) bestimmt. Gegenüber der schließenden Statistik, die die Verteilungen durch Parameter wie z.B. die Varianz beschreibt, müssen hier wie bei nichtparametrischen Verfahren keine Annahmen über die Form der Verteilung getroffen werden. Die Verteilung beispielsweise der Varianz stellt die Gesamtheit von Varianzen einzelner Stichproben der Beobachtungswerte dar. Diese Stichproben werden aus der beobachteten Stichprobe durch wiederholtes Ziehen mit Zurücklegen generiert. Näheres findet sich im Standardwerk über Bootstrapping von EFRON und TIBSHIRANI (1993).

Gerade bei der Verteilung von Erträgen konnte bisher in der Literatur kein Konsens über die Verteilungsform gefunden werden, nicht einmal über die angemessene Untersuchungsmethode zur Bestimmung der Verteilungsform (JUST und WENINGER (1999)). ATWOOD, SHAIK und WATTS (2003) nehmen für sich in Anspruch, die von JUST und WENINGER kritisierten methodischen Aspekte berücksichtigt zu haben. ATWOOD et al. lehnen die Annahme der Normalverteilung für Hofeträge von Weizen, Mais und Sorghum in Kansas für viele Betriebe ab. Allerdings empfehlen sie keine bestimmte Verteilungsform. Durch die Anwendung des Bootstrapping kann auf die Annahme einer spezifischen Verteilungsform verzichtet werden.

Für diese Arbeit werden die Verteilungen der Risikoreduktionen, der maximalen Fläche I als Maß für den Umfang der Versicherungsleistung und der optimalen Versicherungsdeckungen durch Bootstrapping generiert.

Abbildung 5.7 Generieren der Bootstrapwiederholungen

Eigene Darstellung

Die Anzahl der Elemente ist in allen Stichproben bzw. Wiederholungen gleich der Anzahl der Beobachtungen in der Ausgangsstichprobe. Die einzelnen Elemente einer Bootstrapwiederholung werden durch Ziehen mit Zurücklegen aus der Ausgangsstichprobe gewonnen.

Da in dieser Arbeit Kennzahlen aus multivariaten Verteilungen bestimmt werden, werden die Beobachtungen der Erträge nicht unabhängig, sondern verbunden zwischen den Ertragsverteilungen gezogen (siehe EFRON und TIBSHIRANI (1993), S. 60 ff). Wie in Abbildung 5.7 dargestellt, werden zunächst die Jahre gezogen. Die mittlere Reihe stellt die zehn Jahreszahlen dar, aus denen die Ertragsdaten für diese Arbeit stammen und aus denen zehnmal je Bootstrapwiederholung eine Jahreszahl gezogen wird. So wurde für Bootstrapwiederholung 1 zuerst eine 1991 gezogen und als viertes Element für die zweite Stichprobe eine 1994. Soll nun beispielsweise die Verteilung der Varianzreduktion für einen Betrieb bestimmt werden, der nur Weizen anbaut und diesen mit einer Weizenregionsversicherung versichern kann, so werden für jede Bootstrapwiederholung eine Stichprobe des Weizenhofertrags und des regionalen Weizenertes generiert. Beide Stichproben enthalten die Erträge derselben Jahre.⁸³

So erhält man für jede Bootstrapwiederholung eine Varianzreduktion. Schließlich erhält man eine Verteilung, die soviel Varianzreduktionen für den betrachteten Betrieb enthält wie Bootstrapwiederholungen durchgeführt wurden.

⁸³ In der Beschreibung der Daten (Kapitel 6.1) wird auf zeitliche Unabhängigkeit der Ertragszeitreihen getestet.

Statistische Tests mittels Bootstrapping

Aus der Verteilung der untersuchten Größen können Quantile bestimmt werden. Es kann dann z.B. die Aussage abgeleitet werden, ob die Wahrscheinlichkeit einer positiven Varianzreduktion größer als 95% ist. Es kann auch abgeleitet werden, ob z.B. mit einer Wahrscheinlichkeit von 90% gefolgert werden kann, dass die Varianzreduktion durch drei Versicherungen größer ist als durch zwei Versicherungen. Dafür werden – wie bei Tests verbundener Stichproben – bei jeder Bootstrapwiederholung die Differenzen zwischen den zu vergleichenden Größen gebildet und anschließend aufsteigend geordnet. Ist das α -Quantil positiv, folgt, dass mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens $1-\alpha$ die erste Größe größer ist als die, die von ihr abgezogen wird. Ist das α -Quantil negativ, kann mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens α gefolgert werden, dass die zweite Größe größer als die erste ist. Für die Verteilung der Varianzreduktion und der entsprechenden Versicherungsdeckungen erscheint das Verfahren des Bootstrapping sehr geeignet, wenn möglichst wenig restriktive Verteilungsannahmen gemacht werden sollten.

Für die stochastische Dominanz zweiten Grades sind statistische Tests bekannt. Allerdings sind sie meist parametrisch (KAUR et al. (1994)) oder nehmen explizit eine große Stichprobe an (ANDERSON (1996), DAVIDSON und DUCLOS (2000)⁸⁴). Ein nichtparametrischer Test von KLECAN, MCFADDEN und MCFADDEN (1991, zitiert bei ROOSEN und HENESSY (2003)) wurde u.a. von MAASOUMI und HESHMATI (2000) (MH) sowie ROOSEN und HENESSY (2003) angewendet, benötigt aber mindestens 50 Beobachtungen. MH verbessern den Test durch Bootstrapping. Ein nichtparametrischer Test von TOLLEY und POPE (1988) (TP) scheint als einzige Referenz für das vorliegende Problem herangezogen werden zu können, da er verteilungsunabhängig und für kleine Stichproben geeignet ist. TP wenden ihn auf die Einkommenshöhe unterschiedlicher Szenarien an, die jährliche Beobachtungen aus einer Zehnjahresperiode enthalten. Sie bestimmen die Szenarien, die im paarweisen Vergleich über die zehn Jahre zweiten Grades stochastisch dominant sind.

Allerdings zeigt ein Vergleich der beiden Testverfahren für die Daten von TP in Tabelle 5.1, dass Bootstrapping mit der Annahme der Unabhängigkeit lediglich zwischen den Jahren eine größere Teststärke aufweist. Während TP zwischen sechzehn der 45 Paare diskriminieren können, gelingt dies mit Bootstrapping bei 29 der 45 Paare. Die Berechnungen wurden mit dem Statistikprogramm Ox 3.30 von DOORNIK durchgeführt.

TPs Test basiert auf Unabhängigkeit aller Beobachtungen zweier zu vergleichender Szenarien. Beim Verfahren in dieser Arbeit wird sinnvoller Weise angenommen, dass die Beobachtungen für die Erträge unterschiedlicher Früchte auf dem Betrieb und in der Region eines Jahres verbunden sind.⁸⁵ Diese Restriktion kann die Teststärke erhöhen. Natürlich kann

⁸⁴ DAVIDSON und DUCLOS weisen auf die Möglichkeit des Bootstrapping als geeignetes Testverfahren hin. Zudem würden ihre Ergebnisse aus der asymptotischen Theorie die Ergebnisse des Bootstrapping nach HOROWITZ (1997) verbessern.

⁸⁵ Das bedeutet, dass die beiden Verteilungen in einer Bootstrapwiederholung die Beobachtungen der selben Jahre enthalten (siehe Abbildung 5.7).

das Ziehen mit Zurücklegen des Bootstrapping an sich ein geeigneteres Verfahren sein. TPs Test basiert hingegen auf Ziehungen ohne Zurücklegen.

Wegen der gezeigten höheren Teststärke wird in der vorliegenden Arbeit die stochastische Dominanz zweiten Grades mittels Bootstrapping getestet.

Tabelle 5.1 Teststärke für stochastische Dominanz zweiten Grades

| Verteilungen | Verteilungen | | | | | | | | |
|--------------|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 2 | = (≡) | | | | | | | | |
| 3 | = (≡) | > (≡) | | | | | | | |
| 4 | = (≡) | > (≡) | = (≡) | | | | | | |
| 5 | = (≡) | = (≡) | < (≡) | < (≡) | | | | | |
| 6 | = (≡) | > (≡) | < (≡) | < (≡) | > (≡) | | | | |
| 7 | = (≡) | = (≡) | = (≡) | = (≡) | = (≡) | = (≡) | | | |
| 8 | > (≡) | > (≡) | > (≡) | = (≡) | > (≡) | > (≡) | = (≡) | | |
| 9 | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | |
| 10 | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | > (>) | = (≡) |

> [<] bedeutet, Verteilung der Zeile [Spalte] ist mit 95% Wahrscheinlichkeit zweiten Grades stochastisch dominant.

= bedeutet kein signifikanter Unterschied auf 5%-Niveau

Zeichen in () sind die Entscheidungen von Tolley/Pope (1988)

Eigene Berechnungen

6 Empirische Analyse der Risikoreduktion durch Ertragsversicherungen

In diesem Kapitel wird empirisch untersucht, wie stark ein Landwirt den Teil seines Erlösrisikos⁸⁶, der sich aus dem physischen Ertragsrisiko im Ackerbau ergibt, mit dem Abschluss von Ertragsversicherungen bei unveränderter Produktion maximal senken kann. Es soll die Risikoreduktion der Hofversicherungen mit der der Regionsversicherungen verglichen werden. Sie wird anhand zweier Methoden des Kapitels 5 bestimmt. Das Erwartungswert-Varianz-Verfahren (EV-Verfahren) nach Kapitel 5.3 misst die Risikoreduktion als relative bereinigte Varianzreduktion. Nach Kapitel 5.4 wird mit Hilfe der stochastischen Dominanz die Höhe der Erlösverschiebung bestimmt. Zudem wird untersucht, ob alle angebotenen Regionsversicherungen zusätzliche Risikoreduktion ermöglichen oder ob auf mindestens eine Regionsversicherung verzichtet werden kann.

Nachdem allgemeine Annahmen der Untersuchung erläutert werden, gliedert sich das Kapitel in eine Beschreibung der Daten und in zwei Analysen nach EV-Verfahren und nach stochastischer Dominanz. Dabei wird zwischen dem Anbau einer Fruchtfolge und einer Weizenmonokultur und dem Abschluss von Regions- bzw. Hofversicherungen unterschieden.

Im Folgenden wird angenommen, dass der Landwirt seine Fläche entweder zu je einem Drittel mit Raps, Weizen und Gerste oder nur mit Weizen bebaut, Preise und Kosten sowohl konstant als auch bekannt sind. Der Landwirt kann mehrere Versicherungen abschließen, aber entweder nur Regionalertragsversicherungen (kurz: Regionsversicherungen) oder einen von zwei Typen von Hofertragsversicherungen (kurz: Hofversicherungen), eine mit niedrigem und eine mit hohem Strike-Ertrag. Die einzige Entscheidungsvariable des Landwirts in diesen drei Versicherungsszenarien ist die Höhe der Versicherungsdeckungen Φ , weil sämtliche Produktionsentscheidungen (optimale spezielle Intensität, optimale Faktorkombination, optimales Produktionsprogramm) als gegeben angenommen werden.

Dem Landwirt entstehen keine Transaktionskosten, und die Versicherungsprämie sei im versicherungstechnischen Sinne fair. Dann verändert sie den erwarteten Erlös des Landwirts

⁸⁶ Der Begriff „Erlösrisiko“ mag zunächst etwas zu weit gegriffen klingen, da konstante Preise unterstellt werden. Aber Risikoreduktion ist nur von solchen Größen sinnvoll, die Argumente in der individuellen Nutzenfunktion sind. Es kann angenommen werden, dass physisches Ertragsrisiko vor allem in seinen finanziellen Auswirkungen den Nutzen eines Landwirts tangiert. Zum anderen wird im Verlauf des Kapitels das Risiko einer Fruchtfolge betrachtet. Die Aggregation der Erträge der Einzelfrüchte erfolgt dann sinnvoller Weise über Preisgewichte, und so ist die zu untersuchende Variable zwangsläufig ein Erlös.

nicht, und weder Produktionskosten noch Versicherungsprämie haben Einfluss auf die Wahl der optimalen Versicherungsdeckung. Es gilt, mit dem Versicherungsabschluss das Erlörisiko zu minimieren. Die Minimierung des Erlörisikos ist unter den getroffenen Annahmen äquivalent zur Minimierung des Gewinnrisikos. Wenn man Unabhängigkeit zwischen physischen Erträgen und den übrigen Einkünften annimmt, folgt außerdem die Minimierung des Einkommensrisikos.

6.1 Beschreibung der Daten

Die betrieblichen Daten der empirischen Anwendung entstammen der „FAL-BAL Sonderauswertung auf Grundlage von Buchführungsdaten der Wirtschaftsjahre 1989/90 bis 1998/99“ der BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT. Die Sonderauswertung enthält 16383 Betriebe. Es wurden nur Betriebe berücksichtigt, die in allen zehn Jahren zwischen 1989 und 1998 Raps, Weizen und Gerste auf ihrem Betrieb angebaut haben und für die in jedem Jahr auch Beobachtungen für alle drei Erträge auf Kreisebene vorlagen. Ausgeschlossen wurden zudem Betriebe, deren Ertragsbeobachtungen nicht in jedem Jahr für Weizen zwischen 15 und 140 dt/ha, für Gerste zwischen 10 und 140 dt/ha sowie für Raps zwischen 8 und 70 dt/ha lagen. Es verbleiben 767 Betriebe in der Analyse.

Tabelle 6.1 enthält die deskriptive Statistik der Betriebe über die Flächenausstattung und -nutzung sowie die erwarteten Erträge für 1998. Die Betriebserträge wurden linear trendbereinigt (MIRANDA (1991), MAHUL und VERMERSCH (2000)). Alle trendbereinigten Erträge enthalten auf dem 95%-Niveau keine Autokorrelation nach dem Durbin-Watson-Test, lediglich eine Gersten- und eine Rapserttragsreihe liegen im Nichtentscheidungsbereich des Tests.⁸⁷ Somit können die Residuen in das Bootstrapping eingehen, denn eine zeitliche Abhängigkeit muss nicht angenommen werden.⁸⁸

⁸⁷ Ein Lagrange-Multiplikator-Test wird nicht durchgeführt, weil nur sieben Freiheitsgrade in der restringierten Schätzung verbleiben würden und damit der small sample bias des Varianzschätzers der Loglikelihoodfunktion groß ist (GREENE 2003, S. 493 und S. 496).

⁸⁸ Es ist nicht berücksichtigt worden, dass die Trendresiduen nur asymptotisch erwartungstreu sind. Aus der Bereinigung der Summe der Residuenquadrate mit $N/(N-K)$ (K ist Anzahl der Regressoren. Siehe z.B. HANSEN 1993) als Schätzer der Varianz folgt eine Bereinigung für die Residuen mit der Wurzel aus $N/(N-K)$. Der Fehler für die Betriebsdaten liegt dann bei $(10/(10-2))^{0,5} = 12\%$ und bei den Kreisdaten bei $(23/(23-3))^{0,5} = 7\%$. Er fällt allerdings weitaus geringer ins Gewicht, weil sich die Jahre mit bzw. ohne Versicherungszahlung nicht ändern und weil die relative Varianzreduktion bestimmt wird, in der sich beide Unterschätzungen bei Hoferttragsversicherungen vollständig und bei Regionsversicherungen zumindest teilweise kompensieren.

Tabelle 6.1 Fläche und Ertrag der Betriebe

| 767 Betriebe, Ernte 1998 | Ldw. Nutzfläche | Fläche (ha) | | |
|-----------------------------|-----------------|-----------------|--------|------|
| | | Weizen | Gerste | Raps |
| Mittelwert | 76.2 | 20.1 | 16.8 | 10.8 |
| Standardabweichung | 42.2 | 14.8 | 11.6 | 8.4 |
| | | Ertrag (dt/ha)* | | |
| | | Weizen | Gerste | Raps |
| Mittelwert | | 72.2 | 62.9 | 32.0 |
| Standardabweichung | | 10.0 | 9.3 | 6.4 |

* trendbereinigter Durchschnittsertrag 1989-98, Basis 1998

Eigene Darstellung,

Daten aus der „FAL-BAL Sonderauswertung auf Grundlage von Buchführungsdaten der Wirtschaftsjahre 1989/90 bis 1998/99“

Verglichen mit der durchschnittlichen Betriebsgröße über alle Betriebe für die Ernte 1998 nach dem Agrarbericht 2000⁸⁹ von knapp 51 Hektar sind die betrachteten Betriebe überdurchschnittlich groß. Das ist insofern nicht verwunderlich, weil buchführende Betriebe in der Regel überdurchschnittlich groß sind. Die Mehrheit der Betriebe ist in Niedersachsen, Baden-Württemberg und Bayern angesiedelt, wie Tabelle 6.3 zu entnehmen ist. Ein Vergleich mit dem Agrarbericht zeigt, dass insbesondere Schleswig-Holstein und Hessen der Zahl der Betriebe nach unterrepräsentiert sind.

Tabelle 6.2 Ertragsrisiko der Betriebe

| 767 Betriebe, Ernte 1998 | Variationskoeffizient* | | Varianz | |
|------------------------------------|------------------------|-------------------------|------------|-------------------------|
| | Mittelwert | Standard- abweichung | Mittelwert | Standard- abweichung |
| MonoWeizen | 1.10 | 0.51 | 7068 | 6752 |
| Fruchtfolge | 1.28 | 0.47 | 5425 | 3766 |
| Anzahl Monoweizen > Fruchtfolge | | 272 | | 433 |

* Erwartungswert für 1998 wurde zugrundegelegt.

Eigene Darstellung,

Daten aus der „FAL-BAL Sonderauswertung auf Grundlage von Buchführungsdaten der Wirtschaftsjahre 1989/90 bis 1998/99“

In Tabelle 6.2 wird das Ertragsrisiko der Betriebe anhand des Variationskoeffizienten und der Varianz für die beiden angenommenen Produktionsprogramme dargestellt. Es werden fixe Preise mit 20 €/dt für Raps, 10 €/dt für Weizen und 9 €/dt für Gerste angenommen. Nach dem Variationskoeffizienten ist das Risiko bei Fruchtfolge im Mittel höher. Die Unterschiede des Risikos zwischen den Betrieben scheinen gemessen an der Standardabweichung des Variationskoeffizienten über die Betriebe bei beiden Verfahren gleich zu sein. Betrachten wir

⁸⁹ BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (2000).

die Varianz, so ergibt sich absolut ein höheres Risiko für die Weizenproduktion. Sowohl das Mittel der Varianz ist bei Fruchtfolge niedriger als auch die Anzahl der Betriebe mit höherem Risiko.

Die Betriebe entstammen 86 verschiedenen Landkreisen (STATISTISCHES BUNDESAMT (verschiedene Jahre), STATISTISCHE LANDESÄMTER (verschiedene Jahre)). Die Landkreis-erträge entstammen der Reihe CII1 Ernte der STATISTISCHEN LANDESÄMTER in den einzelnen Bundesländern (Jahre von 1979-2001). Die Erträge wurden linear und quadratisch trendbereinigt (MIRANDA und GLAUBER (1997)). Für die Zeitreihen 1989-98 wurden die Residuen der trendbereinigten Kreisdaten mittels Durbin-Watson-Test auf Autokorrelation getestet. Alle Weizenzeitreihen liegen im Nichtentscheidungsbereich, für die übrigen kann eine zeitliche Abhängigkeit nicht nachgewiesen werden. Die Kreisdaten eignen sich daher auch für das Bootstrapping. Alle Tests wurden auf dem 95%-Niveau durchgeführt.

Tabelle 6.3 Zahl der Betriebe nach Bundesländern (ohne Stadtstaaten)

| Bundesland | Zahl der Betriebe | Bundesland | Zahl der Betriebe |
|---------------------|-------------------|---------------|-------------------|
| Schleswig-Holstein | 8 | Hessen | 0 |
| Nordrhein-Westfalen | 88 | Saarland | 3 |
| Rheinland-Pfalz | 64 | Niedersachsen | 226 |
| Baden-Württemberg | 219 | Bayern | 159 |

Eigene Darstellung,

Daten von der BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT (ohne Jahr)

6.2 Analyse anhand des Erwartungswert-Varianz-Verfahrens

In diesem Kapitel wird die Varianzreduktion mit dem Erwartungswert-Varianz-Verfahren gemessen. Zunächst erfolgt die empirische Spezifikation des Verfahrens, dann werden die Ergebnisse getrennt für Regions- und Hofversicherungen dargestellt und analysiert.

6.2.1 Empirische Spezifikation

Das Risiko einer Größe wird zunächst anhand ihrer Varianz bestimmt. So ergibt sich aus der Maximierung der individuellen Risikonutzenfunktion des Landwirts für das Erwartungswert-Varianz-Verfahren

$$(6.1) \quad \max_{\phi} (V) = \max (E[y] - r * std[y])$$

mit

r = Parameter absoluter Risikoaversion, y, q, i sind Vektoren über die Zeit

$$y = p * q + \phi * p * i - \phi * p * E[i] \quad \text{mit}$$

$$i = \max[\bar{q} - q, 0] \quad \text{bei Hofversicherungen} \quad \text{bzw. mit}$$

$$i = \max[\bar{a} - a, 0] \quad \text{bei Regionsversicherungen mit}$$

$$\bar{q}, \bar{a} = \text{Strike-Erträge}$$

Dieses Modell der Minimierung des Erlösrisikos findet sich für eine Frucht und einen Versicherungsvertrag sowohl bei MIRANDA (1991) als auch MAHUL und VERMERSCH (2000). Ersterer leitet seine Zielfunktion nicht aus der Nutzenmaximierung ab, sondern unterstellt wie hier ein Subjekt, dessen Präferenzen mit dem EV-Verfahren abgebildet werden können. Die Annahmen über Kosten und andere Einkünfte sind implizit sowohl bei MIRANDA als auch bei MAHUL und VERMERSCH enthalten. Letztere formulieren jedoch ihre Annahmen über den Verlauf der Nutzenfunktion explizit und diskutieren die Konsistenz des EV-Verfahrens mit dem Erwartungsnutzenverfahren.

Da exogene Produktionsentscheidungen, keine Transaktionskosten und eine faire Versicherung angenommen werden, kann der Erwartungswert in (6.1) vernachlässigt werden. Damit ist auch die Höhe des Risikoavversionsparameters nicht mehr von Bedeutung. Der Risikonutzen V ist maximiert, wenn die Standardabweichung von y minimiert ist, unabhängig von der Risikoaversion. Dieses Vorgehen ist analog zur klassischen Hedgetheorie (STEIN (1961); EDERINGTON (1979); BENNINGA et al. (1983 und 1984)). So ergibt sich aus der Risikonutzenfunktion im EV-Verfahren (6.1) die Zielfunktion (6.2).⁹⁰

$$(6.2) \quad \min_{\phi} (\text{var}[y]) = \min_{\phi} (\text{var}[q] + \phi^2 * \text{var}[i] + 2 * \phi * \text{cov}[q, i]) \Rightarrow$$

$$(6.3) \quad \phi^* = \frac{\text{cov}[q, i]}{\text{var}[i]}$$

Beim Anbau einer Kultur und Abschluss einer Hofversicherung ist die optimale Versicherungsdeckung gleich Eins, weil Ertrag und Entschädigung perfekt korreliert sind, wenn Entschädigung gezahlt wird. Die Entschädigung i ist im Bereich der niedrigen Erträge unterhalb des Strike-Ertrages ($q \leq \bar{q}$) eine lineare Funktion von q , also perfekt mit ihr korreliert. Im Bereich hoher Erträge, bei denen die Versicherung keine Entschädigung leistet, sind i und q vollständig unkorreliert. Damit ist die optimale Versicherungsdeckung im Bereich niedriger Erträge Eins. Unterstellt man Unabhängigkeit zwischen hohen und niedrigen Erträgen, so ist die Optimaldeckung insgesamt gleich Eins. Für Regionsversicherungen folgt, dass die optimale Versicherungsdeckung dem Schätzer einer linearen Regression des Hoferlöses auf die Entschädigungszahlung entspricht.

Die Zielgröße Risikoreduktion R wird dem Regressionsprinzip folgend als relative Varianzverringerung dargestellt. Da in der empirischen Untersuchung Szenarien mit einer unterschiedlichen Anzahl von Versicherungen verglichen werden sollen, wird die Varianz-

⁹⁰ Es wird damit auch angenommen, dass die Ertragsvarianz pro Hektar unabhängig vom Anbauumfang einer Kultur ist (siehe auch BERG (2002), der aber explizit Änderungen des Produktionsprogramms mit seinem Programmierungsansatz zulässt).

verringern analog zum bereinigten Bestimmtheitsmaß um die Zahl der Freiheitsgrade angepasst. R ist somit als Eins minus bereinigtes Bestimmtheitsmaß anzusehen, mit der Einschränkung, dass negative Werte auf null gesetzt werden⁹¹ und die Schätzer (die Versicherungsdeckungen) restringiert sind.

$$(6.4) \quad R = \max \left[R_B^2, 0 \right] = \max \left[1 - \left(\frac{RSS}{TSS} \frac{N-1}{N-M-1} \right), 0 \right] \Rightarrow R = \max \left[1 - \frac{\sigma_V^2}{\sigma_{oV}^2}, 0 \right]$$

mit R_B^2 als bereinigtes Bestimmtheitsmaß⁹², TSS als Summe der quadrierten Erlöse ohne Versicherung, RSS als Summe der quadrierten versicherten Erlöse, $\sigma_V^2 / \sigma_{oV}^2$ als Verhältnis der versicherten Erlösvarianz zur unversicherten Erlösvarianz. N ist die Anzahl der Beobachtungen und M die Anzahl der Versicherungen, aus denen der Landwirt auswählt.

Erweitert man das gesamte Modell auf mehrere Kulturen und Versicherungsverträge bleibt die Form der Nutzenfunktion (6.1) unverändert, lediglich eines ihrer Argumente, nämlich das Einkommen, ändert sich in allgemeiner Notation (6.5).

$$(6.5) \quad y = \sum_{n=1}^N s_n * p_n * q_n + \sum_{m=1}^M \phi_m * p_m * i_m - \sum_{m=1}^M \phi_m * p_m * E[i_m]$$

mit $\sum_{n=1}^N s_n * p_n * q_n$ als Verkaufserlöse, $\sum_{m=1}^M \phi_m * p_m * i_m$ als Versicherungsentschädigungen und s als Flächenanteil der Früchte. Alle Größen sind auf einen Hektar bezogen, Deckungen für Hofversicherungen müssen abhängig vom Flächenanteil restringiert werden.

Das Einkommen y addiert mit den Versicherungsprämien (letzter Term in (6.5)) ist demnach gleich einer Linearkombination aus den Verkaufserlösen und den Versicherungsentschädigungen. Die Varianz einer solchen Linearkombination ist minimiert, wenn die Summe der gegebenen Summanden (hier der Verkaufserlöse) nach Kleinstquadratmethode auf die beeinflussbaren Summanden (hier die Versicherungsentschädigungen) regressiert wird. Letztere sind beeinflussbar, weil der Landwirt die Versicherungsdeckungen wählen kann. Die linearen Schätzer stellen dann die Versicherungsdeckungen dar, die die Varianz von y minimieren. Es gilt (6.6) zu schätzen unter der Nebenbedingung für Hofversicherungen, dass $0 \leq \beta_m \leq s_m$, bzw. unter der Nebenbedingung für Regionsversicherungen, dass $0 \leq \beta_m$.

$$(6.6) \quad \sum_{n=1}^N s_n * p_n * q_n = \beta_0 - \sum_{m=1}^M \beta_m * p_m * i_m + u$$

mit $\beta_{(0)m}$ als lineare Schätzer einer Kleinstquadratregression und u als Residuen.

Die Nichtnegativitätsbedingungen tragen der praktischen Ausgestaltung von Ertragsversicherungen als einer üblichen Schadensversicherung Rechnung. Eine Entschädigung wird nur dann gezahlt, wenn ein Schaden (Minderertrag) entstanden ist. Um den Anreiz für

⁹¹ Entsprechend der Annahme, dass eine Risikoerhöhung bei ex-post Analysen nicht sinnvoll sein kann.

⁹² Z.B. nach HANSEN (1993).

moral hazard zu begrenzen, erfolgt in der Praxis eine Beschränkung der Versicherungsdeckung für Hofversicherungen je Frucht auf maximal Eins. Bezogen auf eine Fruchtfolge muss die maximale Deckung daher auf den Flächenanteil der entsprechenden Frucht beschränkt werden. Bei einer höheren Deckung würde ein Schaden überkompensiert. Damit entstünde für den Versicherten generell ein Anreiz, einen Schaden herbeizuführen.

Die Schätzung der Versicherungsdeckung ist auch im Fall der Hofversicherungen notwendig, weil im Fall mehrerer Hofversicherungen und angebauter Früchte, deren Erträge nicht perfekt korreliert sind, die optimalen Deckungshöhen nicht dem Flächeanteil entsprechen.⁹³ Perfekte Korrelation zwischen Verkaufserlös und Versicherungsentschädigung kann dann nur zufällig vorliegen, weil die Varianz des Verkaufserlöses nun auch von den Kovarianzen zwischen den Erträgen abhängt.

Es kann bei dieser Analyse keine Risikoerhöhung stattfinden, da der Landwirt unter diesem Umstand nicht versichern würde. Denn das Entscheidungsproblem wird, wie für viele empirische Risikoanalysen, z.B. bei Hedgingentscheidungen, üblich, ex-post betrachtet. Die nachfolgenden Berechnungen wurden mit dem Statistikprogramm Ox 3.30 von DOORNIK durchgeführt.

6.2.2 Empirische Ergebnisse der Regionsversicherungen

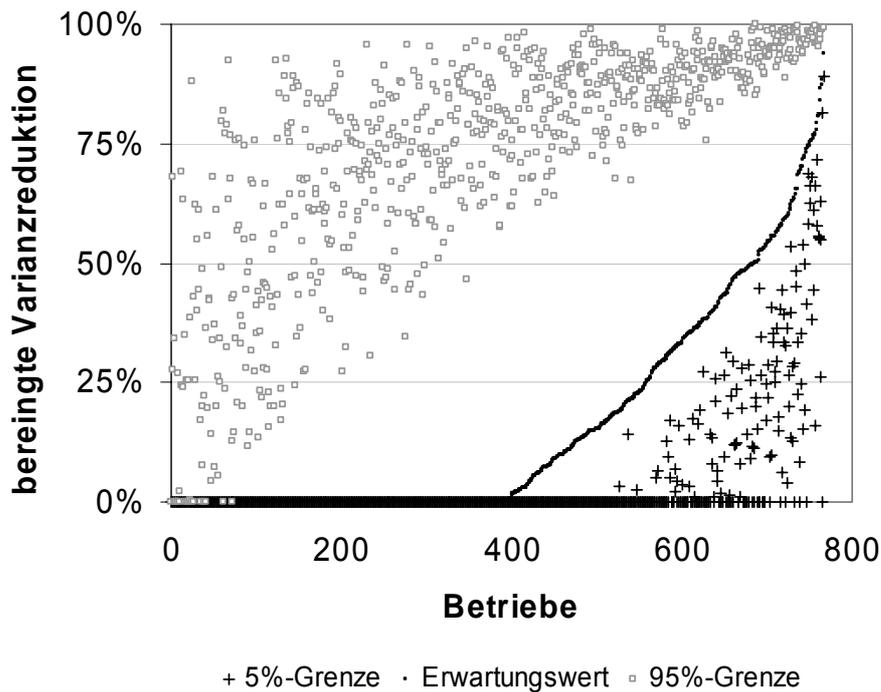
Der vorliegende Abschnitt analysiert die Risikoreduktion durch Regionsversicherungen in zwei alternativen Spezifikationen. Zunächst wird die Regionsversicherung für einen Betrieb mit einer Fruchtfolge betrachtet und anschließend für einen Betrieb, der nur Weizen anbaut. Für das Bootstrapping werden 5000 Wiederholungen durchgeführt.

Gedrittelte Fruchtfolge

Ein Landwirt baut Raps, Weizen und Gerste auf jeweils einem Drittel seiner Fläche an. Zunächst kann er nur die Regionsversicherungen für diese drei Früchte wählen. Es wird also Gleichung (6.6) geschätzt mit $N = M = 3$ und $s_1 = s_2 = s_3 = 1/3$. Die Datenbasis sind die 767 in Kapitel 6.1 beschriebenen Betriebe mit den entsprechenden Kreiserträgen.

⁹³ Dieser Fall ist in der Literatur nach Wissen des Verfassers noch nicht betrachtet.

Abbildung 6.1 Bereinigte Varianzreduktion der Fruchtfolge bei drei Regionsversicherungen

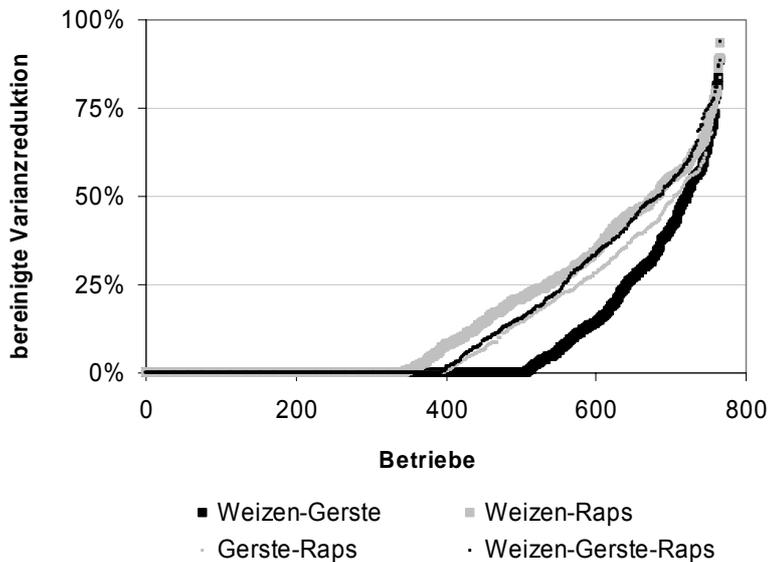


Eigene Berechnungen

In Abbildung 6.1 wird die Risikoreduktion mit ihrem beobachteten Wert und dem 90%-Konfidenzintervall für jeden Betrieb dargestellt. Ordnet man die beobachteten Werte der bereinigten Varianzreduktion aufsteigend, so erhält man die steigende Linie, die sich bei ungefähr 400 von der Abszisse abhebt. Die Kreuze beschreiben die zum entsprechenden Erwartungswert gehörende untere Grenze des 90%-Konfidenzintervalls und die Quadrate die obere Grenze. Definitionsgemäß gibt es keine Risikosteigerungen.

Nur 27% der Landwirte erreichen eine beobachtete Varianzreduktion von einem Viertel oder mehr, 11% der 767 Betriebe können ihre beobachtete Varianz um mehr als die Hälfte senken. Die 5%-Grenze in Tabelle 6.4 zeigt, dass 117 Betriebe mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit eine Varianzreduktion erwarten können. Die Kreuze der übrigen Betriebe überlappen sich auf der Abszisse und sind als dicker Strich zu erkennen.

Abbildung 6.2 Bereinigte Varianzreduktion der Fruchtfolge durch verschiedene Kombination von Regionsversicherungen



Eigene Darstellung

In Abbildung 6.2 werden auch die beobachteten Varianzreduktionen abgebildet, wenn nur zwei Regionsversicherungen zur Verfügung stehen. Die Kombination mit einer Gersten- und einer Weizenregionsversicherung schneidet sowohl grafisch als auch nach Tabelle 6.4 am schlechtesten ab. Die beiden übrigen Varianten scheinen nach den beobachteten Werten zumindest in etwa eine ähnliche Varianzreduktion zu erreichen wie die Kombination mit drei Regionsversicherungen.

Tabelle 6.4 Bereinigte Varianzreduktion der Regionsversicherungen bei Fruchtfolge

| 767 Betriebe mit je 1/3 Raps, Weizen, Gerste | angebotene Versicherungen | | | | | | |
|--|---------------------------|-------------------|-----------------|-----------------|--------|--------|------|
| | Weizen-Gerste- Raps | Weizen- Gerste | Weizen- Raps | Gerste- Raps | Weizen | Gerste | Raps |
| Reduktion der Varianz im Mittel | 16% | 9% | 17% | 14% | 7% | 7% | 13% |
| Zahl der Betriebe mit beobachteter Reduktion >0 | 376 | 260 | 423 | 371 | 232 | 260 | 414 |
| Zahl der Betriebe mit 5%- Grenze Reduktion >0 | 117 | 70 | 84 | 125 | 38 | 39 | 74 |

Eigene Berechnungen

Allerdings ist ein Blick auf die beobachteten Werte allein nicht hinreichend. Tabelle 6.4 zeigt die beobachtete Reduktion im Mittel, die Zahl der Betriebe, die nach ihren Ausgangsdaten eine Reduktion erzielen können, und die Zahl jener Betriebe, die mit 95%-Wahrscheinlichkeit eine Reduktion erwarten dürfen. Es zeigt sich, dass im Mittel die höchste beobachtete

Varianzreduktion mit der Weizen-Raps-Kombination erreicht werden kann, die Gersten-Raps-Kombination aber mit 125 zu 84 Betrieben für die Hälfte mehr an Betrieben eine signifikante Varianzreduktion erreicht.

Es stellt sich die Frage, ob überhaupt alle Regionsversicherungen angeboten werden sollten. Wenn wir annehmen, dass Landwirte indifferent zwischen zwei Alternativen sind, die nicht mindestens mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit unterschiedlich sind, kann ein paarweiser Vergleich der Versicherungskombinationen weiterhelfen. In Tabelle 6.5 wird jeweils die Anzahl von Betrieben aufgeführt, die mit einer der beiden zu vergleichenden Kombinationen eine signifikant höhere Varianzreduktion erreichen.

Der Vergleich der Risikoreduktionen unterschiedlicher Versicherungskombinationen⁹⁴ für jeden einzelnen Betrieb zeigt, dass die Variante mit drei Regionsversicherungen für viele Betriebe signifikant besser ist als eine ausschließliche Weizen- oder Gerstenversicherung und für keinen Betrieb signifikant schlechter ist (erste Spalte). Lediglich zwei Betriebe erreichen mit einer Rapsversicherung eine höhere bereinigte Varianzreduktion. Ähnlich vorteilhaft ist auch die Gersten-Raps Kombination im Vergleich zu den einzelnen Versicherungen (erste Zeile). Sie ist auch für 18 bzw. 15 Betriebe besser als die Weizen-Gersten bzw. Weizen-Raps Kombination. Allerdings ist sie jeweils für einen Betrieb schlechter. Im Vergleich zur Kombination von drei Regionsversicherungen ist sie für zwei Betriebe schlechter und für 16 besser.

Tabelle 6.5 Optimale Kombination von Regionsversicherungen bei Fruchtfolge

| | angebotene Regionsversicherungen | | | | | |
|---------------|----------------------------------|---------------|-------------|--------|--------|---------|
| | Weizen-Gerste-Raps | Weizen-Gerste | Weizen-Raps | Weizen | Gerste | Raps |
| Gerste-Raps | 16 / 2 | 18 / 1 | 15 / 1 | 46 / 0 | 41 / 0 | 18 / 3 |
| Weizen-Gerste | 3 / 9 | | 7 / 13 | 15 / 1 | 14 / 2 | 20 / 10 |
| Weizen-Raps | 14 / 11 | | | 11 / 1 | 31 / 3 | 9 / 7 |
| Weizen | 0 / 54 | | | | 7 / 6 | 3 / 16 |
| Gerste | 0 / 47 | | | | | 8 / 27 |
| Raps | 2 / 31 | | | | | |

Erste (zweite) Zahl zeigt die Anzahl der Betriebe, die mit 95%-Wahrscheinlichkeit eine höhere Varianzreduktion mit den Regionsversicherungen der Zeile (Spalte) erreichen.

Eigene Berechnungen

Eine eindeutige Empfehlung, nicht alle drei Regionsversicherungen anzubieten, weil die Weizenregionsversicherung keine zusätzliche Varianzreduktion ermöglicht, kann nicht gegeben werden, weil einzelne Betriebe mit anderen Kombinationen als Gerste-Raps besser abschneiden. Allerdings zeigt sich, dass die Kombination mit der höchsten

⁹⁴ Zum Bootstrapping bei verbundenen Stichproben siehe S. 108.

durchschnittlichen Varianzreduktion nach Tabelle 6.4, nämlich Weizen-Raps nur für einen Betrieb signifikant besser ist als die Gersten-Raps Kombination aber für 15 signifikant schlechter. Ferner zeigt sich, dass der zusätzliche Wert einer Weizenregionsversicherung für die Betriebe mit Fruchtfolge relativ niedrig sein kann, wenn bereits eine Gersten- und Rapsregionsversicherung angeboten wird.

Optimale Deckungshöhen für Regionsversicherungen

Die Frage der optimalen Versicherungsdeckungen ist zum einen für den einzelnen Landwirt von Bedeutung, weil die Deckungshöhen seine „Stellgrößen“ sind. Zum anderen kann die Versicherung aus dem Volumen der einzelnen Versicherungen das Gesamtrisiko der von ihr abgeschlossenen Verträge abschätzen. Oder mit anderen Worten, sie kann mit den Deckungshöhen das Risiko ihres Portfolios an Regionsversicherungen abschätzen.

Da die Kombination einer Gersten- und Rapsregionsversicherung wahrscheinlich die beste Kombination ist, werden nur ihre Deckungen betrachtet. Sie liegen für Raps ungefähr zwischen 0 und 2, für Gerste bis über vier (siehe Abbildung 6.9 im Anhang). Im Durchschnitt über alle Betriebe beträgt die Deckung für Gerste 0,56 und für Raps 0,39, d.h. für jeden Hektar der Fruchtfolge werden 0,56 Verträge über eine Gerstenversicherung und 0,39 Verträge über eine Rapsversicherung abgeschlossen. Berücksichtigt man nur die 125 Betriebe, die mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit eine Varianzreduktion realisieren, so erhöhen sich die Durchschnitte auf 1,43 und 0,70 für Gerste bzw. Raps.

Weizenmonokultur

Wir betrachten nun einen Betrieb, der nur Weizen anbaut ($N = 1, s = 1$) und unterschiedliche Regionsversicherungen abschließen kann.

In Tabelle 6.6 sind die Varianzreduktionen der verschiedenen Kombinationen von Regionsversicherungen dargestellt. Im Mittel ist die beobachtete Reduktion bei alleiniger Weizenregionsversicherung mit 17% am höchsten, allerdings sind alle weiteren Kombinationen, die auch eine Weizenregionsversicherung enthalten, kaum schlechter. Ähnlich sieht es bei der Zahl der Betriebe aus, die eine positive Reduktion für ihre Ausgangsdaten erzielen könnten. Bei der Betrachtung der Betriebe, die eine Risikoreduktion mit mindestens 95%-Wahrscheinlichkeit erreichen sollen, liegt die Weizen-Raps-Kombination mit 107 der 767 Betriebe am besten. Eine Weizenregionsversicherung allein erfüllt die Bedingung nur für 75 Betriebe.

Tabelle 6.6 Bereinigte Varianzreduktion der Regionsversicherungen bei Weizenmonokultur

| 767 Betriebe mit Weizenmonokultur | angebotene Versicherungen | | | | | | |
|--|---------------------------|-------------------|-----------------|-----------------|--------|--------|------|
| | Weizen-Gerste- Raps | Weizen- Gerste | Weizen- Raps | Gerste- Raps | Weizen | Gerste | Raps |
| Reduktion der Varianz im Mittel | 14% | 15% | 16% | 5% | 17% | 5% | 3% |
| Zahl der Betriebe mit beobachteter Reduktion >0 | 315 | 373 | 384 | 168 | 441 | 194 | 136 |
| Zahl der Betriebe mit 5%-Grenze Reduktion >0 | 76 | 80 | 105 | 26 | 75 | 22 | 16 |

Eigene Berechnungen

In Tabelle 6.6 bestätigt der Vergleich der einzelnen Kombinationen anhand der Varianzreduktion analog zu Tabelle 6.5, dass die Weizen-Raps Kombination wahrscheinlich am besten ist. Allerdings ist das Ergebnis noch weniger eindeutig als bei den Fruchtfolgebetrieben. So haben drei Betriebe eine höhere bereinigte Varianzreduktion, wenn sie mit einer Weizenregionsversicherung allein versichern. Kombinationen mit einer Gerstenregionsversicherung sind insgesamt für drei Betriebe besser als die Weizen-Raps Kombination (siehe dritte und fünfte Spalte).

Tabelle 6.7 Optimale Kombination von Regionsversicherungen bei Weizenmonokultur

| | angebotene Regionsversicherungen | | | | | |
|---------------|----------------------------------|-------------------|-----------------|--------|--------|--------|
| | Weizen-Gerste- Raps | Weizen- Gerste | Weizen- Raps | Weizen | Gerste | Raps |
| Gerste-Raps | 5 / 23 | 2 / 31 | 1 / 31 | 5 / 27 | 4 / 1 | 3 / 1 |
| Weizen-Gerste | 5 / 3 | | 1 / 2 | 2 / 3 | 34 / 4 | 42 / 1 |
| Weizen-Raps | 8 / 0 | | | 4 / 3 | 49 / 1 | 45 / 0 |
| Weizen | 2 / 6 | | | | 32 / 4 | 41 / 2 |
| Gerste | 0 / 42 | | | | | 3 / 1 |
| Raps | 0 / 37 | | | | | |

Erste (zweite) Zahl zeigt die Anzahl der Betriebe, die mit 95%-Wahrscheinlichkeit eine höhere Varianzreduktion mit den Regionsversicherungen der Zeile (Spalte) erreichen.

Eigene Berechnungen

Für den spezialisierten Weizenanbau kann daher gefolgert werden, dass eine Gerstenregionsversicherung zusätzlich oder alternativ zu einer Weizen- oder Rapsregionsversicherung die bereinigte Varianzreduktion nur für drei Betriebe signifikant verbessert.

6.2.3 Empirische Ergebnisse der Hofversicherungen

Nun wird die bereinigte Varianzreduktion für Versicherungen untersucht, die auf dem physischen Ertrag basieren, den der Betrieb für jede seiner Früchte erzielt. Für das Bootstrapping werden 5000 Wiederholungen durchgeführt.

Für den diversifizierten Betrieb wird wieder Gleichung (6.6) geschätzt mit $N = M = 3$ und $s_1 = s_2 = s_3 = 1/3$. Allerdings werden statt der Regionsversicherungen nur Hofversicherungen mit hohem (=Erwartungswert) bzw. niedrigem Strike-Ertrag (=90% des Erwartungswerts) angeboten. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 6.8.

Tabelle 6.8 Bereinigte Varianzreduktion der Hofertragsversicherungen⁹⁵

| 767 Betriebe | gedrittelte Fruchfolge | | Weizenmonokultur | |
|---|------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | Strike-Ertrag 90% | Strike-Ertrag 100% | Strike-Ertrag 90% | Strike-Ertrag 100% |
| Reduktion der Varianz im Mittel | 17% | 51% | 20% | 62% |
| Zahl der Betriebe mit beobachteter Reduktion >0 | 552 | 764 | 564 | 767 |
| Zahl der Betriebe mit 5%-Grenze Reduktion >0 | 38 | 608 | 46 | 735 |

Eigene Berechnungen

Für einen Strike-Ertrag von 90% des erwarteten Ertrages liegt die beobachtete bereinigte Varianzreduktion im Mittel der Fruchtfolgebetriebe bei 17%. Lediglich 38 Betriebe erreichen mit 95%-Wahrscheinlichkeit eine solche Varianzreduktion. Die Deckungen der Hofversicherungen weichen zum Teil erheblich von der erlaubten Maximaldeckung ab. Lediglich bei 405 der Betriebe sind die beobachteten Deckungen alle gleich einem Drittel. Es bestätigt sich die theoretisch abgeleitete Erwartung, dass auch bei Hofversicherungen ein Hedgingproblem vorliegt.

Zur einfacheren Einordnung in die Literatur werden in Tabelle 6.8 die Ergebnisse für Hofversicherungen mit einem Strike-Ertrag in Höhe des Erwartungswertes dargestellt. Praktisch relevant ist diese Ausgestaltung wahrscheinlich nicht, weil der Anreiz für moral hazard wesentlich höher ist als bei der Variante mit einem Strike-Ertrag von 90% des Erwartungswertes. Denn der Landwirt reduziert seine Bemühungen um einen hohen Ertrag jetzt in einigen Jahren schon früher innerhalb der Produktionsperiode. Denn es ist unwahrscheinlicher, dass sich ein schlechter Pflanzenbestand durch überdurchschnittlich gutes Wetter bis zur Ernte noch soweit erholt, dass es sich noch lohnt, einen Ertrag über dem Erwartungswert anzustreben. Wird dem Landwirt nur ein Minderertrag unterhalb von 90% des Erwartungswertes ausbezahlt, wird bei gleich schlechtem Pflanzenbestand die

⁹⁵ Auch wenn der Erwartungswert als Strike-Ertrag gewählt wird, kann eine negative bereinigte Varianzreduktion auftreten, wenn die relative Varianzreduktion klein im Verhältnis zum Verlust der Freiheitsgrade ist.

Wahrscheinlichkeit, keine Versicherungsprämie zu erhalten, größer sein. Die Gefahr, dass der Landwirt einen Minderertrag eher in Kauf nimmt, wird also bei einem niedrigeren Strike-Ertrag verringert. Alternativ könnte man auch die maximale Deckung reduzieren, oder mit anderen Worten den Selbstbehalt erhöhen. Allerdings werden in einem solchen Fall besonders schlechte Ernten weniger stark durch die Versicherung ausgeglichen.

Die durchschnittliche bereinigte Varianzreduktion liegt bei 51% im Falle des hohen Strike-Ertrages. Für 594 Betriebe wären die Hofversicherungen mit hohem Strike-Ertrag auf dem 95%-Niveau besser als die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag.

Für spezialisierte Weizenbetriebe, die eine Weizenhofversicherung mit einem Strike-Ertrag von 90% des Erwartungswertes wählen können, liegt die durchschnittliche beobachtete Varianzreduktion bei knapp 20% (siehe Tabelle 6.8). Allerdings erreichen nur 46 der Betriebe mit 95%-Wahrscheinlichkeit eine positive Varianzreduktion. Es zeigt sich somit, dass die Weizenerträge auf relativ vielen Betrieben nur selten 90% des Erwartungswertes unterschreiten. Beim hohen Strike-Ertrag liegt die durchschnittliche bereinigte Varianzreduktion bei 62%.

Diskussion der Normalverteilung

Leicht kann aus den Ergebnissen der Varianzreduktion bei einem hohen Strike-Ertrag der Hofversicherung eine Aussage über die Ähnlichkeit der Verteilung des Hofertrages einer Kultur mit der Normalverteilung gemacht werden. Denn die Varianz σ^2_{SNV} einer in bestimmter Form gestauchten Halbnormalverteilung lässt sich allgemein bestimmen, wie im Anhang gezeigt wird. Man erhält diese Verteilung, wenn die Beobachtungen aus einer Normalverteilung, die kleiner als der Erwartungswert sind, den Wert des Erwartungswertes erhalten und die übrigen Beobachtungen unverändert bleiben. Damit der Erwartungswert gestauchten Verteilung dem ursprünglichen Erwartungswert entspricht, werden alle Beobachtungen noch um den neuen Erwartungswert reduziert. Genau dies passiert bei einer Hofversicherung mit 100% Strike-Ertrag bei Anbau einer Kultur. Der Wert der Varianz σ^2_{SNV} beträgt ungefähr 34,1% der Varianz σ^2_{NV} der Normalverteilung und genau

$$(6.7) \quad \sigma^2_{SNV} = \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{2\pi} \right) \sigma^2_{NV}$$

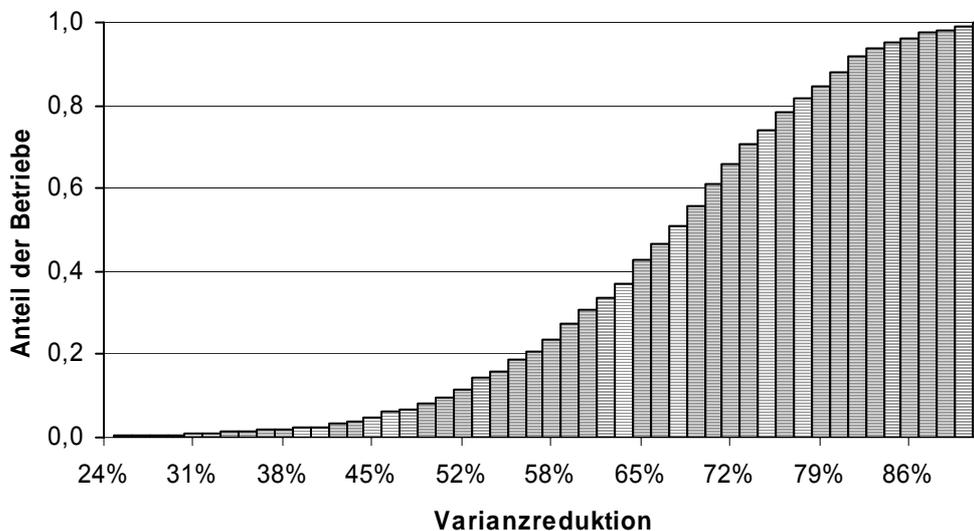
Weichen die Varianzreduktionen also stark von 65,9% ab, so muss auch die Stichprobenverteilung des Weizenertrages relativ stark von der Normalverteilung abweichen.⁹⁶ Abbildung 6.3 zeigt, dass die zumindest die Annahme der Normalverteilung für eine Großzahl der Betriebe recht weitreichend zu sein scheint. So erreicht jeder fünfte

⁹⁶ Allerdings kann damit nicht zwingend geschlossen werden, dass für den individuellen Betrieb die Normalverteilungsannahme nicht gilt. Dazu müsste ein Konfidenzintervall um die 65,9% Varianzreduktion bestimmt werden.

Betrieb weniger als 60% Varianzreduktion und jeder dritte mehr als 75%.⁹⁷ Die Annahme der selben linearen Klasse bei MAHUL und VERMERSCH erscheint daher unwahrscheinlich.

Die üblichen Tests auf Nichtnormalität werden die Normalverteilung aber wahrscheinlich nicht ablehnen, da die parametrischen Tests nach z.B. Jacque-Bera nur asymptotisch gelten und die nichtparametrischen Tests gerade bei wenigen Beobachtungen nur eine geringe Testschärfe aufweisen. Deshalb erscheint ein Test auf Normalverteilung bei zehn Beobachtungen kaum hilfreich. Daher sollte ein Vergleich der unterschiedlichen Versicherungen für jeden einzelnen Betrieb ohne die Annahme der Normalverteilung auskommen. Das Bootstrapping als adäquate Methode wird demnach bestätigt.

Abbildung 6.3 Verteilungsfunktion der Varianzreduktion bei Weizenmonokultur und Hofertragsversicherung mit einem Strike-Ertrag von 100% des Erwartungswertes



Eigene Darstellung

6.2.4 Vergleich Hof- und Regionsversicherungen

Der Vergleich der Risikoreduktionen durch Hofertragsversicherungen bzw. durch Regionsversicherungen kann unterschiedliche Nachfragen nach beiden Versicherungstypen aufzeigen. So kann möglicherweise gefolgert werden, dass ein Versicherungsunternehmen eher Regionsversicherungen anbieten sollte als die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag, wenn man gleiche Transaktionskosten für beide Versicherungen unterstellt.

Die Ergebnisse in Tabelle 6.9 lassen zwar auch wie die Vergleiche oben keinen eindeutigen Schluss zu, aber sie geben eine deutliche Tendenz. In der ersten Zeile wird die Anzahl der

⁹⁷ In der vorliegenden Arbeit werden zwar nur geschätzte Varianzreduktionen bestimmt, aber da sie erwartungstreu sind, kann die Gleichung (6.7) benutzt werden.

Fruchtfolgebetriebe angegeben, die eine signifikant unterschiedliche bereinigte Varianzreduktion mit den Hofversicherungen bei niedrigem Strike-Ertrag und unterschiedlichen Kombinationen von Regionsversicherungen erreichen. Die Kombination mit drei Regionsversicherungen ist lediglich für einen Betrieb signifikant schlechter als die Hofversicherungen und für 63 Betriebe mit 95% Wahrscheinlichkeit besser.

Tabelle 6.9 Vergleich Hof-Regionsversicherungen

| 767 Betriebe | angebotene Regionsversicherungen | | | | | | |
|--|----------------------------------|---------------|-------------|-------------|---------|---------|---------|
| | Weizen-Gerste-Raps | Weizen-Gerste | Weizen-Raps | Gerste-Raps | Weizen | Gerste | Raps |
| <i>Fruchtfolge je 1/3 Weizen, Gerste, Raps</i> | | | | | | | |
| 90% Hof | 1 / 63 | 3 / 41 | 2 / 37 | 4 / 54 | 3 / 14 | 8 / 15 | 4 / 25 |
| 100% Hof | 88 / 12 | 199 / 3 | 148 / 2 | 95 / 3 | 331 / 1 | 317 / 0 | 221 / 0 |
| <i>Weizenmonokultur</i> | | | | | | | |
| 90% Hof | 4 / 48 | 5 / 47 | 4 / 62 | 7 / 16 | 5 / 41 | 12 / 11 | 16 / 9 |
| 100% Hof | 250 / 3 | 292 / 2 | 252 / 1 | 454 / 0 | 345 / 1 | 555 / 0 | 548 / 0 |

Erste (zweite) Zahl zeigt die Anzahl der Betriebe, die mit 95%-Wahrscheinlichkeit eine höhere Varianzreduktion mit den Versicherungen der Zeile (Spalte) erreichen.

Eigene Berechnungen

Bei Weizenmonokultur ist die Tendenz etwas weniger eindeutig. Hier ist die Hofversicherung mit niedrigem Strike-Ertrag für 4 Betriebe besser, allerdings auch für 48 Betriebe signifikant schlechter. Die Hofversicherungen mit hohem Strike-Ertrag schneiden im Vergleich mit den Regionsversicherungen sehr viel besser ab als die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag. Im Allgemeinen sind sie auch deutlich besser als die Regionsversicherungen, allerdings dürfte die moral hazard Problematik ihre Vorzüglichkeit drastisch reduzieren.

Zusammenfassend zeigt sich, dass die Kombination mit drei Regionsversicherungen nach dem Kriterium der bereinigten Varianzreduktion nicht nur eine gleichwertige Alternative zu Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag sein kann sondern sowohl für viele Weizenmonokultur- als auch viele Fruchtfolgebetriebe die signifikant bessere Wahl darstellen würde. Umgekehrt gilt nur für fünf Betriebe, dass die Hofversicherungen mit niedrigen Strike-Erträgen eine signifikant höhere bereinigte Varianzreduktion erreichen.

6.3 Analyse anhand der stochastischen Dominanz

Wie das vorangegangene Kapitel gliedert sich dieses Kapitel in eine Beschreibung der Spezifikation der Methode und in eine Darstellung der empirischen Ergebnisse, die aber

anders als im vorangegangenen Kapitel nach dem Anbau und nicht nach den Versicherungstypen unterteilt ist. Die nachfolgenden Berechnungen wurden mit dem Statistikprogramm Ox 3.30 von DOORNIK durchgeführt.

6.3.1 Empirische Spezifikation

Für die Anwendung der stochastischen Dominanz ist zu berücksichtigen, dass keine Bereinigung der Zielgröße Verschiebung der niedrigen Erlöse in Abhängigkeit von den Freiheitsgraden erfolgt. Deshalb kann auch nicht abgeleitet werden, ob alle Regionsversicherungen einen positiven Grenznutzen haben. Es wird in diesem Kapitel deshalb nur zwischen Kombinationen mit derselben Anzahl von Hof- und Regionsversicherungen verglichen.

Für die Hofversicherungen muss beim Bootstrapping der Trend bereinigten Erträge zusätzlich um den Mittelwert bereinigt werden, um Versicherungsauszahlungen sicherzustellen, die sich auf den ex post Mittelwert einer Zehnjahresperiode beziehen. Wenn die Beobachtungen mit Jahren aus der Originalstichprobe mit überdurchschnittlichem Ertrag korrespondieren, würden viele Bootstrapverteilungen ohne Berücksichtigung des neuen Mittelwertes keine Beobachtungen mit Versicherungsauszahlungen haben.

Das Maß für den Nutzen wird wie die Prämien bei MIRANDA (1991) nur absolut dargestellt, da sie keine Kostengröße für den Landwirt darstellen sondern ein Maß für den Nutzen der Versicherung (siehe S. 101). Im Folgenden wird dieses Maß als Erlösverschiebung bezeichnet und in Euro je Hektar für den gesamten Zehnjahreszeitraum gemessen. Die Relation zum erwarteten Erlös ist weniger aussagekräftig, weil für eine Interpretation dieselben Kosten auf den Betrieben angenommen werden müssten. Die absolute Darstellung ist sowohl mit konstanter absoluter als auch konstanter relativer Risikoaversion kompatibel. Ersteres ist offensichtlich. Konstante relative Risikoaversion bedeutet, dass sich die Vorzüglichkeit zwischen zwei Verteilungen nicht ändert, wenn ihre jeweiligen Beobachtungen um ein gleiches Vielfaches verändert werden. In unserem Fall würde sich die Erlösverschiebung bei einer Vervielfachung der Verteilungen proportional ändern. Damit bliebe auch die Entscheidung zwischen einer nichtversicherbaren Ertragsverteilung und einer anderen, aber versicherbaren Ertragsverteilung immer unberührt, wenn beide Ertragsverteilungen vervielfacht werden.⁹⁸

⁹⁸ Daher hat auch die fehlende Bereinigung der Trendresiduen nur Einfluss auf die beobachtete Höhe der Prämie (siehe Fußnote 88 auf S. 112) und nicht auf das Signifikanzniveau. Allerdings kompensieren sich der Effekt der Unterschätzung der unversicherten Erträge und der Versicherungszahlung wieder teilweise. Bei Hofertragsversicherungen hat die Nichtbereinigung überhaupt keinen Einfluss.

6.3.2 Empirische Ergebnisse

Gedrittelte Fruchtfolge

Tabelle 6.10 und Abbildung 6.4 beschreiben die Verschiebung der niedrigen Erlöse der zur Wahl stehenden Versicherungskombinationen.

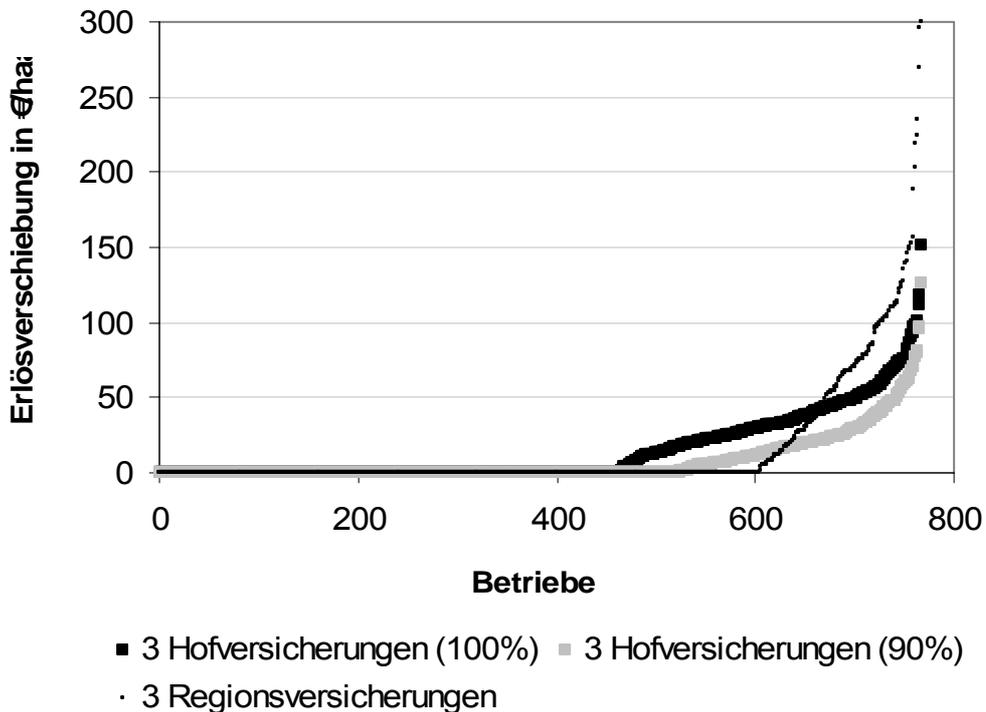
Die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag haben über alle 767 Betriebe mit 7,52 €/ha die niedrigste Erlösverschiebung. Die Erlösverschiebung der Regionsversicherungen liegt mit 14,91 €/ha geringfügig über den Hofversicherungen mit einem Strike-Ertrag in Höhe des Erwartungswertes, obwohl bei den Regionsversicherungen nur jede fünfte Betrieb eine positive Verschiebung erwarten kann. Bei allen Versicherungen liegt der Anteil der Betriebe mit signifikanter Erlösverschiebung lediglich zwischen 6,7% und 1,6%.

Tabelle 6.10 Erlösverschiebung durch die Versicherungen bei Fruchtfolge

| 767 Betriebe mit gedrittelter Fruchtfolge Raps, Weizen, Gerste | angebotene Versicherungen | | |
|--|------------------------------|---------------------|---------------------|
| | 3 Regions- versicherungen | 3 Hofversicherungen | 3 Hofversicherungen |
| | | 100% Strike-Ertrag | 90% Strike-Ertrag |
| beobachtete Verschiebung in Euro/ha | 14,91 | 14,29 | 7,52 |
| Zahl der Betriebe mit beobachteter Verschiebung >0 | 163 | 304 | 245 |
| Zahl der Betriebe mit 5%-Grenze Verschiebung >0 | 15 | 51 | 12 |

Eigene Berechnungen

Abbildung 6.4 zeigt, dass die Verschiebung der Erlöse für einen Betrieb bei Regionsversicherungen relativ hoch ist, wenn sie positiv ist. Für einige Betriebe können Verschiebungen von über 100 € erreicht werden. Insgesamt ist aber festzuhalten, dass der Nutzen der Verschiebung für den Landwirt begrenzt ist. Denn die Werte beziehen sich auf einen Zeitraum von zehn Jahren, und der in Geldeinheiten gemessene Nutzen liegt natürlich unter dem absoluten Wert der Verschiebung.

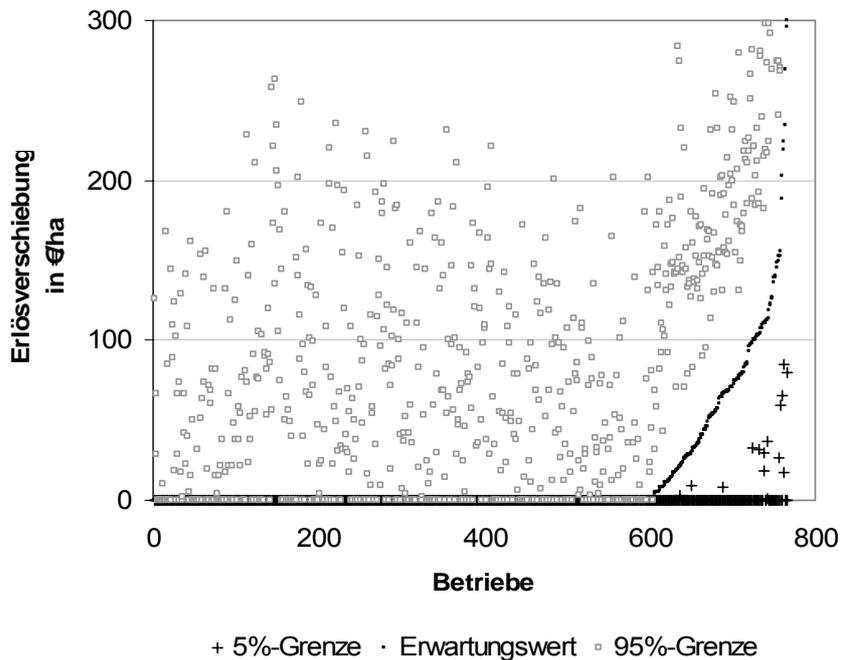
Abbildung 6.4 geordnete Beobachtungswerte der Erlösverschiebung bei Fruchtfolge

Eigene Darstellung

In Abbildung 6.5 sind der Beobachtungswert für die Prämien der Betriebe bei Fruchtfolge dargestellt sowie das 90% Konfidenzintervall. Die Betriebe sind nach der Höhe der Beobachtungswerte geordnet. Wieder zeigt sich der geringe Zusammenhang zwischen der erwarteten Verschiebung und den Konfidenzintervallgrenzen und unterstreicht damit die Bedeutung des Bootstrapping.

Der Vergleich der Erlösverschiebungen auf Betriebsebene zeigt, dass die Hofversicherungen mit hohem Strike-Ertrag für 52 Betriebe mit 95%-Wahrscheinlichkeit besser und für acht Betriebe schlechter sind als die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag. Die Regionsversicherungen erzielen bei 14 Betrieben eine signifikant bessere Erlösverschiebung als die Hofvertragsversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag, sind aber für 32 Betriebe signifikant schlechter. Da damit die Ergebnisse von Tabelle 6.10 relativiert werden, kann keine Empfehlung zugunsten der Regionsversicherungen und gegen die Hofvertragsversicherung mit niedrigem Strike-Ertrag gegeben werden. Es bestätigt sich einmal mehr die Bedeutung des Bootstrapping und des Vergleichs auf einzelbetrieblicher Ebene für die Interpretation der Ergebnisse.

Abbildung 6.5 Erlösverschiebung der drei Regionsversicherungen bei stochastischer Dominanz und Fruchtfolge



Eigene Darstellung

Weizenmonokultur

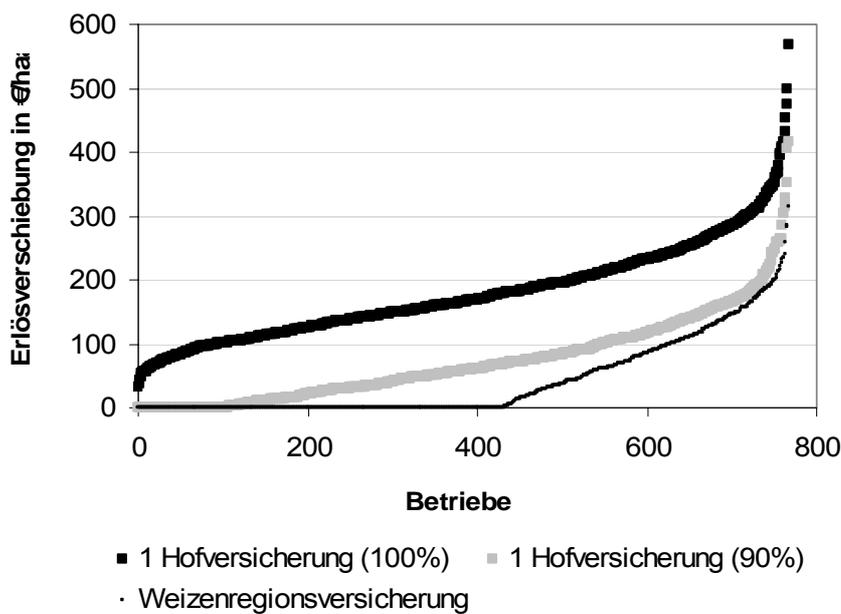
Tabelle 6.11 und Abbildung 6.6 zeigen, dass eine Hofversicherung mit hohem Strike-Ertrag – wie theoretisch auch zu erwarten – eine deutlich bessere Verschiebung der Erlöse hin zu den Jahren mit geringem Erlös erreicht als eine Hofversicherung mit niedrigem Strike-Ertrag (178 €/ha im Vergleich zu 72 €/ha). Die Regionsversicherung schneidet mit knapp 41 €/ha vergleichsweise schlecht ab, nur für 335 der 767 Betriebe kann eine positive Prämie beobachtet werden. Eine signifikante Erlösverschiebung ist für 42 Betriebe zu erwarten. Berücksichtigt man nur die Betriebe, die eine positive Erlösverschiebung erwarten lassen, erzielen die Weizenregions- und die Hofversicherung mit niedrigem Strike-Ertrag eine vergleichbare durchschnittliche Erlösverschiebung.

Vergleicht man diese beiden Versicherungen für jeden Betrieb, so ist die Hofversicherung für 40 Betriebe mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% besser und für 20 schlechter als die Weizenregionsversicherung. Eine Diskriminierung zwischen den Versicherungstypen ist daher nicht möglich. Die Erlösverschiebung ist bedeutsamer als bei Fruchtfolgebetrieben. Ein erkennbarer Nutzen der Versicherungen für Landwirte, die nur Weizen anbauen, erscheint möglich.

Tabelle 6.11 Erlösverschiebung der Versicherungen bei Weizenmonokultur

| 767 Betriebe mit Weizenmonokultur | angebotene Versicherungen | | |
|---|--------------------------------|------------------------|-----------------------|
| | Weizenregions- versicherung | Hofversicherung | |
| | | 100% Strike- Ertrag | 90% Strike- Ertrag |
| beobachtete Verschiebung in Euro/ha | 40,87 | 178,38 | 71,95 |
| Zahl der Betriebe mit beobachteter Verschiebung >0 | 335 | 767 | 666 |
| Zahl der Betriebe mit 5%-Grenze Verschiebung >0 | 42 | 767 | 185 |

Eigene Berechnungen

Abbildung 6.6 geordnete Beobachtungswerte der Prämie bei Weizenmonokultur

Eigene Darstellung

6.4 Diskussion der empirischen Ergebnisse

Es werden zunächst die empirischen Ergebnisse mit den Ergebnissen der in Kapitel 5.1 vorgestellten Arbeiten verglichen. Danach wird kurz der Effekt der Diversifikation mit einer Fruchtfolge auf die Nachfrage nach Versicherungen angesprochen. Nachfolgend wird der Fortschritt der hier angewendeten Methoden im Vergleich zu den obigen Arbeiten

beschrieben, ehe der Einfluss der Methoden auf die Ergebnisse und insbesondere auf Unterschiede in den Ergebnissen analysiert wird.

Vergleich mit Ergebnissen in der Literatur

Zunächst werden die Ergebnisse der Weizenmonokultur mit den Ergebnissen der Literatur verglichen, weil in den bisherigen Arbeiten nur Einproduktunternehmen untersucht wurden. Da MIRANDA (1991), SMITH et al. (1994) und MAHUL und VERMERSCH (2000) (MV) Varianzreduktionen nicht für jeden Betrieb angeben, die Bereinigung aber nicht linear verläuft (Gleichung (6.4)), müssen alle Varianzreduktionen der vorliegenden Arbeit ohne Berücksichtigung der Freiheitsgrade als Vergleich herangezogen werden.

MIRANDA erzielt 39% durchschnittliche Varianzreduktion für Sojabohnenanbauer, die mit einer Regionsversicherung mit einem Strike-Ertrag von 95% des Erwartungswertes versichern. Bei MV wird kein Durchschnitt berichtet, die meisten der dargestellten Varianzreduktionen liegen zwischen 30% und 60%. Die durchschnittliche, bereinigte Varianzreduktion in der vorliegenden Arbeit von 17% für eine Weizenregionsversicherung bei ausschließlichem Weizenanbau erhöht sich ohne Berücksichtigung der Freiheitsgrade auf 22,5% und liegt damit am unteren Ende der von MAHUL und VERMERSCH (MV) beispielhaft berichteten Betriebe. Ein Viertel der Sojabohnenbetriebe, die MIRANDA untersucht hat, liegt um oder unter diesem Wert. Allerdings ist MIRANDAs Ergebnis in der Tendenz wahrscheinlich niedriger, weil der Strike-Ertrag nur 95% des Erwartungswertes beträgt. Andererseits überschätzt seine Untersuchung die Varianzreduktion wahrscheinlich, weil er keinen echten Regionalertrag, sondern den Durchschnitt der Betriebe als Basis für die Versicherung verwendet.

Die Hofertragsversicherungen lassen sich sowohl mit MV als auch SMITH et al. (1994) vergleichen, da sie auch Weizen und ähnliche Strike-Erträge berücksichtigen. Der Durchschnitt der Varianzreduktion bei hohem Strike-Ertrag liegt für die hier untersuchten Betriebe ohne Berücksichtigung der Freiheitsgrade bei 66%. Bei einem Strike-Ertrag von 100% des Erwartungswertes haben MV 25% Betriebe, die weniger Varianzreduktion erreichen. Für einen Strike-Ertrag von 90% des Erwartungswertes liegt der Durchschnitt in dieser Arbeit bei 26%. Beim selben Strike-Ertrag liegen die meisten Betriebe von MAHUL und VERMERSCH (MV) zwischen 10% und 33% Reduktion. SMITH et al. berichten von einem wesentlich höheren Durchschnitt von 64% für denselben Strike-Ertrag in Relation zum Erwartungswert. Offensichtlich sind die Schwankungen in den Bereich niedriger Erträge hinein bei ihren untersuchten Weizenbetrieben in Montana größer als bei den Untersuchungen in Deutschland und Frankreich.

Einfluss der Fruchtfolge

Für den Fruchtfolgefall lassen sich keine Referenzen in der Literatur finden. Über die Analyse oben hinausgehend, ist es bemerkenswert, dass die durchschnittliche bereinigte

relative Varianzreduktion bei Fruchtfolge und Weizenmonokultur durchaus ähnlich sind (Tabelle 6.4, Tabelle 6.6, Tabelle 6.8). Zieht man die durchschnittlichen Varianzen von etwas über 7000 €²/ha² für Weizenmonokultur und die etwas über 5400 €²/ha² bei Fruchtfolge heran, so ist *ceteris paribus* auch empirisch von einer geringeren Nachfrage nach Regionsversicherungen auszugehen, wenn Betriebe mit einer Fruchtfolge statt Weizenmonokultur wirtschaften. Für Hofversicherungen liegen die Ergebnisse der versicherten Betriebe etwas besser, deshalb ist der Gesamteffekt auf die Nachfrage ohne eine Annahme der Risikoaversion nicht möglich.

Die Ergebnisse der stochastischen Dominanz bestätigen eine niedrigere Risikoreduktion für Fruchtfolgebetriebe, obwohl keine Bereinigung um Freiheitsgrade vorgenommen werden konnte. Die Prämien bei reinem Weizenanbau liegen für die Regionsversicherungen fast dreimal höher als bei Fruchtfolge und für die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag sogar fast zehnmal höher.

Insgesamt belegt die Untersuchung empirisch, dass bei den untersuchten diversifizierten Betrieben *ceteris paribus* nicht nur mit weniger Ausgangsrisiko zu rechnen ist sondern auch mit einer geringeren Risikoreduktion durch Versicherungen. Beides dürfte zu einer geringeren Nachfrage nach Versicherungen bei Fruchtfolgebetrieben im Vergleich zu reinen Weizenanbauern führen, wenn man Änderungen im Produktionsprogramm nicht berücksichtigt.

Diskussion der Methoden

Die Diskussion der Methoden erfolgt zunächst für das Bootstrapping. Anschließend werden Unterschiede in den Entscheidungen und Ergebnissen in Abhängigkeit von der gewählten Methode diskutiert.

MIRANDAs Urteil: „for most producers, area yield insurance would provide better overall yield risk protection than individual insurance“ (1991, S. 242), ebenso MAHUL und VERMERSCHS Behauptung: “futures based on regional or national yield index provide better overall yield risk protection than the one generated by [certain] individual yield insurance programmes“ (2000, S. 124) und genauso die Schlussfolgerung von SMITH et al.: “the .. area yield contract ... allows almost all farms to reduce yield variance and yield risk quite significantly“ können von den Autoren der Arbeiten nicht statistisch signifikant fundiert worden sein. Da sie nur Erwartungswerte der Varianzreduktion vergleichen, können sie keine statistisch abgesicherten Aussagen treffen.

Durch Anwendung des Bootstrapping in der vorliegenden Arbeit kann nach Wissen des Autors erstmals auf die Signifikanz der Varianzreduktionen und auf signifikante Unterschiede der Varianzreduktion verschiedener Versicherungen getestet werden. Nach den bisherigen Methoden hätte für die vorliegenden Daten der Weizenenerträge eine Regionsversicherung mit einem Strike-Ertrag in Höhe des Erwartungswertes die Varianz von 85% (651 von 767) der Betriebe reduziert. Berücksichtigt man allerdings, dass durch die

Versicherung ein Freiheitsgrad verloren geht, bleiben noch 441 Betriebe. Generiert man dann noch durch Bootstrapping eine Verteilung der Reduktion für jeden Betrieb kann nur noch bei weniger als 10% (75 von 767) der Betriebe von einer Varianzreduktion mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit gesprochen werden.

Die Bereinigung um Freiheitsgrade ändert noch weitere Ergebnisse. Ohne Bereinigung des Freiheitsgrades wäre eine Hofversicherung mit 90% Strike-Ertrag im Durchschnitt um fast ein Fünftel (22% zu 26%) besser als eine Weizenregionsversicherung. Sie wäre nach dem Erwartungswert für 401 der Betriebe auch besser. Wird der Freiheitsgrad berücksichtigt, sind es 37 weniger. Mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit aber ist die Weizenregionsversicherung für 41 Betriebe besser und für 5 schlechter als die obige Hofversicherung.

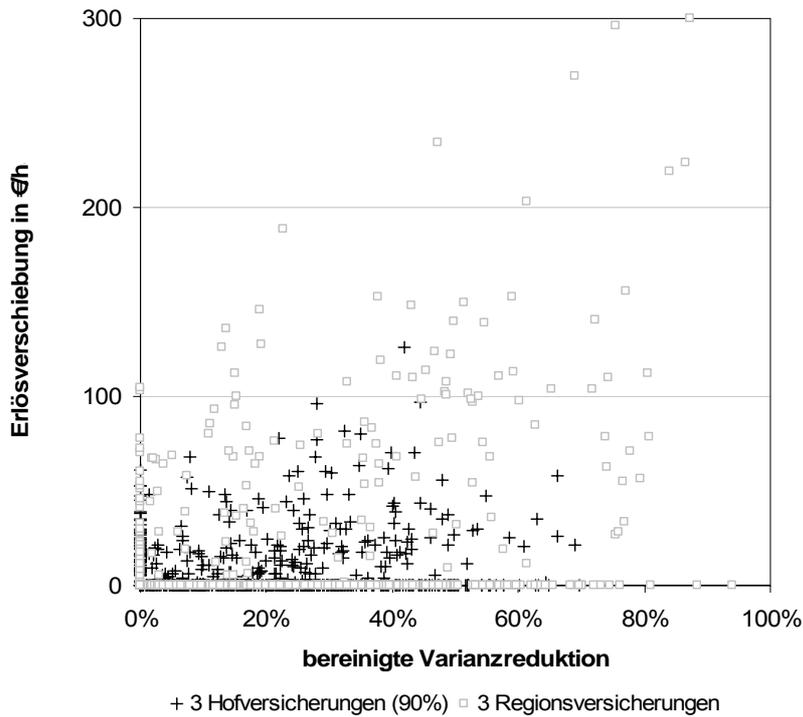
Aus der Kombination von Bootstrapping und Berücksichtigung der Freiheitsgrade folgt, dass eine zusätzliche Regionsversicherung bei Weizenmonokultur mit relativ hoher Wahrscheinlichkeit keine zusätzliche Varianzreduktion ermöglicht und sowohl die Kosten der Einführung dafür gespart als auch Kostendegressionen bei substitutionalen Verträgen ausgeschöpft werden können. Lediglich drei Betriebe erreichen mit einer alternativen oder zusätzlichen Gerstenregionsversicherung eine signifikant höhere bereinigte Varianzreduktion. Allerdings musste für die vorliegende Untersuchung eine weitgehende Verhaltensannahme getroffen werden, um einen positiven Grenznutzen einer Gerstenregionsversicherung ablehnen zu können, wenn bereits eine Weizen- und Rapsregionsversicherung angeboten werden. Es wurde unterstellt, dass Landwirte indifferent zwischen zwei Alternativen sind, die nicht mindestens mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit unterschiedlich sind.

Für Fruchtfolgebetriebe erbringt die Weizenregionsversicherung zusätzlich zu einer Gersten- und Rapsregionsversicherung oder alternativ zu einer von beiden nur für fünf Betriebe eine signifikant höhere bereinigte Varianzreduktion.

Die Ergebnisse der Varianzreduktion anhand des Erwartungswert-Varianz-Verfahrens und nach der stochastischen Dominanz zweiten Grades weichen auf Betriebsebene zum Teil erheblich ab. In Abbildung 6.7 wird der Zusammenhang zwischen Erlösverschiebung nach stochastischer Dominanz und Varianzreduktion für die Fruchtfolge berechnet. Auf der Ordinate sind die Erlösverschiebung und an der Abszisse die relative bereinigte Varianzreduktion abgetragen. Die Kombination dreier Hofversicherungen mit dem niedrigen Strike-Ertrag zeigt kaum einen systematischen Zusammenhang zwischen beiden Methoden.

Da zwischen der Erlösverschiebung und der relativen bereinigten Varianzreduktion kein linearer Zusammenhang zu erwarten ist, wird als weiterer Vergleichsmaßstab der Rangkorrelationskoeffizient zwischen der Prämie und der relativen bereinigten Varianzreduktion herangezogen. Er beträgt über alle Beobachtungen lediglich 15%. Der entsprechende Rangkorrelationskoeffizient bei den Regionsversicherungen beträgt 41%. Ohne die Beobachtungen, die keine Erlösverschiebung erwarten lassen, liegen die Werte bei 33% bzw. 54%.

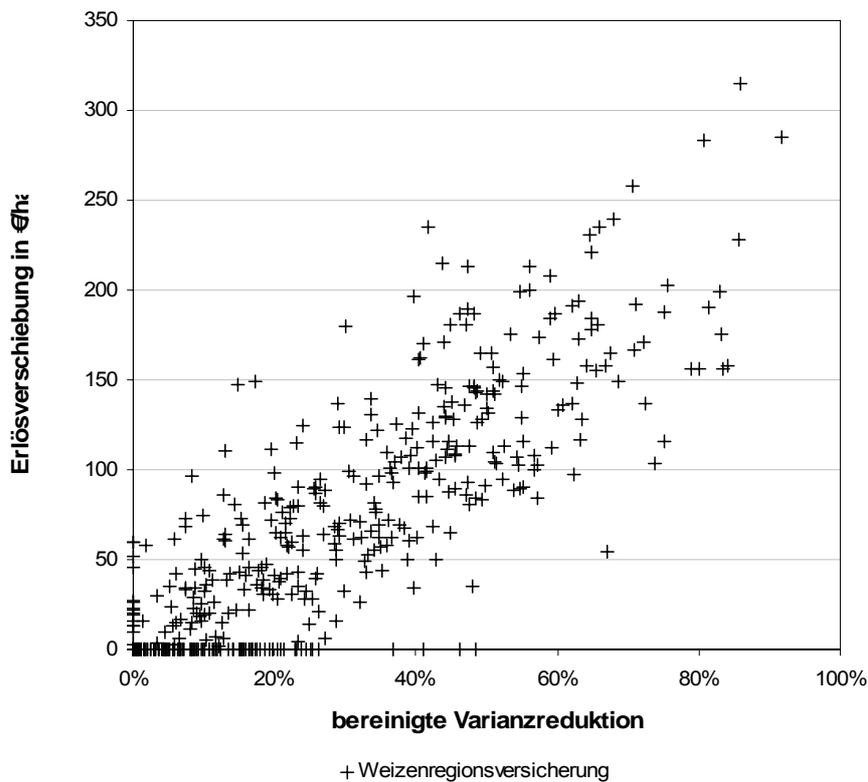
Abbildung 6.7 Vergleich der bereinigten Varianzreduktion und der Erlösverschiebung nach stochastischer Dominanz bei Fruchtfolge



Eigene Darstellung

Für einen Weizenbetrieb, der mit einer Weizenregionsversicherung versichert, liegt die Rangkorrelation zwischen maximaler Erlösverschiebung nach stochastischer Dominanz und relativer Varianzreduktion nach EV-Verfahren bei 89% ist. Abbildung 6.8 unterstreicht diesen engen Zusammenhang, sie zeigt aber auch die möglichen Überschätzungen der Risikoreduktion durch die Varianzreduktion anhand der vielen Kreuze auf der Abszisse, die zwar eine Varianzreduktion anzeigen, aber keine Erlösverschiebung.

Abbildung 6.8 Vergleich Erlösverschiebung und bereinigte Varianzreduktion bei Weizenmonokultur und Weizenregionsversicherung



Eigen Darstellung

So lässt sich zusammenfassend von Abbildung 6.7 bis Abbildung 6.8. und den entsprechenden Ausführungen dazu schlussfolgern, dass die beiden Methoden für einen Betrieb mit Fruchtfolge bei der Wahl von Hofversicherungen zu relativ stark voneinander abweichenden Optimallösungen auf Betriebsebene kommen. Es ist nur ein geringer systematischer Zusammenhang zwischen dem Nutzenmaximum nach Erwartungswert-Varianz-Verfahren und dem Nutzenmaximum nach stochastischer Dominanz zweiten Grades erkennbar. Die Wahl von Regionsversicherungen scheint weniger sensitiv zu reagieren.

Abschließend wird eine Erklärung dafür vorgeschlagen, warum die Ergebnisse zwischen den beiden Methoden für Regionsversicherungen bei einer Fruchtfolge ähnlicher sind als bei den Hofertragsversicherungen. Wahrscheinlich ist die Optimalentscheidung für eine Fruchtfolge mit Regionsversicherungen nach dem Erwartungswert-Varianz-Verfahren eher mit dem Erwartungsnutzenkonzept konsistent – und damit zur stochastischen Dominanz zweiten Grades äquivalent – als die Entscheidung für eine Fruchtfolge mit Hofversicherungen. Zwar werden in beiden Fällen gleich viele Verteilungen aufsummiert, doch für die Hofversicherungen ist per Konstruktion klar, dass sie sehr stark von ihren korrespondierenden Ertragsverteilungen abweichen. Je nach dem wie stark die Ertragsverteilungen voneinander abweichen, können auch die Verteilungen der Versicherungsentschädigungen voneinander abweichen. Die – allerdings nur hinreichende –

Bedingung der Zugehörigkeit zur selben linearen Klasse ist dann schwer erfüllbar. Intuitiv muss für die Einhaltung dieser Bedingung eine sehr hohe Korrelation der rangierten Werte gelten. Sonst könnten die normierten Verteilungsfunktionen nicht identisch sein und so derselben linearen Klasse angehören.

Dieser Erklärungsansatz unterstreicht einmal mehr, dass der bisherige Ansatz zur Bestimmung der Risikoreduktion von Ertragsversicherungen nicht auf Betriebe mit mehreren Früchten und Versicherungen übertragen werden sollte. Für den Fall nur einer Weizenregionsversicherung bei Weizenmonokultur liegt die Rangkorrelation der Optimallösungen nach beiden Verfahren bei 89%. Da einerseits nach der stochastischen Dominanz 40 Betriebe eine signifikant höhere Erlösverschiebung mit Hofertragsversicherungen erreichen und 20 eine signifikant schlechtere und andererseits nach der Varianzreduktion das Verhältnis mit vierzehn zu drei zugunsten der Regionsversicherungen umgekehrt wird, erscheint es aber bei Einproduktunternehmen zweifelhaft, dass mit den bisherigen Methoden die Vorzüglichkeit zwischen Hof- und Regionsversicherungen angemessen eingeschätzt werden konnte.

Fazit

Die bereinigte Varianzreduktion beträgt nur für die kaum realisierbare Hofertragsversicherung mit hohem Strike-Ertrag im Mittel der Betriebe mehr als 20%.

Die absolute Risikoreduktion für Fruchtfolgebetriebe scheint nach beiden Methoden niedriger als für Weizenmonokulturbetriebe.

Nach stochastischer Dominanz erscheint die Erlösverschiebung nur bei sehr wenigen Fruchtfolgebetrieben im Gegensatz zu reinen Weizenbetrieben bedeutsam.

Für viele Betriebe erreichen Regionsversicherungen eine signifikant höhere Risikoreduktion als die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag.

Für viele Betriebe erreichen zwei Regionsversicherungen eine signifikant höhere bereinigte Varianzreduktion als drei Regionsversicherungen.

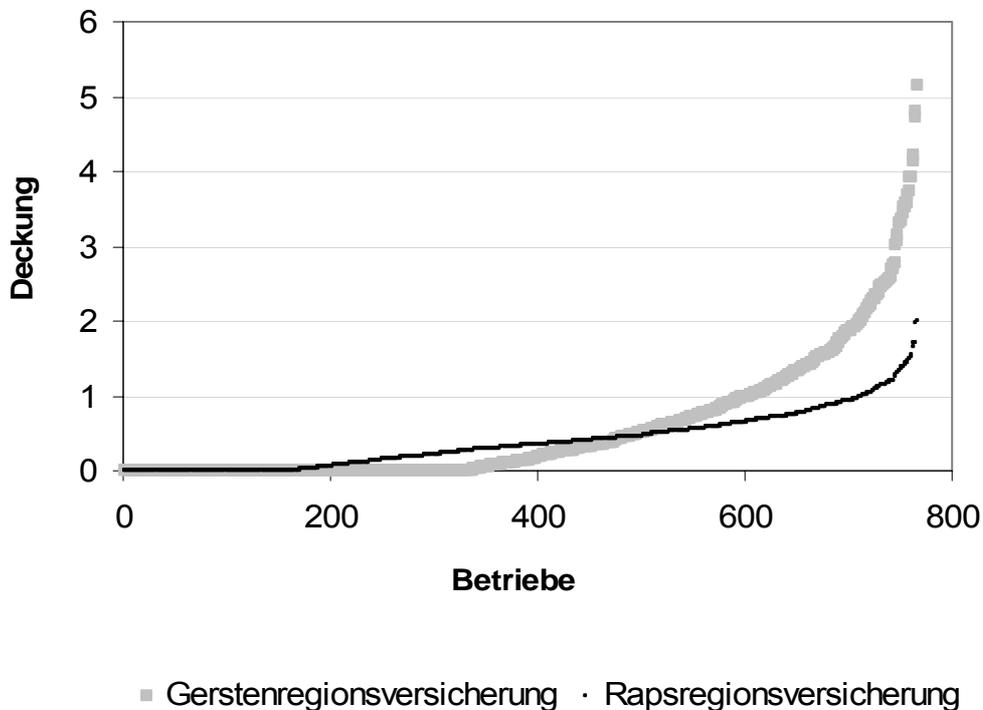
Die Rangkorrelation der maximalen Risikoreduktion nach Varianzreduktion bzw. stochastischer Dominanz ist für Hofertragsversicherungen bei Fruchtfolge sehr niedrig, bei Regionsversicherungen mittel und bei einer Weizenregionsversicherung und Weizenmonokultur sehr hoch.

Sowohl stochastische Dominanz zweiten Grades als auch Bereinigung der Varianzreduktion und Bootstrapping haben erheblichen Einfluss auf die empirischen Ergebnisse.

Durch die Bereinigung um Freiheitsgrade und das Bootstrapping sind bisher nicht untersuchte Fragestellungen, wie z.B. ein Vergleich der Versicherungstypen auf Betriebsebene, analysierbar.

6.5 Anhang

Abbildung 6.9 geordnete Deckung der Gersten- und Rapsregionsversicherung bei Fruchtfolge und Gersten-Raps Kombination



Eigene Darstellung

Varianz einer Verteilung, die der rechten Halbnormalverteilung einer Normalverteilung entspricht und bei der die übrigen Elemente der Normalverteilung den Wert des Erwartungswertes annehmen

Diese Verteilung hat als niedrigsten Wert den Erwartungswert der ihr zugrunde liegenden Normalverteilung NV. Die Hälfte der Beobachtungen hat diesen Wert. Die übrigen Werte entsprechen denen der Normalverteilung, die größer sind als ihr Erwartungswert. Der linke Teil der Normalverteilung ist also auf den Mittelwert gestaucht worden, die Verteilung soll mit SNV abgekürzt werden. Der Mittelwert der NV wird im Weiteren mit null angenommen. Andere Werte führen lediglich zu einer Verschiebung der Verteilung. Mit der Annahme der Unabhängigkeit zwischen den Beobachtungen und dem Erwartungswert μ_{SNV} der gebildeten Verteilung, der sich nach GREENE (2003) Gleichung (6.8) berechnet, gilt für die Varianz σ^2_{SNV} (6.10).

$$(6.8) \quad \mu_{SNV} = \left(\frac{1}{2\pi} \right)^{1/2} \sigma_{NV}$$

$$\begin{aligned}
\sigma_{SNV}^2 &= \frac{1}{N} \left(\sum_{i=0}^{N/2} (x_i - \mu_{SNV})^2 + \sum_{i=N/2+1}^N (x_i - \mu_{SNV})^2 \right) \\
(6.9) \quad &= \frac{1}{N} \left(\sum_{i=0}^{N/2} (\mu_{SNV})^2 + \sum_{i=N/2+1}^N x_i^2 - 2\mu_{SNV} \sum_{i=N/2+1}^N x_i + \frac{N}{2} \mu_{SNV}^2 \right)
\end{aligned}$$

Mit Gleichung (6.8) folgt

$$\begin{aligned}
(6.10) \quad \sigma_{SNV}^2 &= \frac{\sigma_{NV}^2}{4\pi} + \frac{N}{N} \left(\frac{1}{2} \sigma_{NV}^2 - \left(\frac{1}{\pi} \right) \sigma_{NV}^2 + \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2\pi} \right) \sigma_{NV}^2 \right) \\
&= \sigma_{NV}^2 \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{\pi} + \frac{1}{2\pi} \right) = \sigma_{NV}^2 \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{2\pi} \right)
\end{aligned}$$

Evaluierung des Lösungsverfahrens bei stochastischer Dominanz

Im Folgenden wird die Güte des in Kapitel 5.4 vorgestellten Lösungsverfahrens zur Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckungen bei stochastischer Dominanz diskutiert. Die Ergebnisse des Lösungsverfahrens werden mit den exakten Lösungen verglichen, die die höchste Prämie aller möglichen Kombinationen von Versicherungsdeckungen darstellt. Die Versicherungsdeckungen wurden dabei im Bereich null bis eins für Hofversicherungen und im Bereich null bis fünf für Regionsversicherungen um 0,01 variiert. Der Rechenaufwand betrug dabei je Betrieb ungefähr 10 Stunden auf einem herkömmlichen Pentium IV Personalcomputer mit 256 Megabyte Arbeitsspeicher und unterstreicht damit die Notwendigkeit eines anderen Lösungsverfahrens, um das Bootstrapping durchführen zu können.

In Tabelle 6.12 werden die Abweichungen der Ergebnisse des Lösungsverfahrens von den exakten Ergebnissen anhand verschiedener Kriterien dargestellt. Die Hofversicherung mit einem Strike-Ertrag in Höhe des Erwartungswertes wurde nicht evaluiert, weil die optimale Deckung für jeden Betrieb eins ist und das Lösungsverfahren nach Tabelle 6.11 auch zu diesem Ergebnis kommt. Bei Fruchtfolge weichen mit einer Ausnahme nur ein Prozent oder weniger Betriebe entweder mehr als 1% oder 10 € von der exakten Erlösverschiebung ab. Für die Hofertragsversicherungen weichen die Prämien von 19 der 767 Betriebe (2,5% der Betriebe) mehr als ein Prozent von der exakten Erlösverschiebung ab, die Korrelation zwischen beiden Prämienberechnungen liegt hier mit 99,87% niedriger als bei den beiden anderen Varianten. Zusammenfassend kann man wohl behaupten, dass für die Fruchtfolge und für Weizenmonokultur mit Hofversicherungen keine deutlichen Abweichungen auftreten. Für den reinen Weizenanbau mit einer Weizenregionsversicherung ist die Übereinstimmung der Methoden am schlechtesten. Die nach Lösungsverfahren berechneten

Prämien von 6,9% der Betriebe weichen um mehr als 1 Prozent von den exakten Lösungen ab. Dementsprechend liegt auch der Korrelationskoeffizient nur bei 99,4%. Die durchschnittliche Erlösverschiebung ist um fast zehn Euro oder 2,5% niedriger beim Lösungsverfahren und statt 343 kann nur für 335 Betriebe eine positive Prämie ermittelt werden.

Tabelle 6.12 Evaluierung des Lösungsverfahrens zur Bestimmung der optimalen Versicherungsdeckung bei stochastischer Dominanz

| 767 Betriebe | gedrittelte Fruchtfolge | | | Weizenmonokultur | |
|---|-------------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------|-----------------------------|
| | Region | Hof Strike-Ertrag 90% | Hof Strike-Ertrag 100% | Region | Hof Strike-Ertrag 90% |
| Zahl der Betriebe mit mehr als 1%-Abweichung | 3 | 5 | 19 | 53 | 0 |
| Zahl der Betriebe mit mehr als 10€ Abweichung | 2 | 0 | 8 | 39 | 0 |
| Korrelation zu exakter Lösung | 0.999998 | 0.999999563 | 0.998707215 | 0.994215 | 0.99999999 |

Verglichen werden die exakten Erlösverschiebungen und die Verschiebungen nach Lösungsverfahren für jeden Betrieb.

Eigene Berechnungen

Da entgegen den Erwartungen die Variante mit einer Regionsversicherung schlechter abschneidet als mit mehreren Regionsversicherungen und bei Fruchtfolge die Regionsversicherungen besser optimiert werden als die Hofversicherungen, ist zu vermuten, dass die Beschränkung der maximalen Schnittpunkte der zu vergleichenden Verteilung auf vier am restriktivsten wirkt. Aus den Überlegungen in Kapitel 5.4 dazu folgt, dass in erster Linie Betriebe unterschätzt werden, deren exakte Prämie sehr sensitiv auf Datenänderungen reagieren kann. Die exakte Lösung hat daher bei diesen Betrieben eine geringere praktische Relevanz als bei Betrieben mit stabilen maximalen Prämien. Insgesamt erscheint daher die Bedeutung des Fehlers begrenzt.

Abschließend scheint das Lösungsverfahren hinreichend gute Ergebnisse zu liefern. Für eine Variante gilt dies allerdings nur für 93,1% der Betriebe, wenn man lediglich Abweichungen von weniger als einem Prozent akzeptiert.

7 Zusammenfassung

In vielen Ländern, wie den USA oder Kanada, werden Versicherungen gegen niedrige Erträge im Ackerbau seit Jahrzehnten mit erheblichen Subventionen angeboten. Auch für Europa werden von den Versicherungsunternehmen und den Bauernverbänden staatliche Hilfen gefordert. In der vorliegenden Arbeit wird zum einen analysiert, unter welchen Umständen öffentliche Förderung für solche Ertragsversicherungen die Wohlfahrt erhöhen kann. Da Risikomärkte sehr stark vom neoklassisch vollkommenen Markt abweichen können, kann Marktversagen vorliegen, und andere Koordinationsmechanismen könnten effizienter sein als eine reine Marktlösung.

Zum anderen soll ein Beitrag zur Entwicklung einer effizienten und damit möglicherweise auch privatwirtschaftlich erfolgsversprechenden Ertragsversicherung geleistet werden, indem Empfehlungen für die praktische Ausgestaltung der Versicherungsverträge aus theoretischen Überlegungen abgeleitet werden und die Vorzüglichkeit unterschiedlicher Versicherungstypen hinsichtlich ihrer Risikoreduktion empirisch untersucht wird.

Diesen Zielen folgend ist die vorliegende Arbeit in zwei Abschnitte geteilt. In den Kapiteln 2 bis 4 werden theoretisch-normativ verschiedene Koordinationsmechanismen des Risiko-austauschs analysiert und Bedingungen, die deren gesamtwirtschaftliche Effizienz bestimmen. In den Kapiteln 5 und 6 werden verschiedene Versicherungstypen statistisch abgesichert nach dem Ausmaß ihrer Risikoreduktion verglichen. Die Risikoreduktion wird empirisch aus betrieblichen und regionalen Ertragsdaten aus Westdeutschland mittels des Erwartungswert-Varianz-Verfahrens und anhand der stochastischen Dominanz bestimmt.

Der Austausch von Ertragsrisiken

Marktunvollkommenheiten

Im ersten Abschnitt werden mögliche Unvollkommenheiten auf dem Markt für Ertragsversicherungen beschrieben, die zu Marktversagen führen können. Marktversagen kann existieren, weil Informationsasymmetrien zu moral hazard und adverser Selektion führen können. Weitere Marktunvollkommenheiten können im systemischen Risiko, in der Protektion landwirtschaftlicher Produktmärkte, in der Substitution von Ertragsversicherungen durch öffentliche Katastrophenbeihilfen, in echter Unsicherheit über das tatsächliche Ertragsrisiko und in weiteren Einführungsproblemen für das neue Versicherungsprodukt begründet liegen.

In der bisherigen Literatur werden insbesondere systemisches Risiko und Informationsasymmetrien analysiert. Aber alle Analysen beschäftigen sich lediglich mit Teilaspekten. Insbesondere eine umfassende Diskussion der Verzerrungen auf dem landwirtschaftlichen Produktmarkt und der Einführungsprobleme eines neuen Versicherungsproduktes sind notwendig. Eine simultane Analyse der einzelnen Probleme ausgehend von einem einheitlichen Modellrahmen erscheint wegen der Vielzahl und Unterschiedlichkeit der Marktunvollkommenheiten sinnvoll und ist in der Literatur bisher nicht gelungen.

Staatseingriffe auf dem Markt für Ertragsversicherungen

Im Detail werden zunächst Voraussetzungen für effiziente Staatseingriffe dargelegt. Als Norm wird Pareto-Optimalität unterstellt. Potenzielle Pareto-Verbesserungen reichen nicht aus, da Risikoaversion berücksichtigt werden muss und Informationsasymmetrien vorliegen können. Die Entscheidung zwischen zwei risikobehafteten Alternativen kann bei unterschiedlicher Risikoaversion zweier Personen unterschiedlich ausfallen. Deshalb kann nicht sichergestellt werden, dass sich alle Personen in einer Gesellschaft bei einer bestimmten Alternativen besser stellen. Ein Kompensationsmechanismus zwischen Gewinnern und Verlierern ist nicht möglich, weil das Ausmaß der Risikoaversion, das die Höhe der Kompensation mitbestimmen würde, unbekannt ist. Zudem kann der Kompensationsmechanismus erschwert oder unmöglich gemacht werden, wenn die Gewinner der Regelung wegen Informationsasymmetrien weder identifizierbar sind noch einen Anreiz haben, sich selbst zu erkennen zu geben.

Für die weitere normative Analyse wird ein Markt für Risikoaustausch modelliert, auf dem keine Transaktionskosten vorliegen sollen. Letztere werden simultan auf einem verbundenen Markt für komplementäre Güter berücksichtigt, die notwendig sind, um den Austausch von Risiko tatsächlich vornehmen zu können. Auf beiden Märkten werden dann Bedingungen für Marktineffizienzen identifiziert.

Die wichtigsten Annahmen auf dem Risikomarkt sind Erwartungswert-Varianz-Präferenzen mit konstanter absoluter Risikoaversion, stochastische landwirtschaftliche Produktion mit sowohl konstantem Variationskoeffizienten als auch steigenden Grenzkosten der geplanten Produktion. Es wird eine endogene Versicherungsprämie unterstellt, die sich nur aus der Nutzenmaximierung der Wirtschaftssubjekte ergibt. Die Transaktionskosten werden gesondert auf dem Markt für komplementäre Güter berücksichtigt. Zudem wird beispielhaft gezeigt, wie die Versicherung zur Wahl einer anderen Produktionstechnologie führen kann.

Die Analyse des Risikomarktes zeigt, dass *ceteris paribus* ein verzerrter Produktpreis oder eine Divergenz im systemischen Risiko zu einer Divergenz im Versicherungsangebot führen. Da sich der Landwirt aus freien Stücken für seinen Beruf entschieden hat, wird das Ertragsrisiko freiwillig übernommen. Eine öffentliche Risikoübernahme erscheint daher nicht pareto-effizient, weil die Kompensation für die Verlierer nicht bestimmt werden kann.

Private Institutionen für den Austausch systemischen Risikos erscheinen bei hinreichend funktionierenden Kapitalmärkten eine realisierbare Alternative.

In der Nachfrage nach Ertragsversicherungen kann ein verzerrter Produktpreis sowie eine Divergenz in den Produktionskosten oder im Zusammenhang zwischen Produktionsrisiko und Produktionsumfang vorliegen. Ist der Preis zu hoch, so wäre in der Regel die Nachfrage erhöht. Der angebotssenkende Effekt eines überhöhten Preises wird so teilweise kompensiert. Ein erhöhter Produktpreis steigert die gleichgewichtige Versicherungsdeckung. Die Möglichkeit, die Produktionstechnologie zu ändern, verstärkt diesen Effekt.

Liegen Divergenzen oder Verzerrungen in den Produktionskosten vor, z.B. Rationierungen auf dem Kreditmarkt in Transformations- oder Entwicklungsländern, könnte eine öffentliche Ertragsversicherung den Wohlstand erhöhen, wenn sie die Beschränkungen vermindert. Liegen negative externe Effekte in der landwirtschaftlichen Produktion wie z.B. Stickstoffauswaschung vor, würde die Versicherung ceteris paribus negativ wirken, wenn ihretwegen mehr Fläche in Produktion genommen wird. Wirkt die Versicherung als Substitut für Faktoren, die einen negativen externen Effekt haben, (z.B. Pflanzenschutzmittel) würde die Versicherung positiv wirken. Es ist aber zweifelhaft, ob sie ein first-best-Instrument ist.

Bei der Prävention gegen Tierseuchen ist denkbar, dass eine Divergenz im Zusammenhang zwischen Produktionsumfang und Produktionsrisiko besteht. Ein höheres Ausbruchsrisiko auf einem einzelnen Hof bedeutet fast immer ein höheres Ansteckungsrisiko für benachbarte Betriebe. Wenn die Versicherung zu weniger Prävention der Versicherten führt, könnte als negativer externer Effekt auch das Risiko nichtversicherter Tierhalter ansteigen.

Auf dem Markt für komplementäre Güter können Divergenzen in einigen Punkten nicht ausgeschlossen werden. Allerdings erscheinen sie bzw. effiziente Staatseingriffe dagegen wenig realistisch, weil z.B. die Richtung der Divergenz bei moral hazard oder adverser Selektion nicht eindeutig ist. Die Marktunvollkommenheiten moral hazard, adverse Selektion und systemisches Risiko können daher nicht als überzeugende Gründe für langfristige öffentliche Subventionen von Ertragsversicherungen gelten.

Öffentliche Eingriffe sind möglicherweise auf dem Markt für komplementäre Güter gerechtfertigt, wenn diese z.B. den Charakter öffentlicher Güter haben. So können Informationen, die die Versicherung oder Landwirte benötigen, auch noch für andere Wirtschaftssubjekte nützlich sein. Dann erscheint jedoch eine öffentliche Förderung auf dem Markt der Informationsbeschaffung effizienter als ein Eingriff auf dem eigentlichen Risikomarkt. Auch das Problem echter Unsicherheit könnte am ehesten auf diesem Markt angegangen werden, wenn die Entwicklung neuer Informationsbeschaffungstechnologien den Charakter öffentlicher Güter hat.

In der Literatur ist nach Wissen des Verfassers noch nicht die Frage aufgeworfen worden, welches Ausmaß an Produktionsrisiko aus sozialer Sicht optimal ist, wenn der Produktmarkt verzerrt ist. Die Frage ist relevant, weil die Einführung einer Versicherung die

Produktionsrisiken mindern kann und damit möglicherweise die Wohlstandsverluste auf den verzerrten Produktmärkten vergrößert, auch wenn die Versicherung nicht subventioniert ist. Hypothetische first-best-Versicherungen in der Literatur sind dann möglicherweise nicht mehr optimal. Mit größter Wahrscheinlichkeit sind dann die dort vorgeschlagenen second-best-Versicherungen, bei denen Informationsasymmetrien berücksichtigt werden, nicht mehr second-best, wenn das Grenzleid des Erlösrisikos in Relation zu den monetären Grenzkosten kleiner ist als die nominale Protektionsrate.

Ausgestaltung von Ertragsversicherungen

Neben diesen öffentlichen Eingriffen kann aber auch mit der Ausgestaltung der Versicherungsverträge auf einige der Marktunvollkommenheiten reagiert werden. Aus der Analyse der Marktunvollkommenheiten werden verschiedene Formen von Versicherungen abgeleitet, nämlich Hofertrags-, spezifische Gefahren- und Regionalertragsversicherungen. Ihre Effizienz und damit Vorzüglichkeit entscheidet sich nach den Kosten der komplementären Güter, die sie verbrauchen, und dem Umfang an Versicherungsschutz, den sie dem Landwirt bieten. Zwischen beiden Größen besteht in der Regel ein negativer Zusammenhang.

Die Vorteile von Hofertragsversicherungen liegen in der unmittelbaren Versicherung des Ertrages eines Landwirts. Sie bieten so exakten Schutz gegen Ertragsausfälle und die damit verbundenen Einkommenseinbußen in einem schlechten Jahr. Allerdings wird dieser Schutz nicht vollständig sein, weil unter anderem nicht der Maximalertrag als Strike-Ertrag herangezogen wird, sondern ein geringerer Ertrag, um moral hazard und adverse Selektion zu begrenzen.

Bei einer spezifischen Gefahrenversicherung sind diese Einschränkungen nicht notwendig, weil die Versicherung nur zahlt, wenn vorher spezifizierte Phänomene den Schaden verursacht haben. Allerdings sollte der Landwirt geringe Schäden selbst tragen, wenn die Transaktionskosten der Schadensfeststellung unverhältnismäßig hoch wären. Da nur ein Teil der möglichen Schadensursachen im Ackerbau auf diese Weise versichert werden kann, verbleibt auch bei den spezifischen Gefahrenversicherungen ein großer Teil des Risikos beim Landwirt. Ihre Vorteile bestehen in geringen Informationsasymmetrien und deshalb niedrigen Transaktionskosten.

Der Vorteil für die Regionalertragsversicherungen ist ähnlich und vielleicht sogar noch größer, da die Schadensfeststellung entfällt, wenn die Regionserträge ohnehin für statistische Zwecke vom Staat erhoben werden. Im Gegensatz zu Hofertragsversicherungen zahlt die Versicherung, wenn der Ertrag in einer Region unter einen bestimmten Wert (= Strike-Ertrag) fällt. Allerdings muss der Zusammenhang zwischen Hoferträgen und Regionserträgen hinreichend groß sein, damit für den Landwirt fühlbarer Versicherungsschutz gegen seine niedrigen Hoferträge besteht.

Empirische Risikoreduktion verschiedener Ertragsversicherungen

Das Ausmaß der Risikoreduktion durch die oben beschriebenen Versicherungen wird im empirischen Teil der Arbeit für eine Stichprobe 767 landwirtschaftlicher Betriebe in Westdeutschland gemessen, um Aussagen über die Vorteilhaftigkeit von Hof- oder Regionsversicherungen machen zu können. Die Schwächen der bisherigen Arbeiten in der Literatur dazu liegen in zwei Bereichen. Zum einen fehlt eine statistische Absicherung der Ergebnisse fast vollständig. Es ist daher bisher unmöglich, eine Entscheidung darüber zu treffen, ob Regions- oder Hofertragsversicherungen für die untersuchten Landwirte eine bessere Risikoreduktion ermöglicht hätten. Zum anderen sind die zugrundeliegenden Verhaltensannahmen der Landwirte nur unzureichend theoretisch fundiert. Darüberhinaus liefert die vorliegende Arbeit eine erste Untersuchung für Betriebe mit Fruchtfolgen und ermöglicht den simultanen Abschluss mehrerer Versicherungen.

Methoden und Daten

In der vorliegenden Arbeit wird ein Vergleich der unterschiedlichen Versicherungen anhand zweier Methoden durchgeführt. Die in der Literatur übliche Erwartungswert-Varianz-Methode (MIRANDA 1991) wird dabei um die Berechnung von Konfidenzintervallen erweitert, um Aussagen über die statistische Vorzüglichkeit der einzelnen Versicherungen treffen zu können. Da die Erwartungswert-Varianz-Methode aber bei bestimmten Dateneigenschaften und Abschluss bestimmter Versicherungen Ergebnisse liefert, die nicht mit dem ökonomischen Standardmodell der Risikoanalyse, dem Erwartungsnutzenkonzept, konsistent sind, wird die Methode der stochastischen Dominanz zusätzlich herangezogen. Sie wird ebenfalls um die Bestimmung von Konfidenzintervallen erweitert. Die Ergebnisse nach Erwartungsnutzenkonzept und stochastischer Dominanz zweiten Grades sind konsistent, allerdings muss für die Lösung ein numerisches Verfahren konzipiert werden.

Erstmals in der Literatur wird die Risikoreduktion verschiedener Versicherungen statistisch abgesichert verglichen. Es werden nicht nur Regions- und Hofversicherungen verglichen, sondern auch unterschiedliche Kombinationen von Regionsversicherungen, weil im Gegensatz zu den bisherigen Arbeiten nicht nur Einproduktunternehmen, sondern auch landwirtschaftliche Betriebe mit mehreren Ackerfrüchten untersucht werden. Da Verteilungsannahmen über Erträge in der Literatur umstritten sind, wird ein verteilungsunabhängiges Simulationsverfahren verwendet, das sogenannte Bootstrapping. Es liefert Verteilungen der zu untersuchenden Größen, die im Gegensatz zu den obigen Arbeiten zumindest für die Erwartungswert-Varianz-Methode um Freiheitsgrade korrigiert werden. Es wird auf signifikante Unterschiede zwischen Versicherungstypen und -kombinationen geprüft. Die hier vorgestellte Testprozedur auf statistische Signifikanz der stochastischen Dominanz zweiten Grades ist schärfer als die einzige geeignet erscheinende Alternative in der Literatur.

Die betrieblichen Daten der empirischen Anwendung entstammen der „FAL-BAL Sonderauswertung auf Grundlage von Buchführungsdaten der Wirtschaftsjahre 1989/90 bis 1998/99“ der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft. Es befinden sich 767 Betriebe in der Analyse, die in allen zehn Jahren zwischen 1989 und 1998 Raps, Weizen und Gerste auf ihrem Betrieb angebaut haben und für die in den Jahren 1979-2001 auch Beobachtungen für alle drei Erträge auf Kreisebene vorlagen. Die Betriebe entstammen 86 verschiedenen Landkreisen der Flächenbundesländer in Westdeutschland ohne Hessen. Die Hofenerträge wurden linear, die Kreiserträge zusätzlich quadratisch trendbereinigt. Es werden fixe Preise mit 20 €/dt für Raps, 10 €/dt für Weizen und 9 €/dt für Gerste angenommen.

Empirische Ergebnisse und Diskussion

Die durchschnittliche, bereinigte Reduktion der Ertragsvarianz in dieser Arbeit von 17% für eine Weizenregionsversicherung bei ausschließlichem Weizenanbau erhöht sich ohne Berücksichtigung der Freiheitsgrade auf 22,5% und liegt damit unter den in der Literatur berichteten Ergebnissen. Die Hofenertragsversicherungen mit hohem Strike-Ertrag bieten ohne Berücksichtigung der Freiheitsgrade eine mit der Literatur vergleichbare Varianzreduktion von 66%. Für einen Strike-Ertrag von 90% des Erwartungswertes liegt der Durchschnitt in dieser Arbeit bei 26% und damit im Bereich des Ergebnisses von MAHUL und VERMERSCH (2000) für Frankreich und deutlich unter dem Ergebnis einer Arbeit SMITHS et al. (1994) für Montana.

Nach der bisherigen Methode ohne Bootstrapping und ohne Berücksichtigung der Freiheitsgrade hätte eine Regionsversicherung mit einem Strike-Ertrag in Höhe des Erwartungswertes die Varianz des Weizenanbaus von 651 von 767 der Betriebe reduziert. Berücksichtigt man allerdings, dass durch die Versicherung ein Freiheitsgrad verloren geht, bleiben noch 441 Betriebe. Generiert man eine Verteilung der Reduktion für jeden Betrieb, kann nur noch bei weniger als 10% der Betriebe von einer Varianzreduktion mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit gesprochen werden. Bootstrapping und Berücksichtigung der Freiheitsgrade können also zu gänzlich anderen Ergebnissen hinsichtlich des Marktpotenzials führen als die bisherigen Methoden. Zudem kann erstmals anhand Bootstrapping bei abhängigen Stichproben geschlossen werden, dass das Angebot einer dritten Regionsversicherung nur fünf oder weniger Fruchtfolge- oder Weizenbetriebe einen signifikanten Vorteil bietet, wenn bereits zwei Versicherungen auf Basis des Landkreisertrages zur Verfügung stehen. Allerdings ist es die Weizenregionsversicherung bei Fruchtfolgebetrieben und die Gerstenregionsversicherung bei Weizenmonokultur.

Bei der stochastischen Dominanz zweiten Grades wird die Verschiebung der Erlöse von guten Jahren mit entsprechend niedrigem Grenznutzen des Einkommens in Jahre mit niedrigem Ertrag und daher hohem Grenznutzen des Einkommens maximiert. Bei Fruchtfolge schneiden die Regionsversicherungen mit knapp 15 €/ha im Durchschnitt über alle Betriebe am besten ab. Da diese Verschiebung über den gesamten Zehnjahreszeitraum verteilt werden muss, erscheint eine bedeutsame Risikoreduktion für die

Fruchtfolgelandwirte unwahrscheinlich. Die Zahl der Betriebe, die mit 95%-Wahrscheinlichkeit eine positive Verschiebung erzielen, ist ebenfalls niedrig.

Für Weizenbetriebe zeigt sich, dass eine Hofversicherung mit hohem Strike-Ertrag – wie theoretisch auch zu erwarten – eine deutlich bessere Verschiebung der Erlöse hin zu den Jahren mit geringem Erlös erreicht als eine Hofversicherung mit niedrigem Strike-Ertrag (178 €/ha Prämie im Vergleich zu 72 €/ha). Die Regionsversicherungen schneiden mit 41 €/ha gut ab, insbesondere weil bei ihnen nur etwa halb so viele Betriebe eine Verschiebung erreichen. Sie sind daher sogar für 20 Betriebe signifikant besser als die Hofversicherungen mit niedrigem Strike-Ertrag, allerdings auch für 40 Betriebe signifikant schlechter.

Die Ergebnisse der Risikoreduktion anhand des Erwartungswert-Varianz-Verfahrens und nach der stochastischen Dominanz zweiten Grades weichen auf Betriebsebene zum Teil erheblich voneinander ab. Beide Methoden kommen für Betriebe mit Fruchtfolge bei der Wahl von Hofversicherungen zu relativ stark voneinander abweichenden Optimallösungen. Der Rangkorrelationskoeffizient zwischen der relativen bereinigten Varianzreduktion und dem Nutzenmaximum nach stochastischer Dominanz zweiten Grades beträgt lediglich 15%. Die Wahl von Regionsversicherungen scheint weniger sensitiv zu reagieren. Zwischen den Maxima besteht über die 767 Betriebe ein Rangkorrelationskoeffizient von 41%. Der Rangkorrelationskoeffizient der Optimaldeckungen bei reinem Weizenanbau und Weizenregionsversicherung beträgt hingegen fast 90%.

Schlussfolgerungen

Es zeigt sich, dass die drei methodischen Erweiterungen, Bootstrapping, Berücksichtigung der Freiheitsgrade und Analyse mittels stochastischer Dominanz zweiten Grades, die bisherigen Ergebnisse in der empirischen Literatur über die Risikoreduktion von Ertragsversicherungen deutlich relativieren. Das Risikoreduktionspotential für Ertragsversicherungen insbesondere bei Fruchtfolgebetrieben scheint für westdeutsche Verhältnisse vergleichsweise niedrig zu sein. Die Vorzüglichkeit zwischen der Hofertragsversicherung mit dem realistischeren, niedrigen Strike-Ertrag und den Regionsversicherungen ist nicht eindeutig. Die in der Literatur und auch im ersten Abschnitt dieser Arbeit geäußerte Erwartung, mit Regionsversicherungen den Marktunvollkommenheiten der Betriebsertragsversicherungen aus dem Weg gehen zu können, ist empirisch nicht widerlegt worden. Es kann empfohlen werden, Regionsversicherungen als eine Alternative zu Hofertragsversicherungen bei einer Markteinführung zumindest genau auf ihren Kostenvorteil und ihr Risikoreduktionspotenzial hin zu untersuchen. Die vorliegende Arbeit schlägt einige methodische Innovationen dazu vor.

Summary

Efficient reduction of production risk in arable farming through yield insurance

Crop insurance has a long history of subsidization in many countries, e.g. Canada or the United States. In recent years, the call for subsidies has become louder in Europe, too. Some countries, especially Spain, aim to establish subsidized insurance schemes as part of the Common European Agricultural Policy. This study provides a qualitative cost-benefit analysis of crop insurance and an empirical analysis of risk reduction through different crop insurance schemes.

Markets for crop insurance may fail as a result of market imperfections or distortions. This study begins with a cost-benefit analysis to assess whether public intervention may enhance the functioning of markets. The mainstream literature centers around problems of systemic risk and asymmetric information. However, there is no comprehensive study of the welfare economics of crop insurance based on a joint framework including systemic risk, moral hazard, adverse selection, distortions and external effects of agricultural markets, problems of implementing crop insurance schemes and public-good issues simultaneously. Throughout chapters 2 to 4, the necessary conditions for increased social welfare are identified both for different insurance designs and for efficient subsidization of crop insurance.

Recommendations for insurance companies are derived from the theory about the design of crop insurance contracts. Different alternatives of insurance types, i.e. farm yield and area yield insurance schemes, are compared empirically in terms of their risk-mitigating effects. In chapters 5 and 6, mean-variance analysis and the method of stochastic dominance are applied. The latter is new in crop risk analysis, and this study yields results that are consistent with findings from expected utility theory. Additionally, results of both methods are tested for statistical significance.

To analyze the potential costs and benefits of subsidizing crop insurance a market for risk is modeled. The model assumes risk-averse farmers who transfer (a portion of) their yield risk to risk-averse owners of insurance companies without incurring transaction costs. Transaction costs are modeled for a complementary market for the goods necessary to realize the risk transfer. Divergences on either the supply or the demand side of the two markets are necessary but not sufficient conditions for public intervention. In addition, benefits of

intervention must exceed its costs. The analysis is based on the notion of Pareto-efficiency. Potential Pareto-improvement is not viewed as a sufficient condition since different risk preferences among economic agents and asymmetric information may prevent the winners from being able to compensate the losers of intervention.

The parameters in the supply function indicate that a distorted price of the agricultural product or a divergence in the systemic risk may cause divergence on the supply side of the risk market. Higher product prices imply reduced willingness to bear yield risk. A divergence in the systemic risk does not seem to justify public risk bearing since high production risks are taken voluntarily. Thus, compensation of non-farmers does not seem to be possible if the latter have to take over production risk from farmers. Only private institutions ensure private and voluntary actions like bearing production risk. In developed countries, financial markets can be expected to function sufficiently well to transfer systemic production risk among economic agents.

On the demand side of the risk market, a divergence may be caused by distorted product prices, by a divergence in agricultural production costs or by divergence in the relationship between volume of planned production and production risk. Product prices being distorted upwards will tend to increase demand for risk-bearing. This effect outweighs the supply decreasing effect of high agricultural prices referred to above. Thus, more risk is transferred in equilibrium if agricultural production is subsidized. The effect may be exacerbated if a farmer uses more risky technology as a consequence of taking out crop insurance. In developing countries or transition economies, divergence in the costs of production may be caused by credit rationing. This market imperfection may justify public support of production insurance if the insurance can be expected to alleviate the rationing of inputs. If risk-decreasing inputs such as pesticides cause negative external effects and if insurance can substitute for such inputs, public effort for the insurance may increase social welfare. However, subsidization on the risk market is probably not the most efficient instrument to cope with the externalities of inputs. Even more, insurance could even cause negative externalities, such as erosion or groundwater pollution, if the insurance entices more land into agricultural production.

Divergences in transaction costs may be caused by asymmetric information, e.g. moral hazard which results in costly transfers among agents without social benefits. However, efficient public intervention hardly exists since the sign of the divergence is not clear. There may be too much action against moral hazard and the transfers from a social point of view because the transfers do not increase social welfare. There may be too little action if the market does not develop. It may not develop because of moral hazard or adverse selection since the insurance company cannot take the consumer rent into account if the company cannot discriminate prices sufficiently. Thus, the benefit of actions to cope with asymmetric information is understated from a social point of view.

Public intervention into the market of complementary goods may be justified on the grounds of public-good characteristics of the goods in question, e.g. if the same information is of use

not only to the insurance company but also to farmers and other sectors of the economy prone to natural risks. However, intervention should generally address the source of the divergence directly, i.e. it should be targeted on the market of complementary goods rather than the risk market. In the light of these arguments, public risk-bearing or subsidization of premiums appears inefficient.

In the mainstream crop insurance literature distortions on agricultural markets are hardly taken into account. Thus, optimal insurance schemes may not be optimal if the insurance enables farmers to increase production. Under these circumstances, even private insurances may reduce social welfare. Under assumptions similar to the risk market modeled above, the portion of costs due to risk in the marginal production costs has to be higher than the nominal rate of protection. Otherwise transferring risk from farmers to non-farmers would reduce social welfare.

Not only public institutions cope with market imperfections. For example, an insurance based on the average yield of a large area, e.g. a county, faces less or no problems in terms of moral hazard or adverse selection. Compared to insurance schemes based on individual farm yields, the trade-off might be less risk reduction of the area-yield insurance. If there is a weak correlation between farm yield and regional yield there will only be a small risk reduction due to the area yield insurance. The second major part of this study empirically compares the risk reduction of hypothetical farm yield insurance contracts and area yield insurance contracts.

The comparisons are based on the expected utility paradigm. Since the method of mean-variance analysis which is commonly used in the literature is not consistent with the theory of expected utility if insurance is involved the method of second degree stochastic dominance is applied additionally. Also for the first time in the literature, this study shows distributions of risk reduction to enable statistical inference. The simulation method of bootstrapping is applied. A new test procedure for second degree stochastic dominance based on bootstrapping is more powerful than alternative test procedures in the literature. In chapter 5, the methods are explained and alternatives are discussed.

Data include farm yield reports from 1989-1998 for wheat, barley and rapeseed of 767 farms located in 86 different counties in Western Germany. County yields are reported from 1978 to 2001. Prices are assumed to be known. The wheat price amounts to 10 €/dt, barley price to 9 €/dt and the rapeseed price amounts to 20 €/dt, respectively. To compare the effect of diversification on risk reduction through crop insurance contracts, the farm yield data are used to model two scenarios: wheat-only production and diversified production with a portion of one third of arable land used for wheat, barley and rapeseed, respectively. The county yields are used to model area yield insurance contracts which are based on the county yield of wheat, barley and rapeseed, respectively. The strike yield of farm yield insurance contracts is assumed to be the expected yield and the maximum insurance coverage is one. To reduce incentives for moral hazard we additionally assume a more realistic insurance design with only 90% of the expected yield as the strike yield.

To compare the extent of risk reduction when different numbers of insurance contracts are used risk reduction is adjusted for degrees of freedom in the mean-variance analysis. The adjusted coefficient of determination is used as a measure of risk reduction. In the mainstream literature the relative variance reduction is used. For the second degree stochastic dominance the maximum revenue transfer from bad years to good years is used. Thus, the welfare of risk-averse decision makers is maximized because the marginal utility of money is low in high-yield years and vice versa.

The empirical results are presented in chapter 6. For wheat-only production and wheat area yield insurance, the adjusted coefficient of determination is 17%. It increases to 22.5% relative variance reduction which is less than the results reported in the literature (SMITH et al. (1994), MAHUL and VERMERSCH (2000)). For a farm yield insurance with a strike yield of 100% of the expected yield, the relative variance reduction accounts for 66% on average, which lies within the range of findings reported in the literature. The reduction is only 26% if a strike yield of 90% of the expected yield is assumed. MAHUL and VERMERSCH report similar results, while SMITH et al's analysis suggests a higher reduction on average.

Using the bootstrap method, only 75 out of 767 wheat farms take out insurance with an area yield insurance that show a significantly positive adjusted coefficient of determination at the 95%-level of probability. The common method mean-variance analysis would result in 651 farms achieving a reduction in their yield variance. Adjusting for degrees of freedom leads to 441 farms with expected variance reduction. If we compare combinations of area yield insurance contracts we can conclude that only five farms can decrease their risk significantly (95%-probability) by purchasing a third area yield insurance. However, for the wheat farmers the barley insurance seems to have a low value and for the diversified farmers it is the wheat area insurance.

Turning to the method of stochastic dominance, we maximize the transfer of money from good years to bad years. Consequently, utility is maximized since the loss of income in good years has a smaller marginal utility than the increase of income in bad years. The maximum revenue transfer in case of diversified production is highest for three area yield insurance contracts with approximately 15 €/ha. Since this is the accumulated transfer of the total ten year period there seems to be only small risk reduction for the diversified farmers on average.

For wheat farmers in the stochastic dominance analysis, the area yield insurance has an expected transfer of 41 €/ha. The farm yield insurance amounts to an average transfer of even 72 €/ha. The latter insurance is significantly better for 40 farmers and significantly worse for twenty.

Measuring risk reduction through mean-variance analysis and stochastic dominance, respectively leads to quite different results at the farm level. The coefficient of rank correlation between the absolute adjusted variance reduction and the fair premium is only 15% for the diversified production insured through three farm yield insurance contracts with

low strike yield. In contrast, if insurance is based on three area yield insurance contracts, the corresponding correlation based on ranks is 41%. For wheat-only farming, the relationship between both methods is closer. The rank correlation between variance reduction and fair premium is nearly 90% when a wheat farmer is insured through a wheat area yield insurance.

Each of the three methods proposed for measuring risk reduction of different crop insurance designs yields results which differ from findings derived from the standard method used in the literature. Each of the three methods decreases the risk reduction of crop insurance computed by the standard method. The risk reduction for diversified farmers seems to be much smaller. However, the empirical results support the hope to mitigate problems of asymmetric information by switching from farm yield insurance to area yield insurance. Area yield insurance contracts are significantly better for many farms.

Literaturverzeichnis

- AHSAN, S. M., ALL, A. G. A., KURIAN, N. J. (1982). Toward a Theory of Agricultural Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 64. S. 521-529.
- AGRA-EUROPE (2001). Madrid erweitert des Agrarversicherungsprogramm. Ausgabe 2/01. *Länderberichte* S. 23. 8. Januar 2001.
- ANDERSON, G. (1996). Nonparametric Tests of Stochastic Dominance in Income Distributions. *Econometrica*. Vol. 64(5). S. 1183-1193.
- ANDERSON, J. R., HAZELL, P. B. R. (eds.) (1989). *Variability in Grain Yields*. Baltimore. London.
- ARNOTT, R., STIGLITZ, J. (1990). The Welfare Economics of Moral Hazard. Working Paper 3316. National Bureau of Economic Research. Cambridge / USA. S.1.
- ARROW, K. J. (1985). The Economics of Agency. in PRATT, J., ZECKHAUSER, R. (eds.) (1985). *Principals and Agents: The Structure of Business*. Boston.
- ARROW, K. J. (1996). The Theory of Risk-Bearing: Small and Great Risks. *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 12. S. 103-111.
- ARROW, K. J., LIND, R.C. (1970). Uncertainty and the Evaluation of Public Investment Decisions. *American Economic Review*. Vol. 60 (3). S. 364-378.
- ATWOOD, J. A., SHAIK, S., WATTS, M. (2003). Are Crop Yields Normally Distributed? A Reexamination. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 85 S. 888-901.
- AUSTIN, R. B., ARNOLD M. H. (1989). Variability in Wheat Yields in England: Analysis und Future Prospects. in ANDERSON, J. R., HAZELL, P. B. R. (eds.) (1989). *Variability in Grain Yields*. Baltimore. London. S. 100-106.
- BABCOCK, B. A., BLACKMER, A. M. (1992). The Value of Reducing Temporal Input Nonuniformities. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. Vol. 17. S. 335-347.
zitiert bei BABCOCK, B. A., HENNESSY, D. A. (1996). Input Demand under Yield and Revenue Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 78. S. 416-427.
- BABCOCK, B. A., HENNESSY, D. A. (1996). Input Demand under Yield and Revenue Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 78. S. 416-427.

- BARNETT, B. (2000). The U.S. Federal Crop Insurance Program. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 48. S. 538-551.
- BASSOCO, L. M., CARTAS, C., NOTRON, R. D. (1986). Sectoral Analysis of the Benefits of Subsidized Insurance in Mexico. in HAZELL, P., POMAREDA, C., VALDES, A. (1986). *Crop Insurance for Agricultural Development*. Washington. S. 126-142.
- BENNINGA, S., ELDOR, R., ZILCHA, I. (1983). Optimal Hedging in the Futures Markets under Price Uncertainty. *Economics Letters*. Vol. 13. S. 141-145.
- BENNINGA, S., ELDOR, R., ZILCHA, I. (1984). The Optimal Hedge Ratio in Unbiased Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*. Vol. 4 (2). S. 155-159.
- BERG, E. (2002). Das System der Ernte- und Einkommensversicherungen in den USA - Ein Modell für Europa? - *Berichte über Landwirtschaft* 80 (1). S. 94-133.
- BORCH, K. H. (1967). A Theory of Risk. *The Journal of the Royal Statistical Society. Serie B*. Vol. 29(3). S. 432-467. abgedruckt in BORCH, K. H. (1990). *Economics of Insurance*. Amsterdam.
- BORCH, K. H. (1985). A Theory of Insurance Premiums. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*. Vol. 10. S. 192-208. abgedruckt in BORCH, K. H. (1990). *Economics of Insurance*. Amsterdam.
- BORCH, K. H. (1990). *Economics of Insurance*. Amsterdam.
- BOURGEON, J.-M., CHAMBERS, R. G. (2003). Optimal Area-Yield Crop Insurance Reconsidered. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 85. S. 590-604.
- BRANDES, W., ODENING, M. (1992). *Investition, Finanzierung und Wachstum in der Landwirtschaft*. Stuttgart.
- BRUNNER, S. (1999). *The Market for Risk – A Theoretical Analysis*. Dissertation. Kiel.
- BUNDESFORSCHUNGSANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT (ohne Jahr). *FAL-BAL Sonderauswertung auf Grundlage von Land-Data Daten der Wirtschaftsjahre 1989/90 bis 1998/99*. Braunschweig.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (2000). *Agrarbericht der Bundesregierung 2000*. Bonn.
- CHAMBERS, R. G. (1989). Insurability and Moral Hazard in Agricultural Insurance Markets. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 71. S. 604-616.
- CHAMBERS, R. G., QUIGGIN, J. (2001). Decomposing Input Adjustments under Price and Production Uncertainty. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 83. S. 320-334.

- CHRISTIANSON, C. B., BATTONO, A., HENAO, J., VLECK, P. L. G. (1990). Fate and efficiency of N fertilizers applied to pearl millet in Niger. *Plant and Soil* 125. S. 221-231. zitiert bei HARDAKER, J. B., HUIRNE, R. B. M., ANDERSON, J. R. (1998). *Coping with Risk in Agriculture*. Oxon. New York. 2. Auflage. S. 129.
- COBLE, K. H., KNIGHT, T. O., POPE, R. D., WILLIAMS, J. R. (1996). Modeling Farm-Level Crop Insurance Demand with Panel Data. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 78. S. 439-447.
- COBLE, K. H., KNIGHT, T. O., POPE, R. D., WILLIAMS, J. R. (1997). An Expected-Indemnity Approach to the Measurement of Moral Hazard in Crop Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 79, S. 216-226.
- COFFMAN, W. R., HARGROVE, T. R. (1989). Modern Rice Varieties as a Possible Factor in Production Variability. in ANDERSON, J. R., HAZELL, P. B. R. (eds.) (1989). *Variability in Grain Yields*. Baltimore. London. S. 133-146.
- CORDEN, W. M. (1997). *Trade Policy and Economic Welfare*. 2. Auflage. Oxford.
- DAVIDSON, R., DUCLOS, J.-Y. (2000). Statistical Inference for Stochastic Dominance and for the Measurement of Poverty and Inequality. *Econometrica*. Vol. 68 (6), S. 1435-1464.
- DE GRAUWE, P. (1997). *Economics of Monetary Union*. Oxford.
- DEUTSCHER BAUERNVERBAND (2003). DBV fordert Hilfeprogramm für Dürre geschädigte Landwirte. Pressemitteilung 31.7.2003. Bonn.
- DOHERTY, N. A., DIONNE, G. (1993). Insurance with Undiversifiable Risk: Contract Structure and Organizational Form of Insurance Firms. *The Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 6. S. 187-203.
- DOORNIK, J.A. OX 3.30. Cambridge, Vereinigtes Königreich.
- DUNCAN, J., MYERS, R. J. (2000). Crop Insurance under Catastrophic Risk. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 82. S. 842-855.
- EDERINGTON, L. H. (1979). The Hedging Performance of the New Futures Markets. *Journal of Finance*. Vol. 34 (1). S. 157-170.
- EBNETH, O. (2003). Dem Ausland nacheifern? DLG-Mitteilungen. Heft 12. 118. Jahrgang. Frankfurt. S. 20-24.
- EFRON, B., TIBSHIRANI, R. J. (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. New York.
- FISCHBECK, G. (1989). Variability in Winter Wheat and Spring Barley Yields in Bavaria. in ANDERSON, J. R., HAZELL, P. B. R. (eds.) (1989). *Variability in Grain Yields*. Baltimore. London. S. 118-124.

- FRITSCH, M., WEIN, T., EWERS, J. (1996). Marktversagen und Wirtschaftspolitik. 2. Auflage. München.
- FROOT, K. A. (1999). Introduction. in FROOT, K. A. (ed.) .The Financing of Catastrophe Risk. Chicago. London. S. 1-21.
- FROOT, K. A., MURPHY, B. S., STERN, A. B., USHER, S. E. (1995). The emerging asset class: Insurance risk. Special report. New York. zitiert bei FROOT, K. A. (1999). Introduction. in FROOT, K. A. (ed.) .The Financing of Catastrophe Risk. Chicago. London. S. 1-21.
- GARCIA, P., ADAM, B. D., HAUSER, R.J. (1994). The Use of Mean-Variance for Commodity Futures and Options Hedging Decisions. Journal of Agricultural and Resource Economics. Vol. 19 (1). S. 32-45.
- GAUTAM, M., HAZELL, P., ALDERMAN, H. (1994). Rural Demand for Crop Insurance. Policy Research Working Paper 1383. World Bank. Washington.
- GOODWIN, B. K. (1993). An Empirical Analysis of the Demand for Multiple Crop Insurance. American Journal of Agricultural Economics. Vol. 75. S. 425-434.
- GOODWIN, B. K. (1994). An Empirical Analysis of the Demand for Multiple Crop Insurance. Journal of Agricultural and Resource Economics. Vol. 19. S. 382-395. zitiert bei KNIGHT, T. O., COBLE, K. H. (1997). Survey of U.S. Multiple Crop Insurance Literature Since 1980. Review of Agricultural Economics. Vol. 19(1). S. 128-156.
- GOODWIN, B. K. (2001). Problems with Market Insurance in Agriculture. American Journal of Agricultural Economics. Vol. 83. S. 643-649.
- GOODWIN, B. K., SMITH, V. H. (1995). The Economics of Crop Insurance and Disaster Aid. Washington.
- GREENE, W. H. (2003). Econometric Analysis. International Edition. 5. Auflage. New Jersey.
- HALCROW, H. G. (1949). Actuarial structures for crop insurances. Journal of Farm Economics. Vol. 31. S. 418-433. zitiert bei MAHUL, O., VERMERSCH, D. (2000). Hedging Crop Risk with Yield Insurance Futures and Options. European Review of Agricultural Economics. Vol. 27(2). S. 109-126.
- HANF, C.-H. (1991). Entscheidungslehre. 2. Auflage. München.
- HANSEN, G. (1993). Quantitative Wirtschaftsforschung. München.
- HANSON, S. D., LADD, G. W. (1991). Robustness of the Mean-Variance Model with Truncated Probability Distributions. American Journal of Agricultural Economics. Vol. 73. S. 436-445.

- HARDAKER, J. B., HUIRNE, R. B. M., ANDERSON, J. R. (1998). *Coping with Risk in Agriculture*. Oxon und New York. 2. Auflage.
- HOROWITZ, J. L. (1997). Bootstrap Methods in Econometrics: Theory and Numerical Performance. in KREPS, D. M. und WALLIS, K. F. (eds) *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Application*. Vol. 3. Cambridge. S. 188-222.
- HOROWITZ, J. K., LICHTENBERG, E. (1993). Insurance, Moral Hazard and Chemical Use in Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 75. S. 926-935.
- HUETH, D. L., FURTAN, W. H. (eds.) (1994). *Economics of Agricultural Crop Insurance: Theory and Evidence*. Boston.
- JAFFEE, D. M., RUSSELL, T. (1997). Catastrophe Insurance, Capital Markets, and Uninsurable Risk. *The Journal of Risk and Insurance*. Vol. 64(2). S. 205-230.
- JUST, R. E., CALVIN, L. (1994). An Empirical Analysis of U.S. Participation in Crop Insurance. in HUETH, D.L., FURTAN, W. H. (eds.). *Economics of Agricultural Crop Insurance: Theory and Evidence*. Boston.
- JUST, R. E., CALVIN, L. , QUIGGIN, J. (1999). Adverse Selection in Crop Insurance: Actuarial and Asymmetric Information Incentives. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 81. S. 834-849.
- JUST, R. E., WENINGER, Q. (1999). Are Crop Yields Normally Distributed? *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 81. S. 834-850.
- KAUR, A., RAO, B. L. S. P., SINGH, H. (1994). Testing for Second-Order Stochastic Dominance of Two Distributions. *Econometric Theory*. Vol. 10. S. 849-866.
- KLECAN, L., MCFADDEN, R., MCFADDEN, D. (1991). A robust test for Stochastic Dominance. Working Paper. Massachusetts Institute of Technology MIT.
- KNIGHT, T. O., COBLE, K. H.. (1997). Survey of U.S. Multiple Crop Insurance Literature Since 1980. *Review of Agricultural Economics*. Vol. 19(1). S. 128-156.
- LAPAN, H., MOSCHINI, G., HANSON, S. D. (1991). Production, Hedging, and Speculative Decisions with Options and Futures Markets. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 73. S. 66-74.
- LEVY, H. (1992). Stochastic Dominance and Expected Utility: Survey and Analysis. *Management Science*. Vol. 38(4). S. 555-593.
- LUO, H., SKEES, J., MARCHANT, M.A. (1994). Weather Information and the Potential for Intertemporal Adverse Selection in Crop Insurance. *Review of Agricultural Economics*. Vol. 16. S. 441-451.

- MAHUL, O. (1999). Optimum Area Yield Crop Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 81. S. 75-82.
- MAHUL, O. (2001). Optimal Insurance Against Climatic Experience. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 83(3). S. 593-604.
- MAHUL, O., VERMERSCH, D. (2000). Hedging Crop Risk with Yield Insurance Futures and Options. *European Review of Agricultural Economics*. Vol. 27(2). S. 109-126.
- MAHUL, O., WRIGHT, B. D. (2003). Designing Optimal Crop Revenue Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 85 (3). S. 580-589.
- MAASOUMI, E., HESHMATI, A. (2000). Stochastic Dominance Amongst Swedish Income Distributions. *Econometric Reviews*. Vol. 19 (3). S. 287-320.
- MEUWISSEN, M. P. M., HUIRNE, R., HARDAKER, B. (1999). Income Insurance in European Agriculture. *European Economy, Reports and Studies* (2). Brüssel.
- MEUWISSEN, M. P. M., HUIRNE, R., SKEES, J. (2003). Income Insurance in European Agriculture. *Eurochoices* (1), S.12-16.
- MEYER, J. (1987). Two Moment Decision Models and Expected Utility Maximization. *The American Economic Review*. Vol. 77 (3). S. 421-430.
- MEYER, J., RASCHE, R. H. (1989). Kolmogorov-Smirnov tests for distribution function similarity with Applications to Portfolios of Common Stock. Technical Working Paper No.76, National Bureau of Economic Research. Cambridge. USA.
- MEYER, J., RASCHE, R. H. (1992). Sufficient Conditions for Expected Utility to Imply Mean-Standard Deviation Rankings: Empirical Evidence Concerning the Location and Scale Condition. *The Economic Journal*. Vol. 102 (Januar). S. 91-106.
- MIRANDA, M. J. (1991). Area-Yield Crop Insurance Reconsidered. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 73(2). S. 233-242.
- MIRANDA, M. J., GLAUBER, J. W. (1997). Systemic Risk, Reinsurance and the Failure of Crop Insurance Markets. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 79(1). S. 206-215.
- MIRANDA, M., VEDENOV, D. V. (2001). Innovations in Agricultural and Natural Disaster Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 83(3). S. 650-655.
- MOSCHINI, G., HENNESSY D. A. (2001). Uncertainty, Risk Aversion, and Risk Management for Agricultural Producers. *Handbook of Agricultural Economics*. Vol. 1A.. S. 87-153
- MÜNCHENER RÜCK (2000). topics Special millenium issue. München. S. 124.
- NAYAK, G. N., TURVEY C. G. (2000). The Simultaneous Hedging of Price Risk, Crop Yield Risk, and Currency Risk. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 48. S. 123-140.

- NELSON, C. H., LOEHMAN, E. T. (1987). Further Toward a Theory of Agricultural Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 69(3). S. 523-532.
- PAULY, M. V. (1974). Overinsurance and Public Provision of Insurance: The Roles of Moral Hazard and adverse selection. *Quarterly Journal of Economics*. Cambridge, USA.
- QUIGGIN, J., KARAGIANNIS, G., STANTON, J. (1993). Crop Insurance and Crop Production: An Empirical Study of Moral Hazard and Adverse Selection. *Australian Journal of Agricultural Economics*. Vol. 37(2). S. 95-113.
- QUIGGIN, J., KARAGIANNIS, G., STANTON, J., (1994). Crop Insurance and Crop Production: An Empirical Analysis of Moral Hazard and Adverse Selection. in HUETH, D. L., FURTAN, W. H. (eds.) (1994). *Economics of Agricultural Crop Insurance: Theory and Evidence*. Boston.
- RAMASWAMI, B. (1993). Supply Response to Agricultural Insurance: Risk Reduction and Moral Hazard Effects. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 75. S. 914-925.
- ROBISON, L. J., BARRY, P.J. (1987). *The Competitive Firm`s Response to Risk*. New York, London.
- ROOSEN, J., HENNESSY, D. (2003). Tests for the Role of Risk Aversion on Input Use. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 85. S. 30-43.
- ROTHSCHILD, M., STIGLITZ, J. (1976). Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 90. S. 629-649.
- RUBINSTEIN, A., YAARI, E. (1983). Repeated Insurance Contracts and Moral Hazard. *Journal of Economic Theory*. Vol. 30. S. 74-97.
- SAKURAI, T., REARDON, T. (1997). Potential Demand for Drought Insurance in Burkina Faso. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 79. S.1193-1207.
- SCHLIEPER, P. (1997). *Ertragsausfallversicherung und Intensität pflanzlicher Produktion*. Dissertation. Wiesbaden.
- SCHMIDT, H. (2003). *Evaluation spezieller institutioneller Ausgestaltungen der EU-Zuckermarktordnung*. Dissertation. Kiel. Bergen.
- SIAMWALLA, A., VALDES, A. (1986). Should crop insurance be subsidized? in *Crop Insurance for Agricultural Development*. HAZELL, P., POMAREDA, C., VALDES, A. (1986). *Crop Insurance for Agricultural Development*. IFPRI, Washington. S 117-125.
- SINN, H.-W. (1980). *Ökonomische Entscheidungen bei Ungewißheit*. Tübingen.

- SINN, H.-W. (1989). Two Moment Decision Models and Expected Utility Maximization: Comment. *The American Economic Review*. Vol. 79. S. 601-602.
- SKEES, J. R. (1999a). Opportunities for Improves Efficiency in Risk Sharing Using Capital Markets. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 81(5). S. 1228-1233.
- SKEES, J. R. (1999b). Agricultural Risk Management or Income Enhancement. Regulation: The Cato Review of Business and Government. Vol. 22 (1). S. 35-43.
- SKEES, J. R., BARNETT, B. J. (1999). Conceptual and Practical Considerations for Sharing Catastrophic/Systemic Risks. *Review of Agricultural Economics*. Vol. 21(1).S. 424-441.
- SKEES, J. R., BLACK, J. R., BARNETT, B. J. (1997). Designing and Rating an Area Yield Crop Insurance Contract. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 79. S. 430-438.
- SKEES, J. R., REED, M. R. (1986). Rate Making for Farm-Level Crop Insurance: Implications for Adverse Selection. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 68. S. 653-659.
- SMITH, V. H., BAQUET, E. A.(1996). The Demand for Crop Insurance: Evidence from Montana Wheat Farms. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 78. S. 189-201.
- SMITH, V. H., CHOUINARD, H. H., BAQUET, A. E. (1994). Almost Ideal Area Yield Crop Insurance Contracts. *Agricultural and Resource Economics Review*. Vol. 23(1). S. 75-83.
- SMITH, V. H., GOODWIN, B. K. (1996). Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 78. S. 428-438.
- STATISTISCHES BUNDESAMT. (verschiedene Jahre). Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Fachserie 3, Reihe 3: Landwirtschaftliche Bodennutzung und pflanzliche Erzeugung. Wiesbaden.
- STATISTISCHE LANDESÄMTER DER BUNDESLÄNDER (verschiedene Jahre). Reihe CII1: Ernte. Verschiedene Orte.
- STRASSL, W. (1988). Externe Effekte auf Versicherungsmärkten. *Schriften zur angewandten Wirtschaftsforschung* 54. Dissertation. Tübingen.
- STEIN, J.L. (1961). The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices. *The American Economic Review*. Vol. 51. S. 1012-1025.
- SWISS RE (2002). Geschäftsbericht 2002. Zürich. S. 29.
- TOLLEY, H. D., POPE, R. D. (1988). Testing for Stochastic Dominance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 70. S. 693-700.
- TURVEY, C. G. (2001). Weather Derivatives for Specific Event Risk in Agriculture. *Review of Agricultural Economics*. Vol. 23. S. 333-351.

- TURVEY, C. G., NAYAK, G., SPARLING, D. (1999). Reinsuring Agricultural Risk. *Canadian Journal Agricultural Economics*. S. 281-291.
- VERCAMMEN, J. (2000). Constrained Efficient Contracts for Area Yield Crop Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 82(4). S. 856-864.
- VERCAMMEN, J., KOOTEN, G. C. VAN. (1994). Moral Hazard Cycles in Individual-Coverage Crop Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 76. S. 250-261.
- VEREINIGTE HAGELVERSICHERUNG (2003). Ist Luxemburg Vorreiter für Deutschland? *Presseinformation*. 10.9. 2003. Gießen.
- VEREINIGTE HAGELVERSICHERUNG (ohne Jahr). *Naturgefahren in der Landwirtschaft versichern*. Gießen.
- WANG, H. H., ZHANG, H. (2003). On the Possibility of a Private Crop Insurance market: A Spatial Statistics Approach. *The Journal of Risk and Uncertainty*. Vol. 70(1). S. 111-124.
- WEBSTER, P., WILLIAMS, N. T. (1989). Variability in Wheat and Barley Production in Southeast England. in ANDERSON, J. R., HAZELL, P. B. R. (eds.) (1989). *Variability in Grain Yields*. Baltimore. London. S. 107-117.
- WU, J. (1999). Crop Insurance, Acreage Decisions, and Nonpoint Pollution. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 81. S. 305-320.
- YOUNG, C. E., VANDEVEER, M. L., SCHNEPF, R. D.(2001). Production and Price of U.S. Crop Insurance Programs. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 83 (5). S. 1131-1153.
- ZWEIFEL, P., EISEN, R. (2000). *Versicherungsökonomie*. Heidelberg.

Lebenslauf

Gunnar Breustedt

Geboren am 20. April 1975 in Bad Harzburg

- | | |
|-------------------|---|
| seit 10/2003 | wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Landwirtschaftliche Betriebslehre und Produktionsökonomie, Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann, Institut für Agrarökonomie an der Universität Kiel |
| 01/2001 – 09/2003 | wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Landwirtschaftliche Marktlehre, Prof. Dr. Dr. h. c. Koester, Institut für Agrarökonomie an der Universität Kiel |
| 10/1996 – 12/2003 | Studium der Agrarwissenschaften an der Universität Kiel, Fachrichtung: Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus Abschluss: Diplom-Agraringenieur |
| 08/1995 – 07/1996 | Praktikum Landwirtschaft an der Biologischen Bundesanstalt für Landwirtschaft, Braunschweig |
| 07/1994 – 06/1995 | Wehrdienst in Köln und Heidelberg |
| 07/1994 | Abitur am Ratsgymnasium Goslar |