

Heiko Hansen

Regionale Verteilungswirkungen der Europäischen Agrarpolitik

Theoretische Überlegungen
und empirische Evidenz

Heiko Hansen

Regionale Verteilungswirkungen der Europäischen Agrarpolitik



Cuvillier Verlag Göttingen

Internationaler wissenschaftlicher Fachverlag

Aus dem Institut für Agrarpolitik und Marktforschung
der Justus-Liebig-Universität Gießen

**Regionale Verteilungswirkungen
der Europäischen Agrarpolitik**
Theoretische Überlegungen und empirische Evidenz

Dissertation zur Erlangung des Doktorgrades
am Fachbereich für Agrarwissenschaften, Ökotropologie und Umweltmanagement
der Justus-Liebig-Universität Gießen

vorgelegt von
Heiko Hansen

November 2008

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

1. Aufl. - Göttingen : Cuvillier, 2009

Zugl.: Gießen, Univ., Diss., 2008

978-3-86955-105-0

© CUVILLIER VERLAG, Göttingen 2009

Nonnenstieg 8, 37075 Göttingen

Telefon: 0551-54724-0

Telefax: 0551-54724-21

www.cuvillier.de

Alle Rechte vorbehalten. Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es nicht gestattet, das Buch oder Teile daraus auf fotomechanischem Weg (Fotokopie, Mikrokopie) zu vervielfältigen.

1. Auflage, 2009

Gedruckt auf säurefreiem Papier

978-3-86955-105-0

Danke

Die vorliegende Arbeit entstand während meiner Tätigkeit am Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen. Hier wurde ich im Rahmen des Sonderforschungsbereichs 299 - „Landnutzungskonzepte für periphere Regionen“ - finanziell gefördert. Für diese Unterstützung bin ich der Deutschen Forschungsgemeinschaft zu großem Dank verpflichtet.

Zum Gelingen der Arbeit haben zahlreiche Personen in unterschiedlicher Weise beigetragen. Bei Ihnen möchte ich mich im Folgenden ganz herzlich bedanken. An erster Stelle gilt mein Dank meinem „Doktorvater“ Herrn Prof. Roland Herrmann, der mich nach meinem Studium der Agrarwissenschaften in Kiel an seinem Lehrstuhl aufgenommen hat. Die motivierenden und konstruktiven Gespräche mit ihm und die mir übertragenden Aufgaben haben mir sowohl fachlich unschätzbar wertvolle Erfahrungen eingebracht als auch persönlich eine große Freude bereitet. Daneben hat mir Herr Prof. Peter Michael Schmitz viele nützliche Anregungen beim Verfassen der Arbeit gegeben, die ich gerne umgesetzt habe. Hierfür und für die Übernahme des zweiten Gutachtens möchte ich ihm danken. Sehr hilfreiche methodische Ratschläge erhielt ich zudem von Herrn Prof. Yves Surry von der Swedish University of Agricultural Sciences, der jeden Fortschritt dieser Arbeit mit bemerkenswertem Interesse verfolgt hat. Für die lehrreiche und angenehme Zusammenarbeit bin ich ihm dankbar.

Besonderer Dank gebührt ebenfalls all meinen Kolleginnen und Kollegen am Lehrstuhl, die mir im Laufe der Promotionszeit gute Freunde geworden sind. Ihre einmalige Hilfsbereitschaft und stete Diskussionsfreude haben einen wesentlichen Beitrag zur Fertigstellung der vorliegenden Arbeit geleistet. Die überaus herzliche Atmosphäre am Lehrstuhl werde ich in bester Erinnerung behalten. Anne Mansky und Tobias Henkel danke ich für das sorgfältige und kritische Korrekturlesen der Arbeit. Die sicherlich verbliebenen Mängel sind ausschließlich von mir zu verantworten.

Darüber hinaus danke ich meinen Eltern, meinem Bruder Sönke und seiner Freundin Astrid. Sie haben mich in den letzten Jahren in vielerlei Hinsicht unterstützt und gaben mir uneingeschränkten Rückhalt in den Phasen, in denen die unvermeidbaren Zweifel am Gelingen der Arbeit aufkamen.

Schließlich möchte ich meiner lieben Janine danken. Sie hat mir fachlich mit Rat und Tat zur Seite gestanden und durch ihre große Einfühlsamkeit sowie aufbauenden Worte die notwendige Kraft gegeben, um das Projekt „Dissertation“ erfolgreich abzuschließen.

Heiko Hansen

Gießen, im Juni 2009

Inhalt

Verzeichnis der Tabellen	III
Verzeichnis der Abbildungen	V
Verzeichnis des Anhangs	VI
1 Einleitung	1
2 Überblick und Wirkungsanalyse der EU-Agrarstützung	4
2.1 Hauptinstrumente und zentrale Entwicklungen im Zeitablauf	4
2.2 Wohlfahrtseffekte und Transfereffizienz	9
2.3 Quantifizierung der EU-Agrarstützung für einzelne Instrumente	15
2.4 Agrarstützung auf ausgewählten landwirtschaftlichen Märkten der EU	20
3 EU-Agrarreformen und Faktoreinsatzmengen in der Landwirtschaft	26
3.1 Theoretische Überlegungen zur optimalen Faktoreinsatzmenge bei alternativen agrarpolitischen Instrumenten	26
3.2 Beschreibung der Datenbasis	30
3.3 Methodischer Ansatz zur Schätzung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen	32
3.4 Ausgewählte Modellergebnisse für Deutschland	37
3.5 Erweiterungsmöglichkeiten des vorgestellten Modells zur Abschätzung der effektiven Protektion	41
4 EU-Agrarstützung in einzelnen Regionen	46
4.1 Direkte und indirekte Agrarstützung in der EU	46
4.2 Theoretische Überlegungen	48
4.3 Datengrundlage und deskriptive Statistik	52
4.4 Berechnung des regionalen Niveaus der EU-Agrarstützung	57
4.5 Empirische Ergebnisse für die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte	63
4.5.1 Niveau der EU-Agrarstützung und Bedeutung einzelner landwirtschaftlicher Erzeugnisse	64
4.5.2 Räumlich heterogene Begünstigung durch die EU-Agrarpolitik	67
4.5.3 Wesentliche Determinanten der EU-Agrarstützung	74
4.5.4 Zur finanziellen Bedeutung der Förderprogramme des ländlichen Raums	77

4.6	Dynamik der regionalen Verteilungswirkungen	80
4.6.1	Streuung im Zeitablauf	80
4.6.2	Zerlegung der Streuung in einzelne Bestandteile	86
4.7	Grenzen der gewählten Vorgehensweise	92
5	EU-Agrarpolitik und Einkommensdisparitäten zwischen Regionen	94
5.1	Einführung und gegenwärtiger Forschungsstand	94
5.1.1	Die Kohäsionsberichte der EU-Kommission und vorbereitende Studien	95
5.1.2	Weitere Untersuchungen	99
5.2	Theoretische Überlegungen	105
5.2.1	Folgen der Agrarstützung für die regionale Streuung landwirtschaftlicher Erlöse	105
5.2.2	Regionale Wohlfahrtseffekte der Agrarpolitik	111
5.3	Datengrundlage und methodisches Vorgehen	119
5.4	Empirische Ergebnisse für die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Regionen bezüglich landwirtschaftlicher Erlösdisparitäten	124
5.4.1	Vergleich der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse mit und ohne EU-Agrarpolitik	128
5.4.2	Entwicklung der Streuung im Zeitablauf	136
5.4.3	Beitrag ausgewählter Variablen zur regionalen Streuung der Erlöse	142
5.4.4	Erklärung der regionalen Erlösentwicklung über Struktur- und Intensitätsindikatoren	148
5.5	Empirische Ergebnisse für die Gesellschaft insgesamt	154
5.5.1	Darstellung der Begünstigungen und Belastungen als Folge der EU-Agrarpolitik	155
5.5.2	Einfluss der EU-Agrarpolitik auf regionale Einkommensdisparitäten	159
5.5.3	Bedeutung der EU-Agrarpolitik für Wachstumsentwicklungen im Pro-Kopf-Einkommen	163
5.6	Kritische Betrachtung der empirischen Analyse	171
6	Zusammenfassung und Schlussfolgerungen	173
	Literaturverzeichnis	181
	Anhang	195

Verzeichnis der Tabellen

2.1	Ausmaß der EU-Agrarstützung für einzelne landwirtschaftliche Erzeugnisse und Preistransmissionselastizitäten zwischen Weltmarkt und Erzeugerstufe	21
3.1	Produktionswerte und Vorleistungseinsatz der Landwirtschaft in Deutschland, 1991 bis 2004	31
3.2	Alternative Modellspezifikationen für die Schätzung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen	38
3.3	Nominale und effektive Protektion auf dem Schweinemarkt in Deutschland	45
4.1	Intensität der landwirtschaftlichen Erzeugung in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Regionen in Kilogramm je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004	56
4.2	Bedeutung einzelner Erzeugnisse für die Höhe der EU-Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in Deutschland und Hessen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro	65
4.3	Entwicklung der EU-Agrarstützung in Deutschland und Hessen in Abhängigkeit des verwendeten Indikators, 1991 bis 2004 in Euro	66
4.4	Korrelation zwischen den verwendeten Indikatoren der EU-Agrarstützung, 2002 bis 2004	72
4.5	Der Einfluss der Betriebsgröße und Intensität der tierischen Erzeugung auf die Höhe der EU-Agrarstützung in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten, 2002 bis 2004	76
4.6	Ausgezahlte Fördermittel je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in Hessen für Programme im Rahmen der 2. Säule der EU-Agrarpolitik, jährlicher Durchschnitt 2003 bis 2004	78
4.7	Korrelation zwischen den ausgezahlten Beihilfen zur Förderung des ländlichen Raums in Hessen und dem PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, 2003 bis 2004	79
4.8	Entwicklung und Höhe des Variationskoeffizienten der EU-Agrarstützung in Deutschland und Hessen in Abhängigkeit des verwendeten Indikators	83
4.9	Zerlegung der Streuung der EU-Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in einzelne Komponenten	91
5.1	Korrelation zwischen den landwirtschaftlichen Erlösen in der Situation ohne EU-Agrarpolitik und der Agrarstützung, 2002 bis 2004	127
5.2	Durchschnittliche jährliche Änderung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse als Folge der EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004 in Prozent	135
5.3	Erklärung der Entwicklung des gewichteten Variationskoeffizienten (in Prozent) für die landwirtschaftlichen Erlöse mit EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004	139

5.4	Trendschätzung für die Differenz der gewichteten Variationskoeffizienten (in Prozent) der landwirtschaftlichen Erlöse mit und ohne EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004	141
5.5	Prozentualer Beitrag der Intensitäts- und der Strukturkomponente an der Gesamtstreuung der landwirtschaftlichen Erlöse, 2002 bis 2004	145
5.6	Regionale Entwicklungen in den landwirtschaftlichen Erlösen sowie in den Intensitäts- und Strukturindikatoren, 1991-1992 bis 2003-2004	152
5.7	Korrelation zwischen dem verfügbaren Einkommen und den Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik, 2002 bis 2004	158
5.8	Streuung der verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen in den Untersuchungsregionen	160
5.9	Trendschätzung für die Differenz zwischen der Streuung der verfügbaren Einkommen in den Situationen mit und ohne EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004	162
5.10	Test auf räumliche Autokorrelation in den Einkommensentwicklungen der Untersuchungsregionen, 1991 bis 2004	168
5.11	Panel-Einheitswurzeltests für die verfügbaren Einkommen in den Untersuchungsregionen, 1991 bis 2004	169

Verzeichnis der Abbildungen

2.1	Wohlfahrtseffekte unterschiedlicher Instrumente der Agrarstützung im Vergleich zur Freihandelsituation	10
2.2	Transfereffizienzkurven ausgewählter Maßnahmen der EU-Agrarpolitik	14
2.3	Zusammensetzung der EU-Agrarstützung (PSE), 1986-2005 in Prozent	19
3.1	Effekte agrarmarktpolitischer Instrumente auf die Faktoreinsatzmenge	28
3.2	Entwicklung der verfahrensbezogenen Faktoreinsatzmengen für die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion in Deutschland	40
4.1	Entwicklung der EU-Haushaltsausgaben insgesamt und für den Bereich Landwirtschaft sowie des PSEs, 1979 bis 2004 in Mrd. Euro	47
4.2	Effekte agrarmarktpolitischer Instrumente auf die Produktionsstruktur und die regionale Verteilung von Transferzahlungen	49
4.3	Dynamische Effekte agrarmarktpolitischer Instrumente auf die Produktionsstruktur	51
4.4	Verteilung der EU-Agrarstützung, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004	69
4.5	Rangfolge der Bundesländer sowie der hessischen Landkreise und kreisfreien Städte nach ihrer Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, 1991 bis 1993 und 2002 bis 2004	85
5.1	Wohlfahrtseffekte der EU-Agrarpolitik in unterschiedlichen Regionen	113
5.2	Zusammenhang zwischen den landwirtschaftlichen Erlösen in der Situation ohne EU-Agrarpolitik und der Agrarstützung in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten, 2002 bis 2004 in Euro	126
5.3	Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen den Bundesländern Deutschlands und zwischen den hessischen Regionen, 1991 bis 2004 bzw. 1979 bis 2004	132
5.4	Bedeutung der heterogenen Produktionsstrukturen und -intensitäten für die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse in den Untersuchungsregionen im Zeitablauf	147
5.5	Jährliche Begünstigungen und Belastungen als Folge der EU-Agrarpolitik in den Untersuchungsregionen, 1991 bis 2004 in Euro	156

Verzeichnis des Anhangs

1	Klassifikation der Maßnahmen des <i>Producer Support Estimates</i> und des <i>Producer Subsidy Equivalents</i>	195
2	Bestimmung der Integrationsordnung für die Preise ausgewählter landwirtschaftlicher Erzeugnisse, 1986-2004	196
3	Produkt- und Vorleistungskategorien in der Modellschätzung	197
4	Ergänzende Ergebnisse zur Schätzung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen nach Gleichung (3.20) im Text	198
5	Untersuchungsregionen und verwendete Abkürzungen	199
6	Betriebsgrößenstruktur und Transferzahlungen aus der EU-Agrarpolitik in Deutschland und den hessischen Regionen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro	200
7	Zusammensetzung der EU-Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in Deutschland und den hessischen Regionen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro	201
8	Zusammensetzung der ausgezahlten Fördermittel für den ländlichen Raum in den hessischen Regionen je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, jährlicher Durchschnitt 2003 bis 2004 in Euro	202
9	Annahmen für die Dekomposition eines Streuungsmaßes nach Shorrocks	203
10	Beweis der natürlichen Dekomposition eines Streuungsmaßes am Beispiel der ungewichteten Varianz und für zwei Zufallsvariablen	204
11	Herleitung von Gleichung (5.7) im Text	206
12	Herleitung der ungewichteten Varianz und des quadrierten Variationskoeffizienten für zwei Beobachtungswerte	207
13	Herleitung von Ungleichung (5.17) im Text	208
14	Landwirtschaftliche Erlöse mit und ohne EU-Agrarpolitik in Deutschland und den hessischen Regionen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro	210
15	Herleitung des ungewichteten Theil-Indexes aus dem Shannon'schen Entropiemaß	211
16	Ergänzende Regressionsergebnisse zum Abschnitt 5.4.2	212
17	Entwicklung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse in den alten und neuen Bundesländern	213
18	Bevölkerungsdichte, verfügbares Einkommen und agrarpolitisch induzierte Nettotransfers für die Bundesländer und die hessischen Regionen sowie Ergebnisse der separaten ADF-Schätzungen	214
19	Entwicklung der Streuung der verfügbaren Einkommen pro Kopf	215

1 Einleitung

Im Jahr 1987 wurde der Vertrag zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft um den Politikbereich des wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalts erweitert. Seitdem ist es eines der Hauptziele der EU, „die Unterschiede im Entwicklungsstand der verschiedenen Regionen und den Rückstand der am stärksten benachteiligten Gebiete [...], einschließlich der ländlichen Gebiete, zu verringern“ (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFT 2002). Um dieses zu erreichen, stehen der EU im Bereich der Kohäsionspolitik eine Reihe von Maßnahmen, wie Infrastrukturverbesserungen oder Investitionen in das Humankapital, zur Verfügung. Allerdings geht von den anderen Gemeinschaftspolitiken der EU ebenfalls ein Einfluss auf regionale Disparitäten aus, da sie in unterschiedlichem Maße einzelne Gebiete fördern bzw. belasten. In dem Zusammenhang ist vor allem die Agrarpolitik zu nennen. Zwar werden ihr im gegenwärtigen EU-Finanzrahmen der Jahre 2007 bis 2013 erstmals weniger Mittel zugestanden als der Kohäsionspolitik (vgl. EUROPEAN COUNCIL 2005: 33), doch bleiben bei der ausschließlichen Betrachtung der Budgetausgaben wichtige Implikationen verborgen. So sind auf vielen Agrarmärkten und aufgrund unterschiedlicher außenwirtschaftlicher Regelungen die Inlandspreise höher als unter Weltmarktbedingungen. Die Konsumenten werden hierdurch benachteiligt, während sich für die landwirtschaftlichen Erzeuger daraus eine Begünstigung ergibt. Bei einer Berücksichtigung derartiger Zahlungsströme schwankte nach den Angaben der OECD (2007: 259) in der vergangenen Zeit die jährliche Agrarstützung innerhalb der EU zwischen 100 und 120 Mrd. Euro, was näherungsweise dem gesamten Haushaltsvolumen der EU entspricht (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2007a: 58). Die Agrarpolitik führt demnach zu einer erheblichen Einkommensumverteilung, wobei sich die jeweiligen Kosten und Vorteile einer Region aus zahlreichen Bestimmungsfaktoren ableiten.

Vor dem Hintergrund stellt sich die Frage, ob die EU-Agrarpolitik konform zum angestrebten Kohäsionsziel der EU ist oder gegensätzliche Wirkungen besitzt. An dieser Stelle setzt die vorliegende Arbeit an. Ihre Aufgabe soll es sein, die Bedeutung der Agrarpolitik für regionale Disparitäten innerhalb der EU herauszuarbeiten. In Abgrenzung zu den meisten anderen Studien wird versucht, die Referenzsituation ohne Politik unter vereinfachenden Annahmen explizit darzustellen. Dadurch ist es möglich, die Effekte der Agrarpolitik isoliert zu messen und zu bewerten. Zum einen wird untersucht, wie sich die Unterschiede in den landwirtschaftlichen Erlösen durch die EU-Agrarpolitik ändern. Häufig wird darauf hingewiesen, dass der Großteil der Agrarstützung an die wirtschaftlich besser gestellten Betriebe fließt. Doch welche Folgen sich konkret für die Verteilung der landwirtschaftlichen Erlöse ergeben, ist ein in der Literatur vergleichsweise wenig behandelter Aspekt. Zum anderen wird der Einfluss der

EU-Agrarpolitik auf gesamtgesellschaftliche Einkommensdisparitäten zwischen Regionen näher betrachtet. Prinzipiell ist davon auszugehen, dass ein Einkommenstransfer von urbanen in ländliche Gebiete stattfindet. Aber auch hier existieren bisher kaum Studien, in welcher Größenordnung daraus Änderungen der Einkommensstreuung resultieren. Die empirische Analyse konzentriert sich vorwiegend auf die Jahre von 1991 bis 2004. Dieser Zeitraum beinhaltet einige bedeutende Reformen der EU-Agrarpolitik. Insbesondere kam es zu einer deutlichen Reduzierung der Marktpreisstützung bei gleichzeitiger Ausweitung produktionsabhängiger Zahlungen. Es wird daher außerdem überprüft, inwiefern von den Anpassungen hinsichtlich des agrarpolitischen Mitteleinsatzes bestimmte Verteilungseffekte ausgehen.

In der vorliegenden Arbeit wird folgendermaßen vorgegangen. Die beiden Kapitel 2 und 3 widmen sich der Darstellung des Ausmaßes der EU-Agrarstützung sowie ihren potentiellen Wirkungen auf landwirtschaftliche Erzeuger und die Gesellschaft insgesamt. Dazu skizziert Kapitel 2 zunächst die Hauptinstrumente der EU-Agrarpolitik und gibt einen Überblick zu den agrarpolitischen Reformen seit den 1990er Jahren. Zudem wird theoretisch untersucht, welche Wirkungen die zentralen Instrumente für die Wohlfahrt bestimmter Gruppen der Gesellschaft und für die Transfereffizienz der Politik insgesamt haben. Basierend auf den Statistiken der OECD wird anschließend der Anteil einzelner Instrumente an der EU-Agrarstützung aufgezeigt, und es wird dargestellt, wie sich die Zusammensetzung im Zeitablauf verändert hat. Ferner wird anhand unterschiedlicher Indikatoren das Protektionsniveau auf wichtigen landwirtschaftlichen Märkten bewertet.

Kapitel 3 untersucht die Wirkungen der EU-Agrarpolitik auf die Faktoreinsatzmengen in der Landwirtschaft. Zu Beginn erfolgen einige theoretische Überlegungen zur optimalen Faktoreinsatzmenge bei alternativen agrarpolitischen Instrumenten. Dann werden aus den Angaben der Regionalen Landwirtschaftlichen Gesamtrechnung (R-LGR) verfahrensbezogene Faktoreinsatzmengen für Deutschland geschätzt. Aus methodischer Sicht wird dazu auf den Maximum-Entropie-Ansatz zurückgegriffen, welcher eine vergleichsweise einfache Einbeziehung von Nebenbedingungen und a-priori-Informationen zulässt. Dieses Verfahren wird meist zur Auswertung einzelbetrieblicher Statistiken genutzt, während sich Anwendungen zur Ermittlung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen aus derart aggregierten Daten nur selten finden. Ferner soll eine Möglichkeit vorgestellt werden, wie sich aus den gewonnenen Ergebnissen die effektive Protektion auf einzelnen landwirtschaftlichen Märkten berechnen lässt.

Gegenstand des Kapitels 4 sind die regionalen Verteilungseffekte der EU-Agrarpolitik. Sie werden für die Bundesländer Deutschlands sowie die hessischen Landkreise und kreisfreien

Städte untersucht. Zur Messung der regionalen Höhe der Agrarstützung werden bekannte Ansätze zur Regionalisierung des von der OECD erhobenen *Producer Support Estimates* verwendet. Diese werden auf eine Weise weiterentwickelt, dass die Wirkungen der zu Beginn der 1990er Jahren eingeführten flächenbezogenen Ausgleichszahlungen detailliert berücksichtigt werden können. Bei der Darstellung der Ergebnisse liegt der Schwerpunkt darauf, die Bedeutung einzelner Produktionsverfahren bzw. einzelner landwirtschaftlicher Erzeugnisse für die jeweilige Höhe der Agrarstützung in einer Region aufzuzeigen. Auch wird der Frage nachgegangen, in welchem Ausmaß einzelne landwirtschaftliche Erzeugnisse zur Streuung der Agrarstützung zwischen Regionen beitragen. Hierfür wird mit Hilfe der Shorrocks-Zerlegung der gewichtete Variationskoeffizient in mehrere Komponenten aufgegliedert.

In Kapitel 5 werden die Wirkungszusammenhänge zwischen der EU-Agrarstützung und regionalen Disparitäten in den landwirtschaftlichen Erzeugererlösen und den gesamtgesellschaftlichen Einkommen betrachtet. Dazu wird zunächst ein Überblick der bestehenden Literatur gegeben und die wesentlichen Ergebnisse der Kohäsionsberichte zur EU-Agrarpolitik aufgeführt. Anschließend wird theoretisch überprüft, unter welchen Voraussetzungen eine Agrarstützung die Streuung landwirtschaftlicher Erzeugererlöse reduziert bzw. vergrößert. Auch werden die theoretischen Wohlfahrtseffekte von Regionen dargestellt, die sich aus der Agrarpolitik des Landes ergeben, in welchem sie sich befinden. Die empirische Analyse baut auf den Erkenntnissen des Kapitels 4 auf. Es wird sowohl die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse berechnet, als auch jene für die gesamtgesellschaftlichen Einkommen. Dabei wird ein Vergleich der tatsächlichen Situation mit einer hypothetischen ohne Agrarpolitik durchgeführt. Außerdem wird untersucht, inwiefern sich die Effekte der EU-Agrarpolitik im Zeitablauf und vor dem Hintergrund ihrer Reformen in den 1990er Jahren geändert haben. Im Hinblick auf die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse wird darüber hinaus der Einfluss von regionalen Unterschieden in der Produktionsstruktur und -intensität identifiziert. Aus den Ergebnissen zur gesamtgesellschaftlichen Einkommensstreuung wird versucht, die Bedeutung der EU-Agrarpolitik auf konvergente bzw. divergente Wachstumsentwicklungen zu bewerten. Dieses soll mit Hilfe von Panel-Einheitswurzeltests erfolgen.

Kapitel 6 schließt die Arbeit mit den wichtigsten Aussagen aus den verschiedenen Kapiteln und Schlussfolgerungen ab.

2 Überblick und Wirkungsanalyse der EU-Agrarstützung

Das vorliegende Kapitel stellt zunächst wesentliche Entwicklungen der EU-Agrarpolitik in den vergangenen Jahrzehnten dar. Im Vordergrund steht dabei, die Zusammensetzung der Agrarstützung herauszuarbeiten und Veränderungen im Zeitablauf zu identifizieren. Im Anschluss daran erfolgt eine Bewertung der agrarpolitischen Hauptinstrumente hinsichtlich ihrer gesamtgesellschaftlichen Wohlfahrtseffekte und der Transfereffizienz. Als Referenzsituation dient der Freihandelsfall, welchem die Politiken einer Preisstützung, produktionsabhängiger Zahlungen sowie produktionsunabhängiger Zahlungen gegenübergestellt werden. Schließlich wird untersucht, wie hoch die Agrarstützung für einzelne Instrumente und auf ausgewählten landwirtschaftlichen Märkten ist. In dem Zusammenhang werden neben den Anteilen der Agrarstützung an den Erlösen auch horizontale Preistransmissionselastizitäten zwischen Welt- und Inlandsmarkt ausgewiesen. Letztere werden aus einem bivariaten Schätzansatz ermittelt. Die Angaben zum Ausmaß der agrarpolitisch induzierten Begünstigung werden den umfangreichen Statistiken der *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OECD) entnommen. Die OECD erhebt jährlich eine Reihe unterschiedlicher Indikatoren, um die Agrarprotektion zu messen. Diese Datenbasis ermöglicht es, die Bedeutung einzelner Instrumente monetär zu bewerten und produktspezifische Aussagen zu machen.

2.1 Hauptinstrumente und zentrale Entwicklungen im Zeitablauf

Die Ursprünge der Förderinstrumente der EU-Agrarpolitik¹ gehen auf das Jahr 1960 zurück. Drei Jahre zuvor wurden in Artikel 39 der Römischen Verträge zur Gründung der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft die Ziele der Agrarpolitik formuliert. Sie umfassten unter anderem die Sicherstellung der Versorgung, eine Stabilisierung der Märkte und die Erhöhung des Pro-Kopf-Einkommens innerhalb der Landwirtschaft. Im Jahr 1960 wurden vom Ministerrat die Prinzipien des innergemeinschaftlichen und außenwirtschaftlichen Mitteleinsatzes auf den landwirtschaftlichen Märkten beschlossen (vgl. BUCHHOLZ 1977: 89; BUREAU 2003: 9). Hierzu zählten die Belastung von Importen in Form variabler Abschöpfungen und die Entlastung der Exporte durch Erstattungen. Nach dieser eher grundsätzlichen Einigung wurden in den Folgejahren konkrete Bestimmungen für einzelne Produkte bzw. Produktgruppen ausgearbeitet². Bis zur Mitte der 1970er Jahre existierten 20 so genannter Marktordnungen (vgl.

¹ Fortan wird der Einfachheit halber durchgehend der Begriff „EU-Agrarpolitik“ verwendet. Richtigerweise müsste, je nach dem betrachteten Zeitraum, von der Agrarpolitik der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft oder jener der Europäischen Gemeinschaft gesprochen werden (vgl. THEURL und MEYER 2001: 51ff).

² Die historischen Entwicklungen zur Entstehung der EU-Agrarpolitik bis zur Mitte der 1970er Jahre bzw. bis zur MacSharry Reform 1992 sind in den Beiträgen von BUCHHOLZ (1977), HENRICHSMEYER und WITZKE (1994:

BUCHHOLZ 1977: 90), deren Durchführung durch den Europäischen Ausrichtungs- und Garantiefonds (EAGFL) finanziert wurde.

Eine detaillierte Beschreibung aller Bestimmungen kann aufgrund des Umfangs und ihrer Komplexität hier nicht erfolgen. An der Stelle sei auf die Lehrbuchausführungen von WÖHLKEN (1991: Teil 2), KOESTER (1992: Kapitel 10 und 11; 2005: Kapitel 9) oder HENRICHSMEYER und WITZKE (1994: Kapitel 6) sowie auf das umfassende und stetig aktualisierte Informationsmaterial der Europäischen Kommission verwiesen³. Vielmehr geht es nachstehend darum, die Hauptinstrumente der EU-Agrarpolitik, vorwiegend der binnenwirtschaftlichen, aufzuzeigen und zentrale Umgestaltungen oder Anpassungen zu benennen. Hierbei ist anzumerken, dass sich bedeutende Reformen erst seit den 1990er Jahren beobachten lassen und bis dahin das Regelwerk nahezu unverändert blieb.

Durch die Einführung der Marktordnungen kam es für den Großteil der landwirtschaftlichen Erzeugnisse zu einer direkten Beeinflussung des Preisbildungsprozesses (OECD 1987b: 62; KOESTER 1992: 256). Um nach dem zweiten Weltkrieg einer wiederholten Nahrungsmittelknappheit vorzubeugen und das Angebot zu stabilisieren, einigten sich die Mitgliedsstaaten auf eine Erhöhung und Festsetzung der inländischen Marktpreise (vgl. BUREAU 2003: 17). In regelmäßigen Abständen wurden daraufhin vom Ministerrat Interventionspreise und damit garantierte Mindestpreise bestimmt. Ferner gab es eine Reihe weiterer Preisvorgaben, welche Preisziele auf dem Binnenmarkt definierten (Richtpreise) oder zur Berechnung der Abschöpfungsbeträge dienten (Schwellenpreise) (vgl. OECD 1987b: 64). Nach ROSENBLATT et al. (1988: 6) war zur Mitte der 1980er Jahre etwa 90 Prozent der landwirtschaftlichen Erzeugung von einer Preisstützung und -fixierung erfasst. Die Anhebung der inländischen Preise wurde durch weitreichende Handelsbeschränkungen erreicht. Sie gewährleisteten den notwendigen Außenschutz, koppelten aber gleichzeitig den Binnenmarkt von Entwicklungen auf dem Weltmarkt ab (vgl. ebenda: 6f und 11f). Wie später in Abschnitt 2.3 dargelegt wird, wich das jeweilige Protektionsniveau für die landwirtschaftlichen Erzeugnisse teilweise erheblich voneinander ab. Während bei Getreide, Zuckerrüben, Milch und Rindfleisch relativ stark in das Marktgeschehen eingegriffen wurde, war es beispielsweise bei Schweinefleisch oder Geflügelfleisch sehr viel weniger der Fall. Für Ölsaaten oder auch Hopfen gab es keinen Außenschutz. Auf diesen Märkten existierten ausschließlich binnenwirtschaftliche Regelungen wie Erzeuger- oder Verarbeitungsbeihilfen (vgl. BUCHHOLZ 1977: 91; KOESTER 1992: 324).

542ff) sowie HUBBARD und RITSON (1997) dargestellt. Die Studie von BUREAU (2003) fasst die wichtigsten agrarmarktpolitischen Regelungen und Veränderungen bis zur so genannten Agenda 2000 zusammen.

³ Im Internet finden sich die gegenwärtigen Regelungen auf den einzelnen Märkten für pflanzliche und tierische Produkte unter http://ec.europa.eu/agriculture/markets/index_de.htm.

Das hohe Preisniveau auf zahlreichen landwirtschaftlichen Märkten der EU bewirkte im Zeitablauf die Produktion großer Überschüsse (vgl. BUCHHOLZ 1977: 101; MAAS und SCHMITZ 2007: 95). Insbesondere bei Milch, aber auch bei Getreide und Zucker kam es zu einer deutlichen Angebotsausweitung (vgl. HENRICHSMEYER und WITZKE 1994: 573). Als Folge entstand eine erhebliche finanzielle Belastung des EU-Haushalts. Annähernd ein Drittel davon machten zum Ende der 1970er Jahre die Ausgaben für den Milchmarkt aus, für Getreide betrug der entsprechende Wert etwa 10 Prozent und für Zucker vier Prozent (vgl. BMELF 1982: 381f). Die stark ansteigenden Ausgaben im Rahmen des EAGFL übten auf die EU einen zunehmenden Handlungszwang aus, die bestehenden Marktordnungen zu verändern. So kam es unter anderem im Jahr 1984 zur Einführung eines Quotierungssystems auf dem Milchmarkt, um weitere Produktionszuwächse zu unterbinden (vgl. SCHÖPE 1989).

Der „innere Druck“, Anpassungen vorzunehmen, wurde zur Mitte der 80er Jahre von außen mit dem Beginn der Uruguay-Runde⁴ des *General Agreement on Tariffs and Trade* (GATT) verstärkt (vgl. TANGERMANN 1998; REED 2001: 168f). Grundlage der Gespräche bildete der Vorschlag, alle nichttarifären Handelshemmnisse, wie die variablen Abschöpfungen⁵ der EU, in gebundene Zölle umzuwandeln (Tarifizierung) und außerdem Exportsubventionen abzuschaffen (vgl. ZIETZ und VALDÉS 1988: 69ff). Dieses wäre mit den bisherigen außenwirtschaftlichen Regelungen der EU-Agrarmarktpolitik unvereinbar gewesen. Durchaus verständlich ist daher, dass die EU erst im Jahr 1993 nach langwierigen Verhandlungen einem Abkommen zustimmte, welches im Hinblick auf die Liberalisierung des Agrarhandels hinter dem ursprünglichen Entwurf des GATT zurückblieb⁶.

Der Einigung vorausgegangen war die nach dem damaligen Agrarkommissar *R. MacSharry* benannte EU-Agrarreform im Jahr 1992. Erst sie machte einen erfolgreichen Abschluss der Uruguay-Runde durch einige entscheidende Veränderungen möglich (vgl. TANGERMANN 1998: 445f). Hauptmerkmal war dabei eine teilweise Abkehr vom Instrument der Preisstützung. Sie ist deshalb als teilweise zu bezeichnen, weil es zum einen zu keinem vollständigen Wegfall der administrierten Preise kam und zum anderen nicht alle Märkte betroffen waren. Die größten Auswirkungen hatte die MacSharry-Reform auf dem Getreidemarkt, wo es zu einer schrittweisen Senkung der Interventionspreise um etwa 30 Prozent kam (vgl. SWINBANK

⁴ Der Name geht auf das Land Uruguay zurück, in welchem die Verhandlungen begannen.

⁵ Variable Abschöpfungen sind Einfuhrabgaben, die sich aus der Differenz eines vorab festgelegten Einfuhrmindestpreises und dem darunter liegenden Weltmarktpreis errechnen (vgl. WÖHLKEN 1991: 153).

⁶ Der Kompromiss enthielt zwar die Verpflichtung einer Tarifizierung und die anschließende Kürzung der Zölle, erlaubte allerdings eine gewisse Flexibilität in der Umsetzung. Im Bereich der Exportsubventionen wurde eine quantitative und finanzielle Kürzung vereinbart. Hier war der Spielraum der EU sehr viel geringer und die Vorgaben konnten nicht ohne weitere Anpassungen eingehalten werden (vgl. TANGERMANN 1998: 447f; KOESTER 2001: 328f).

1993: 361). Um die auftretenden Erlösrückgänge innerhalb der Landwirtschaft zu kompensieren, wurden produktionsabhängige Zahlungen implementiert, die an die Flächennutzung gebunden waren⁷. Gleichzeitig wurde eine obligatorische 15 prozentige Flächenstilllegung eingeführt (vgl. BMELF 1994: 23f). Es ist darauf hinzuweisen, dass die flächenbezogenen Ausgleichszahlungen schon ein Jahr früher auf dem Markt für Ölsaaten eingeführt wurden und die bis dahin geltenden Verarbeitungsbeihilfen ersetzten. Durch die MacSharry-Reform wurden sie in die Verordnung 1765/92 zur Stützung bestimmter landwirtschaftlicher Kulturpflanzen einbezogen, so dass für sie die Stilllegungsverpflichtung ebenfalls galt (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 1992a). Auch für Rindfleisch und Milch war eine Kürzung der Interventionspreise vorgesehen. Mit 15 bzw. 2,5 Prozent fiel sie gegenüber jener auf dem Getreidemarkt jedoch geringer aus (vgl. GORN, HERRMANN und WAGNER 1994: 202ff)⁸. Zum Ausgleich der entstehenden Erlösrückgänge sollten erneut produktionsabhängige Zahlungen dienen. Auf dem Rindfleischmarkt wurden bereits vorhandene Zahlungsarten wie die Schlachtpremie erhöht und neue wie der Ergänzungsbeitrag für extensive Tierhaltung geschaffen. Auf dem Milchmarkt wurde eine Zahlung je Kilogramm Milch eingeführt (vgl. ebenda). Die vergleichsweise wenig protektionierten Märkte für Schweinefleisch und Geflügelfleisch erfuhren durch die MacSharry-Reform eine Einschränkung der Intervention und die Aufhebung der Exporterstattungen. Die Regelungen auf dem hochprotektionierten Zuckermarkt blieben indessen erhalten (vgl. HENRICHSMEYER und WITZKE 1994: 583ff).

In Anbetracht neuer Verhandlungen über die Liberalisierung der Agrarmärkte, jetzt im Rahmen der *World Trade Organisation* (WTO), und der Gespräche über eine EU-Osterweiterung kam es im Jahr 1999 zu weiteren Änderungen der Agrarpolitik (vgl. BEARD und SWINBANK 2001: 127ff, 130). Die so genannte Agenda 2000-Vereinbarung vertiefte den im Jahre 1992 eingeleiteten Richtungswechsel, indem erneut eine schrittweise Verringerung der Interventionspreise beschlossen wurde und als Kompensation produktionsabhängige Zahlungen vorgesehen waren⁹. Für Getreide und Milch sollten die Preissenkungen 15 Prozent betragen, für Rindfleisch 20 Prozent (vgl. EUROPEAN COMMISSION 2000: 26ff). Ferner ist es mit der Agen-

⁷ Im weiteren Verlauf der Arbeit sind produktionsabhängige Zahlungen (*coupled payments*) definiert als Zahlungen, deren Erhalt unmittelbar an die Produktion gebunden ist (vgl. WESTCOTT und YOUNG 2004: 10). Hierzu gehören beispielsweise flächenbezogene Zahlungen, welche nur beim Anbau bestimmter Kulturpflanzen gewährt werden oder sich nach der Anzahl der gehaltenen Tiere richten. Diese Form der Begünstigung landwirtschaftlicher Erzeuger führt zu grundsätzlich zu Produktionsanreizen. Demgegenüber sind produktionsunabhängige Zahlungen (*decoupled payments*) als produktionsneutral definiert (vgl. ebenda: 11; OECD 2001: 17f).

⁸ Ferner wurde auf dem Rindfleischmarkt eine erhebliche Verringerung der quantitativen Obergrenzen von Interventionskäufen beschlossen und auf dem Milchmarkt eine Reduktion der Quotenmenge in zwei Schritten um jeweils 1 Prozent (vgl. ebenda).

⁹ Während auf dem Getreide- und Rindfleischmarkt die Preissenkungen bereits ab dem Jahr 2000 beginnen sollten, waren sie auf dem Milchmarkt erst ab dem Jahr 2005 geplant.

da 2000 zu einer Ausweitung der Instrumente gekommen, welche nicht direkt bestimmte Märkte betreffen, sondern zu agrarstrukturellen Verbesserungen führen sollten. Dazu zählten beispielsweise einzelbetriebliche Investitionsbeihilfen, Ausgleichszulagen für Betriebe in benachteiligten Gebieten und Agrarumweltmaßnahmen (PETERS 2002: 20f). Dieser Bereich der Agrarpolitik zur Förderung der Entwicklung ländlicher Räume wurde fortan als „2. Säule“ bezeichnet, dem die Marktordnungen als „1. Säule“ gegenüberstehen (vgl. ebenda: 20; EUROPÄISCHE KOMMISSION 2001: 81).

Trotz der Reformen in den 1990er Jahren wurden die fundamentalen Probleme der EU-Agrarpolitik nicht gelöst. Durch die flächen- und tierzahlbezogenen Zahlungen als Ausgleich für Preissenkungen bestand noch immer ein Anreiz zur Mehrproduktion (vgl. BUREAU 2003: 21). Zumindest angebotsseitig fand daher kaum ein Abbau der Überschüsse statt. Hinzu kam, dass die Ausgestaltung dieser Zahlungen nicht konform mit den Vorgaben der WTO zur erlaubten internen Stützung war (vgl. BEARD und SWINBANK 2001: 130f; HENNING 2003: 139). Ferner ist die EU in den laufenden WTO-Verhandlungen verstärkt dazu aufgefordert worden, die Handelsbeschränkungen auf ihren Agrarmärkten weiter abzubauen und die Exporterstattungen auslaufen zu lassen (vgl. KOESTER 2003: 151f). Vor dem Hintergrund dieser, für die EU schwierigen Situation, wurde unter dem Agrarkommissar *F. Fischler* im Jahr 2003 wiederholt eine Reform der Agrarpolitik vereinbart. Ihr Kernelement war die Zusammenlegung und Entkopplung der meisten bisherigen flächen- und tierzahlbezogenen Zahlungen von der Produktion (BMVEL 2005: 13f). Die neue als „Betriebsprämie“ bezeichnete produktionsunabhängige Zahlung berechnete sich auf der Basis von historischen Bezugsrechten einer Referenzperiode. Sie war von den Mitgliedsstaaten in dem Zeitraum von 2005 bis 2007 umzusetzen. Im Rahmen der Fischler-Reform wurden außerdem Anpassungen der Marktordnungen für Getreide und Milch beschlossen. Bei Getreide wurde unter anderem der staatliche Ankauf von Roggen zu Interventionspreisen beendet. Auf dem Milchmarkt sollte die Senkung der Interventionspreise etwas deutlicher als nach der Agenda 2000-Vereinbarung ausfallen. Zudem wurde mit der Milchprämie eine ab dem Jahr 2005 gewährte, produktionsunabhängige Zahlung eingeführt (vgl. ebenda: 15). Aufbauend auf die Fischler-Reform wurden im Jahr 2006 ebenfalls Anpassungen der seit Jahrzehnten nahezu unveränderten Zuckermarktordnung vorgenommen. Damit kam es auch auf diesem Markt zu einem Abbau der Preisstützung und der Einführung produktionsunabhängiger Zahlungen (vgl. OECD 2007: 107f).

Zusammenfassend kann daher festgestellt werden, dass sich die EU-Agrarpolitik seit den 1990er Jahren zunehmend von einer direkten Beeinflussung des Marktgeschehens abgewendet hat. Über den „Umweg“ flächen- und tierzahlbezogener Zahlungen haben stattdessen pro-

duktionsunabhängige Förderinstrumente erheblich an Bedeutung gewonnen. Zudem kam es im Zeitablauf zu einem beständigen Ausbau der 2. Säule der Agrarpolitik. Diese Neuorientierung wird auch in den jüngsten Vorschlägen der Kommission zu weiteren Anpassungen der EU-Agrarpolitik erkennbar (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2008). Darin wird unter anderem empfohlen, die verbleibenden produktionsabhängigen Zahlungen bis auf wenige Ausnahmen in produktionsunabhängige umzuwandeln und „Angebotssteuerungsinstrumente“ weitestgehend abzuschaffen (vgl. ebenda: 6, 9). Ferner rät die Kommission durch Umschichtungen im Agrarhaushalt die finanziellen Mittel zur Förderung des ländlichen Raums zu erhöhen (vgl. ebenda: 11). Inwieweit die genannten Vorschläge auch tatsächlich in der Form beschlossen werden, ist derzeit unvorhersehbar. Allein die intensive Diskussion darüber macht allerdings deutlich, dass der Reformprozess der EU-Agrarpolitik noch nicht beendet ist.

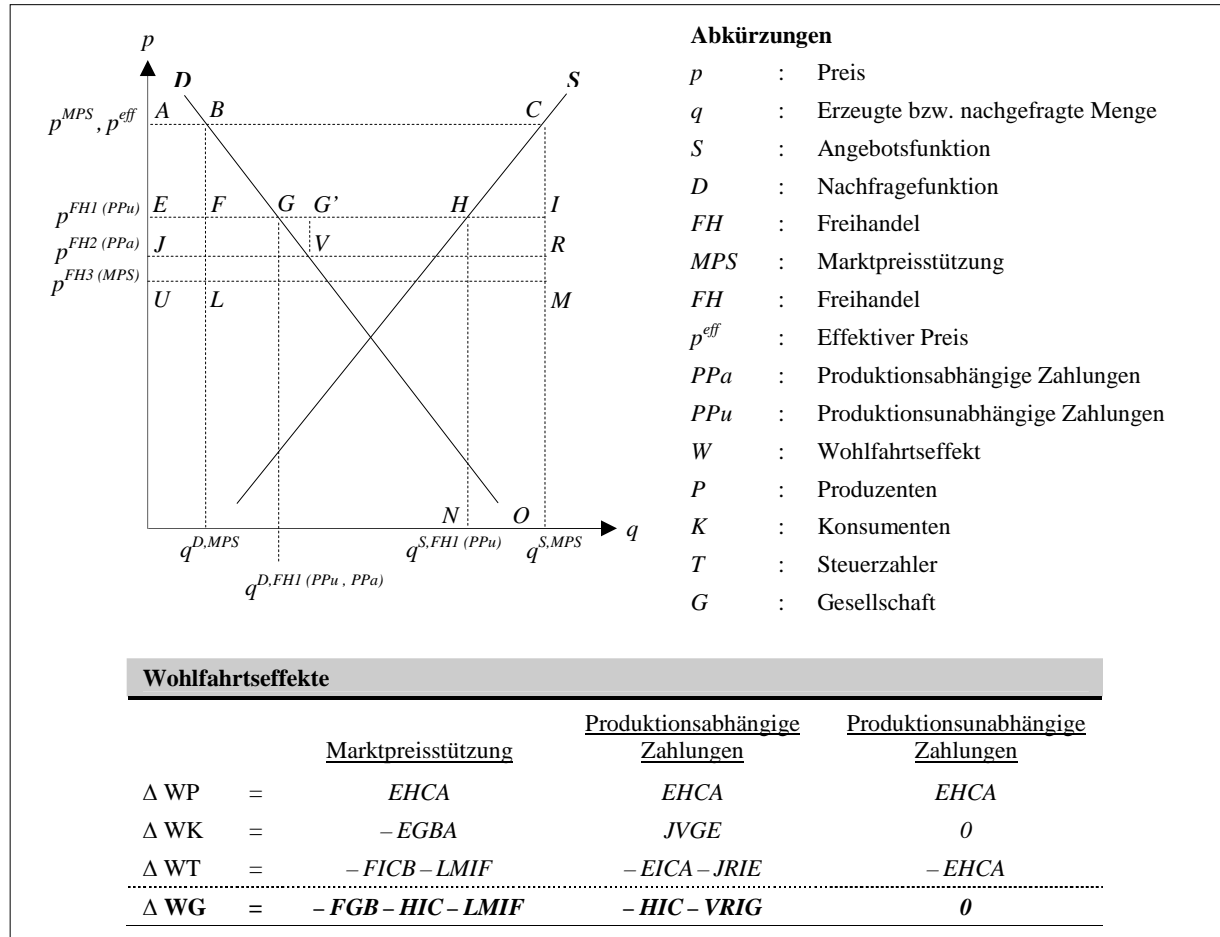
2.2 Wohlfahrtseffekte und Transfereffizienz

Nachstehend werden die Hauptinstrumente der EU-Agrarpolitik zunächst hinsichtlich ihrer Wohlfahrtseffekte analysiert. Methodisch wird auf die traditionelle Vorgehensweise zurückgegriffen und von einem Preis-Mengen-Diagramm ausgegangen (vgl. HELMBERGER 1991: 15ff, KOESTER 1992: 239ff). Es wird unterstellt, dass sich die Gesellschaft in drei Gruppen aufteilen lässt: Erstens die landwirtschaftlichen Erzeuger als die Begünstigten der Agrarstützung. Zweitens die Konsumenten sowie drittens der Steuerzahler bzw. der Staat¹⁰. Dabei tragen Konsumenten und Steuerzahler je nach Förderinstrument gemeinsam oder allein zur Finanzierung der Politik bei. Ferner sollen die Wohlfahrtsänderungen der drei Gruppen addierbar sein und dasselbe Gewicht besitzen. Es ist anzumerken, dass durch die Gleichgewichtung ein Werturteil getroffen wird, welches dem Gemeinwohlgedanken entspricht (vgl. HERRMANN 1991: 200). Die Wohlfahrtsgewinne einer Gruppe können insofern die Wohlfahrtsverluste einer anderen Gruppe ausgleichen. Zur Verdeutlichung der Effekte einzelner Instrumente werden diese separat voneinander betrachtet. Zunächst erfolgt eine Bewertung der Preisstützung auf dem Inlandsmarkt, daran anschließend werden produktionsabhängige bzw. produktionsunabhängige Zahlungen untersucht. Als jeweilige Referenzsituation dient der Freihandel, d.h. es existieren keine agrarmarktpolitischen Eingriffe. Da die Selbstversorgungsgrade innerhalb der EU bei den hochprotektionierten Produkten wie beispielsweise Rind- und Kalbfleisch, Milch und Zucker in den vergangenen Jahren nahezu ausschließlich über 100 Prozent lagen (vgl. ZMP MARKTBILANZ), ist im Preis-Mengen-Diagramm der Abbildung 2.1 eine

¹⁰ Fortan wird angenommen, dass Ausgaben des Staates vom Steuerzahler getragen werden, während Gewinne des Staates den Steuerzahler entlasten.

Ausfuhrsituation unterstellt. Bei Weltmarktpreisen p^{FH1} wird die Menge $q^{S,FH1}$ erzeugt und die Menge $q^{D,FH1}$ nachgefragt. Die Möglichkeit der Lagerhaltung wird nicht berücksichtigt, so dass der Überschuss in Höhe von $q^{S,FH1} - q^{D,FH1}$ vollständig exportiert wird.

Abbildung 2.1: Wohlfahrtseffekte unterschiedlicher Instrumente der Agrarstützung im Vergleich zur Freihandelsituation



Quelle: Eigene Darstellung.

Durch eine Anhebung der inländischen Preise auf p^{MPS} erhöht sich die Produktion auf $q^{S,MPS}$, und die Nachfragemenge sinkt auf $q^{D,MPS}$, so dass sich der Angebotsüberhang vergrößert. Aufgrund der Preisdifferenz zwischen dem Inlandsmarkt und dem Weltmarkt sind Exporte in dieser Situation nur mit Hilfe von Erstattungen möglich. Entsprechend des Rentenkonzepts lassen sich die entstehenden Wohlfahrtseffekte wie folgt bestimmen: Für die Produzenten entstehen durch die Preisstützung Wohlfahrtsgewinne in Höhe der Fläche $EHCA$. Die Konsumenten verlieren dagegen an Wohlfahrt in Höhe der Fläche $EGBA$. Für die Ausfuhr der Überschüsse $q^{S,MPS} - q^{D,MPS}$ fallen Staatsausgaben für Exporterstattungen in Höhe der Fläche $FICB$ an. Da die EU ein relativ bedeutendes Land im weltweiten Handel mit Agrargütern ist, haben Änderungen ihres Exportangebots bzw. ihrer Importnachfrage Auswirkungen auf den

Weltmarktpreis, und es entstehen so genannte *Terms-of-Trade-Effekte* (vgl. KOESTER 1992: 245). In diesem Fall soll die Steigerung der Exporte zu einer Senkung der Weltmarktpreise von p^{FHI} auf $p^{FH3(MPS)}$ führen. Es ergeben sich somit zusätzliche Staatsausgaben in Höhe der Fläche $LMIF$. Der Saldo aus den Wohlfahrtseffekten für die drei betrachteten Gruppen ist negativ in Höhe der Flächen $FGB + HIC + LMIF$ und zeigt, dass eine Preisstützung zu gesamtwirtschaftlichen Wohlfahrtsverlusten führt. Die Fläche FGB unter der Nachfragekurve wird als Verzicht an eigentlichem Handelsgewinn bezeichnet und die Fläche HIC unter der Angebotskurve als Verzicht auf Spezialisierungsgewinn.

Erfolgt eine Stützung der landwirtschaftlichen Erzeuger in Form produktionsabhängiger Zahlungen, welche sich beispielsweise nach der angebauten Fläche oder der Tierzahl richten, sind gänzlich andere wohlfahrtstheoretische Überlegungen anzustellen. Bei diesem Instrument kommt es zu keiner direkten Änderung der Marktpreise im Inland. Für die Konsumenten soll zunächst der Weltmarktpreis p^{FHI} der relevante Preis sein. Durch die produktspezifische Stützung erhöht sich für die Produzenten die relative Vorzüglichkeit einzelner Erzeugnisse¹¹. Der relevante bzw. effektive Preis für die Landwirte liegt daher über dem Weltmarktpreis und es kommt zu einer Angebotsausweitung, deren Ausmaß von der Höhe der gewährten Stützung abhängt. Unter der Annahme, dass die produktionsabhängigen Zahlungen zu einem „effektiven Preis“ (p^{eff}) exakt in Höhe von p^{MPS} führen, gewinnen die landwirtschaftlichen Erzeuger auch bei diesem Instrument die Fläche $EHCA$. Der Staat bzw. Steuerzahler verliert hingegen die Fläche $EICA$ an zusätzlichen Ausgaben. Werden die Wohlfahrtseffekte für die landwirtschaftlichen Erzeuger und Steuerzahler aufaddiert, so entsteht ein Nettoverlust in Höhe der Fläche HIC , welcher als Verzicht auf Spezialisierungsgewinn bezeichnet werden kann¹². Die Ausweitung der Exporte ist gegenüber der Situation mit Preisstützung niedriger und die Senkung der Weltmarktpreise demgemäß nicht so deutlich. Wird unterstellt, dass sich der Weltmarktpreis von p^{FHI} auf $p^{FH2(PPa)}$ verringert, treten für den Staat Mehrausgaben in Höhe der Fläche $JRIE$ auf. Als Folge der Preissenkung auf dem Weltmarkt gewinnen die inländischen Konsumenten wiederum die Fläche $JVGE$. Die Summe aus den Mehrausgaben des Staates und der Konsumentenrente ergibt negative Wohlfahrtseffekte in Höhe der Fläche $VRIG$. Die Teilfläche $VG'G$ stellt dabei den Verlust auf eigentlichem Handelsgewinn dar. Die Verluste in Höhe der Fläche $VRIG$ sind im Fall eines großen Landes den dargestellten Verlusten in Höhe der Fläche HIC hinzuzurechnen. Insgesamt führen produktionsabhängige Zahlungen damit zu

¹¹ Produktionsabhängige Zahlungen haben keinen direkten Effekt auf die Marktpreise, erhöhen aber die „effektiven Preise“ eines landwirtschaftlichen Produkts (vgl. JONGENEEL 2003: 316).

¹² Die Überlegungen zu den Wohlfahrtseffekten produktionsabhängiger Zahlungen sind hier analog zu jenen für ein System der *Deficiency Payments* (vgl. HERRMANN 1991: 201).

Wohlfahrtsverlusten in Höhe der Flächen *HIC* und *VRIG*. Unter der Annahme, dass $p^{eff} = p^{MPS}$ gilt und damit für die Erzeugereinkommen äquivalente Politiken verglichen werden, sind sie immer kleiner als bei einer Marktpreisstützung.

Die Wohlfahrtseffekte, die in Folge produktionsunabhängiger Zahlungen entstehen, lassen sich ebenfalls aus der Abbildung 2.1 herleiten. Deren Höhe soll erneut die Fläche *EHCA* betragen. Diese Form der agrarpolitischen Begünstigung ändert nicht die relative Vorzüglichkeit zwischen den landwirtschaftlichen Erzeugnissen und führt zu keinen direkten Angebots-effekten¹³. Auch auf der Nachfrageseite entstehen keine Verzerrungen. Wird von den Verwaltungskosten der agrarpolitischen Maßnahme abstrahiert, ergeben sich keine gesamtwirtschaftlichen Wohlfahrtseffekte. Es kommt zu einer reinen Umverteilung zwischen gesellschaftlichen Gruppen, d.h. von den Steuerzahlern zu den landwirtschaftlichen Erzeugern.

Die vorangegangene Bewertung der Hauptinstrumente der EU-Agrarmarktpolitik zeigt große Unterschiede in den von ihnen ausgehenden Wohlfahrtseffekten. Eine Beurteilung der Umverteilungseffizienz ist anhand dessen jedoch nicht möglich¹⁴. GARDNER (1983) setzt daher die Wohlfahrtsgewinne einer gesellschaftlichen Gruppe in Relation zur insgesamt transferierten Summe, um hierdurch Aussagen zur Effizienz von politischen Maßnahmen treffen zu können. Im Weiteren sollen Marktpreisstützungen, produktionsabhängige und produktionsunabhängige Zahlungen bezüglich ihrer Transfereffizienz *TE* untersucht werden. In Anlehnung an SALHOFER (1993: 261) sowie SALHOFER und SCHMID (2004: 56) ist die durchschnittliche Transfereffizienz definiert als¹⁵:

$$(2.1) \quad TE = \left| \frac{\Delta WP}{\Delta WK + \Delta WT} \right|,$$

wobei die Abkürzungen dieselben sind wie in der Abbildung 2.1. In der Gleichung werden die Wohlfahrtsgewinne der Produzenten ins Verhältnis zu den Wohlfahrtsverlusten der Konsumenten und des Staates gesetzt. Die Transfereffizienz kann Werte zwischen Null und Eins annehmen. Je größer der Wert, desto effizienter ist eine politische Maßnahme im Hinblick auf ihre Umverteilungswirkung zwischen den gesellschaftlichen Gruppen. Aus den oben identifizierten Wohlfahrtseffekten ergeben die folgenden durchschnittlichen Transfereffizienzen:

¹³ Empirische Analysen weisen häufig einen geringen jedoch signifikanten Effekt produktionsunabhängiger Zahlungen auf das Angebot nach (vgl. GOODWIN und MISHRA 2006; KEY und ROBERTS 2008). In dem Zusammenhang führen WESTCOTT und YOUNG (2004: 11ff) auf, dass die Erhöhung landwirtschaftlicher Erzeugereinkommen über produktionsunabhängige Zahlungen insofern einen Produktionsanreiz ausüben kann, als dass möglicherweise die Investitions- und Risikobereitschaft ansteigen.

¹⁴ Beispielsweise führen Produktionsquoten und *Deficiency Payments* unter bestimmten Annahmen zu den gleichen Wohlfahrtsverlusten, unterscheiden sich aber in ihrer Effizienz der Umverteilung (vgl. GARDNER 1983: 225f und auch OECD 1995: 45ff).

¹⁵ Die Autoren verwenden keine Betragsstriche, wonach dann $-1 < TE < 0$ gilt.

$$(2.2) \quad 0 < \left| \frac{EHCA}{-EGBA - FICB - LMIF} \right| < 1 \text{ bzw.}$$

$$(2.2') \quad 0 < \left| \frac{EHCA}{-EHCA - FGB - HIC - LMIF} \right| < 1 \quad \text{Marktpreisstützung,}$$

$$(2.3) \quad 0 < \left| \frac{EHCA}{JVGE - EICA - JRIE} \right| < 1 \text{ bzw.}$$

$$(2.3') \quad 0 < \left| \frac{EHCA}{-EHCA - HIC - VRIG} \right| < 1 \quad \text{Produktionsabhängige Zahlungen,}$$

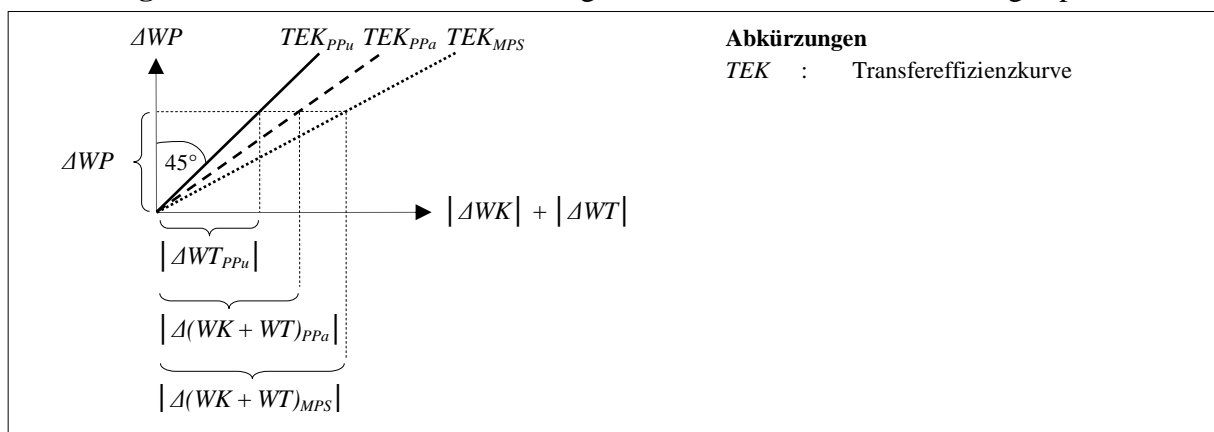
$$(2.4) \quad \left| \frac{EHCA}{-EHCA} \right| = 1 \quad \text{Produktionsunabhängige Zahlungen.}$$

Da bei den produktionsunabhängigen Zahlungen unter den aufgestellten Annahmen keine Wohlfahrtsverluste bei der Umverteilung auftreten, ist die durchschnittliche Transfereffizienz gleich Eins. Beide anderen Instrumente nehmen dagegen Werte von kleiner Eins an. Aus der Gleichung (2.2') geht hervor, dass die Transfereffizienz einer Preisstützung neben dem negativen *Terms-of-Trade-Effekt* (*LMIF*) entscheidend von dem Verzicht auf Handels- (*FGB*) und Spezialisierungsgewinn (*HIC*) abhängt. Bei produktionsabhängigen Zahlungen beeinflusst dagegen neben den Effekten aus dem gesunkenen Weltmarktpreis (*VRIG*) maßgeblich die Höhe des Verzichts auf Spezialisierungsgewinn (*HIC*) den Wert der Transfereffizienz.

Das Preis-Mengen-Diagramm in Abbildung 2.1 und die daraus abgeleiteten Transfereffizienzen für alternative agrarpolitische Instrumente lassen drei zentrale Aussagen zu. Erstens wird die Höhe der Transfereffizienz erheblich von der unterstellten Steigung der Angebots- und Nachfragefunktion bestimmt. Generell nimmt dabei die Effizienz einer Umverteilung zu, je unelastischer die Angebots- und Nachfrageelastizitäten sind (vgl. GARDNER 1983: 233). Zweitens ist die durchschnittliche Transfereffizienz bei einer produktionsabhängigen Zahlung grundsätzlich höher als bei einer Marktpreisstützung, wenn die beiden Instrumente im Hinblick auf die Erzeugereinkommen äquivalent sind. Das gilt sowohl für den Fall eines kleinen Landes, welches vergleichsweise unbedeutend auf dem Weltmarkt ist, als auch für den Fall eines großen Landes, bei dem die Weltmarktpreise durch die jeweilige Politik beeinflusst werden. Drittens wird deutlich, dass produktionsunabhängige Zahlungen zu einer Transfereffizienz von Eins führen. Verfolgt ein Land das Ziel, für eine bestimmte Höhe der landwirtschaftlichen Begünstigung das effizienteste Instrument zu finden, dann müsste es eine produktionsunabhängige Zahlung wählen.

Der in den Gleichungen (2.2) bis (2.4) beschriebene Zusammenhang soll abschließend grafisch mit Hilfe der Transfereffizienzkurve gezeigt werden. Das Diagramm in Abbildung 2.2 trägt auf der Ordinate die Höhe der Begünstigung der Produzenten ab, während auf der Abszisse die Summe aus Wohlfahrtsverlusten der Konsumenten und Steuerzahler dargestellt wird. Einer bestimmten Höhe an Unterstützung für die Produzenten (ΔWP), steht je nach agrarmarktpolitischer Maßnahme ein unterschiedlich hoher Wohlfahrtsverlust seitens der Konsumenten (ΔWK) bzw. der Steuerzahler (ΔWT) gegenüber, wobei diesbezüglich hier ein linearer Zusammenhang unterstellt wird. Je geringer die Steigung der Transfereffizienzkurve, umso ineffizienter ist die jeweilige Maßnahme und umso größer sind Wohlfahrtsverluste politisch induzierter Einkommensumverteilungen.

Abbildung 2.2: Transfereffizienzkurven ausgewählter Maßnahmen der EU-Agrarpolitik



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an SALHOFER (1993: 262).

Die Transfereffizienzkurve produktionsunabhängiger Zahlungen besitzt unter der Annahme einer reinen Umverteilung eine Steigung von 45 Grad. Für eine Marktpreisstützung bzw. produktionsabhängige Zahlungen weisen dagegen die Transfereffizienzkurven geringere Steigungen auf. Der konkrete Verlauf der Geraden ergibt sich aus den bereits aufgeführten Faktoren der Angebots- und Nachfrageelastizität sowie der Höhe der Weltmarktpreisänderung. In Abbildung 2.2 sind beispielhaft die Transfereffizienzkurven einer Marktpreisstützung und einer produktionsabhängigen Zahlung eingetragen. Sind diese Instrumente bezüglich ihrer Wirkung auf die Erzeugereinkommen äquivalent, so ist die Steigung der Transfereffizienzkurve bei der produktionsabhängigen Zahlung größer als bei der Marktpreisstützung.

In Unterabschnitt 5.5.1 wird der Versuch unternommen, für Deutschland und Hessen die Höhe der Transfereffizienz der gesamten EU-Agrarpolitik empirisch zu ermitteln. Hierzu werden die Begünstigungen der Landwirtschaft den Belastungen von Konsumenten und Steuerzahlern gegenübergestellt. Wie an späterer Stelle gezeigt wird, können diese „regionalen Transfereffi-

zieren“ auch Werte von größer Eins annehmen, wenn die politisch induzierten Gewinne die Verluste übersteigen. In dem Fall würde eine Region von den Umverteilungseffekten infolge der Politik des Landes profitieren.

2.3 Quantifizierung der EU-Agrarstützung für einzelne Instrumente

Zur Quantifizierung der in vielen Industrieländern vorherrschenden Stützung des Agrarsektors wurden in der ökonomischen Literatur zahlreiche Protektionsmaße entwickelt. Die Bandbreite reicht von der einfachen Relation des Inlandspreises zum Weltmarktpreis eines landwirtschaftlichen Erzeugnisses bis hin zu Konzepten, die zusätzlich auch den nicht landwirtschaftlichen Sektor mit in die Berechnungen einbeziehen¹⁶. Ein Ansatz, der den monetären Wert der Begünstigungen an die Landwirtschaft erfasst, welcher durch agrarpolitische Maßnahmen entsteht, ist das von der OECD angewendete *Producer Subsidy Equivalent* bzw. seit 1998 das *Producer Support Estimate* (PSE)¹⁷. Das PSE wird von der OECD jährlich erhoben und beinhaltet neben der Agrarstützung, die aus der Anhebung des inländischen Preisniveaus hervorgeht, ebenfalls jegliche Formen von produktionsabhängigen und produktionsunabhängigen Zahlungen. Es umfasst daher sämtliche Transfers von Konsumenten und Steuerzahlern an die landwirtschaftlichen Erzeuger. Im Gegensatz zu vielen anderen Protektionsmaßen bietet das PSE den Vorteil, dass die Erlös- und nicht nur die Preiseffekte abgebildet werden (vgl. HERRMANN 1993: 870). Demzufolge lassen sich auch die Politiken bewerten, die den Preisbildungsprozess nur bedingt bzw. gar nicht beeinflussen.

Aufgrund der Vielzahl an Instrumenten, die im PSE zusammengefasst werden sowie der umfangreichen und regelmäßigen Dokumentation seitens der OECD, soll es in dieser Arbeit als Datengrundlage für die Quantifizierung der EU-Agrarstützung herangezogen werden. Algebraisch lässt sich das PSE eines Landes in Anlehnung an die Definition der OECD (2005b: 7f und 15f) schreiben als:

$$(2.5) \quad PSE = \sum_{i=1}^I \left((p_d^i - p_w^i) q_d^i + PP^i \right) + B,$$

wobei p_d der inländische bzw. nationale Marktpreis ist, p_w der Weltmarktpreis und q_d die im Inland produzierte Menge von Erzeugnis i . Der erste Summand auf der rechten Seite des

¹⁶ Einen Überblick zu verschiedenen Protektionsmaßen gibt der Beitrag von HERRMANN (1993). Der Autor unterscheidet dabei zwischen Messkonzepten der Außenwirtschaftstheorie (nominale Protektion, effektive Protektion und wahre Protektion) und Messkonzepten der Agrarsektoranalyse (*Producer Support Estimate* und *Consumer Support Estimate*).

¹⁷ Die Umbenennung des PSEs in *Producer Support Estimate* hatte zwei wesentliche Gründe. Einerseits sollte hierdurch eindeutiger widerspiegelt werden, was gemessen wird und andererseits strebte die OECD eine konsistente Bezeichnung aller von ihr erhobenen Indikatoren an (vgl. OECD 1999: 84f; LEGG 2003:183).

Gleichheitszeichens gibt somit die Marktpreisstützung wider. Der Ausdruck PP^i steht für Zahlungen, welche auf ein Erzeugnis i ausgerichtet sind und nach unterschiedlichen Kriterien gewährt werden. Unter anderem würden die im Abschnitt 2.1 genannten flächen- oder tierzahlbezogenen Zahlungen im Getreide- bzw. Rindfleischbereich darunter fallen. B bezeichnet Zahlungen, die keinem bestimmten Erzeugnis zugeordnet werden können, sondern sich beispielsweise auf den Vorleistungseinsatz, historische Bezugsgrößen oder das gesamte Betriebseinkommen beziehen.

Anhang 1 listet alle vom PSE berücksichtigten Instrumente bzw. Kategorien von Instrumenten auf. Während das *Producer Subsidy Equivalent* eine Unterteilung in fünf Kategorien vornahm (vgl. CAHILL und LEGG 1990: 15f), sind es nach dem *Producer Support Estimate* acht (vgl. OECD 2005b: 7f). Im Rahmen der Umbenennung des PSEs kam es insbesondere zu einer Neuordnung und Disaggregation der Kategorie der Direktzahlungen (*direct payments*), woraus sechs Arten von Zahlungen (*payments*) hervorgingen (vgl. Anhang 1). Außerdem wurden die „Allgemeinen Maßnahmen“, wie die Förderung der landwirtschaftlichen Beratung und Ausbildung, welche im *Producer Subsidy Equivalent* enthalten waren, nicht mehr dem *Producer Support Estimate* hinzugerechnet. Sie bildeten fortan einen eigenen Indikator, der als *General Services Support Estimate* (GSSE) benannt wurde¹⁸. Im Jahr 2007 hat die OECD die Kategorien des *Producer Support Estimates* noch einmal neu zusammengestellt (vgl. OECD 2007: 63ff). Damit konnte sie dem Wandel im agrarpolitischen Mitteleinsatz ihrer Mitgliedstaaten Rechnung tragen (vgl. ebenda: 64). Hauptsächlich wurden die produktionsabhängigen und -unabhängigen Zahlungen anders definiert. Eine Zusammenstellung findet sich ebenfalls in Anhang 1. Es ist hier anzumerken, dass zum Zeitpunkt des Schreibens dieser Arbeit die Statistiken zum PSE noch nicht in ihrer aktuellen Klassifikation von 2007 vorlagen. Die folgenden Ausführungen und Berechnungen basieren daher auf der Klassifikation der agrarpolitischen Maßnahmen aus dem Jahr 1998.

Die Gleichung (2.5) stellt den Absolutbetrag des PSEs dar. Daneben kann das PSE auch als prozentualer Anteil an den Erlösen der Landwirtschaft formuliert werden (vgl. OECD 2005b: 15f). Dieses Maß wird als *Percentage PSE* bezeichnet und ist definiert als:

$$(2.6) \quad \text{Percentage PSE} = \frac{\sum_{i=1}^I ((p_d^i - p_w^i) q_d^i + PP^i) + B}{\sum_{i=1}^I (p_d^i q_d^i + PP^i) + B} \times 100 [\%] \text{ bzw.}$$

¹⁸ In einem von der OECD veröffentlichten Handbuch ist die Erhebung und Zusammensetzung des PSEs und weiterer Indikatoren detailliert beschrieben (vgl. OECD 2005b).

$$(2.6') \quad \text{Percentage PSE} = \frac{PSE}{\sum_{i=1}^I (p_d^i q_d^i + PP^i) + B} \times 100 [\%].$$

Der Wert des *Percentage PSEs* kann zwischen Null und 100 Prozent liegen. Nimmt es einen Wert von Null an, bedeutet dies, dass der Wert des absoluten PSEs ebenfalls Null ist. In diesem Fall würde keine agrarpolitische Begünstigung der landwirtschaftlichen Erzeuger vorliegen. Ein Wert von 100 Prozent des *Percentage PSEs* ist nur theoretisch möglich, da dann der Weltmarktpreis Null sein müsste. Grundsätzlich gilt, dass der Wert des *Percentage PSEs* mit zunehmender Protektion ansteigt.

Ein in der Literatur häufig aufgeführter Kritikpunkt am PSE-Konzept der OECD bezieht sich auf die Messung jenes Teils der Agrarstützung, der auf die Anhebung inländischer Preise zurückgeht. Um diese Diskussion deutlich zu machen, wird erneut das Preis-Mengen-Diagramm in Abbildung 2.1 betrachtet. Gemäß der Vorgehensweise der OECD entspricht die Fläche *UMCA* der Marktpreisstützung an die landwirtschaftlichen Erzeuger (vgl. OECD 2005b: 12). Nach OSKAM und MEESTER (2006: 137), kommt es hierbei aus zwei Gründen zu einer Überschätzung der tatsächlichen Agrarstützung¹⁹. Zum einen wird angemerkt, dass die beobachteten Weltmarktpreise den Berechnungen zugrunde liegen, obwohl sie im Falle eines großen Landes nach unten verzerrt sind. Die Autoren schlagen deshalb die Verwendung langfristiger Gleichgewichtspreise in einer Situation ohne Politik vor (vgl. ebenda). In der Abbildung 2.1 wäre der relevante Weltmarktpreis dann p^{FHI} und nicht p^{FH3} . Zum anderen bemängeln OSKAM und MEESTER (2006: 137), dass die OECD keine Anpassungen auf der Angebotsseite vornimmt. So würde sich bei einem Abbau der Preisstützung die erzeugte Menge von $q^{S,MPS}$ auf $q^{S,FHI}$ verringern und *vice versa*. Der Argumentation der beiden Autoren folgend, wäre die Produzentenrente demnach das exaktere Maß, um die Effekte dieser Politik abzubilden (vgl. OSKAM und MEESTER 2006: 128f); d.h. in der Abbildung 2.1 die Fläche *EHCA*, welche deutlich kleiner ist als jene der Marktpreisstützung (*UMCA*).

TANGERMANN (2006), der derzeitige Direktor für Handel und Landwirtschaft bei der OECD, reagiert in einem Beitrag unmittelbar auf die dargelegte Kritik. Darin wird den Ausführungen von OSKAM und MEESTER (2006) prinzipiell zugestimmt, falls eine Wirkungsanalyse von bestimmten Politiken erfolgen soll (*policy effect*). Allerdings, so betont TANGERMANN (2006: 143), verfolgt das PSE ein gänzlich anderes Ziel: Es wird versucht, den Aufwand zu quantifi-

¹⁹ Der Beitrag von OSKAM und MEESTER (2006) bietet eine umfassende und aktuelle Zusammenstellung der Kritik am PSE-Konzept. Das Hauptaugenmerk der beiden Autoren gilt dabei der Vorgehensweise der OECD in der Messung der Marktpreisstützung (vgl. ebenda: 126).

zieren, den ein Land für die Begünstigung der heimischen landwirtschaftlichen Erzeuger betreibt (*policy effort*). Vor dem Hintergrund käme es zu falschen Schlussfolgerungen, wenn die Berechnungen auf langfristigen Gleichgewichtspreisen statt der tatsächlich beobachtbaren Weltmarktpreise beruhen. Um seine Argumentation zu stützen, nennt TANGERMANN (2006: 143f; 2005: 16f) das Beispiel Neuseelands. Auf dessen Inlandsmarkt herrschen weitestgehend Freihandelsbedingungen und damit gilt der Weltmarktpreis. Dieser liegt jedoch, aufgrund der Agrarpolitiken anderer Länder, unterhalb des Gleichgewichtspreises. Wird letzterer nun verwendet um die Marktpreisstützung Neuseelands zu berechnen, dann wäre sie negativ (vgl. Abbildung 2.1: $p^{FH3} - p^{FH1} < 0$). Danach würden die landwirtschaftlichen Erzeuger durch die heimische Agrarpolitik belastet werden, was nicht mit der Realität übereinstimmt (vgl. TANGERMANN 2006: 144). Ebenso wäre bei einem großen Land der *policy effort* einer Preisstützung unterbewertet, wenn nicht die Weltmarktpreise den Berechnungen zugrunde liegen, die sich tatsächlich einstellen (vgl. TANGERMANN 2005: 17). In ähnlicher Weise ist auch zu erklären, weshalb die OECD bei der Quantifizierung der Marktpreisstützung die Angebotsmenge konstant und auf dem Niveau in der Situation mit Politik hält. Jede Angebotsmenge, die in Abbildung 2.1 kleiner als $q^{S,MPS}$ ist, würde den *policy effort* eines Landes nicht vollständig widerspiegeln.

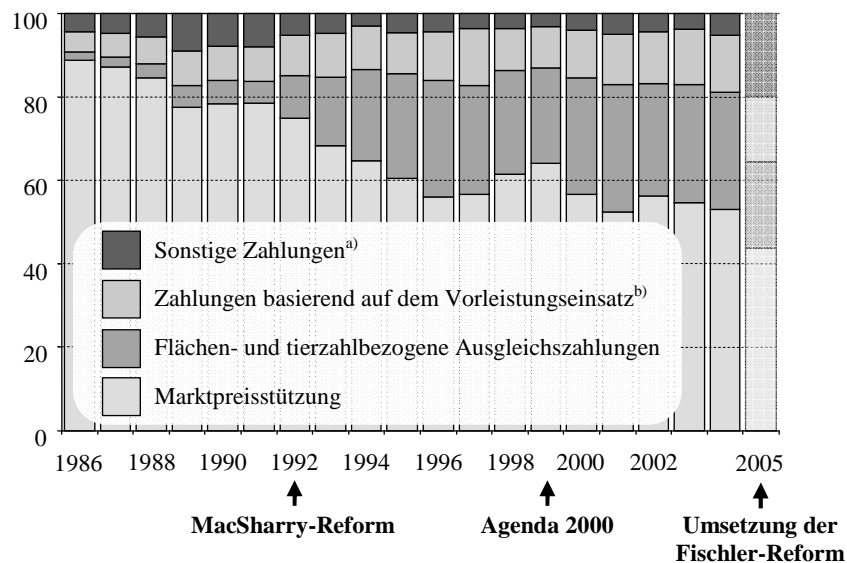
Die Beiträge von TANGERMANN (2005; 2006) stellen somit klar, dass die OECD bei einer Marktpreisstützung bewusst darum bemüht ist, die Fläche *UMCA* in Abbildung 2.1 zu ermitteln. Demnach werden nicht die Wohlfahrtswirkungen gemessen, sondern der finanzielle Aufwand, eine solche Politik durchzuführen. In Anbetracht dessen erscheint die Kritik von OSKAM und MEESTER (2006) in dem Zusammenhang unzutreffend, da sie den Zweck, den das PSE erfüllen soll, unberücksichtigt lässt (vgl. TANGERMANN 2006: 146f). Gleichzeitig zeigt die Diskussion aber auch, wie wichtig eine vorsichtige und sorgfältige Interpretation der von der OECD erhobenen Indikatoren ist. Letztere sollen nachstehend dazu dienen, die Zusammensetzung der EU-Agrarstützung und das Ausmaß der Protektion auf einzelnen Märkten kurz zu skizzieren²⁰. Wie später in den Kapiteln 4 und 5 der vorliegenden Arbeit dargestellt wird, bietet sich daraus die Möglichkeit, regionale Verteilungs- und Umverteilungseffekte von Politiken empirisch zu analysieren.

Die Bedeutung einzelner Instrumente seit dem Jahr 1986 an der gesamten Agrarstützung der EU ist in Abbildung 2.3 ausgewiesen. Dabei lassen sich die in Abschnitt 2.1 geschilderten Entwicklungen teilweise deutlich wiedererkennen. Im Hinblick auf den Anteil der Markt-

²⁰ Es sei hier auf die Arbeit von HARSCH (2007) hingewiesen, in welcher sich ein umfassender Überblick zur Entwicklung der EU-Agrarstützung mit Hilfe des Datenmaterials der OECD findet.

preisstützung ist ein rückläufiger Trend zu beobachten. Während das Instrument bis zur MacSharry-Reform im Jahr 1992 noch mehr als drei Viertel der agrarpolitischen Begünstigung an die Landwirtschaft ausmachte, waren es zum Ende der 1990er Jahre weniger als zwei Drittel. Dagegen ist es durch die MacSharry-Reform zu einem Ausbau der flächen- und tierzahlbezogenen Zahlungen gekommen. Ihr Anteil lag seit Mitte der 1990er Jahre bis zum Jahr 2004 bei etwa 25 Prozent. Mit der Umsetzung der Fischler-Reform im Jahr 2005 ist der Anteil derartiger Zahlungen wieder zurückgegangen.

Abbildung 2.3: Zusammensetzung der EU-Agrarstützung (PSE), 1986-2005 in Prozent^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Die sonstigen Zahlungen umfassen hier Zahlungen basierend auf der Produktionsmenge, Zahlungen aufgrund von historischen Ansprüchen und Zahlungen auf der Basis des Betriebseinkommens sowie die sonstigen Zahlungen (vgl. die Kategorien B, D, G und H der PSE-Klassifikation aus dem Jahr 1998 in Anhang 1). ^{b)} Darunter sind Zahlungen für den Einsatz oder den Verzicht bestimmter Vorleistungen zusammengefasst (vgl. die Kategorien e und f in Anhang 1)

Quelle: Eigene Berechnungen aus den Statistiken der OECD (2005c, 2006) und in Anlehnung an HANSEN (2006).

Die flächen- und tierzahlbezogenen Zahlungen wurden durch produktionsunabhängige Zahlungen, die auf historischen Ansprüchen beruhen, ersetzt (vgl. Abschnitt 2.1). Letztere sind in Abbildung 2.3 in den „Sonstigen Zahlungen“ enthalten, deren Anteil vom Jahr 2004 auf das Jahr 2005 um fast 15 Prozentpunkte angestiegen ist. Es ist zu erwarten, dass dieser Anteil im Folgejahr weiter zugenommen hat und auch künftig zunehmen wird. Einerseits, weil in zahlreichen Mitgliedstaaten der EU, wie Finnland, Frankreich oder Spanien, die Beschlüsse der Fischler-Reform erst im Jahr 2006 umgesetzt wurden (vgl. OECD 2007: 161ff). Andererseits deuten die gegenwärtigen Vorschläge der EU-Kommission darauf hin, dass sich das Gewicht der agrarpolitischen Begünstigung noch stärker auf produktionsunabhängige Zahlungen verlagert. Schließlich geht aus der Abbildung 2.3 hervor, dass die Instrumente, die auf dem Vorleistungseinsatz basieren, einen immer größeren Raum einnehmen. Sie umfassen unter ande-

rem Agrarumweltprogramme und Investitionsbeihilfen für Landwirte (vgl. OECD 2008: 11ff) und damit Maßnahmen aus der 2. Säule der EU-Agrarpolitik. Der Anteil dieser Instrumente wuchs von etwa fünf Prozent im Jahr 1986 auf etwa 15 Prozent im Jahr 2005 an.

Generell zeigt die Abbildung 2.3, dass es seit den 1990er Jahren zu erheblichen Veränderungen in der Zusammensetzung der EU-Agrarstützung gekommen ist. Dessen ungeachtet belief sich bis zum Jahr 2004 der Anteil der Marktpreisstützung allerdings noch immer auf mehr als 50 Prozent. Werden dazu die flächen- und tierzahlbezogenen Zahlungen addiert, dann war der Anteil der Agrarstützung, welcher auf die Erzeugung bestimmter Produkte ausgerichtet war, in der Vergangenheit durchgehend größer als 80 Prozent. Das ist der Zeitraum, auf den sich die empirischen Analysen der vorliegenden Arbeit konzentrieren. Das Jahr 2005 konnte nicht mit berücksichtigt werden, weil zahlreiche für die Berechnungen notwendige Daten (noch) nicht verfügbar waren. In den theoretischen Überlegungen zu Beginn eines jeden Kapitels wird allerdings versucht, für die jeweils untersuchte Fragestellung auch Aussagen zu den möglichen Wirkungen produktionsunabhängiger Zahlungen abzuleiten.

2.3 Agrarstützung auf ausgewählten landwirtschaftlichen Märkten der EU

Abschließend soll das Niveau der Agrarstützung auf wichtigen landwirtschaftlichen Märkten der EU näher analysiert werden. Dazu ist in Tabelle 2.1 zunächst das *Percentage PSE* aufgeführt. Es zeigt, dass der Anteil der Agrarstützung an den landwirtschaftlichen Erlösen im Durchschnitt der Jahre 1986 bis 1988 bei über 50 Prozent lag. Lediglich für Schweinefleisch ist mit 12,5 Prozent eine Ausnahme zu beobachten. Wird der Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 dem gegenübergestellt, so ist auf fünf der untersuchten Produktmärkte das *Percentage PSE* gesunken. Für Rind- und Schweinefleisch sind dagegen die Werte angestiegen, für Zuckerrüben ist keine Änderung zu beobachten. Der deutliche Zuwachs im *Percentage PSE* bei Rindfleisch kann hauptsächlich mit der Ausweitung der produktionsabhängigen Zahlungen erklärt werden. In der Gleichung (2.6) zur Berechnung des *Percentage PSEs* kommt es demzufolge zu einer gleichmäßigen Erhöhung des Zählers und des Nenners um PP^i . Da der Zähler immer kleiner ist als der Nenner, vergrößert sich der Quotient bzw. das *Percentage PSE*.

Außerdem sind in der Tabelle 2.1 der prozentuale Anteil der Marktpreisstützung am PSE sowie der nominale Protektionskoeffizient dargestellt, welcher als Quotient aus Inlands- und Weltmarktpreis definiert ist (vgl. HERRMANN 1993: 862f). Sie verdeutlichen, wie sehr sich auf einigen Produktmärkten die Instrumente der EU-Agrarstützung gewandelt haben. Der prozentuale Anteil der Marktpreisstützung betrug im Durchschnitt der Jahre 1986 bis 1988 fast aus-

nahmslos über 80 Prozent, nur für Schaffleisch war der Anteil mit etwa 65 Prozent niedriger. Da für Raps ein solches Instrument nicht existierte, ergibt sich hier ein Anteil von Null Prozent. Im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2002 hat sich insbesondere für Getreide, aber ebenso für Rind- und Schaffleisch der Anteil der Marktpreisstützung erheblich reduziert. Diese Märkte waren, wie in Abschnitt 2.1 bereits aufgeführt, von den Agrarreformen der Jahre 1992 und 1999 vornehmlich betroffen. Auf den Märkten für Zucker und Milch hat der Anteil der Marktpreisstützung vergleichsweise geringfügig abgenommen, für Schweinefleisch blieb er nahezu identisch.

Tabelle 2.1: Ausmaß der EU-Agrarstützung für einzelne landwirtschaftliche Erzeugnisse und Preistransmissionselastizitäten zwischen Weltmarkt und Erzeugerstufe^{a)}

	Weizen	Anderes Getreide	Raps	Zucker- rüben	Rind- fleisch	Milch	Schweine- fleisch	Schaf- fleisch
<i>Percentage PSE</i>								
1986-88	50,9	54,4	58,6	60,2	54,9	69,6	12,5	69,7
2002-04	43,0	45,8	35,8	60,2	72,6	39,1	23,8	52,2
Prozentualer Anteil der Marktpreisstützung am PSE ($(p_{eu} - p_w) q_{eu} / PSE$)								
1986-88	89,1	93,6	0,0	96,0	86,0	95,2	83,2	64,9
2002-04	4,3	13,9	0,0	92,3	49,5	86,6	83,2	32,7
Nominaler Protektionskoeffizient (p_{eu} / p_w) ^{b)}								
1986-88	2,13	2,28	1,00	3,29	2,21	4,40	1,38	2,84
2002-04	1,03	1,11	1,00	2,91	2,36	1,60	1,27	1,38

Ergebnisse des bivariaten Schätzansatzes zur Ermittlung der Preistransmissionselastizitäten (ϵ), 1986-2004 ^{c)}								
ϵ	0,013 (0,877)	0,055 (0,422)	1,000	-0,001 (0,970)	0,165 (0,003)	0,090 (0,003)	0,529 (0,000)	0,202 (0,063)
F-Statistik	65,623 (0,000)	67,386 (0,000)		0,001 (0,970)	11,941 (0,003)	17,704 (0,000)	56,149 (0,000)	13,920 (0,000)
AR(1)-Term ^{d)}	ja	ja		nein	nein	ja	nein	ja
DW-Statistik	2,149	1,478		1,951	1,741	1,289	1,690	1,723

Anmerkungen: ^{a)} Für die Jahre 1986 bis 1988 beziehen sich die Angaben auf die EU-12, für die Jahre 2002 bis 2004 auf die EU-15 bzw. EU-25. ^{b)} Die Werte ergeben sich aus der Division der Erzeugerpreise innerhalb der EU und den von der OECD approximierten Weltmarktpreisen. Auf dem Rapsmarkt existierten bis zum Jahr 1991 verschiedene binnenwirtschaftliche Regelungen, welche die Erzeuger begünstigten (vgl. WÖHLKEN 1991). Da keine außenwirtschaftlichen Regelungen existierten, lag der relevante Erzeugerpreis allerdings auf dem Niveau des Weltmarktpreises. Mit der Einführung der flächenbezogenen Zahlungen auf dem Rapsmarkt wurden die bisherigen Beihilfen abgeschafft. ^{c)} Die Schätzungen erfolgten mit Konstante (vgl. Gleichung 2.8). P-Werte sind in Klammern, wobei eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau fett gedruckt ist. ^{d)} Der Durbin/Watson-Test deutete bei vier der acht Schätzungen auf Autokorrelation hin. In den Fällen wurde das Cochrane/Orcutt-Verfahren angewendet und ein autoregressiver Fehlerprozess erster Ordnung (AR(1)) in die ursprüngliche Regressionsgleichung eingefügt (vgl. RAMANATHAN 2002: 392ff). Nach dieser Prozedur konnte keine Autokorrelation mehr festgestellt werden.

Quelle: OECD (2005b) und HANSEN (2007).

Der nominale Protektionskoeffizient ist in dem betrachteten Zeitraum auf allen Produktmärkten, außer für Rindfleisch und Raps, gesunken. Interessanterweise hat sich für Rindfleisch der Anteil der Marktpreisstützung am PSE dennoch annähernd halbiert (vgl. Tabelle 2.1). Es ist damit zu begründen, dass auf diesem Markt die produktionsabhängigen Zahlungen beträcht-

lich ausgeweitet wurden. Für Milch ist der starke Rückgang des nominalen Protektionskoeffizienten von 4,40 auf 1,60 darauf zurückzuführen, dass die Weltmarktpreise im Zeitablauf sehr viel stärker angestiegen sind als es auf dem EU-Markt der Fall war²¹. Anders verhält es sich für Weizen und für die Kategorie „Anderes Getreide“, wo der Rückgang von 2,13 auf 1,03 bzw. von 2,28 auf 1,11 überwiegend auf der reformbedingten Senkung der Inlandspreise basiert²². Der höchste nominale Protektionskoeffizient im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 ist mit 2,91 bei Zuckerrüben festzustellen. Dieses ist ein Indikator für den hohen außenwirtschaftlichen Schutz der EU, welcher auf diesem Markt existierte. Als Folge der Zuckermarktreform aus dem Jahr 2006 ist zukünftig aber eine Abnahme des nominalen Protektionskoeffizienten zu vermuten.

Um die Preisbeziehungen der vergangenen Jahre zwischen dem EU- und dem Weltmarkt zu veranschaulichen, sind im unteren Teil der Tabelle 2.1 Preistransmissionselastizitäten für die untersuchten Produktmärkte ausgewiesen. Sie geben an, in welchem Ausmaß Veränderungen des jeweiligen Weltmarktpreises (p_w) auf den EU-Inlandsmarkt (p_{eu}) übertragen werden. Die Preistransmissionselastizität (ε) für ein Produkt i lässt sich nach WEIß (1995: 98) algebraisch schreiben als:

$$(2.7) \quad \varepsilon^i = \frac{d p_{eu}^i}{p_{eu}^i} \bigg/ \frac{d p_w^i}{p_w^i}.$$

Im Zähler der Gleichung steht die relative Preisänderung auf dem Inlandsmarkt, im Nenner jene auf dem Weltmarkt. Zur Messung der Preistransmissionselastizität wird in dieser Arbeit in Anlehnung an MONKE und PETZEL (1984: 482) von dem folgenden Regressionsmodell ausgegangen²³:

$$(2.8) \quad \ln p_{eu}^i = \beta_1 + \beta_2 - \ln p_w^i + u.$$

Der Regressionskoeffizient β_1 beinhaltet die so genannten Transferkosten und damit unter anderem solche Kosten, die für den Transport des Produktes anfallen (vgl. RAPSOMANIKIS, HALLAM und CONFORTI 2003: 54). Der Regressionskoeffizient β_2 gibt durch die doppellogarithmische Form der Gleichung (2.8) direkt die Preistransmissionselastizität an. Bestehen

²¹ Der Weltmarktpreis für Milch ist im Zeitraum von 1986 bis 2004 jährlich um 6,82 Euro je Tonne angestiegen, der entsprechende EU-Inlandspreis um 1,64 Euro (eigene Trendberechnungen auf der Basis von OECD 2005c).

²² Hinsichtlich der Entwicklung des Weltmarktpreises für Weizen besteht im Zeitraum von 1986 bis 2004 kein signifikanter Trend auf dem 5-Prozent-Niveau. Dagegen hat sich der entsprechende EU-Inlandspreis um 5,04 Euro jährlich verringert. Für anderes Getreide ist der Weltmarktpreis jährlich um 1,68 Euro angestiegen, der EU-Inlandspreis um 3,97 Euro gefallen (eigene Trendberechnungen auf der Basis von OECD 2005c).

²³ Einen Literaturüberblick zu den Ursachen asymmetrischer Preistransmissionen und den Konzepten zur Messung dieser findet sich in dem Beitrag von MEYER und VON CRAMON-TAUBADEL (2004).

keine Handelshemmnisse und liegt vollkommener Wettbewerb vor, dann ist eine Preistransmissionselastizität von Eins zu erwarten. Im Falle außenwirtschaftlicher Regelungen ist je nach deren konkreter Ausgestaltung eine Preistransmissionselastizität von kleiner Eins denkbar. Ist der Wert Null, dann sind die Preisreihen von p_{EU} und p_w unabhängig voneinander, d.h. Änderungen des Weltmarktpreises haben keinen Einfluss auf den Inlandspreis (vgl. MONKE und PETZEL 1984: 482; WEIB 1995: 121).

Bevor die Ergebnisse in Tabelle 2.1 weiter erläutert werden, sind einige Vorbemerkungen notwendig. Bei der Schätzung von Gleichung (2.8) mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate ist zu beachten, dass von stationären Zeitreihen ausgegangen wird. Ist diese Bedingung nicht erfüllt, kann es zu Scheinkorrelationen und verzerrten Ergebnissen kommen (vgl. WOOLDRIDGE 2003: 613f). Sofern die beiden Zeitreihen die Integrationsordnung $I(1)^{24}$ besitzen, wäre es möglich, das Problem durch die Bildung der ersten Differenzen zu umgehen (vgl. ebenda: 615; FRENKEL, FUNKE und KOSKE 2003b: 735). Allerdings können bei einem derartigen Vorgehen langfristige Zusammenhänge zwischen den Daten nicht mehr abgebildet werden (vgl. KENNEDY 1998: 269). Vor diesem Hintergrund entwickelten ENGLE und GRANGER (1987) ein Verfahren, welches die Schätzung des in Gleichung (2.8) aufgeführten Regressionsmodells ohne Informationsverlust erlaubt. Voraussetzung dafür ist, dass die untersuchten Variablen kointegriert sind, d.h. erstens dieselbe Integrationsordnung $I(d)$ haben und zweitens durch eine Linearkombination z (wobei $z = p_{EU} - \beta p_w$) mit der Integrationsordnung $I(d-1)$ ausgedrückt werden können (vgl. ebenda 1987: 253).

Für die Bestimmung der Integrationsordnung der beiden Zeitreihen soll zum einen der erweiterte Dickey/Fuller-Test (ADF-Test, vgl. DICKEY und FULLER 1981) herangezogen werden. Dieser zählt zu den am weitesten verbreiteten Verfahren, um Stationaritätseigenschaften zu überprüfen. Häufig wird in der Literatur jedoch bemängelt, dass dessen Teststärke²⁵ vergleichsweise gering ist (vgl. WANG und TOMEK 2007: 875). Auch KWIATKOWSKI et al. (1992: 159f) betonen die Tendenz des ADF-Tests, die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel nicht abzulehnen. Die Autoren schlagen aus dem Grund ein anderes Testverfahren vor (KPSS-Test), welches hier ergänzend zum ADF-Test Anwendung findet. Die Statistiken der beiden Tests sind in der Tabelle von Anhang 2 ausgewiesen. Den Berechnungen liegen jährliche Preisdaten für den Zeitraum von 1986 bis 2004 zugrunde. In Einklang mit der erwähnten Kritik lehnt der ADF-Test für alle Zeitreihen, außer für den Weltmarktpreis des anderen Ge-

²⁴ Die Integrationsordnung $I(d)$ gibt an, wie häufig (d -fach) eine Zeitreihe differenziert werden muss, damit sie die Eigenschaft der Stationarität annimmt (RAMANATHAN 2002: 518).

²⁵ Beschreibt $P(I)$ die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers zweiter Art, d.h. H_0 wird nicht abgelehnt, obwohl diese falsch ist, dann ist die Teststärke definiert als $1 - P(I)$ (RAMANATHAN 2002: 52).

treides, die Nullhypothese nicht ab. Ebenfalls zeigt sich, dass einige Zeitreihen erst nach mehrmaligem Differenzieren die Stationaritätseigenschaft aufweisen. Dem ADF-Test folgend, besitzen nur bei Schaffleisch die Zeitreihen der Inlands- und Weltmarktpreise die gleiche Integrationsordnung ($I(3)$). Die entsprechenden Preise auf den anderen Produktmärkten sind damit nicht kointegriert. Aus dem KPSS-Test geht dagegen hervor, dass neben dem Weltmarktpreis des anderen Getreides noch weitere Zeitreihen die Stationaritätseigenschaft besitzen. Dieselbe Integrationsordnung besitzen aber nur die Zeitreihen der Preise für Zuckerrüben sowie für Milch.

Die dargestellten Berechnungen lassen keine eindeutigen Aussagen zu. Vielmehr bestätigen sie die Schlussfolgerungen des Beitrags von WANG und TOMEK (2007: 886) zu Einheitswurzeltests in Produktpreisen. Darin wird bemerkt, dass die Ergebnisse entscheidend vom jeweiligen Testverfahren abhängen. Außerdem ist im vorliegenden Fall die Teststärke aufgrund der relativ kurzen Periode (19 Jahre) bereits von vornherein nicht hoch (vgl. DICKEY und FULLER 1979: 430). Prinzipiell könnte die Anzahl der Beobachtungen durch die Verwendung beispielsweise monatlicher Daten oder durch die Einbeziehung der Jahre vor 1986 erhöht werden²⁶. In Anbetracht der andersartigen Schwerpunktsetzung dieser Arbeit wurde eine solche Maßnahme aber nicht weiter verfolgt. Schließlich sei noch ein grundsätzlicher Aspekt im Hinblick auf Einheitswurzeltests bei Produktpreisen angesprochen. So führen WANG und TOMEK (2007: 873) an, dass sich aus der Preistheorie keine zwingenden Gründe dafür ableiten lassen, weshalb jene Zeitreihen nicht stationär sein sollten. In ihrer Argumentation schreiben die Autoren „*Succinctly, this arises from the biological nature of commodity production and storage and the costs of arbitrage*“ (vgl. ebenda).

Aufgrund der oben genannten Vorbehalte gegenüber Einheitswurzeltests für die hier verwendeten Zeitreihen, wird an einer Kleinst-Quadrat-Schätzung des univariaten Regressionsmodells in Gleichung (2.8) festgehalten. Es soll zumindest eine grobe Annäherung darüber liefern, in welchem Bereich sich die Preistransmissionselastizitäten auf den untersuchten Produktmärkten im Durchschnitt der Jahre 1986 bis 2004 bewegt haben und wie stark sie sich voneinander unterscheiden. Aus Tabelle 2.1 wird deutlich, dass bei Weizen, dem anderen Getreide, Zuckerrüben und Milch keine bzw. nur eine sehr schwache Beziehung zwischen dem Weltmarktpreis und dem Inlandspreis der EU besteht. Die niedrigen Preistransmissionselastizitäten lassen sich unter anderem darauf zurückführen, dass bis zur Mitte des Jahres

²⁶ Nach PERRON (1991) hat die Länge des betrachteten Zeitraumes eine sehr viel größere Bedeutung für die Teststärke eines Einheitswurzeltests als die Frequenz der Beobachtungen innerhalb desselben (jährlich, monatlich, wöchentlich etc.).

1995 auf diesen Märkten ein Außenhandelsschutz in Form variabler Abschöpfungen existierte (vgl. KOESTER 1992: 320ff; 2001:328ff). Dadurch wurden Schwankungen der Weltmarktpreise nicht auf den Inlandsmarkt übertragen.

Durch die Vereinbarungen im Rahmen der Uruguay-Runde mussten die variablen Abschöpfungen zwar in Zölle umgewandelt werden, doch lagen sie größtenteils auf einem Niveau, welches der EU weiterhin einen hohen Außenschutz gegenüber Einfuhren von Drittländern gewährte (vgl. INGO 1995: 27ff; TANGERMANN 1998: 447). Zudem führte die EU einige Sonderregelungen (*Special Safeguards*) ein, die beispielsweise bei sehr niedrigen Weltmarktpreisen galten (vgl. INGO 1995: 28). Auf dem Getreidemarkt wurde ein Mindesteinfuhrpreis von 155 Prozent des Interventionspreises festgelegt, was dem bisherigen variablen Abschöpfungssystem recht ähnlich war (vgl. THOMPSON, GOHOUT und HERRMANN 2002: 7). Die Preisbeziehungen zwischen dem Weltmarkt und dem Inland sind auf den Märkten für Rind-, Schaf- und Schweinefleisch enger als bei Getreide, Zuckerrüben und Milch. Es deutet auf zum Teil andere Instrumente im Außenhandel hin. So diagnostiziert WÖHLKEN (1991: 282) dem Rindfleischmarkt ein höheres „Maß an Weltoffenheit“, da dort die variablen Abschöpfungen nur eingeschränkt und zusätzlich zu anderen Instrumenten wie Wertzöllen eingesetzt wurden. Auf dem Schweinemarkt ist die Preistransmissionselastizität mit 0,529 vergleichsweise hoch. Bereits das niedrige *Percentage PSE* hatte darauf hingewiesen, dass die Protektion auf diesem Markt von allen untersuchten am geringsten war. Die Preistransmissionselastizität auf dem Rapsmarkt ist hingegen Eins, da hier kein Außenhandelsschutz besteht.

Zusammenfassend geht damit aus der Tabelle 2.1 hervor, dass die agrarpolitische Begünstigung auf den für die Landwirtschaft wichtigen Märkten recht ausgeprägt ist. Das *Percentage PSE* macht deutlich, welche große Bedeutung die Agrarstützung an den Erlösen hat. Die anderen aufgeführten Indikatoren haben gezeigt, dass sich die Art der Begünstigung mitunter erheblich zwischen den Märkten unterscheidet. Mit Ausnahme von Zuckerrüben weisen dabei die betrachteten pflanzlichen Märkte einen geringeren Anteil der Marktpreisstützung auf als die tierischen Märkte. Die Preisbeziehungen zwischen dem Weltmarkt und dem EU-Markt erwiesen sich als relativ schwach. Lediglich für Raps werden Schwankungen des Weltmarktpreises gänzlich auf den EU-Markt übertragen. Einschränkend ist zu bemerken, dass die Angaben in der Tabelle 2.1 noch nicht die Auswirkungen der jüngsten Agrarreform enthalten. Es ist diesbezüglich von einer weiteren Senkung der Marktpreisstützung auszugehen. Kommt es ebenfalls zu einem weiteren Abbau des Außenhandelsschutzes, ist eine Zunahme der Preistransmissionselastizität zu erwarten. Auch das produktspezifische *Percentage PSE* wird sich infolge der Ausweitung produktionsunabhängiger Zahlungen verringern.

3 EU-Agrarreformen und Faktoreinsatzmengen in der Landwirtschaft

Die Ausführungen in Kapitel 2 haben deutlich gemacht, dass der überwiegende Teil der EU-Agrarstützung in der Vergangenheit auf bestimmte landwirtschaftliche Erzeugnisse ausgerichtet war. Wie in Abschnitt 2.2 aufgezeigt, entstehen dadurch direkte Produktionsanreize. Gleichzeitig können Änderungen der Wertgrenzproduktivitäten bei einzelnen Produktionsverfahren aber auch Auswirkungen auf die optimale Einsatzmenge der Faktoren haben, welche nachfolgend näher analysiert werden sollen. Insbesondere wird dabei versucht, Unterschiede zwischen der Marktpreisstützung und produktionsabhängigen Zahlungen herauszuarbeiten. Dieses erfolgt zunächst theoretisch und anhand alternativer Grenzproduktivitäten und Kostensituationen. Daran anschließend werden aus der Regionalen Landwirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder (R-LGR) durchschnittliche Faktoreinsatzmengen für Deutschland mit Hilfe des Maximum-Entropie-Ansatzes geschätzt. Deren Entwicklungen werden beispielhaft für die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion im Zeitraum von 1991 bis 2004 abgebildet, und es wird geprüft, ob sich als Folge der EU-Agrarreformen in den 1990er Jahren mögliche Änderungen beobachten lassen. In einem letzten Abschnitt des Kapitels wird dargestellt, auf welche Weise das zugrunde liegende Modell erweitert werden kann, um Aussagen zur effektiven Protektion bestimmter Sektoren abzuleiten.

3.1 Theoretische Überlegungen zur optimalen Faktoreinsatzmenge bei alternativen agrarpolitischen Instrumenten

Zu Beginn der theoretischen Analyse ist anzumerken, dass der Annahme zum konkreten Verlauf der Produktionsfunktion eine entscheidende Bedeutung im Hinblick auf die Ergebnisse zukommt. Dabei sind zwei grundsätzliche Formen zu unterscheiden. Eine Leontief- bzw. Liebig-Produktionsfunktion geht bei einer zunehmenden Faktoreinsatzmenge von konstanten Grenzproduktivitäten bis zu einem Maximum aus. Die Faktoreinsatzmenge verändert sich danach bei Variation des Produktpreises nicht. Demgegenüber steht das Gesetz vom abnehmenden Ertragszuwachs, welches sich in der neoklassischen Produktionsfunktion widerspiegelt. Sinkende Produktpreise führen in dem Fall zu einer Abnahme der Faktoreinsatzmenge. Lineare Produktionsbeziehungen auf aggregierter Ebene würden vollkommen homogene Ertragspotentiale und Standortfaktoren voraussetzen (vgl. KUHLMANN 1992: 226). Da diesbezüglich zwischen einzelnen Regionen von einer großen Heterogenität ausgegangen werden kann, soll für den Agrarsektor eine neoklassische Produktionsfunktion unterstellt werden (vgl. KOESTER et al. 1994: 148). Abbildung 3.1 zeigt die Erlösfunktion, welche sich aus der Multiplikation der neoklassischen Produktionsfunktion mit dem jeweiligen Produktpreis p ergibt.

Die Kostengerade, als Summe aus variablen und fixen Kosten, ist mit K bezeichnet und stellt zwei unterschiedliche produktionstechnische Bedingungen dar. Zur Berücksichtigung der großen Varianz, welche Regionen hinsichtlich natürlicher Faktoren (Niederschlag, Höhenlage, Bodenklasse etc.) und der Betriebsstruktur (Betriebsgröße, Schlaggröße, Stallplätze etc.) aufweisen, werden vier Regionstypen klassifiziert. Unterscheidungsmerkmale sind zum einen die Grenzproduktivitäten und zum anderen die fixen bzw. produktionsunabhängigen Kosten²⁷:

- Region A: hohe Grenzproduktivität, geringe produktionsunabhängige Kosten,
- Region B: hohe Grenzproduktivität, hohe produktionsunabhängige Kosten,
- Region C: geringe Grenzproduktivität, geringe produktionsunabhängige Kosten und
- Region D: geringe Grenzproduktivität, hohe produktionsunabhängige Kosten.

Im linken Teil von Abbildung 3.1 werden relativ hohe Grenzproduktivitäten unterstellt, im rechten hingegen relativ geringe. Zudem sind in jedem Schaubild zwei verschiedene lineare Verläufe der Gesamtkosten eingezeichnet. K_h steht für ein hohes Kostenniveau und K_g für ein geringes. Die optimale Faktoreinsatzmenge, unter der Annahme der Gewinnmaximierung, lässt sich über den Tangentialpunkt einer Parallelen zur Kostengeraden mit der Erlösfunktion herleiten. Die Regionen mit hohen Grenzproduktivitäten weisen dabei eine höhere Faktoreinsatzmenge auf als diejenigen mit geringen Grenzproduktivitäten. Das ungleiche Niveau der Gesamtkosten beeinflusst nicht den optimalen Faktoreinsatz, bestimmt aber die Höhe des Gewinns. Letzterer ist in den vier verschiedenen Regionstypen G_A , G_B , G_C bzw. G_D .

Führen agrarmarktpolitische Reformen zu einem Abbau der inländischen Preisstützung bei einzelnen landwirtschaftlichen Erzeugnissen, verringern sich die Wertgrenzproduktivitäten bzw. die monetären Grenzproduktivitäten, und die Erlösfunktion dreht sich nach unten (vgl. Abbildung 3.1a). Hieraus ergibt sich ein neuer, im Vergleich zur vorherigen Situation reduzierter Faktoreinsatz. Ebenfalls verringert sich durch die Preissenkung die Höhe des Gewinns²⁸. In Abbildung 3.1 wird in der Region D, mit geringen Grenzproduktivitäten und hohen Gesamtkosten (K_h), keine Kostendeckung mehr erreicht. Es ist zu erwarten, dass dort eine Aufgabe der Produktion erfolgt.

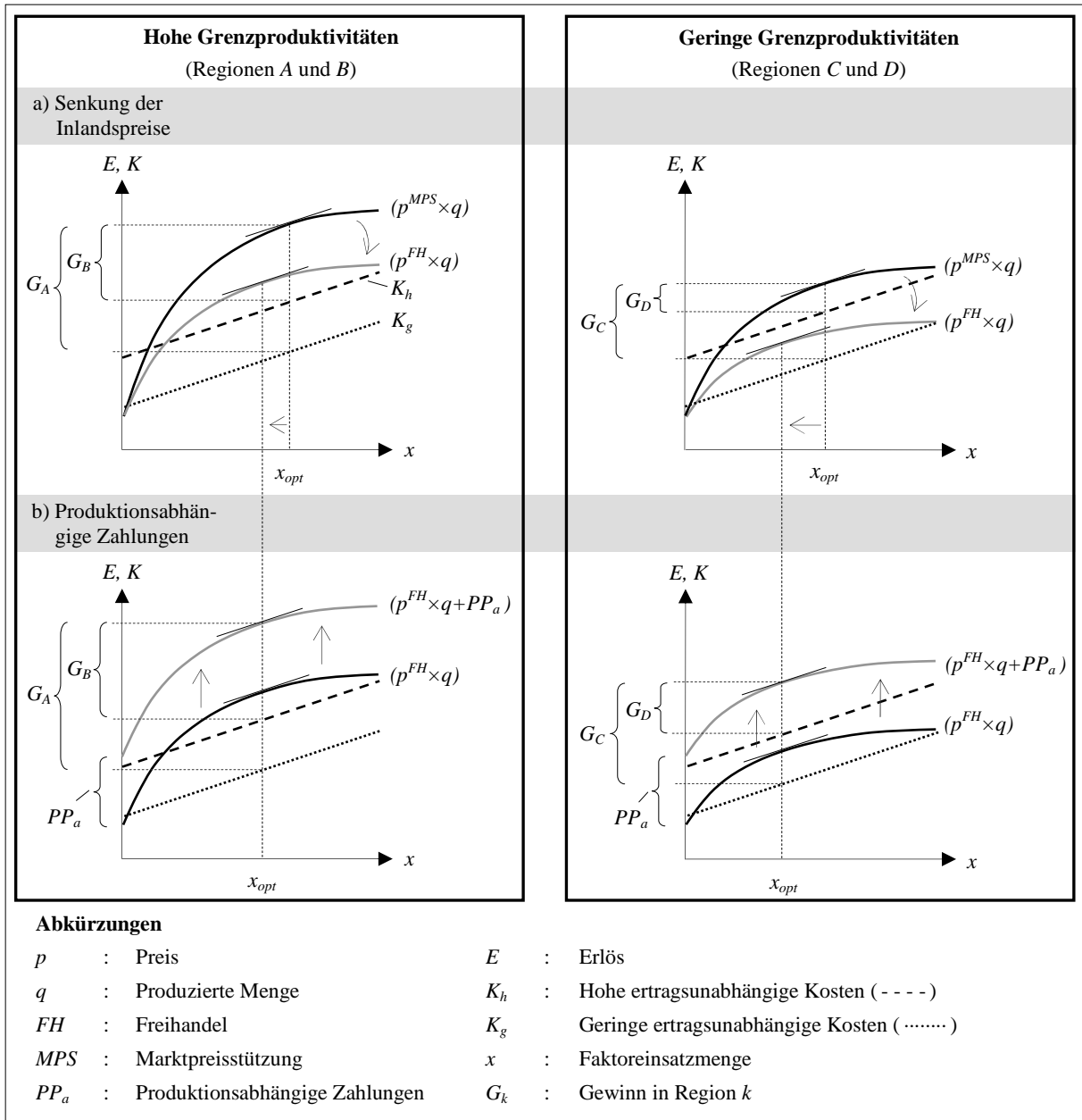
Erhalten die landwirtschaftlichen Erzeuger für die Preissenkung eine Kompensation in Form produktionsabhängiger Zahlungen (PP_a), kommt es zu einer Anhebung der Erlösfunktion um diesen Betrag, d.h. $p^{FH} \times q + PP_a$ (vgl. Abbildung 3.1b). *Ceteris paribus* bleiben die Wert-

²⁷ Es wird unterstellt, dass die Gesamtkosten lediglich bezüglich ihrer produktionsunabhängigen Komponente zwischen verschiedenen Regionen variieren, d.h. die variablen Kosten identisch sind.

²⁸ Aus Gründen der Übersichtlichkeit ist der Gewinn in der neuen Situation in Abbildung 3.1 nicht eingetragen.

grenzproduktivitäten und somit auch der Faktoreinsatz unverändert. Dabei wird unterstellt, dass sich die Höhe der produktionsabhängigen Zahlung nicht nach der erzeugten Menge richtet. Der Erhalt der Zahlung soll ausschließlich durch die Produktion des entsprechenden Erzeugnisses (beispielsweise Getreide) bestimmt werden. Durch die Erhöhung des Gewinns steigt die relative Vorzüglichkeit der Produktionsverfahren, welche produktionsabhängige Zahlungen erhalten. Ebenfalls ist anzumerken, dass hier keine äquivalenten Politiken im Hinblick auf das landwirtschaftliche Einkommen gegenübergestellt werden. Es geht allein darum, die Unterschiede im Niveau der optimalen Faktoreinsatzmenge zwischen der Marktpreisstützung und der produktionsabhängigen bzw. produktionsunabhängigen Zahlung aufzuzeigen.

Abbildung 3.1: Effekte agrarmarktpolitischer Instrumente auf die Faktoreinsatzmenge



Quelle: Eigene Darstellung.

In Abbildung 3.1 führt die Einführung produktionsabhängiger Zahlungen in allen vier Regionen zu höheren Gewinnen als bei einer Preisstützung. Die landwirtschaftlichen Erzeuger werden demnach für die Senkung der Marktpreise überkompensiert. Durch eine Umwandlung der produktionsabhängigen Zahlung in eine produktionsunabhängige wird die politikinduzierte Begünstigung einzelner Produktionsverfahren aufgehoben. Lediglich die Marktpreise dürfen fortan zur Berechnung des Gewinns herangezogen werden. Für diese Situation ist die relevante Erlösfunktion $p^{FH} \times q$ in Abbildung 3.1.

In Gleichungsform lassen sich die oben beschriebenen Zusammenhänge wie folgt darstellen. Bezeichnet r den Preis des variablen Faktors und wird von fixen Kosten abstrahiert, dann ist der Gewinn (G) definiert als:

$$(3.1) \quad G = (p^{MPS} \times q) - (r \times x).$$

Die optimale Faktoreinsatzmenge kann durch partielles Differenzieren nach x bestimmt werden (vgl. STEINHAUSER, LANGBEHN und PETERS 1992: 97). Es ergibt sich:

$$(3.2) \quad \frac{\partial G}{\partial x} = \frac{\partial q}{\partial x} p^{MPS} - r.$$

Die linke Seite der Gleichung steht für den Grenzgewinn des Faktoreinsatzes x . Der Minuend auf der rechten Seite ist dessen Wertgrenzproduktivität. Sie errechnet sich aus der Multiplikation der Grenzproduktivität ($\partial q / \partial x$) mit dem Marktpreis (p^{MPS}). Der Grenzgewinn ist im Optimum Null, so dass gilt:

$$(3.3) \quad 0 = \frac{\partial q}{\partial x} p^{MPS} - r.$$

Durch Umschreiben ergibt sich für die optimale Faktoreinsatzmenge:

$$(3.3') \quad \frac{\partial q}{\partial x} p^{MPS} = r.$$

Aus der Gleichung (3.3) wird ersichtlich, dass eine Anpassung der EU-Marktpreisstützung *ceteris paribus* einen unmittelbaren Effekt auf die Faktoreinsatzmenge x des variablen Faktors haben muss, da sich die Wertgrenzproduktivität verändert. Letztere ist für jede beliebige Faktoreinsatzmenge x stets größer in der Situation mit Marktpreisstützung als unter Weltmarktbedingungen (für $p^{MPS} > p^{FH}$). Im Falle eines sinkenden Inlandspreises wird das Gleichgewicht zwischen der Wertgrenzproduktivität und dem Faktorpreis gestört. Der Wert der linken Seite in Gleichung (3.3') verringert sich. Das Gleichgewicht lässt sich dadurch wiederherstellen.

len, indem die Faktoreinsatzmenge reduziert wird und somit die Grenzproduktivität ansteigt (vgl. Abbildung 3.1).

Im Falle der Begünstigung der landwirtschaftlichen Erzeuger durch produktionsabhängige Zahlungen ist der Gewinn definiert als:

$$(3.4) \quad G = (p^{FH} \times q) - (r \times x) + PP_a.$$

Da die Höhe der produktionsabhängigen Zahlung weder eine Funktion der Produktionsmenge noch der Faktoreinsatzmenge ist, lautet die Bedingung für die optimalen Faktoreinsatzmenge:

$$(3.5) \quad \frac{\partial q}{\partial x} p^{FH} = r.$$

Die Einführung produktionsabhängiger Zahlungen beeinflusst demnach nicht die optimale Faktoreinsatzmenge. Dasselbe gilt auch für produktionsunabhängige Zahlungen, die nicht in das produktspezifische Gewinnmaximierungskalkül eingehen.

Prinzipiell ergeben sich aus dem Wandel im agrarpolitischen Förderinstrumentarium der EU für alle vier Regionstypen gleichgerichtete Wirkungen auf die optimale Faktoreinsatzmenge. Eine Senkung der Inlandspreise landwirtschaftlicher Erzeugnisse führt zu einem Rückgang der Faktoreinsatzmenge. Dagegen verändern produktionsabhängige und -unabhängige Zahlungen die optimale Faktoreinsatzmenge nicht. Die Agrarreformen der EU haben einen direkten Einfluss auf den Gewinn einzelner Produktionsverfahren. Aufgrund der heterogenen produktionstechnischen Bedingungen zwischen Regionen wird die relative Vorzüglichkeit einzelner Produktionsverfahren in unterschiedlichem Maße beeinflusst. Anpassungsreaktionen hinsichtlich des Umfangs der Erzeugung können daher regional erheblich variieren.

3.2 Beschreibung der Datenbasis

Seit dem Jahr 1991 wird von den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder jährlich die Regionale Landwirtschaftliche Gesamtrechnung (R-LGR) ermittelt. Sie gibt Auskunft über die Produktionswerte ausgewählter Erzeugnisse, die wertmäßige Nachfrage für einzelne Vorleistungen sowie die Bruttowertschöpfung in den Bundesländern. Es lässt sich aus diesen Daten jedoch nicht entnehmen, wie sich die Vorleistungen und auch die Bruttowertschöpfung auf die verschiedenen Produktionsverfahren verteilen. Bevor ein Schätzansatz vorgestellt wird, mit dessen Hilfe es möglich ist, die verfahrensbezogenen Faktoreinsatzmenge zu berechnen, soll im vorliegenden Abschnitt die Datenbasis näher beschrieben werden.

Die R-LGR erfasst die Produktionswerte von 17 Erzeugnissen sowie die monetären Einsatzmengen von 10 Vorleistungsgruppen für den Bereich Landwirtschaft in der Bundesrepublik Deutschland²⁹. Um die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten im Modell zu reduzieren, wurden für die folgende Analyse die ausgewiesenen Daten zu acht Produkt- und sechs Vorleistungskategorien aggregiert. Die Differenz aus dem gesamten Produktionswert und den Vorleistungen ergibt die Bruttowertschöpfung. In der ersten Spalte der Tabelle 3.1 werden die untersuchten Produkt- und Vorleistungskategorien aufgeführt.

Tabelle 3.1: Produktionswerte und Vorleistungseinsatz der Landwirtschaft in Deutschland, 1991 bis 2004^{a)}

	Arithmetisches Mittel (in Mio. Euro)	Anteil (in Prozent)	Jährliches Wachstum ^{b)}
Produktionswerte			
1. Getreide	7087	17,7	1,3
2. Futterpflanzen	5218	13,0	-0,3
3. Sonstige Marktfrüchte	3429	8,6	1,8
4. Sonderkulturen	5114	12,8	2,7
5. Rinder und Kälber	3896	9,7	-3,0
6. Schweine	5062	12,6	1,2
7. Milch	8318	20,8	0,1
8. Sonstige tierische Erzeugnisse	1903	4,8	1,6
<i>Summe (Produktionswerte)</i>	<i>40027</i>	<i>100,0</i>	<i>0,7</i>
Vorleistungen			
1. Spezifische Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion	3568	8,9	0,5
2. Zugekaufte Futtermittel ^{c)}	4917	12,3	-1,1
3. Innerbetrieblich erzeugte Futtermittel	6989	17,5	-1,8
4. Instandhaltungen	2772	6,9	0,0
5. Energie, Treib- und Schmierstoffe	2382	6,0	1,3
6. Sonstige Vorleistungen	5499	13,7	-0,4
<i>Summe (Vorleistungen)</i>	<i>26127</i>	<i>65,3</i>	<i>-0,6</i>
7. Bruttowertschöpfung	13900	34,7	2,7
<i>Summe (Vorleistungen und Bruttowertschöpfung)</i>	<i>40027</i>	<i>100,0</i>	<i>0,7</i>

Anmerkungen: ^{a)} Den Berechnungen zum Wachstum liegen reale Werte zugrunde, um Aussagen zur Mengenentwicklung machen zu können. ^{b)} Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz einer linearen Trendfunktion auf dem 5-Prozent-Niveau hin. ^{c)} In der R-LGR sind die gesamten Futtermittel angegeben sowie die davon innerbetrieblich erzeugten und verbrauchten. Aus der Differenz hieraus wird die Kategorie „zugekaufte Futtermittel“ errechnet.

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Daten der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER 2006a, des STATISTISCHEN BUNDESAMTES (a) und EUROSTAT.

Für die Schätzung ergeben sich insgesamt 48 (= 8 Erzeugnisse × 6 Vorleistungen) verfahrensbezogene Faktoreinsatzmengen und 8 × 1 die Bruttowertschöpfung je Erzeugnis. Aus der R-

²⁹ Eine Beschreibung der R-LGR findet sich bei den Statistischen Ämtern des Bundes und der Länder sowie im Handbuch zur Landwirtschaftlichen und Forstwirtschaftlichen Gesamtrechnung (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2000: 113-122). Eine zusammenfassende Darstellung enthält Anhang 3 dieser Arbeit.

LGR stehen Daten für die Jahre 1991 bis 2004 zur Verfügung. Da es sich bei den Werten um absolute Größen handelt und demnach Änderungen im Niveau auf variierenden Mengen und/oder Preisen beruhen können, ist ein Vergleich der Werte im Zeitablauf wenig aussagefähig (vgl. KOESTER 1992: 173; RAMANATHAN 2002: 577f). Um Auskunft über die Mengenentwicklung zu erhalten, wurden daher die einzelnen Produktions- und Vorleistungswerte mit den jeweiligen Preisindizes für landwirtschaftliche Erzeugnisse bzw. Betriebsmittel deflationiert. Die zweite und dritte Spalte in Tabelle 3.1 geben das arithmetische Mittel der einzelnen Kategorien bzw. deren Anteil am gesamten Produktions- bzw. Vorleistungswert an. Die vierte Spalte zeigt an, ob ein Trend in der Mengenentwicklung für die Erzeugung und Vorleistungsnachfrage vorliegt und weist gegebenenfalls das jährliche Wachstum aus.

Aus der Tabelle geht hervor, dass annähernd ein Fünftel des gesamten Produktionswertes der Landwirtschaft aus Getreide stammt. Die pflanzliche Erzeugung macht zusammen etwa 52 Prozent des Produktionswertes aus. Hinsichtlich der tierischen Erzeugung nimmt Milch mit einem Anteil von 20,8 Prozent die bedeutendste Stellung ein. Im Zeitablauf hat sich seit 1991 für fast alle Erzeugnisse die Produktionsmenge ausgedehnt. Lediglich Futterpflanzen sowie Rinder und Kälber weisen eine negative Mengenentwicklung auf.

Bezüglich der Vorleistungen bilden Futtermittel die größte Kategorie mit einem Anteil von etwa 30 Prozent am gesamten Produktionswert der Landwirtschaft. Die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion machen dagegen einen relativ geringen Anteil von 8,9 Prozent aus. Alle Vorleistungen zusammen haben einen Anteil von 65,3 Prozent am landwirtschaftlichen Produktionswert. Während die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion eine positive Mengenentwicklung aufweisen, ist sie beim Einsatz von Futtermitteln negativ. Die verbleibenden Vorleistungskategorien zeigen im Hinblick auf ihre Einsatzmenge keinen Trend im Zeitablauf. Die Bruttowertschöpfung hat einen Anteil von 34,7 Prozent am gesamten Produktionswert der Landwirtschaft. Sie hat im Zeitablauf jährlich um 2,7 Prozent zugenommen. Einer der Hauptgründe für diese Steigerung ist sicherlich der mechanisch-, biologisch- und organisatorisch-technische Fortschritt im Agrarbereich.

3.3 Methodischer Ansatz zur Schätzung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen

Ein Grund dafür, dass verfahrensbezogene Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft nicht oder kaum erfasst werden, ist in den Kosten und dem hohen Aufwand einer derartigen Datenerhebung zu sehen (vgl. JUST et al. 1990: 200; PEETERS und SURRY 2003: 1). So produziert ein landwirtschaftlicher Betrieb meist mehrere verschiedene Erzeugnisse mit denselben Vor-

leistungsgütern, deren Verbrauch dann insgesamt, und nicht auf bestimmte Produktionsverfahren bezogen, dokumentiert wird. Dabei wird vielfach betont, dass solche Angaben die Analysen zum Faktornachfrage- und Angebotsverhalten der Landwirtschaft deutlich erleichtern würden (vgl. JUST, ZILBERMAN und HOCHMAN 1983: 770; LENCE und MILLER 1998: 852). Daneben könnten sie Auskunft über die Faktoreinsatzmenge verschiedener Produktionsverfahren im Vergleich zueinander geben. Insbesondere vor dem Hintergrund der EU-Agrarreformen in den vergangenen 15 Jahren wären verfahrensbezogene Faktoreinsatzmengen und deren Entwicklungen im Zeitablauf insofern von großer Relevanz.

Es verwundert daher nicht, dass bis heute zahlreiche Studien entstanden sind, welche die Allokation von Vorleistungen auf einzelne Produktionsverfahren untersuchen. So fassen LENCE und MILLER (1998) zu Beginn ihres Beitrages die bereits bestehende Literatur zu dieser Thematik zusammen und weisen darauf hin, dass bisher die Schätzung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen mittels der Regressionsanalyse dominiert hat (vgl. dazu JUST, ZILBERMAN und HOCHMAN 1983; JUST et al. 1990; ERRINGTON 1989; HORNBAKER, DIXON und SONKA 1989). Da hierbei allerdings negative Werte im Ergebnis auftreten können und zusätzliche Restriktionen die Modellspezifikation relativ komplex machen, schlagen LENCE und MILLER (1998), LÉON et al. (1999) und später PEETERS und SURRY (2003) eine Schätzung basierend auf der Kreuz- bzw. Maximum-Entropie-Methode vor. Dieser Ansatz ermöglicht eine flexible und relativ einfache Einbeziehung von Restriktionen und a-priori-Informationen. Auch zeigen die empirischen Berechnungen der vorgenannten Autoren konsistente Schätzergebnisse.

In Anlehnung an LÉON et al. (1999) sowie PEETERS und SURRY (2003) soll hier die Maximum-Entropie-Methode angewendet werden, um aus den aggregierten Daten der R-LGR die Faktoreinsatzmenge einzelner Produktionsverfahren in Deutschland zu quantifizieren. Die einzelnen Bundesländer, außer die Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg, dienen als Merkmalsträger und eine Schätzung erfolgt im Querschnitt. Um Entwicklungen der Faktoreinsatzmengen im Zeitablauf abzuleiten, werden diese für die Jahre 1991 bis 2004 durchgeführt. Für die Berechnung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen wird davon ausgegangen, dass die aggregierte Nachfrage nach einer Vorleistung als lineare Funktion der Produktionswerte einzelner Erzeugnisse betrachtet werden kann (vgl. ERRINGTON 1989; LÉON et al. 1999; PEETERS und SURRY 2003). Hierbei wird unterstellt, dass jedes Erzeugnis die gleiche Zusammensetzung von Vorleistungen hat, unabhängig von dem jeweiligen Betriebszweig, in welchem es hergestellt wird (MIDMORE 1990: 108ff). Es werden sowohl die abhängige als auch die unabhängigen Variablen in monetären Werten ausgedrückt. Ausgehend von I Vor-

leistungen, die in B Bundesländern verwendet werden, um K Erzeugnisse zu erstellen, sei die folgende Nachfragefunktion für eine Vorleistung gegeben:

$$(3.6) \quad a_{ib} = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} y_{kb} + u_{ib}, \text{ für } i = 1, 2, \dots, I \text{ und } b = 1, 2, \dots, B,$$

wobei a_{ib} die Gesamtausgaben für die Vorleistung i bzw. die Bruttowertschöpfung im Bundesland b bezeichnet, und y_{kb} für den Produktionswert von Erzeugnis k im Bundesland b steht. Der Regressionskoeffizient β_{ik} gibt den durchschnittlichen monetären Verbrauch der Vorleistung i an, um eine Einheit Produktionswert von Erzeugnis k zu erstellen, bzw. die durchschnittliche Bruttowertschöpfung³⁰. u_{ib} ist eine Störvariable, welche für jede Vorleistung i und für jedes Bundesland b spezifisch ist.

ERRINGTON (1989) verwendet in seinem Beitrag für die Schätzung von Gleichung (3.6) ein multiples Regressionsmodell und kommt zu dem Ergebnis, dass die hierdurch ermittelte Kostenallokation der tatsächlichen weitestgehend entspricht. Allerdings besitzt dieser Ansatz eine Reihe von Limitationen, welche in der Literatur eingehend diskutiert werden. MIDMORE (1990: 109) und LÉON et al. (1999: 430) verweisen beispielsweise darauf, dass die Störvariable u_{ib} nicht unabhängig ist, wenn für β_{ik} gilt:

$$(3.7) \quad \sum_{i=1}^I \beta_{ik} = 1, \text{ für } k = 1, 2, \dots, K.$$

Durch Gleichung (3.7) wird gewährleistet, dass sich die verfahrensbezogenen Koeffizienten β_{ik} zu Eins aufaddieren und die gesamten Kosten plus der Bruttowertschöpfung immer der Höhe der Produktionswerte entsprechen. Allerdings folgt daraus, dass Gleichung (3.6) singular ist und die Kleinst-Quadrat-Methode zur Schätzung nicht angewendet werden kann³¹. LÉON et al. (1999) und PEETERS und SURRY (2003) nutzen daher zur Lösung von Gleichung (3.6) die Maximum-Entropie-Methode, welche unterschiedliche Nebenbedingungen zulässt. Im konkreten Fall können damit Gleichung (3.7) sowie die Nichtnegativität der Regressionskoeffizienten β_{ik} mit in der Schätzung berücksichtigt werden.

Bei der Anwendung der Maximum-Entropie-Methode werden zunächst die Regressionskoeffizienten β_{ik} und die Störvariable u_{ib} aus Gleichung (3.6) als Erwartungswerte einer diskreten Wahrscheinlichkeitsverteilung reparametrisiert (vgl. GOLAN, JUDGE und MILLER 1996: 86ff).

³⁰ Würde Gleichung (3.6) mit einer Konstanten geschätzt werden, so wäre β_{ik} als der marginale monetäre Verbrauch von Vorleistung i zu interpretieren, um eine zusätzliche Einheit des Produktionswertes von Erzeugnis k zu erstellen bzw. die marginale Bruttowertschöpfung (vgl. ERRINGTON 1989: 52).

³¹ Eine ausführliche Darstellung des Problems der Singularität bieten LÉON et al. (1999: 429ff). Die Autoren zeigen in dem Zusammenhang, dass die getroffenen Annahmen $\sum u_{ib} = 0$ implizieren und damit bestimmte klassische Schätzverfahren ungeeignet sind.

Eine vorab ausgewählte Anzahl an Stützpunkten begrenzt dabei die Wertebereiche für die zu schätzenden Größen. Wird davon ausgegangen, dass die Stützpunktbereiche für alle β_{ik} gleich sind (LÉON et al. 1999: 428; PEETERS und SURRY 2003: 12), ergibt sich für β_{ik} :

$$(3.8) \quad \beta_{ik} = \sum_{m=1}^M z_m e_{ikm}, \text{ für } i = 1, 2, \dots, I \text{ und } k = 1, 2, \dots, K,$$

wobei z_m die Stützpunkte mit der Dimension m für die Regressionskoeffizienten β_{ik} bezeichnet und e_{ikm} die dazugehörigen unbekanntes Wahrscheinlichkeiten angeben. Entsprechend ergibt sich für die Störvariable u_{ib} :

$$(3.9) \quad u_{ib} = \sum_{n=1}^N v_n w_{ibn}, \text{ für } i = 1, 2, \dots, I \text{ und } b = 1, 2, \dots, B,$$

wobei v_n die Stützpunkte mit der Dimension n für die Störvariable u_{ib} sind und w_{ib} die dazugehörigen unbekanntes Wahrscheinlichkeiten. Nach dem Prinzip der Maximalen Entropie wird nun jene Wahrscheinlichkeitsverteilung gesucht, welche mit den vorhandenen Daten vereinbar ist und die geringste Information hinzufügt (GOLAN, JUDGE und MILLER 1996: 10). Die Berechnung dieser „vorurteilsfreien“ Wahrscheinlichkeitsverteilung erfolgt mit dem Entropiemaß (nach Shannon). Unter der Annahme, dass eine Variable a vorliegt mit den möglichen Ausprägungen a_j für $j=1, 2, \dots, J$ und den Eintrittswahrscheinlichkeiten e_j mit der Summe Eins, ist die Maximale Entropie definiert als:

$$(3.10) \quad H(e) = - \sum_{j=1}^J e_j \ln(e_j),$$

wobei $0 \times \ln(0) = 0$ sein soll. Der Ausdruck $H(e)$, welcher die unvollständige Kenntnis über das Eintreten verschiedener Ausprägungen misst, erreicht ein Maximum, wenn alle Wahrscheinlichkeiten gleich sind, d.h. $e_1 = e_2 = \dots = e_j = 1/J$. Dagegen ist $H(e)$ minimal, wenn die Wahrscheinlichkeit einer Ausprägung gleich Eins ist und alle anderen Null sind.

Mit Hilfe von Gleichung (3.10) ergibt sich nun zur Bestimmung der Erwartungswerte von β_{ik} und u_i das folgende Maximierungsproblem:

$$(3.11) \quad \max H(e, w) = - \sum_{m=1}^M e_{ikm} \ln(e_{ikm}) - \sum_{n=1}^N w_{ibn} \ln(w_{ibn}), \text{ für alle } i, k \text{ und } b$$

unter den Nebenbedingungen

$$(3.12) \quad a_{ib} = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} y_{kb} + u_{ib} = \sum_{k=1}^K \left(\sum_{m=1}^M z_m e_{ikm} y_{kb} + \sum_{n=1}^N v_n w_{ibn} \right), \text{ für alle } i \text{ und } b,$$

$$(3.13) \quad \sum_{i=1}^I \beta_{ik} = \sum_{i=1}^I z_m e_{ik} = I, \text{ für alle } k \text{ und } m,$$

$$(3.14) \quad \sum_{m=1}^M e_{ikm} = I, \text{ für alle } i, k \text{ und}$$

$$(3.15) \quad \sum_{m=1}^N w_{ibn} = I, \text{ für alle } i, b.$$

Die Gleichung (3.12) gewährleistet, dass die Erwartungswerte für β_{ik} und u_{ib} mit dem Modell übereinstimmen. Die Gleichungen (3.13) bis (3.15) garantieren, dass sich die verfahrensbezogenen Koeffizienten bzw. die gesuchten Wahrscheinlichkeiten zu Eins aufaddieren.

Besondere Bedeutung kommt bei der Anwendung der Maximum-Entropie-Methode der Wahl geeigneter Stützpunkte zu (vgl. OUDE LANSINK 1999: 103; LÉON et al. 1999: 438; PRECKEL 2001: 375). Sowohl der gewählte Stützpunktbereich als auch die Anzahl der Stützpunkte und deren Verteilung haben einen Einfluss auf das Modellergebnis. Um diesbezüglich unterschiedliche Modellspezifikationen beurteilen und miteinander vergleichen zu können, wird der normalisierte Entropieindikator herangezogen (GOLAN, JUDGE und MILLER 1996: 27ff, 93). Dieser misst den Anteil der verbleibenden Unsicherheit einer geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilung an der maximal möglichen Unsicherheit. Für die verfahrensbezogenen Koeffizienten β_{ik} ist der normalisierte Entropieindikator definiert als:

$$(3.16) \quad S(\hat{e}) = \left(- \sum_{m=1}^M \hat{e}_{ikm} \ln(\hat{e}_{ikm}) \right) / K I \ln(M), \text{ für alle } i \text{ und } k,$$

wobei $S(\hat{e}) \in [0, 1]$ und die maximale Unsicherheit $K I \ln(M)$ ist, d.h. das Entropieniveau, bei dem die $K \times I$ Parameter mit M Möglichkeiten gleiche Wahrscheinlichkeiten aufweisen. Nimmt $S(\hat{e})$ den Wert Null an, dann besteht keine Unsicherheit, da $e_{ikm} = I$ für ein m und $e_{ikr} = 0$ für alle $r \neq m$ ist. Jedoch ist die Unsicherheit maximal, wenn die geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung uniform und somit $S(\hat{e})$ gleich Eins ist. In diesem Fall gilt $e_{ikm} = I/M$ für alle $m = 1, 2, \dots, M$. Für die Störvariable u_{ib} ist der normalisierte Entropieindikator definiert als:

$$(3.17) \quad S(\hat{w}) = \left(- \sum_{n=1}^N \hat{w}_{ibn} \ln(\hat{w}_{ibn}) \right) / I B \ln(N), \text{ für alle } i \text{ und } b,$$

wobei $S(\hat{w}) \in [0, 1]$ und $I B \ln(N)$ die maximale Unsicherheit für die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Störvariablen angibt. In Anlehnung an LÉON et al. (1999: 436) sowie PEETERS und

SURRY 2003: 22) wird nun die Modellspezifikation als vorzüglich erachtet, bei welcher der normalisierte Entropieindikator $S(\hat{\theta})$ für die verfahrensbezogenen Koeffizienten maximal ist.

3.4 Ausgewählte Modellergebnisse für Deutschland

Nachstehend werden die in Tabelle 3.1 aufgeführten Vorleistungen und die Bruttowertschöpfung mit Hilfe des vorgestellten Ansatzes auf einzelne Produktionsverfahren verteilt. Für die Schätzung wurde das arithmetische Mittel der Werte zweier aufeinander folgender Jahre gebildet, um den Einfluss extremer Beobachtungswerte, beispielsweise durch jährliche Ertragschwankungen bei den pflanzlichen Erzeugnissen, zu reduzieren (vgl. ERRINGTON 1989: 53). Aus den insgesamt 14 zur Verfügung stehenden Jahren, ergeben sich somit sieben Beobachtungszeitpunkte. Um die Gleichung (3.6) zu reparametrisieren, werden vorab die Stützpunkte der verfahrensbezogenen Koeffizienten β_{ik} und der Störvariable u_{ib} festgelegt. Da $0 < \beta_{ik} < 1$ gilt, ist der theoretisch maximal mögliche Wertebereich für diesen Koeffizienten bekannt. Bei einer Verwendung von 11 Stützpunkten und unter der Annahme, dass jeder Wert innerhalb dieses Intervalls gleich wahrscheinlich ist, ergibt sich der in Tabelle 3.2 (Modellspezifikation 1) dargestellte Stützpunktbereich. In der Realität ist es jedoch kaum vorstellbar, dass verfahrensbezogene Koeffizienten Werte in der Größenordnung von Eins annehmen. In einer zweiten Modellspezifikation (2) wird daher der maximal mögliche Wertebereich auf $0 < \beta_{ik} < 0,8$ beschränkt. Zudem wird in weiteren Spezifikationen geprüft, ob durch eine links- bzw. rechtssteile Verteilung der Stützpunkte im vorgegebenen Wertebereich sowie durch Verringerung der Stützpunktanzahl das Modellergebnis verbessert werden kann. In Tabelle 3.2 sind die verschiedenen Modellspezifikationen (1 bis 7) hinsichtlich der Schätzung der verfahrensbezogenen Koeffizienten zusammengefasst.

Derart konkrete Anhaltspunkte bezüglich der Größenordnung wie für β_{ik} gibt es für die Werte der Störvariablen u_{ib} nicht. LÉON et al. (1999: 433) sowie PEETERS und SURRY (2003: 20) errechnen den Stützpunktbereich für u_{ib} über den Standardfehler σ_u einer Kleinst-Quadrat-Schätzung von Gleichung (3.6). Die Autoren gehen davon aus, dass u_{ib} symmetrisch mit dem dreifachen Standardfehler um den Nullpunkt verteilt ist und wählen dafür drei Stützpunkte ($+3\sigma_u$; 0 ; $-3\sigma_u$). Da aus den Daten der R-LGR das Maximierungsproblem in Gleichung (3.11) für einige Beobachtungszeitpunkte nicht lösbar war, wurde in der Schätzung der zulässige Wertebereich für die Störvariable durchgängig auf $\pm 10\sigma_u$ vergrößert³².

³² HECKELEI und WOLFF (2002: 381) weisen darauf hin, dass die angemessene Weite des Stützpunktbereichs für die Störvariable bereits viel diskutiert wurde, jedoch nicht endgültig geklärt ist. Während GOLAN et al. (1996: 88) die so genannte Drei-Sigma-Regel ($\pm 3\sigma_u$) vorschlagen, fordert PRECKEL (2001: 371) bei wenigen Anhaltspunkten ein möglichst weites Intervall für den zulässigen Wertebereich.

Tabelle 3.2: Alternative Modellspezifikationen für die Schätzung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen^{a)}

(i)	(ii) Anzahl der Stützpunkte	(iii) Verteilung	(iv) Gewählte Stützpunkte	(v) S($\hat{\epsilon}$)	(vi) S(\hat{w})
1	11	Symmetrisch	0 ; 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5; 0,6; 0,7; 0,8; 0,9; 1	0,537	0,984
2	11	Symmetrisch	0 ; 0,08; 0,16; 0,24; 0,32; 0,40; 0,48; 0,56; 0,64; 0,72; 0,8	0,582	0,981
3	11	Linkssteil	0 ; 0,025; 0,05; 0,075; 0,1; 0,125; 0,15; 0,2; 0,3; 0,5; 0,8	0,715	0,983
4	11	Rechtssteil	0 ; 0,3; 0,5; 0,6; 0,65; 0,675; 0,7; 0,725; 0,75; 0,775; 0,8	0,400	0,987
5	6	Symmetrisch	0 ; 0,16; 0,32; 0,48; 0,64; 0,8	0,557	0,983
6	6	Linkssteil	0 ; 0,05; 0,15; 0,3; 0,5; 0,8	0,663	0,985
7	6	Rechtssteil	0 ; 0,3; 0,5; 0,65; 0,75; 0,8	0,466	0,986

Anmerkungen: ^{a)} Die normalisierten Entropieindikatoren in den Spalten v und vi wurden für das Jahr 2003/2004 berechnet.
Quelle: Eigene Berechnungen.

Die geeignete Modellspezifikation für β_{ik} in der Schätzung wird durch den normalisierten Entropieindikator $S(\hat{\epsilon})$ ermittelt. Hierfür wird für einen Beobachtungszeitpunkt das Modell mit den unterschiedlichen Spezifikationen geschätzt und untersucht, bei welcher dieser die höchsten Werte aufweist. Spalte v in Tabelle 3.2 zeigt, dass für β_{ik} eine linkssteile Verteilung von 11 Stützpunkten im zulässigen Wertebereich von 0 bis 0,8 die besten Schätzergebnisse erzielt (Modellspezifikation 3)³³. Abschließend sind in Spalte vi die normalisierten Entropieindikatoren $S(\hat{w})$ für die Störvariable aufgeführt. Ihre geringen Abweichungen voneinander zeigen, dass sie relativ unabhängig von dem gewählten Stützpunktbereich für β_{ik} ist (vgl. LÉON et al. 1999: 437).

Basierend auf der Modellspezifikation 3 werden für die Beobachtungszeitpunkte 1991/1992 bis 2003/2004 verfahrensbezogene Koeffizienten aus den Werten der R-LGR geschätzt³⁴. Um die Entwicklung des Faktoreinsatzes mengen- und nicht wertmäßig darzustellen, werden die Modellergebnisse in einem weiteren Arbeitsschritt modifiziert. Hierfür wird Gleichung (3.6) umgeschrieben und zur Vereinfachung vom Störterm abstrahiert:

$$(3.18) \quad x_{ib} \times r_i = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} (q_{kb} \times p_k), \text{ für } i = 1, 2, \dots, I \text{ und } b = 1, 2, \dots, B$$

$$\text{mit } x_{ib} \times r_i = a_{ib} \text{ und } q_{kb} \times p_k = y_{kb},$$

wobei x_{ib} die Faktoreinsatzmenge von Vorleistung i im Bundesland b ist und r_i deren Preis bezeichnet. Die Abkürzung q_{kb} steht für die Produktionsmenge von Erzeugnis k im Bundes-

³³ Auch bei LÉON et al. (1999: 437) und PEETERS und SURRY (2003: 22) wird eine linkssteile Verteilung als geeignete ausgewählt. Die Autoren führen es darauf zurück, dass die verfahrensspezifischen Koeffizienten in der Regel näher an Null liegen als am oberen Endpunkt des zulässigen Wertebereichs.

³⁴ Die Berechnungen wurden mit dem *General Algebraic Modeling System* (GAMS) durchgeführt.

land b und p_k für den entsprechenden Preis. Es werden somit gleiche Vorleistungs- und Produktpreise für die einzelnen Bundesländer angenommen. Aus der Division beider Seiten der Gleichung (3.18) mit dem Faktorpreis r_i für Vorleistung i entsteht:

$$(3.19) \quad x_{ib} = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} \times \frac{p_k}{r_i} \times q_{kb} \quad \text{für } i = 1, 2, \dots, I \text{ und } b = 1, 2, \dots, B$$

oder, wenn $\beta_{ik} \times \frac{p_k}{r_i} = A_{ik}$ gesetzt wird:

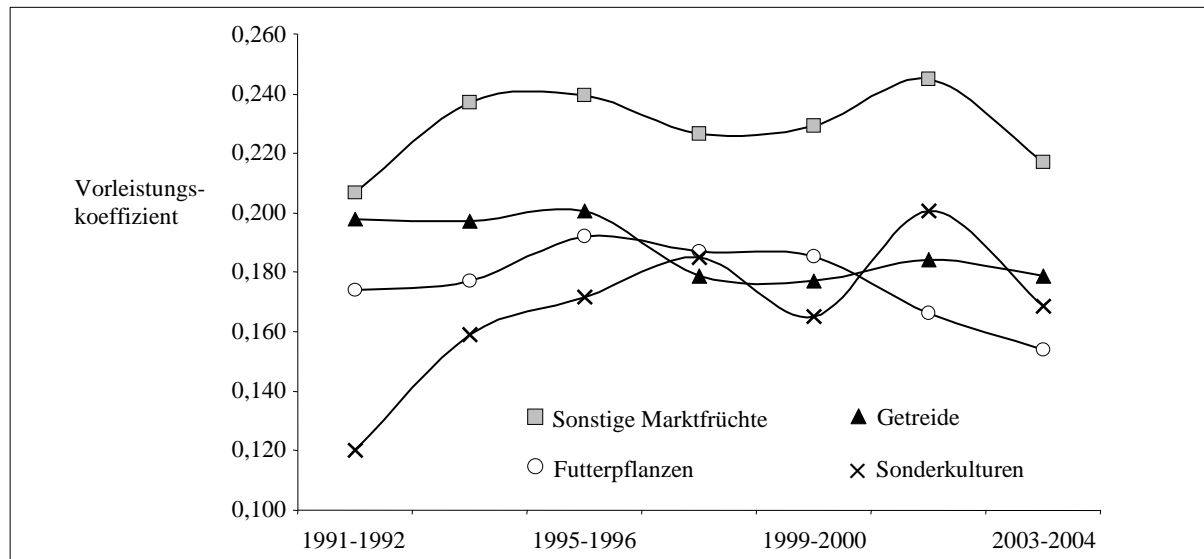
$$(3.20) \quad x_{ib} = \sum_{k=1}^K A_{ik} \times q_{kb}.$$

Die Gleichung (3.20) zeigt, dass sich die mengenmäßige Vorleistungsnachfrage x_{ib} als lineare Funktion der Produktionsmengen q_{kb} darstellen lässt und A_{ik} die mengenbezogenen Vorleistungskoeffizienten angibt. Dabei ist anzumerken, dass A_{ik} sich im Gegensatz zu β_{ik} nicht zu Eins aufsummiert, d.h. die in Gleichung 3.7 aufgeführte *Adding-Up*-Bedingung nicht erfüllt.

Aus der Fülle der geschätzten Koeffizienten, welche sich aus der empirischen Analyse ergeben, sollen im Folgenden nur einige wenige herausgestellt werden. Konkret wird der Verlauf der Faktoreinsatzmengen am Beispiel spezifischer Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion skizziert. Diesbezüglich lassen die theoretischen Überlegungen aus Abschnitt 3.1 eine Verringerung für den Bereich der Getreideerzeugung erwarten, da es in den 1990er Jahren einen erheblichen Abbau der Preisstützung gab. Eine Auflistung sämtlicher verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen für alle sechs betrachteten Vorleistungen und acht Erzeugnisse im Zeitraum von 1991 bis 2004 findet sich in der Tabelle des Anhangs 4. Außerdem sei auf die Arbeit von HANSEN und SURRY (2007: 444ff) hingewiesen, in welcher die Ergebnisse grafisch aufbereitet und diskutiert werden. Grundsätzlich zeigen die Autoren, dass es mit Hilfe der Maximum-Entropie-Methode möglich ist, aus den aggregierten Daten der R-LGR detailliertere Informationen zu den erfassten Vorleistungen abzuleiten, indem diese den einzelnen Produktionsverfahren wieder zugeordnet werden. Dabei gilt es aber zu beachten, dass die geschätzten Koeffizienten Durchschnittswerte für Deutschland sind und die Produkt- und Vorleistungskategorien relativ grobe „Aggregate“ darstellen. Ein Vergleich mit einzelbetrieblichen Angaben erscheint daher notwendig. Die hier gewonnenen Ergebnisse können vielmehr dazu dienen, allgemeine Entwicklungen und Trends im Faktornachfrageverhalten der deutschen Landwirtschaft zu identifizieren.

Die Abbildung 3.2 gibt einen Überblick zum Einsatz spezifischer Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion in Deutschland. Sie umfassen neben dem Saat- und Pflanzgut, auch Dünge- und Bodenverbesserungsmittel sowie Pflanzenbehandlungs- und Schädlingsbekämpfungsmittel. Für alle vier Erzeugnisgruppen können teilweise deutliche Veränderungen bezüglich der Faktoreinsatzmenge im Zeitablauf nachgewiesen werden. Insbesondere für Sonderkulturen ist seit 1991-1992 ein Anstieg der Einsatzmengen festzustellen. Für Getreide fällt die Faktoreinsatzmenge von 1995-1996 auf 1997-1998 um etwa 10 Prozent ab. Zwar ist ein solcher Rückgang in Einklang mit den vorangegangenen theoretischen Überlegungen, doch lassen sich aus den Beobachtungen keine Schlussfolgerungen auf einen unmittelbaren Zusammenhang zwischen der Preisstützung und der Faktoreinsatzmenge ziehen.

Abbildung 3.2: Entwicklung der verfahrensbezogenen Faktoreinsatzmengen für die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion in Deutschland^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Auf der vertikalen Achse ist der Koeffizient A_{ik} aus Gleichung (3.20) ausgewiesen. Eine detaillierte Beschreibung zu den spezifischen Vorleistungsgütern der pflanzlichen Produktion und zu den dargestellten Produkten bietet der Anhang 3 dieser Arbeit.

Quelle: In Anlehnung an HANSEN und SURRY (2007: 446).

So ist es denkbar, dass sich die Faktoreinsatzmenge aufgrund eines gestiegenen Faktorpreises verringert hat (vgl. Gleichung 3.5). Ferner sind der Aussattermin und die Witterungsbedingungen wichtige Einflussgrößen für die Faktoreinsatzmenge spezifischer Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion. Die Schwankungen in den Koeffizienten der Abbildung 3.2 lassen sich demnach auf zahlreiche Ursachen zurückführen. Um die Bedeutung des Abbaus der Preisstützung auf dem Getreidemarkt für die Faktoreinsatzmenge in der Getreideerzeugung kausalanalytisch zu überprüfen, liegen an dieser Stelle mit den sieben Vorleistungskoeffizienten im Zeitraum von 1991 bis 2004 nicht ausreichend Beobachtungen vor. Grundsätzlich wä-

ren bei einem derartigen Vorgehen die Beziehungen zwischen dem Interventionspreis, den die EU im Zuge der Agrarreformen in den 1990er Jahren reduziert hat, und dem tatsächlichen Marktpreis, an dem sich die landwirtschaftlichen Erzeuger vornehmlich orientieren, einzuarbeiten. Letzterer ist beispielsweise von 1993 bis 1996 in der EU nur um etwa zehn Prozent gefallen³⁵, während der Interventionspreis gemäß der Vereinbarung zur MacSharry-Reform ab 1993 in drei Schritten jährlich um etwa 30 Prozent gesenkt wurde.

3.5 Erweiterungsmöglichkeiten des vorgestellten Modells zur Abschätzung der effektiven Protektion

Im letzten Abschnitt dieses Kapitels soll eine Möglichkeit aufgezeigt werden, wie sich aus den dargestellten Modellergebnissen zusätzlich der so genannte effektive Protektionskoeffizient ermitteln lässt. Er bietet im Vergleich zum nominalen Protektionskoeffizienten, der in Tabelle 2.1 ausgewiesen wurde, den Vorteil, dass auch die eventuell durch eine Politik veränderten Kostenstrukturen mit berücksichtigt werden (vgl. CORDEN 1966). Im Hinblick auf die EU-Agrarstützung ist das insbesondere für die tierische Erzeugung von großer Relevanz, da die inländische Preisstützung auf dem Getreidemarkt die Vorleistungskosten erhöht. Der nominale Protektionskoeffizient überschätzt in dem Fall das tatsächliche Ausmaß der Protektion, da nur die Wirkungen auf die Produktpreise, nicht aber jene auf die Faktorpreise, erfasst werden. Dass die Mehrzahl der empirischen Arbeiten dennoch überwiegend den nominalen statt effektiven Protektionskoeffizienten berechnet, ist hauptsächlich mit den zusätzlich benötigten Daten zu begründen, welche nicht oder nur selten in konsistenter Form vorliegen (vgl. JÜRGENSEN 1985: 236; HERRMANN 1993: 869).

Vor dem Hintergrund kann die hier vorgestellte Analyse wichtige Informationen für die Messung der effektiven Protektion liefern, da sie neben den Faktoreinsatzmengen auch die Bruttowertschöpfung einzelner Produktionsverfahren ausweist (vgl. Gleichung 3.6). Zur Verdeutlichung wird zunächst von der allgemeinen Form des effektiven Protektionskoeffizienten (*EPK*) ausgegangen. In Anlehnung an HERRMANN (1993: 866) ist dieser definiert als:

$$(3.21) \quad EPK_k = \frac{BWS_k^{AP}}{BWS_k^{FH}}$$

$$\text{mit } BWS_k^{AP} = p_k^{AP} q_k - \sum_{i=1}^I r_i^{AP} x_{ik} \quad \text{und} \quad BWS_k^{FH} = p_k^{FH} q_k - \sum_{i=1}^I r_i^{FH} x_{ik},$$

³⁵ Eigene Berechnungen auf der Basis der Preisdaten in OECD (2005c).

wobei BWS^{AP} für die Bruttowertschöpfung eines Sektors k in der Situation mit Agrarpolitik (AP) steht und BWS^{FH} für die Bruttowertschöpfung eines Sektors k unter Freihandelsbedingungen (FH). Nimmt der effektive Protektionskoeffizient einen Wert von über Eins an, dann wird der Sektor k durch die Agrarpolitik begünstigt, entsprechend deutet ein Wert von unter Eins auf eine Benachteiligung hin. Bei einem Wert von Eins ändert sich die Bruttowertschöpfung eines Sektors infolge der Politik nicht. Es ist anzumerken, dass in der Gleichung (3.21) die Produktionsmenge q_k und die Faktoreinsatzmengen x_{ik} in beiden betrachteten Situationen identisch sind. Diese Annahme kann zu Verzerrungen in den Ergebnissen führen. Sie wird in der Literatur jedoch häufig gebraucht und hat pragmatische Gründe (vgl. CORDEN 1966: 221; 233ff; ANDERSON und NAYA 1969: 607ff). Andernfalls müssten zusätzlich die Anpassungsreaktionen auf veränderte Produkt- und Faktorpreise untersucht werden, was eine Berechnung der effektiven Protektion noch umfangreicher machen würde.

Anstelle der absoluten Bruttowertschöpfung im Zähler und Nenner der Gleichung (3.21) kann auch die Bruttowertschöpfung je Einheit Produktionswert (bws) verwendet werden (vgl. CORDEN 1966: 222; ANDERSON und NAYA 1969: 607), so dass gilt:

$$(3.22) \quad EPK_k = \frac{bws_k^{AP}}{bws_k^{FH}}.$$

Mit Hilfe des mengenmäßigen Vorleistungskoeffizienten A_{ik} in Gleichung (3.20) kann die Bruttowertschöpfung je Einheit Produktionswert mit Agrarpolitik geschrieben werden als³⁶:

$$(3.23) \quad bws_k^{AP} = p_k^{AP} - \sum_{i=1}^{I-1} A_{ik} \times r_i^{AP}.$$

Im Subtrahenden rechts vom Gleichheitszeichen werden die Kosten aller $I-1$ Vorleistungen für die Erstellung einer Einheit Produktionswert von Erzeugnis k aufsummiert. Ist unterstellt, dass sich sowohl die Produktionswerte als auch die Faktorkosten in den beiden Situationen mit und ohne Politik jeweils nur in den Produkt- bzw. Faktorpreisen unterscheiden, dann ist die Bruttowertschöpfung ohne Politik:

$$(3.24) \quad bws_k^{FH} = p_k^{FH} - \sum_{i=1}^{I-1} A_{ik} \times r_i^{FH}$$

bzw. für $p_k^{FH} = p_k^{AP} / NPK_k$ und $r_i^{FH} = r_i^{AP} / NPK_i$ folgt:

³⁶ Aus der Gleichung (3.6) werden I Koeffizienten (β_{ik}) geschätzt. Davon sind $I-1$ Vorleistungskoeffizienten und der i -te ist der Bruttowertschöpfungskoeffizient.

$$(3,24') \quad bws_k^{FH} = \frac{p_k^{AP}}{NPK_k} - \sum_{i=1}^{I-1} A_{ik} \times \frac{r_i^{AP}}{NPK_i},$$

wobei NPK den nominalen Protektionskoeffizienten für das Erzeugnis k bzw. die Vorleistung i bezeichnet. Der effektive Protektionskoeffizient berechnet sich demnach aus:

$$(3.25) \quad EPK_k = \frac{p_k^{AP} - \sum_{i=1}^{I-1} A_{ik} \times r_i^{AP}}{\frac{p_k^{AP}}{NPK_k} - \sum_{i=1}^{I-1} A_{ik} \times \frac{r_i^{AP}}{NPK_i}}$$

bzw. durch Ausklammern von p_k^{AP} in Zähler und Nenner:

$$(3.25') \quad EPK_k = \frac{p_k^{AP} \left(1 - \sum_{i=1}^{I-1} A_{ik} \times \frac{r_i^{AP}}{p_k^{AP}} \right)}{p_k^{AP} \left(\frac{1}{NPK_k} - \sum_{i=1}^{I-1} A_{ik} \times \frac{r_i^{AP}}{p_k^{AP}} \times \frac{1}{NPK_i} \right)}.$$

Da aus Gleichung (3.19) folgt, dass $\beta_{ik} = A_{ik} \times \frac{r_i^{AP}}{p_k^{AP}}$, ergibt sich aus Gleichung (3.25'):

$$(3.26) \quad EPK_k = \frac{1 - \sum_{i=1}^{I-1} \beta_{ik}}{\frac{1}{NPK_k} - \sum_{i=1}^{I-1} \beta_{ik} \times \frac{1}{NPK_i}}.$$

Der effektive Protektionskoeffizient kann damit anhand der monetären Vorleistungskoeffizienten β_{ik} aus Gleichung (3.6) sowie den nominalen Protektionskoeffizienten des untersuchten Sektors und der Faktormärkte approximiert werden. Nach Gleichung (3.26) kommt es *ceteris paribus* bei einer Erhöhung des nominalen Protektionskoeffizienten von Erzeugnis k erwartungsgemäß auch zu einem Anstieg des effektiven Protektionskoeffizienten, da sich der Nenner verringert. Eine Senkung der nominalen Protektion von Erzeugnis k hätte die entgegengesetzte Wirkung. Außerdem würde eine Erhöhung des nominalen Protektionskoeffizienten von Vorleistung i den effektiven Protektionskoeffizienten von Erzeugnis k *ceteris paribus* reduzieren, da der Subtrahend im Nenner der Gleichung (3.26) kleiner wird bzw. der Wert der Differenz zunimmt und *vice versa*. Über die absolute Höhe des effektiven Protektionskoeffizienten, bzw. ob dieser über oder unter Eins liegt, lassen sich *a priori* keine Aussagen machen. Es hängt von der konkreten Höhe der nominalen Protektionskoeffizienten für das Erzeugnis k und der i Vorleistungen ab. Lediglich für den einfachen Fall, dass $NPK_k \geq NPK_i$ und zumindest für ein $i = X$ die Bedingung $NPK_k > NPK_X$ gilt, ist der effektive Protektionskoeffi-

zient grundsätzlich größer als Eins. Umgekehrt kann aber nicht aus $NPK_k < NPK_i$ auf einen effektiven Protektionskoeffizienten von kleiner Eins geschlossen werden. Es wird durch den Anteil der Faktorkosten am Produktionswert bestimmt und zudem dadurch, wie sehr die nominalen Protektionskoeffizienten der einzelnen Vorleistungen den nominalen Protektionskoeffizienten des betrachteten Erzeugnisses übersteigen.

Mit Hilfe der Gleichung (3.26) und den Modellergebnissen aus der Gleichung (3.6) soll abschließend der effektive Protektionskoeffizient beispielhaft für den deutschen Schweinemarkt quantifiziert werden³⁷. Von den sechs definierten Vorleistungskategorien (vgl. Tabelle 3.1) bleiben die spezifischen Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion unberücksichtigt. Die verbleibenden fünf gehen in die Berechnung der Bruttowertschöpfung ein. Es wird davon ausgegangen, dass sich infolge der EU-Agrarpolitik lediglich der Schweinepreis und die Preise der zugekauften sowie innerbetrieblich erzeugten Futtermittel ändern. Für alle anderen Vorleistungen bleiben die Preise konstant. Die jeweiligen nominalen Protektionskoeffizienten für Deutschland sollen dieselben sein wie für die EU und werden den OECD-Statistiken entnommen. Bei den Futtermitteln wird vereinfachend unterstellt, dass sie sich ausschließlich aus einer Mischung verschiedener Getreidearten zusammensetzen. Hier wird der nominale Protektionskoeffizient der Produktgruppe „Anderes Getreide“ verwendet, welche unter anderem Gerste, Roggen und Mais beinhaltet. Für die Untersuchungsperiode von 1991 bis 2004 ist zunächst noch einmal die nominale Protektion im oberen Teil der Tabelle 3.3 ausgewiesen.

Während der nominale Protektionskoeffizient für Getreide zu Beginn der 1990er Jahre deutlich über dem für Schweinefleisch lag, hat sich dieser durch den Abbau der Preisstützung im Zeitablauf erheblich verringert. Für beide Erzeugnisse ist der nominale Protektionskoeffizient ausnahmslos größer als Eins, d.h. die Preise auf dem Binnenmarkt übersteigen die des Weltmarktes, was auf eine politikinduzierte Begünstigung hinweist. Die nominale Protektion auf dem Getreidemarkt bedeutet jedoch gleichzeitig für Erzeuger von Schweinefleisch eine Benachteiligung aufgrund der höheren Vorleistungspreise. Aus der Tabelle 3.3 geht hervor, dass der effektive Protektionskoeffizient auf dem Schweinemarkt bis zur Mitte der 1990er Jahre kleiner als Eins ist. Danach werden die Erzeuger von Schweinefleisch durch die EU-Agrarpolitik gegenüber der Freihandelsituation benachteiligt. Der höhere Inlandspreis auf dem Schweinemarkt reicht nicht aus, um die Unterschiede in den Futterkosten zwischen EU- und Weltmarkt auszugleichen³⁸. Besonders für den Beobachtungszeitpunkt 1991-1992 ist die

³⁷ An dieser Stelle ist auf die Arbeit von JÜRGENSEN (1985) hinzuweisen, welche eine umfassende theoretische und empirische Analyse der Protektion auf dem EU-Schweinemarkt bietet.

³⁸ Um einer Benachteiligung der Veredlungswirtschaft vorzubeugen, versucht die EU in ihrer Außenhandelsregelung für den Schweinemarkt die Unterschiede im Futtergetreidepreisniveau zwischen EU- und Weltmarkt zu

Bruttowertschöpfung auf dem deutschen Schweinemarkt erheblich niedriger, als sie es unter Weltmarktbedingungen wäre. Als Ursachen hierfür sind zum einen die relativ niedrige nominale Protektion auf diesem Markt zu nennen, zum anderen die hohe nominale Protektion auf dem Getreidemarkt. Außerdem kann festgestellt werden, dass der Futtermiteinsatz je Kilogramm Schweinefleisch am Anfang des Untersuchungszeitraumes die höchsten Werte annimmt, sich dann aber kontinuierlich reduziert (vgl. Anhang 4).

Tabelle 3.3: Nominale und effektive Protektion auf dem Schweinemarkt in Deutschland^{a)}

	1991-1992	1993-1994	1995-1996	1997-1998	1999-2000	2001-2002	2003-2004
Nominaler Protektionskoeffizient ^{a)}							
Anderes Getreide	2,07	1,77	1,25	1,28	1,26	1,02	1,16
Schweinefleisch	1,09	1,18	1,16	1,16	1,42	1,24	1,29
Effektiver Protektionskoeffizient							
Schweinefleisch	0,25	0,45	1,09	1,02	3,21	2,54	1,77

Anmerkungen: ^{a)} Die nominalen Protektionskoeffizienten wurden aus den Statistiken der OECD (2005c) für die EU berechnet, wobei jeweils das Mittel zweier aufeinander folgender Jahre gebildet wurde.

Quelle: OECD (2005c) und eigene Berechnungen.

Ab dem Beobachtungszeitpunkt 1995-1996 ist der effektive Protektionskoeffizient für den deutschen Schweinemarkt stets größer als Eins, was maßgeblich auf die Annäherung der inländischen Getreidepreise an das Weltmarktniveau zurückzuführen ist. Auffallend ist der relativ hohe effektive Protektionskoeffizient für die beiden Beobachtungszeitpunkte 1999-2000 und 2001-2002. Dieses ist unter anderem damit zu begründen, dass die nominale Protektion auf dem Schweinemarkt seit 1999-2000 größer ist als auf dem Getreidemarkt. Hinzu kommen die vergleichsweise niedrigen Faktoreinsatzmengen von Futtermitteln, wodurch deren Vorleistungskosten für die Berechnung der Bruttowertschöpfung an Bedeutung verloren haben.

Abschließend lässt sich aus diesem und dem vorangegangenen Kapitel generell folgern, dass die EU-Agrarstützung im Zeitablauf und auch im Querschnitt über die Märkte teilweise bedeutend variiert. Konkrete Aussagen über deren Höhe werden dabei entscheidend vom zugrunde liegenden Protektionsmaß beeinflusst und können, wie am Beispiel der nominalen und effektiven Protektion auf dem Schweinemarkt gezeigt, unter Umständen sogar gegensätzlich sein. In Anbetracht der EU-Agrarreformen seit den 1990er Jahren erscheinen Protektionsmaße, die nur die Preiseffekte bestimmter Politiken beinhalten unzureichend, um das vollständige Ausmaß der Begünstigung abzubilden.

berücksichtigen (vgl. AMT FÜR AMTLICHE VERÖFFENTLICHUNGEN DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFTEN (1975: 2). Die Arbeit von JÜRGENSEN (1985: 98) stellt in dem Zusammenhang fest, dass die Auswirkungen der EU-Agrarpolitik auf die inländischen Schweinefleischerzeuger regional unterschiedlich sind. Sie werden in einigen EU-Mitgliedsländern im Vergleich zur Freihandelsituation geschützt, in anderen hingegen benachteiligt.

4 EU-Agrarstützung in einzelnen Regionen

Eine große Anzahl empirischer Arbeiten hat in der Vergangenheit die Wirkungen der agrarpolitischen Interventionen der EU auf das Angebotsverhalten und die Vorleistungsnachfrage der Landwirtschaft, auf Konsumentenentscheidungen, auf den Agrarhandel und auf Preisstabilitäten untersucht³⁹. Quantitative Analysen zu deren regionalen Verteilungseffekten existieren dagegen jedoch nur in vergleichsweise begrenztem Umfang (vgl. ANDERS et al. 2007: 173). Dabei ist seit dem Ende der 1980er Jahre die Förderung des wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalts von Regionen eines der Hauptziele der EU (AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 2002). Vor diesem Hintergrund sind für eine umfassende Bewertung der EU-Agrarpolitik deren Verteilungseffekte zwischen Regionen von hoher Relevanz. Sie sollen im vorliegenden Kapitel näher betrachtet werden. Hierzu wird das regionale Niveau der EU-Agrarstützung in Deutschland auf zwei verschiedenen Aggregationsebenen aufgezeigt: Zum einen für die einzelnen Bundesländer, zum anderen für die hessischen Landkreise bzw. kreisfreien Städte. Der Frage, ob die EU-Agrarpolitik zu einer Verringerung regionaler Einkommensunterschiede führt und damit dem Kohäsionsziel der EU entspricht, wird anschließend in Kapitel 5 nachgegangen.

4.1 Direkte und indirekte Agrarstützung in der EU

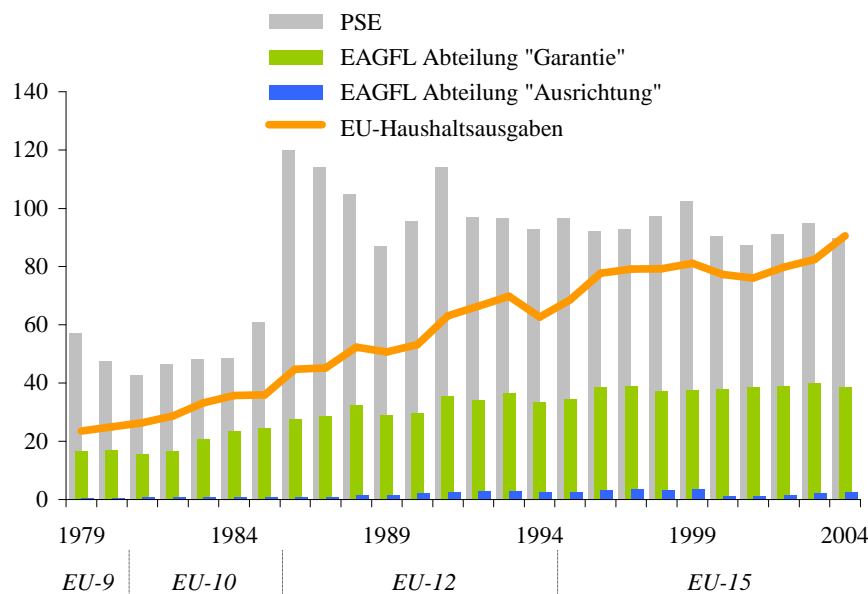
Obwohl es nicht zu den expliziten Aufgaben der EU-Agrarpolitik zählt, regionale Disparitäten abzubauen, so führt dieser Politikbereich aufgrund seiner herausragenden Stellung hinsichtlich der EU-Haushaltsausgaben implizit zu einer deutlichen Einkommensumverteilung (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2005: 154 ff). In Abbildung 4.1 ist die Entwicklung der EU-Haushaltsausgaben und der Ausgaben für den Europäischen Ausrichtungs- und Garantiefonds für die Landwirtschaft (EAGFL) dargestellt. Letzterer dient als Instrument zur Finanzierung der EU-Agrarpolitik und gliedert sich in zwei Abteilungen. Die Abteilung „Garantie“ des EAGFL umfasst im Wesentlichen die Ausgaben der gemeinsamen Marktorganisationen sowie Maßnahmen zur Entwicklung des ländlichen Raums (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 1999a). Die Abteilung „Ausrichtung“ finanziert die Maßnahmen zur Entwicklung des ländlichen Raums, die nicht von der Abteilung „Garantie“ getragen werden⁴⁰. Der Anstieg der

³⁹ Ein umfangreicher Literaturüberblick zum Stand der empirischen Forschung zu den Auswirkungen der EU-Agrarpolitik und ihren Reformen findet sich in ANDERSSON (2004).

⁴⁰ Ab dem 1. Januar 2007 gilt eine neue Verordnung über die Finanzierung der EU-Agrarpolitik (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 2005). Hiernach werden künftig zwei Fonds eingerichtet, „um die Ziele der Gemeinsamen Agrarpolitik zu erreichen“: Der Europäische Garantiefond für die Landwirtschaft (EGFL) übernimmt den Hauptteil der Ausgaben des derzeitigen EAGFL außer den Bereich zur Entwicklung des ländlichen Raums (vgl. Artikel 3). Der Europäische Landwirtschaftsfond für die Entwicklung des ländlichen Raums

Haushaltsausgaben in Abbildung 4.1 kann zu einem großen Teil durch das wirtschaftliche Wachstum in der EU erklärt werden. Dadurch nehmen die Eigenmittel der EU zu, welche auf der Grundlage des Bruttonationaleinkommens ihrer einzelnen Mitgliedstaaten berechnet werden. Zugleich haben die Erweiterungen der EU zu einem immer größeren Finanzvolumen des EU-Haushaltes geführt. In dem untersuchten Zeitraum von 1979 bis 2005 ist die EU um 16 Mitgliedsstaaten auf insgesamt 25 angewachsen.

Abbildung 4.1: Entwicklung der EU-Haushaltsausgaben insgesamt und für den Bereich Landwirtschaft sowie des PSEs, 1979 bis 2004 in Mrd. Euro^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Alle Beträge sind in realen Werten zum Basisjahr 1995 angegeben. Für das Jahr 1979 ist das PSE der EU-10 angeführt, da es keine Angaben für die EU-9 gab. Der deutliche Anstieg des PSEs in den Jahren 1985 bis 1986 erklärt sich unter anderem durch die Veränderungen in der Berechnung dieser Maßzahl von der OECD. Hierauf wird zu Beginn des Abschnitts 4.3 näher eingegangen.

Quelle: Eigene Darstellung nach Angaben aus dem Finanzbericht der Europäischen Union (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2005) und den Statistiken der OECD (1988, 1989 und 2005c).

Wie aus den Veröffentlichungen der Bundesregierung hervorgeht, ist der Anteil der EU-Haushaltsausgaben am Bruttonationaleinkommen bzw. Bruttosozialprodukt dabei über die Jahre relativ konstant geblieben und liegt bei etwa einem Prozent (vgl. BMVEL). Die Haushaltsausgaben für die EU-Agrarpolitik haben im selben Zeitraum zugenommen. Neben den Erweiterungen der EU können dafür auch steigende Selbstversorgungsgrade als Ursache aufgeführt werden (vgl. Abschnitt 2.1). Dadurch wurde die EU auf einigen Agrarmärkten vom Nettoimporteur zum Nettoexporteur, was zu einem Anstieg der Ausgaben für Exporterstattungen führte. Dieser Anstieg verläuft jedoch nicht in dem Maße, wie die gesamten Haus-

(ELER) finanziert dagegen über bestimmte Entwicklungsprogramme die Förderung und Entwicklung des ländlichen Raums (vgl. Artikel 4).

haltsausgaben der EU angewachsen sind, so dass der Finanzierungsanteil für die EU-Agrarpolitik über die Jahre rückläufig ist⁴¹. Abbildung 4.1 zeigt zudem, dass der Bereich „Garantie“ den Hauptteil der Ausgaben für den EAGFL bildet und mehr als 90 Prozent auf sich vereint. Der Bereich „Ausrichtung“ wurde im Zuge der wachsenden Bedeutung eines wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalts der EU zur Mitte der 1980er Jahre weiter ausgebaut. Seit dem Beginn der 1990er Jahre belaufen sich die EAGFL-Mittel für diesen Bereich auf drei bis vier Milliarden Euro jährlich.

Die EU-Agrarpolitik führt neben den Haushaltsausgaben für den EAGFL durch zahlreiche agrarmarktpolitische Instrumente zu weiteren, und wie im Folgenden gezeigt wird, sehr viel größeren Umverteilungseffekten. Die Europäische Kommission unterscheidet diesbezüglich in ihrem ersten Kohäsionsbericht zwischen einer direkten und einer indirekten Unterstützung (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 60). Erstere umfasst die oben aufgeführten Mittel aus dem EAGFL, d.h. direkte Transferzahlungen an die Landwirtschaft⁴². Die indirekte Unterstützung entsteht dadurch, dass die Preise auf dem Inlandsmarkt der EU für bestimmte landwirtschaftliche Erzeugnisse über dem Niveau des Weltmarktes liegen. Hierdurch erhalten die Landwirte Transferzahlungen nicht direkt vom Staat, sondern von den Konsumenten. In Abbildung 4.1 ist neben den Haushaltsausgaben der EU für den Bereich Landwirtschaft auch das PSE dargestellt. Demnach sind die Umverteilungseffekte der EU-Agrarpolitik in Form des PSEs um ein Vielfaches höher als die direkte Unterstützung aus den Mitteln des EAGFL. Allerdings deutet das Schaubild darauf hin, dass der Quotient aus diesen beiden Größen im Zeitablauf leicht abnimmt⁴³. Dieser Rückgang liegt hauptsächlich in den agrarmarktpolitischen Reformen der EU begründet. Demgemäß nimmt seit Mitte der 1990er Jahre der Anteil der direkten Unterstützung zu, während die indirekte Unterstützung als Folge des Abbaus der Preisstützung rückläufig ist (vgl. auch Abbildung 2.3).

4.2 Theoretische Überlegungen

Für die Analyse der Verteilungseffekte der EU-Agrarpolitik und zur Erklärung von Anpassungsreaktionen hinsichtlich der Produktionsausrichtung ist zum einen die ungleiche Begünstigung von Erzeugnissen, zum anderen die heterogene Produktionsstruktur zwischen Regionen von entscheidender Bedeutung. Bis zur Entkopplung der Transferzahlungen in der jünger-

⁴¹ GRAMS (2006) und auch MAAS und SCHMITZ (2007: 96) zeigen, dass sich der Anteil der EU-Agrarpolitik an den gesamten Haushaltsausgaben der EU von etwa 90 Prozent im Jahr 1970 auf gegenwärtig etwa 45 Prozent halbiert hat.

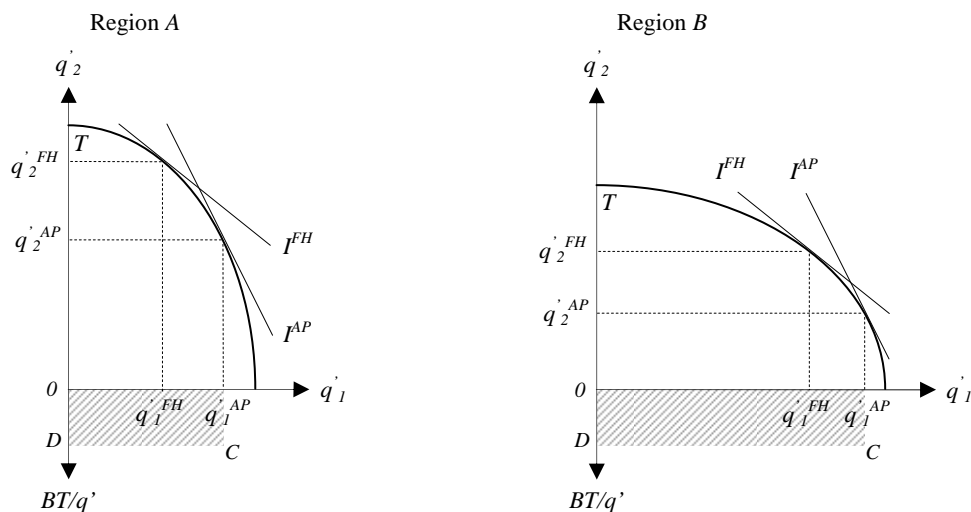
⁴² In den Ausgaben des EAGFL sind auch die Kosten der Intervention und Ausfuhrerstattungen enthalten.

⁴³ Die lineare Trendfunktion ist statistisch signifikant auf dem 5 Prozent Signifikanzniveau und weist einen negativen Steigungskoeffizienten auf.

ten Agrarreform im Jahr 2003 lag der Schwerpunkt binnenwirtschaftlicher Instrumente auf einer produktspezifischen Stützung⁴⁴. Hierdurch war die relative Vorzüglichkeit der Erzeugung von landwirtschaftlichen Produkten verzerrt und Verteilungseffekte durch den jeweiligen „Outputmix“ einer Region bestimmt.

Anhand einer Transformationskurve, welche hier regionale Produktionsmöglichkeiten angeben soll, werden die Wirkungen der EU-Agrarpolitik analysiert. Dabei ist im Folgenden unterstellt, dass sich alle landwirtschaftlichen Erzeugnisse in zwei Gruppen aufteilen lassen, mit q'_1 bzw. q'_2 als Produktvektoren der jeweiligen Gruppe. Die Annahme abnehmender Grenzproduktivitäten (siehe auch Abschnitt 3.1) bedingt einen konvexen Verlauf der Transformationskurve (vgl. HENRICHSMEYER, GANS und EVERS 1993: 147). In Abbildung 4.2 sind die Transformationskurven T von zwei Regionen dargestellt, die sich in ihren Achsenschnittpunkten und Steigungen unterscheiden. Während die Region A natürliche oder produktionstechnische Vorteile in der Erzeugung von q'_2 hat, zeigt die Region B diese Vorteile in der Erzeugung von q'_1 ; es kommt zu regionalen Spezialisierungen.

Abbildung 4.2: Effekte agrarmarktpolitischer Instrumente auf die Produktionsstruktur und die regionale Verteilung von Transferzahlungen



Abkürzungen

- T : Transformationskurve
- q' : Produktvektor
- BT : Bruttotransfers
- I : Isoerlösgerade (bei Freihandel FH bzw. bei produktspezifischen agrarpolitischen Maßnahmen AP)

Quelle: In Anlehnung an HANSEN und HARSCHKE (2006: 473).

⁴⁴ Bereits im Jahr 1971 kritisierte das ATLANTISCHE INSTITUT (1971: 7) die Unausgewogenheit der EU-Agrarstützung zwischen den einzelnen landwirtschaftlichen Produkten. Zu den agrarpolitisch begünstigten Erzeugnissen zählen insbesondere Rind-, Kalb-, Schaffleisch, Milch, Getreide und Zucker. Auch die auf einigen Märkten (Getreide, Ölsaaten, Eiweißpflanzen und Rindfleisch) vollzogene teilweise Abkehr von der Marktpreisstützung hin zu produktionsabhängigen Zahlungen in den 1990er Jahren hat diese Asymmetrie nicht geändert.

Der gewinnmaximale Outputmix leitet sich aus dem Tangentialpunkt der Isoerlösgeraden I mit der Transformationskurve her⁴⁵. Die Steigung der Isoerlösgeraden ergibt sich aus der Produktpreisrelation (hier p'_1/p'_2). Zunächst wird unterstellt, dass der Agrarsektor auf dem Inlandsmarkt unter Freihandelsbedingungen (FH) produziert. Unter der gegebenen Isoerlösgeraden I^{FH} ist der optimale Outputmix an der Stelle, bei der die Mengen $q'_1{}^{FH}$, $q'_2{}^{FH}$ erzeugt werden. Aufgrund der unterschiedlichen Faktorausstattungen weicht die gewinnmaximale Produktionsstruktur zwischen den Regionen A und B voneinander ab.

Führen agrarmarktpolitische Maßnahmen wie Marktpreisstützungen oder produktionsabhängige Zahlungen zu einer Förderung der Erzeugnisse q'_1 , so ändert sich die Preisrelation auf dem Inlandsmarkt⁴⁶. Die Isoerlösgerade dreht sich nach rechts und es ergibt sich ein neuer optimaler Outputmix. Bei den begünstigten Erzeugnissen kommt es zu einer Ausweitung der Produktion auf $q'_1{}^{AP}$. Dagegen verringert sich die relative Vorzüglichkeit der Erzeugnisse, auf deren Märkten keine Maßnahmen der Agrarpolitik eingeführt werden; die Produktion wird auf $q'_2{}^{AP}$ eingeschränkt. Für die Darstellung der agrarmarktpolitischen Verteilungswirkungen sind in Abbildung 4.2 auf der Abszisse die Transferzahlungen BT je Produkteinheit abgetragen. Aus der Multiplikation dieses Wertes mit der erzeugten Menge der begünstigten Produkte $q'_1{}^{AP}$ ergeben sich die gesamten Transferzahlungen in Höhe der schraffierten Fläche $DCq'_1{}^{AP}O$. Die Region A erhält danach aufgrund ihrer Produktionsstruktur deutlich weniger an agrarpolitischer Stützung als die Region B . In Abhängigkeit von dem Ausmaß produktions-technischer Unterschiede zwischen Regionen, variiert somit auch die Verteilung der Begünstigung aus der EU-Agrarpolitik.

Es ist zu erwarten, dass es mittel- und langfristig zu weiteren Anpassungsreaktionen hinsichtlich der Produktionsstruktur in den Regionen kommt. So führt der biologisch-mechanisch technische Fortschritt unter anderem häufig zu einer Ausweitung der Erzeugungsmengen. Dabei würde sich dieser für solche Erzeugnisse intensivieren, deren relative Vorzüglichkeit im Zeitablauf ansteigt. Die theoretischen Auswirkungen sind in Abbildung 4.3 grafisch dargestellt. Die Transformationskurve verlagert sich insbesondere für die agrarpolitisch begünstigten Erzeugnisse zunehmend vom Ursprung weg (vgl. HANSEN 2005: 4f)⁴⁷. Der neue Tangen-

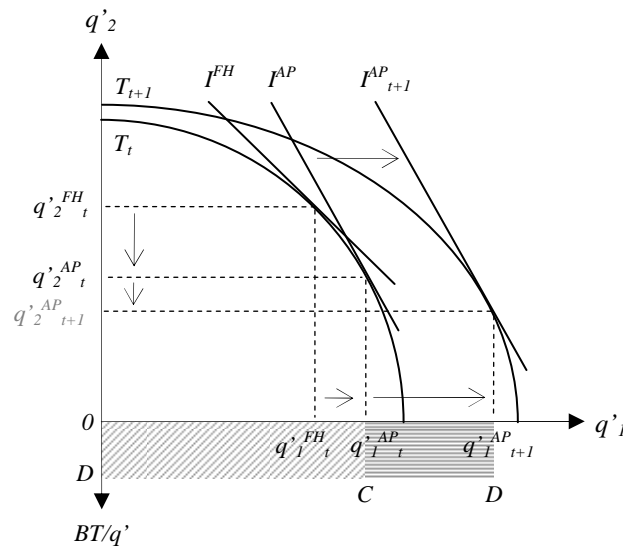
⁴⁵ Die Isoerlöskurve ist hier definiert als $E = q'_1 p'_1 + q'_2 p'_2$. E bezeichnet den Erlös; p'_1 und p'_2 sind die Preisvektoren für q'_1 bzw. q'_2 . Durch Umformung wird aus der Erlösgleichung $q'_2 = (E/p'_2) - (p'_1/p'_2) q'_1$, mit der Steigung $-(p'_1/p'_2)$.

⁴⁶ Wie bereits in Abschnitt 2.2 dargestellt, wird davon ausgegangen, dass produktionsabhängige Zahlungen zwar keinen direkten Effekt auf die Marktpreise haben, jedoch die „effektiven Preise“ erhöhen.

⁴⁷ In einer Untersuchung zu Beginn der 1980er Jahre über die regionalen Auswirkungen der EU-Agrarpolitik hat die EUROPÄISCHE KOMMISSION (1981: 17ff) festgestellt, dass die Begünstigung bestimmter landwirtschaftlicher Erzeugnisse die Entwicklung in Richtung zunehmender Spezialisierung verstärkt hat. Im Jahr 2001 berechnet sie

tialpunkt der Isoerlösgeraden I_{AP} mit der Transformationskurve T_{t+1} liegt dort, wo die Menge der agrarpolitisch begünstigten Erzeugnisse im Vergleich zu jenen, die nicht begünstigt werden, stärker zugenommen hat (von $q'_{1t}{}^{AP}$ auf $q'_{1t+1}{}^{AP}$). Die Bruttotransfers in der betrachteten Region steigen um das waagrecht schraffierte Rechteck an.

Abbildung 4.3: Dynamische Effekte agrarmarktpolitischer Instrumente auf die Produktionsstruktur



Quelle: In Anlehnung an HANSEN 2005.

Abschließend sollen die regionalen Verteilungseffekte produktionsunabhängiger bzw. entkoppelter Einkommenstransfers in der Agrarpolitik betrachtet werden. Innerhalb der EU ersetzen sie seit dem Jahr 2005 mit wenigen Ausnahmen das bisherige Direktzahlungssystem und Teile der Marktpreisstützung. Ein Abbau der produktspezifischen Begünstigung hebt die Verzerrungen in der landwirtschaftlichen Produktionsstruktur wieder auf. Wird unterstellt, dass erneut die Isoerlösgerade I_{FH} gilt, so werden die Mengen $q'_{1t}{}^{FH}$ bzw. $q'_{2t}{}^{FH}$ entsprechend der Ausgangssituation erzeugt.

Die Auswirkungen produktionsunabhängiger Einkommenstransfers für das regionale Niveau der Agrarstützung ergeben sich aus der konkreten Ausgestaltung dieses Förderinstruments. Den einzelnen Mitgliedstaaten der EU wurde in den Luxemburger Reformbeschlüssen im Jahr 2003 diesbezüglich ein gewisser Umsetzungsspielraum eingeräumt und es konnte alternativ zwischen einem „Standardmodell“ bzw. einem „Regionalmodell“ gewählt werden⁴⁸.

in einer neueren Studie die Konzentrationsprozesse im Agrarsektor für 15 Mitgliedsländer (vgl. EUROPEAN COMMISSION 2001).

⁴⁸ Siehe hierzu die Verordnung (EG) Nr. 1782/2003 im AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (2003a). Darin wird ab Artikel 33 die Durchführung des Standardmodells beschrieben; die Artikel 58 bis 63 legen das Regio-

Beide Optionen sehen eine Begünstigung der landwirtschaftlichen Erzeuger auf der Basis historisch ermittelter Referenzbeträge vor, legen aber unterschiedliche Verteilungsschlüssel zugrunde. Die sich hieraus ergebende regionale Aufteilung agrarpolitischer Transferzahlungen ist *ceteris paribus* nach vollständiger Umsetzung konstant über die Zeit. Da nach dem Standardmodell jeder landwirtschaftliche Betrieb Direktzahlungen in Höhe seiner in der Vergangenheit bezogenen Transfers erhält, entstehen bei dieser Option grundsätzlich keine räumlichen Umverteilungseffekte. Entsprechend basiert die Agrarstützung in den einzelnen Regionen auf den jeweiligen Produktionsstrukturen der Vergangenheit. Im Regionalmodell werden die gesamten Transferzahlungen einer vorab festgelegten Region gleichmäßig auf die Fläche verteilt. In Abhängigkeit von der Größe dieser Region und dem Ausmaß produktionstechnischer Unterschiede können daher Umverteilungseffekte verschieden groß sein.

In Deutschland erfolgt die Entkopplung langfristig über das Regionalmodell, mit den Bundesländern als einzelne Regionen. Die drei Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg gehen jeweils in ein benachbartes Flächenland über. Bei der Umsetzung der Reformbeschlüsse wird in Deutschland von der Möglichkeit Gebrauch gemacht, Transferzahlungen zwischen Regionen umzuverteilen. Allerdings soll dabei kein Bundesland mehr als fünf Prozent der in der Vergangenheit erhaltenen Stützung verlieren (vgl. BMVEL 2005: 19). Die bisherige Verteilung der Transferzahlungen über die einzelnen Bundesländer als unterschiedliche Regionen bleibt demzufolge weitestgehend bestehen. Innerhalb dieser Regionen können vor dem Hintergrund der standortbedingt uneinheitlichen Produktionsstrukturen aber große Umverteilungseffekte auftreten.

Aufgrund der dargelegten Überlegungen ist davon auszugehen, dass die regionale Höhe der EU-Agrarstützung in der Untersuchungsregion sehr heterogen ist. Zudem ist zu erwarten, dass die Agrarreformen in den 1990er Jahren kaum zu räumlichen Umverteilungseffekten geführt haben.

4.3 Datengrundlage und deskriptive Statistik

Die Berechnungen zu den regionalen Verteilungswirkungen der EU-Agrarpolitik sollen auf zwei verschiedenen räumlichen Aggregationsniveaus erfolgen, um auch zu prüfen, ob eine Übertragbarkeit der Ergebnisse möglich ist. Die Wahl der territorialen Abgrenzung kann dabei von großer Bedeutung sein, wenn interregionale Unterschiede betrachtet werden (vgl. LEB-

nalmodell dar. Auf die Möglichkeit der Kombination dieser beiden Optionen für eine bestimmte Übergangszeit sowie auf weitere differenzierte Umsetzungsspielräume wird im weiteren Verlauf dieser Arbeit nicht näher eingegangen. Es werden lediglich die wesentlichen Elemente der EU-Agrarreform 2003 in stark vereinfachter Weise beschrieben.

MANN 2005: 28). In der vorliegenden Untersuchung wird zum einen die Verteilung der EU-Agrarstützung zwischen den Bundesländern in Deutschland aufgezeigt. Dieses räumliche Aggregationsniveau entspricht der NUTS 1-Ebene nach dem Klassifizierungssystem der EU (vgl. AMTBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 2003b)⁴⁹. Zum anderen sollen die Verteilungseffekte innerhalb des Bundeslandes Hessen auf der Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte (NUTS 3) analysiert werden. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich über die Jahre 1979 bis 2004. Die Datenbasis, welche für die vorliegende Analyse verwendet wurde, setzt sich aus den nachstehenden Quellen zusammen:

- Daten zur jährlichen Agrarstützung innerhalb der EU entstammen wie in Abschnitt 2.3 den Statistiken der OECD, welche zu einem großen Teil im Internet abrufbar sind.
- Produktions- und Strukturdaten der Landwirtschaft in Deutschland und der hessischen Landkreise wurden aus den Marktbilanzen der Zentralen Markt- und Preisberichtsstelle (ZMP), der Fachserie 3 des STATISTISCHEN BUNDESAMTES (b), der Erwerbstätigenrechnung der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER, sowie den Hessischen Kreiszahlen des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES entnommen.

Es wurde bereits in Kapitel 2 aufgeführt, dass das Niveau und die Zusammensetzung der EU-Agrarstützung auf der Homepage der OECD umfangreich dokumentiert und verfügbar sind. Diese Daten liegen ab dem Jahr 1986 in elektronischer Form konsistent vor. Um den Untersuchungszeitraum zu erweitern, wurde aus zwei älteren Publikationen der OECD (vgl. OECD: 1988; 1989) das PSE der EU für die Jahre 1979 bis 1985 entnommen⁵⁰. Es muss jedoch beachtet werden, dass der Berechnung dieser Angaben eine teilweise andere Methodik zugrunde liegt (vgl. Abschnitt 2.3 und Anhang 1).

Das Erstellen eines kompletten und konsistenten regionalen Datensets ist umso schwieriger, je kleinräumlicher die analysierten Gebietseinheiten sind und je weiter einzelne Daten in der Vergangenheit zurückliegen. In der vorliegenden Untersuchung trat das Problem unvollstän-

⁴⁹ Das NUTS-Klassifizierungssystem (Nomenclature des unités territoriales statistiques) wurde von der EU eingeführt, um Raumdaten innerhalb der EU zu harmonisieren. Die Mitgliedstaaten bilden die NUTS 0-Ebene. Zur Bestimmung der weiteren relevanten NUTS-Ebenen werden bereits bestehende Verwaltungseinheiten verwendet und bestimmte Bevölkerungsgrenzen herangezogen: 3 Mio. < NUTS 1 < 7 Mio.; 800 Tsd. < NUTS 2 < 3 Mio. und 150 Tsd. < NUTS 3 < 800 Tsd.. Liegen in einem Mitgliedstaat Verwaltungseinheiten mit einer Bevölkerung von weniger als 150 Tsd. vor, so werden diese bis zu einer angemessenen Größe aggregiert. Unter gewissen Umständen, wie beispielsweise besonderer geografischer oder historischer Gründe kann von den vorgegebenen Bevölkerungsgrenzen jedoch abgewichen werden (vgl. AMTBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 2003b). Das NUTS-Klassifizierungssystem ist nicht frei von Kritik. So führt eine Gemeinschaftspublikation der *European Environment Agency* auf, dass die NUTS-Regionen einer Ebene sehr heterogen sind, beispielsweise bezüglich ihrer Landfläche oder Bevölkerung (vgl. EEA 2001: 26ff).

⁵⁰ Im Rahmen einer umfangreichen Länderstudie der OECD wurde das PSE erstmals im Jahr 1979 für einige ihrer Mitgliedsländer berechnet, darunter auch die Europäische Union (vgl. OECD 1987b).

diger Daten daher insbesondere zu Beginn des Untersuchungszeitraumes auf der NUTS 3-Ebene auf, d.h. für die hessischen Landkreise bzw. kreisfreien Städte⁵¹. Um für jede der Regionen vollständige Angaben über die Produktionsmengen bestimmter landwirtschaftlicher Erzeugnisse zu erhalten, wurden die fehlenden Daten aus den bekannten Daten anderer Jahre rekonstruiert. Zu diesem Zweck wurde eine pragmatische Vorgehensweise gewählt, bei der sich zwei verschiedene Fälle unterscheiden lassen. Zum einen kann eine Datenlücke zu Beginn oder zum Ende einer Zeitreihe existieren, zum anderen kann sie, umgeben von bekannten Daten, in einer Zeitreihe liegen. Im ersten Fall wurde die Datenlücke mit Hilfe von Regressionsrechnungen geschlossen. Dabei wurde geprüft, ob den vorhandenen Daten ein linearer oder loglinearer Trend zugrunde liegt. Die Trendfunktion, welche die Entwicklung der Produktionsmengen am besten erklärt, wurde dann verwendet, um die fehlenden Daten zu extrapolieren. Konnte kein Trend festgestellt werden, so wurde die Datenlücke durch das arithmetische Mittel der vorhandenen Daten in der Zeitreihe ergänzt. Für den Fall, dass die Datenlücke in der Mitte einer Zeitreihe liegt, wurde eine lineare Interpolation vorgenommen. Es wurde unterstellt, dass sich die fehlenden Daten auf einer Geraden zwischen dem Anfangs- und Endpunkt der Datenlücke befinden. Bezüglich der Produktionsdaten für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte beträgt der Anteil der fehlenden Daten über alle 26 Jahre des Untersuchungszeitraumes 6,1 Prozent, für den Zeitraum ab 1991 sind es 3,1 Prozent.

Auf der NUTS 1-Ebene der Bundesländer lagen für den Zeitraum 1991 bis 2004 nahezu alle für die Regionalisierung des PSEs erforderlichen Daten vor. Lediglich zur Erzeugung von Zuckerrüben im Saarland waren keine Angaben verfügbar. Da die Bedeutung dieser Frucht für die saarländische Landwirtschaft jedoch vergleichsweise gering ist⁵², wird die Zuckerrübenproduktion im Saarland nicht berücksichtigt. Ein wesentlicher Unterschied zwischen der Datengrundlage für die hessischen kreisfreien Städte und Landkreise und die Bundesländer besteht hinsichtlich der Angaben zur tierischen Erzeugung. So wird auf der NUTS 3-Ebene das Potenzial an Schlachtmengen verwendet, welches vom Hessischen Statistischen Landesamt jährlich ermittelt wird. Es berechnet sich aus dem Tierbestand der einzelnen Tierarten und den durchschnittlichen Schlachtgewichten (vgl. HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT 2005: 37). Der Ort der Schlachtung ist dabei unerheblich. Dagegen wird für die tierische Erzeugung der Bundesländer die Gesamtschlachtmenge aus gewerblichen Schlachtungen herangezogen. Sie umfasst nicht nur Tiere aus dem Inland, sondern auch aus dem Ausland und

⁵¹ Die Erzeugungsmengen von Raps wurden beispielsweise erst ab dem Jahr 1986 mit in die Statistiken aufgenommen.

⁵² Laut den Statistiken der ZMP betrug die Anbaufläche von Zuckerrüben zwischen den Jahren 2001 und 2004 nicht mehr als fünf Hektar (vgl. ZMP).

kann demzufolge nur als grober Indikator für die Fleischerzeugung betrachtet werden. Zudem muss angemerkt werden, dass Tiere häufig nicht in dem Bundesland geschlachtet werden, in welchem sie gehalten und gemästet wurden. Auch hierdurch treten Verzerrungen auf. Auf der Ebene der Bundesländer sind es aber jene Angaben zur Gesamtschlachtmenge, welche für eine längere Zeitreihe konsistent vorliegen. Es ist allerdings davon auszugehen, dass zwischen dem Viehbestand einer Region und ihrer Schlachtmenge ein positiver Zusammenhang besteht und dass dieser umso größer ist, je größer diese Region ist⁵³. Die Angabe der Gesamtschlachtmenge soll daher trotz der aufgeführten Unsicherheiten als Maß für die tierische Erzeugung in den NUTS 1-Regionen dienen.

In der vorliegenden Untersuchung werden insgesamt sieben pflanzliche und vier tierische Erzeugnisse berücksichtigt. Hierzu zählen Weizen, Roggen, Gerste, Hafer, Winterraps, Zuckerrüben, Kartoffeln, Milch, Rind- und Kalbfleisch, Schweinefleisch und Schaffleisch. Für den Zeitraum 2002 bis 2004 vereinen diese Erzeugnisse etwa 70 Prozent der als PSE gemessenen Agrarstützung in der EU (vgl. OECD 2005a: 265ff; 2005c). Auch umfassen sie annähernd zwei Drittel des landwirtschaftlichen Produktionswertes in Deutschland (vgl. STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER 2006a) und zählen damit neben Obst, Gemüse, Wein, Baumschulerzeugnissen sowie Blumen und Zierpflanzen zu den Haupterzeugnissen in den Untersuchungsregionen. Die letztgenannten Erzeugnisse sind nicht in der Analyse berücksichtigt, da zum einen keine konsistenten Produktionsdaten im Zeitablauf verfügbar waren, zum anderen deren Beitrag zum gesamten PSE innerhalb der EU relativ gering ist.

In Tabelle 4.1 ist die Intensität der landwirtschaftlichen Erzeugung, gemessen in Kilogramm je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, der 11 untersuchten Erzeugnisse in Deutschland und Hessen dargestellt. Ebenfalls listet die Tabelle den jeweils kleinsten und größten Wert der Beobachtungen für die Bundesländer Deutschlands bzw. für die hessischen Regionen auf. Die höchsten Erzeugungsdichten weisen für den Zeitraum 2002 bis 2004 Weizen, Zuckerrüben und Milch auf. Die geringsten Erzeugungsdichten berechnen sich indessen für Schaffleisch. Hinsichtlich der tierischen Erzeugnisse liegt die Intensität der Erzeugung in Hessen unterhalb des Mittelwerts für Deutschlands. Lediglich Schaffleisch bildet hiervon eine Ausnahme. Für die pflanzlichen Erzeugnisse kann keine generelle Aussage getroffen werden. So liegt bei Weizen, Gerste und Hafer die Intensität der Erzeugung in Hessen über derjenigen Deutschlands, für Roggen, Winterraps, Zuckerrüben und Kartoffeln gilt jedoch Gegenteiliges.

⁵³ Der Rangkorrelationskoeffizient nach *C. Spearman* zwischen dem Viehbestand in den einzelnen Bundesländern und der Gesamtschlachtmenge ist für die Jahre 2002 bis 2004 positiv auf dem 5-Prozent-Niveau (eigene Berechnungen auf der Grundlage von Daten des STATISTISCHEN BUNDESAMTES (a)).

Auffallend ist die große Spannweite in den Werten. Diese ist für die pflanzlichen Erzeugnisse, außer bei Winterraps, zwischen den hessischen Regionen größer als zwischen den Bundesländern Deutschlands. Für die tierischen Erzeugnisse ist es nur bei Milch und Schafffleisch der Fall, während bei Rind- und Kalbfleisch sowie Schweinefleisch die Spannweite zwischen den Bundesländern Deutschlands größer ist.

Tabelle 4.1: Intensität der landwirtschaftlichen Erzeugung in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Regionen in Kilogramm je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004

	Bundesländer Deutschlands		Hessische Regionen	
	μ_w ^{a)}	Minimum / Maximum ^{b)}	μ_w ^{a)}	Minimum / Maximum ^{b)}
1) Weizen	1285	614 / 1985	1487	475 / 3141
2) Roggen	192	28 / 626	122	20 / 929
3) Gerste	677	272 / 862	782	325 / 1075
4) Hafer	67	25 / 178	115	41 / 230
5) Winterraps	248	113 / 627	229	8 / 463
6) Zuckerrüben	1515	0 / 2767	1433	0 / 6651
7) Kartoffeln	669	69 / 1982	241	29 / 1978
8) Milch	1590	873 / 2294	1291	146 / 2272
9) Rind- und Kalbfleisch	72	2 / 141	58	4 / 106
10) Schweinefleisch	244	22 / 926	189	3 / 458
11) Schafffleisch	1	0 / 9	2	0 / 19

Anmerkungen: ^{a)} μ_w steht für den gewogenen Mittelwert, wobei als Gewicht die Größe der Regionen in Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche dient. ^{b)} Das Minimum bzw. Maximum bezieht sich für Deutschland auf die Bundesländer und für Hessen auf die Landkreise und kreisfreien Städte.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Insgesamt zeigen sich für beide räumlichen Aggregationsniveaus, d.h. die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte, deutliche Unterschiede in den Erzeugungsintensitäten. Sie spiegeln einerseits die landwirtschaftlichen Spezialisierungen von Regionen wider, die sich aus einer Vielzahl von Gründen herausgebildet haben können. Neben der naturräumlichen Lage spielt dabei ebenso die geographische Lage eine besondere Rolle⁵⁴. In Regionen mit hohem Grünlandanteil findet sich so häufig ein Schwerpunkt der Milcherzeugung. In der Nähe von Häfen, wo Futtermittel in großen Mengen mit relativ geringen Transportkosten eingekauft werden können, besitzt die tierische Veredelung Standortvorteile. LIPPERT (2006: 487ff) zeigt, dass zudem Agglomerationseffekte zu regionalen Spezialisierungen im Agrarsektor beitragen können. In Deutschland findet sich beispielsweise eine

⁵⁴ Eine detaillierte Zusammenfassung zur landwirtschaftlichen Standortwirkungslehre bietet KUHLMANN (2005). Die naturräumliche Gliederung Hessens wird in KLAUSING (1988) umfangreich beschrieben. Auch findet sich auf der Internetseite des HESSISCHEN LANDESAMTES FÜR UMWELT UND GEOLOGIE (2008) ein so genannter Umweltatlas, der ein großes Angebot an Kartenmaterial hinsichtlich des Klimas, der Bodennutzung etc. zur Verfügung stellt.

Konzentration der Schweinehaltung in Nordrhein-Westfalen. Die Intensität der Erzeugung liegt in dieser Region mit 926 Kilogramm je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche etwa viermal so hoch wie im Durchschnitt aller Bundesländer. Mecklenburg-Vorpommern dagegen weist eine Konzentration des Rapsanbaus auf (627 kg/ha) und die Erzeugungsmengen liegen um das Zweieinhalbfache über dem Bundesdurchschnitt. Andererseits weist die Streuung der Intensitäten darauf hin, dass es Regionen mit starker landwirtschaftlicher Ausrichtung gibt und solche, in denen die Landwirtschaft eine untergeordnete Rolle spielt. Durch das unterschiedliche Niveau agrarpolitischer Begünstigung für die einzelnen landwirtschaftlichen Erzeugnisse, ist zu erwarten, dass die Höhe der Transferzahlungen räumlich variiert.

4.4 Berechnung des regionalen Niveaus der EU-Agrarstützung

Als Maß für die jährlichen Transferzahlungen von Konsumenten und Steuerzahler an die landwirtschaftlichen Erzeuger wurde das PSE bereits in Kapitel 2.3 vorgestellt. Das hierdurch erfasste Niveau der staatlichen Unterstützung wird von der OECD jedoch nur auf der Ebene von Ländern erfasst, nicht für einzelne Regionen innerhalb dieser. Um die Verteilungseffekte der EU-Agrarpolitik auch auf kleinräumlicheren Ebenen zu quantifizieren, soll in diesem Kapitel, aufbauend auf einem von ZANIAS (2002)⁵⁵ und ANDERS et al. (2004, 2007) entwickelten Konzept, das von der OECD erhobene PSE eines Landes regionalisiert werden. Da in diesem Kapitel die agrarpolitisch induzierten Transferzahlungsströme in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten untersucht werden sollen, dient als Ausgangspunkt einer Regionalisierung das für die EU-Agrarpolitik ausgewiesene PSE. Der Wert der agrarpolitischen Begünstigung für ein landwirtschaftliches Produkt, wird durch dessen erzeugte Menge innerhalb der EU dividiert. Das auf diese Weise ermittelte so genannte *Unit PSE* wird anschließend mit der entsprechenden Erzeugungsmenge des Produktes in einer Region multipliziert. Daraus ergibt sich ein Maß für die agrarpolitische Begünstigung einer Region, die durch die Erzeugung des Produktes entsteht. Die Summe aus den produktspezifischen Bruttotransfers stellt dann die gesamte Agrarstützung einer Region dar.

Es ist zu beachten, dass bei einer derartigen Berechnung jene Form der Agrarstützung, die nicht an eines der untersuchten Produkte gebunden ist, unerfasst bleibt. Somit finden unter anderem gewisse kofinanzierte Beihilfeprogramme für umweltgerechte Produktionsverfahren

⁵⁵ ZANIAS (2002) berücksichtigt in seiner Arbeit neben der Begünstigung einzelner Regionen bzw. Länder durch die EU-Agrarstützung auch deren Belastungen. Letztere entstehen zum einen für die Konsumenten aus dem erhöhten Preisniveau für landwirtschaftliche Produkte; zum anderen entstehen sie für die Steuerzahler die einen bestimmten Anteil an der Finanzierung der EU-Agrarpolitik tragen. Dieser Aspekt wird in Abschnitt 5.5 näher untersucht.

und Ausgleichszahlungen für benachteiligte Gebiete, die nach den Verordnungen 2078/92 und 1257/1999 auf der Ebene der Mitgliedstaaten durchgeführt werden, keine Berücksichtigung⁵⁶. Die OECD ist bemüht, auch solche Instrumente mit in die Erhebung des PSEs einfließen zu lassen und zum Teil sind sie in den von ihr erhobenen Maßzahlen bereits enthalten (vgl. OECD 2008). Hierzu zählen beispielsweise die in Deutschland im Rahmen der 2. Säule der EU-Agrarpolitik ausgebauten bzw. eingeführten Agrarumweltmaßnahmen, Dorfentwicklungsprogramme und Vorruhestandsregelungen für Landwirte (vgl. ebenda: 11ff und 69ff). Diese aggregierten Angaben können dann allerdings kaum wieder auf einzelne Regionen zurückgeführt werden, sofern die Zahlungen nicht produktspezifisch zurechenbar sind. In der vorliegenden Arbeit wurde versucht, Daten bezüglich der räumlichen Verteilung dieser Fördermittel aus nationalen Statistiken zu erhalten. Für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte sind Angaben darüber zwar verfügbar, jedoch erst ab dem Jahr 2003. Eine längere Zeitreihe kann dementsprechend nicht aufgestellt werden. Die Kalkulation des regionalen Niveaus der Agrarstützung und dessen Entwicklung für die hessischen Kreise und auch für die Bundesländer Deutschlands basiert im Folgenden daher ausschließlich auf der Basis produktspezifischer PSEs. Auf die Bedeutung der kofinanzierten Beihilfeprogramme im Vergleich zu der hier abgebildeten Begünstigung aus Marktpreisstützung und Direktzahlungen wird in Abschnitt 4.5.4 noch näher eingegangen.

Das von ZANIAS (2002) und ANDERS et al. (2004) vorgeschlagene Konzept zur Regionalisierung des PSEs lässt sich, ausgehend von N Erzeugnissen für die Bruttotransfers aus agrarpolitischen Maßnahmen entstehen, schreiben als

$$(4.1) \quad PSE_j = \sum_{i=1}^I (Unit PSE_{eu}^i \times q_j^i) \text{ für } i = 1, 2, \dots, N$$

⁵⁶ Die Verordnung 2087/92 beschreibt, inwieweit die Mitgliedstaaten der EU bestimmte Beihilfeprogramme, die den Umweltschutz und den Erhalt des natürlichen Lebensraums betreffen, einführen können. Dazu zählen beispielsweise Maßnahmen, welche die Landwirte verpflichten, bestimmte Flächen zur Schaffung von Biotopbeständen stillzulegen, zu pflegen oder diese zu Freizeit Zwecken zu unterhalten (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 1992b: Artikel 2). Die Ausgaben für diese Maßnahmen werden von den Mitgliedstaaten getragen, wobei ein Teil vom Europäischen Ausrichtungs- und Garantiefonds kofinanziert wird. Unter den Beschlüssen der Agenda 2000 entstand mit der Verordnung 1257/1999 die 2. Säule der EU-Agrarpolitik, welche die Förderung des ländlichen Raums zum Ziel hat (vgl. Abschnitt 2.1). Die Verordnung umfasst neben dem Ausbau der Agrarumweltmaßnahmen auch Investitionsförderungen für landwirtschaftliche Betriebe, Niederlassungsbeihilfen für Junglandwirte, berufsbildende Maßnahmen, Vorruhestandsregelungen, Ausgleichszahlungen für benachteiligte Gebiete, Förderungen für die Verarbeitung und Vermarktung landwirtschaftlicher Erzeugnisse, Beihilfen für die Forstwirtschaft und Förderungen für die Anpassung und Entwicklung von ländlichen Gebieten (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 1999b). Die Förderprogramme im Rahmen der 2. Säule werden, wie die Maßnahmen nach der Verordnung 2087/92, von der EU nur teilweise aus dem EAGFL finanziert, wobei die verbleibenden Kosten von den Mitgliedstaaten getragen werden müssen.

$$\text{mit } \textit{Unit PSE}_{eu}^i = \frac{\textit{PSE}_{eu}^i}{q_{eu}^i}.$$

Dabei steht \textit{PSE}_j für das PSE in einer Region j . $\textit{Unit PSE}_{eu}^i$ bezeichnet das PSE je Tonne eines Erzeugnisses i in der EU und q_j^i und q_{eu}^i sind die erzeugten Mengen von Erzeugnis i in Region j bzw. in der EU⁵⁷. Die in Gleichung (4.1) formalisierte Regionalisierung der EU-Agrarstützung stellt eine *Top-Down*-Vorgehensweise dar. Sie bietet den Vorteil, dass auf der regionalen Ebene lediglich Daten zur landwirtschaftlichen Erzeugung benötigt werden. Für die Höhe der Agrarstützung wird vereinfachend angenommen, dass diese, bezogen auf eine Mengeneinheit eines landwirtschaftlichen Erzeugnisses, innerhalb der EU allorts gleich ist. Somit wird aber beispielsweise unterschiedlichen Preisniveaus auf räumlich differenzierten Märkten oder regional variierenden Direktzahlungen nicht Rechnung getragen. Alternativ hierzu wäre daher auch eine *Bottom-Up*-Vorgehensweise denkbar, bei der die einzelnen Bestandteile des PSEs auf der regionalen Ebene direkt ermittelt werden. Die Verfügbarkeit derart detaillierter Daten nimmt jedoch mit dem Grad der räumlichen Disaggregation ab. So berechnet WALKENHORST (2003) das PSE für die Schweizer Kantone mit einer *Bottom-Up*-Vorgehensweise, trifft aber die Annahme, dass das nationale Preisniveau allorts gleich ist. In diesem Zusammenhang führt auch der Abschlussbericht des so genannten ESPON-Projektes⁵⁸ zur Bewertung der regionalen Auswirkungen der EU-Agrarpolitik auf, dass die Datenverfügbarkeit auf detaillierter räumlicher Ebene nur gering oder nicht vorhanden ist (vgl. ESPON 2004: 71ff). Aus diesem Grund werden in der Studie des ESPON-Projektes die fehlenden Daten mit Hilfe einer bestimmten Aufschlüsselung approximiert.

Das Problem lückenhafter Informationen auf der regionalen Ebene besteht ebenfalls in der vorliegenden Arbeit, insbesondere bei der Analyse der Verteilungswirkungen in den 1980er Jahren. Es wird deshalb im Folgenden die Annahme getroffen, dass innerhalb eines Jahres zwischen den einzelnen Regionen Deutschlands ein einheitliches Preisniveau existiert. Für den ersten Teil des Untersuchungszeitraumes (1979 bis 1991) wird mit der Gleichung (4.1) die Höhe der EU-Agrarstützung auf der regionalen Ebene ermittelt. In dieser Periode ist der wesentliche Bestandteil des PSEs der EU durch das Instrument der Marktpreisstützung begründet (vgl. Abbildung 2.1, ab dem Jahr 1986), während andere Maßnahmen wie beispiels-

⁵⁷ Es sei hier angemerkt, dass von der OECD kein PSE für Roggen ausgewiesen wird. Es soll daher durch das PSE der Kategorie *other grains* approximiert werden. Für Kartoffeln existieren lediglich Angaben zur Marktpreisstützung und nicht zum PSE. Zudem sind diese erst ab dem Jahr 1986 erhoben worden. Für den Zeitraum 1979 bis 1985 kann demnach keine regionale Agrarstützung berechnet werden, welche aus der Erzeugung von Kartoffeln resultiert. Im folgenden Abschnitt wird jedoch gezeigt, dass jener Teil der Agrarstützung von untergeordneter Bedeutung ist.

⁵⁸ ESPON steht für *European Spatial Planning Observation Network*.

weise Tierprämien von relativ untergeordneter Bedeutung sind. Vor diesem Hintergrund erscheint eine Regionalisierung der EU-Agrarstützung über das Unit PSE als relativ gute Annäherung (vgl. ESPOSTI 2007: 124).

Mit dem Beginn der 1990er Jahre hat sich die Zusammensetzung der EU-Agrarstützung fortlaufend gewandelt: Der Anteil der Marktpreisstützung wurde verringert und gleichzeitig kam es zu einem Ausbau der Direktzahlungen. Im Vergleich zu der bisherigen Situation führten insbesondere flächenbezogene Zahlungen im Bereich der pflanzlichen Produkte zu einer Änderung der regionalen Verteilung der EU-Agrarstützung. Auf dem Markt für Ölsaaten⁵⁹ ersetzte dieses Instrument ab dem Jahr 1992 die mengenbasierte indirekte Einkommensstützung über die Beihilfen an Verarbeitungsbetriebe (vgl. WINKLER 1992: 13). Durch die MacSharry-Reform wurden ab dem Jahr 1993 flächenbezogene Zahlungen auch auf den Märkten für Getreide, Eiweißpflanzen und Öllein eingeführt. Hierdurch sollten Einkommensverluste, welche durch die Senkung der Marktpreisstützung entstanden, kompensiert werden. Da eine Berechnung der Ausgleichszahlungen auf der einzelbetrieblichen Ebene einen beträchtlichen Verwaltungsaufwand bedeutet hätte, wurden einzelne Erzeugerregionen festgelegt, innerhalb derer gleiche Erträge unterstellt werden⁶⁰. Die jährliche Höhe der Ausgleichszahlung je Hektar bemisst sich dann aus der Multiplikation des Referenzhektarertrages einer Erzeugerregion mit einem EU-weit einheitlichen Preisausgleich. Letzterer wurde für Getreide mit der Kürzung der Interventionspreise schrittweise angehoben, während er für Ölsaaten reduziert wurde. Ab dem Jahr 2002 gelten für Ölsaaten und Getreide die gleichen Ausgleichszahlungen (LLM 2002), die so genannten Flächenzahlungen für Ackerkulturen⁶¹. Die Ausgestaltung der flächenbezogenen Zahlungen mit der Festlegung von Erzeugerregionen hat innerhalb dieser zu einer teilweise deutlichen Umverteilung der EU-Agrarstützung geführt. Das Ausmaß hängt dabei von der Schwankung im Ertragspotential zwischen einzelnen Standorten bzw. Regionen innerhalb einer Erzeugerregion ab (vgl. KOESTER et al. 1994: 169). So wurden Regionen mit unterdurchschnittlichen Erträgen für den Rückgang der Marktpreisstützung überkompensiert, während die flächenbezogenen Zahlungen für Regionen mit überdurchschnittlichen Erträgen

⁵⁹ Die seit dem Jahr 1967 angewendete Marktordnung für Ölsaaten, auch „Marktordnung für Fette“ genannt, umfasste zunächst die Erzeugnisse Raps- und Rübensamen sowie Olivenöl. Später wurde sie auf die Erzeugnisse Sonnenblumenkerne (1976) und Sojabohnen (1985) ausgeweitet (vgl. WINKLER 1992: 9). Innerhalb der in dieser Arbeit ausgewählten Untersuchungsregionen wird nahezu ausschließlich Raps als Ölsaat angebaut.

⁶⁰ Für Getreide und Ölsaaten entsprechen im Wesentlichen die Grenzen der Bundesländer einer Erzeugungsregion. Bezüglich Getreide gelten für Baden-Württemberg, Bayern, Niedersachsen und Rheinland-Pfalz weitere Untergliederungen innerhalb ihrer Landesgrenzen. Für Ölsaaten haben Brandenburg und Niedersachsen weitere Aufteilungen vorgenommen (vgl. BMELF 1994: 19). Die Referenzhektarerträge in den Erzeugerregionen für Ölsaaten und Getreide errechnen sich aus dem arithmetischen Mittel der Ernten in den Jahren 1986 bis 1990, jedoch bleiben die Jahre mit dem höchsten und dem geringsten Ertrag unberücksichtigt (vgl. BMELF 1994: 25).

⁶¹ Für Eiweißpflanzen gilt eine gesonderte Flächenzahlung.

eine Unterkompensation zur Folge hatten. Insgesamt haben somit die Reformen zu Beginn der 1990er Jahre im Bereich der pflanzlichen Produkte das Niveau der EU-Agrarstützung auf kleinräumlicher Ebene homogener gemacht.

Um diesen Umverteilungswirkungen in der Quantifizierung der regionalen Agrarstützung Rechnung zu tragen, wird Gleichung (4.1) für den zweiten Teil des Untersuchungszeitraumes (1992 bis 2004) entsprechend erweitert. Für diejenigen pflanzlichen Erzeugnisse, welche flächenbezogene Zahlungen erhalten, soll das produktspezifische PSE der EU in eine mengen- und eine raumbasierte Komponente der Agrarstützung zerlegt werden. Das betrifft ab dem Jahr 1992 Ölsaaten und ab 1993 auch Getreide, Eiweißpflanzen und Öllein. Die mengenbasierte Komponente der EU-Agrarstützung umfasst das produktspezifische PSE (unter anderem die Marktpreisstützung) abzüglich der flächenbezogenen Zahlungen. Dieser Teilbetrag des PSEs wird anschließend analog zu der *Top-Down*-Vorgehensweise in Gleichung (4.1) regionalisiert. Die raumbasierte Komponente der EU-Agrarstützung enthält die oben aufgeführten flächenbezogenen Zahlungen. Deren Regionalisierung erfolgt gewissermaßen *Bottom-Up*, indem die spezifische Ausgleichszahlung je Hektar einer Region mit der Anbaufläche des jeweiligen pflanzlichen Erzeugnisses multipliziert wird. Bei diesem Ansatz wird vereinfachend von der obligatorischen Stilllegungsverpflichtung von Flächen abstrahiert. Sie betrifft alle Regionen in derselben Weise und demzufolge werden nur geringfügige Umverteilungseffekte hierdurch erwartet. Für L Erzeugnisse, für die flächenbezogene Zahlungen gewährt werden, lautet die Gleichung zur Regionalisierung der EU-Agrarstützung dann:

$$(4.2) \quad PSE_j^L = \sum_{l=1}^L \left(\frac{PSE_{eu}^l - DAP_{eu}^l}{q_l^{eu}} \times q_j^l \right) + DAP_{ha}^l \times A_j^l \quad \text{für } l = 1, 2, \dots, L.$$

Der Ausdruck DAP_{eu}^l steht für die insgesamt gewährten flächenbezogenen Zahlungen in der EU für das Erzeugnis l . DAP_{ha}^l bezeichnet die flächenbezogenen Zahlungen je Hektar⁶² und A_j^l die Anbaufläche von Erzeugnis l in der Region j . Der erste Summand auf der rechten Seite von Gleichung (4.2) stellt die mengenbasierte Komponente und der zweite Summand die raumbasierte Komponente der EU-Agrarstützung dar. Das PSE der verbleibenden pflanzlichen Erzeugnisse, für die keine flächenbezogenen Zahlungen bestehen, wird weiterhin gemäß der Gleichung (4.1) regionalisiert.

⁶² Die Höhe der Ausgleichszahlungen ist sowohl für Getreide als auch für Ölsaaten zwischen den Bundesländern unterschiedlich. Für die Berechnung des regionalen PSEs wird auf der Ebene der Bundesländer daher die entsprechende Ausgleichszahlung herangezogen. Für die Bundesländer, in denen eine Unterteilung der Ausgleichszahlungen für bestimmte Gebiete vorgenommen wurde (Niedersachsen, Brandenburg und Thüringen), wird der gewogene Mittelwert verwendet. In Hessen ist dies nicht der Fall, so dass für die Berechnung des regionalen PSEs auf der Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte die Ausgleichszahlung allerorts gleich ist.

Bei den tierischen Erzeugnissen werden die Ausgleichszahlungen auf dem Rind- und Schaf-
fleischmarkt nicht explizit in der Regionalisierung der EU-Agrarstützung berücksichtigt, ob-
gleich diese mit der Agrarreform im Jahr 1992 zunehmend an Bedeutung gewonnen haben.
Zum einen, weil für die Gewährung der so genannten Tierprämien die Anzahl an prämiensfä-
higem Vieh entscheidend ist und eine Auszahlung je Tier erfolgt⁶³. Demzufolge treten die für
die flächenbezogenen Ausgleichszahlungen aufgezeigten Effekte der Über- und Unterkom-
pensation bei den Tierprämien in der Form nicht auf. Zum anderen wird von einer gesonder-
ten Berechnung der Ausgleichszahlungen im tierischen Bereich abgesehen, da aufgrund der
Vielzahl von Prämienarten sehr detaillierte Daten erforderlich wären. Beispielsweise ist der
Prämienbetrag bei der Sonderprämie für männliche Rinder von dem Tieralter bzw. bei der
Saisonentzerrungsprämie für Ochsen von dem Zeitpunkt der Schlachtung abhängig (vgl. LLM
2002). Derart ausführliche Informationen werden in den Statistiken nicht erfasst. Für alle tie-
rischen Erzeugnisse wird daher die EU-Agrarstützung auch im zweiten Teil des Untersu-
chungszeitraumes mit Hilfe von Gleichung (4.1) regionalisiert, trotz der Änderungen hinsicht-
lich ihrer Zusammensetzung zum Anfang der 1990er Jahre. Die Berechnung der gesamten
Verteilungseffekte der EU-Agrarpolitik ergibt sich aus der Kombination der Gleichungen
(4.1) und (4.2). Werden L Erzeugnisse unterstellt, für die flächenbezogene Zahlungen beste-
hen, und K sonstige Erzeugnisse ergibt sich daraus:

$$(4.3) \quad PSE_j = \sum_k^K (Unit PSE_{eu}^k \times q_j^k) \\ + \sum_l^L \left(\frac{PSE_{eu}^l - DAP_{eu}^l}{q_{eu}^l} \times q_j^l \right) + DAP_{ha}^l \times A_j^l,$$

für $k= 1, 2, \dots, K$ und $l = 1, 2, \dots, L$.

Die Gleichung (4.3) zeigt, dass auch für die zweite Hälfte des Untersuchungszeitraumes der
größere Teil der EU-Agrarstützung weiterhin mit Hilfe der *Top-Down*-Vorgehensweise regi-
onalisiert wird. Lediglich die Auswirkungen der flächenbezogenen Zahlungen, von denen
Umverteilungseffekte zwischen Regionen ausgehen, werden getrennt davon berechnet.

⁶³ Die Höhe der Ausgleichszahlungen im tierischen Bereich ist innerhalb der EU in der Regel einheitlich. Bei
Rindfleisch haben die Mitgliedstaaten allerdings die Möglichkeit, die Tierprämien mit den ihnen von der EU
zusätzlich zugewiesenen Finanzmitteln aufzustocken. Durch diese Ergänzungsbeträge können Unterschiede in
der Höhe der Tierprämien zwischen Mitgliedstaaten auftreten (vgl. LLM 2002).

4.5 Empirische Ergebnisse für die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte

Auf Grundlage der Gleichungen (4.1) bzw. (4.3) wird die EU-Agrarstützung in den Bundesländern Deutschlands sowie den 26 hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten für den Zeitraum von 1991 bis 2004 bzw. von 1979 bis 2004 berechnet⁶⁴. Für die drei Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg konnten aufgrund mangelnder Daten keine Berechnungen durchgeführt werden. Um der Heterogenität der Untersuchungsregionen hinsichtlich ihrer flächenmäßigen Größe sowie der Produktions- und Betriebsgrößenstruktur Rechnung zu tragen, soll die absolute Höhe der EU-Agrarstützung für drei verschiedene Bezugseinheiten ausgedrückt werden. Zum einen wird sie je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche dargestellt, zum anderen je Erwerbstitigem⁶⁵ in der Landwirtschaft und je landwirtschaftlichem Betrieb. Die Zahl der Erwerbstitigen in der Landwirtschaft ist in den Statistiken leider nicht getrennt aufgeführt, sondern nur für den Wirtschaftsbereich „Land- und Forstwirtschaft, Fischerei“ insgesamt. Obwohl die Landwirtschaft innerhalb dieses Wirtschaftsbereiches den Hauptteil der Erwerbstitigen ausmacht, sind die Ergebnisse zur EU-Agrarstützung je Erwerbstitigem in der Landwirtschaft daher nur als eine Annäherung zu betrachten und unterschätzen den tatsächlichen Wert.

Das Ausmaß der EU-Agrarstützung je Hektar lässt Rückschlüsse auf die Intensität der Erzeugung und die Produktionsausrichtung der Landwirtschaft zu. Je größer dieser Wert, desto intensiver ist die Erzeugung und/oder desto mehr hat sich eine Region auf jene Erzeugnisse spezialisiert, die in besonderem Maße durch die EU-Agrarpolitik begünstigt werden (vgl. Tabelle 2.1: Zucker, Milch, Rind- und Kalbfleisch etc.). Wird die EU-Agrarstützung je landwirtschaftlichem Erwerbstitigen bzw. Betrieb abgebildet, so werden zudem unterschiedliche Betriebsgrößenstrukturen widerspiegelt. Insbesondere für die EU-Agrarstützung je landwirt-

⁶⁴ Zu den regionalen Auswirkungen der EU-Agrarpolitik in Hessen sind bereits sehr detaillierte Untersuchungen von ANDERS et al. (2004; 2007) und HARSCH (2007) durchgeführt worden. Bei der Darstellung der Verteilungseffekte in diesem Abschnitt sind einige Überschneidungen unvermeidlich. Hierauf wird an den entsprechenden Stellen verwiesen. Im Vordergrund dieses Abschnitts soll daher der Fokus auf der Bedeutung einzelner Erzeugnisse für die Höhe der Agrarstützung in einer Region und dem Vergleich der Ergebnisse für Hessen und Deutschland liegen.

⁶⁵ Die Zahl der Erwerbstitigen wird in Deutschland von dem Arbeitskreis „Erwerbstitigenrechnung des Bundes und der Länder“ für verschiedene Wirtschaftszweige (z.B. Baugewerbe, Erziehung und Unterricht, Kredit- und Versicherungsgewerbe etc.) jährlich erhoben. Dem Arbeitskreis sind alle statistischen Landesämter zugehörig. Nach der Definition des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen, zählen als Erwerbstitige „alle Personen, die eine auf Erwerb gerichtete Tätigkeit ausüben, unabhängig von der Dauer der tatsächlich geleisteten oder vertragsmäßig zu leistenden Arbeitszeit. Für die Zuordnung als Erwerbstitige ist es unerheblich, ob aus dieser Tätigkeit der überwiegende Lebensunterhalt bestritten wird oder nicht. Im Falle mehrerer Tätigkeiten wird der/die Erwerbstitige nur einmal gezählt. Maßgebend für die Stellung im Beruf bzw. die Wirtschaftsbezeichnungszuordnung ist die zeitlich überwiegende Tätigkeit“ (vgl. STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER 2004: 27). Die entsprechenden Daten zu Erwerbstitigen in Deutschland finden sich in den Statistiken der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006b; 2006c).

schaftlichem Betrieb deuten niedrige Werte auf relativ kleine Betriebsgrößen hin, während hohe Werte tendenziell in Regionen mit einer großstrukturierten Landwirtschaft auftreten. Darüber hinaus wird neben den drei absoluten Indikatoren zur Messung der Agrarstützung auch das *Percentage PSE* ausgewiesen (vgl. Gleichung (2.6)). Dessen Höhe wird maßgeblich dadurch bestimmt, wie groß die Bedeutung jener Erzeugnisse, die besonders durch die EU-Agrarpolitik gefördert werden, an der regionalen landwirtschaftlichen Erzeugung insgesamt ist. In einer Region, die sich beispielsweise auf die Erzeugung von Kartoffeln spezialisiert hat, welche eine relativ geringe agrarpolitische Begünstigung aufweisen, hätte die Agrarstützung einen geringen Anteil an den landwirtschaftlichen Erlösen. Entsprechend hoch wäre dieser Anteil in einer Region, in welcher die Milch- oder Rindfleischerzeugung die dominierende Produktionsausrichtung ist.

4.5.1 Niveau der EU-Agrarstützung und Bedeutung einzelner landwirtschaftlicher Erzeugnisse

Bevor im nächsten Unterabschnitt auf die Verteilungswirkungen im Einzelnen eingegangen wird, soll zunächst das Niveau und die Zusammensetzung der EU-Agrarstützung in Deutschland und Hessen näher analysiert werden. Aus Tabelle 4.2 geht hervor, dass in den Jahren 2002 bis 2004 in Deutschland die Landwirte mit jährlich etwa 672 bzw. in Hessen mit 584 Euro je Hektar durch die EU-Agrarpolitik begünstigt wurden. Dabei wurde etwa ein Viertel der Transferzahlungen durch die Erzeugung von Getreide generiert und jeweils etwa ein Viertel durch die Erzeugung von Milch sowie Rind- und Kalbfleisch. Von Bedeutung ist ebenfalls die Schweinefleischerzeugung mit einem Anteil von etwa 10 Prozent. Auffallend ist, dass die Zusammensetzung der Agrarstützung bezogen auf die einzelnen Erzeugnisse in Deutschland und Hessen nahezu identisch ist. Geringfügige Abweichungen ergeben sich, weil die Intensität der tierischen Erzeugung im Durchschnitt über das gesamte Bundesgebiet etwas über der Hessens liegt (vgl. auch Tabelle 4.1). Dieses ist auch ein wesentlicher Grund dafür, warum die EU-Agrarstützung je Hektar deutschlandweit höher ist als in Hessen. Es wird im weiteren Verlauf noch gezeigt, dass die Transferzahlungen, welche aus der tierischen Erzeugung stammen, bei der keine direkte Flächenabhängigkeit besteht, sehr viel höhere Werte je Hektar annehmen können, als jene aus der pflanzlichen Erzeugung. Infolgedessen tritt eine heterogene räumliche Verteilung der EU-Agrarstützung je Hektar vor allem durch die unterschiedliche Intensität der tierischen Erzeugung auf.

In Tabelle 4.2 ist neben den absoluten Werten und den Anteilen einzelner Erzeugnisse an der EU-Agrarstützung auch deren Streuung zwischen den Bundesländern Deutschlands bzw. zwi-

schen den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten aufgeführt. Bezüglich der Erzeugnisse, auf denen der Hauptteil der EU-Agrarstützung beruht, zeigt sich, dass der Variationskoeffizient für Milch, Rind- und Kalbfleisch sowie Schweinefleisch über dem Variationskoeffizienten von Getreide liegt. Insbesondere zwischen den Bundesländern, aber auch zwischen den hessischen Regionen streuen die Transferzahlungen für Getreide relativ gering. Die große Streuung bei den Transferzahlungen für beispielsweise Kartoffeln trägt aufgrund des geringen Anteils an den gesamten Transferzahlungen kaum zur heterogenen räumlichen Verteilung der EU-Agrarstützung bei.

Tabelle 4.2: Bedeutung einzelner Erzeugnisse für die Höhe der EU-Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in Deutschland und Hessen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro

	Bundesländer Deutschlands ^{a)}			Hessische Regionen ^{b)}		
	Absoluter Wert	Anteil (in Prozent)	Variationskoeffizient ^{c)}	Absoluter Wert	Anteil (in Prozent)	Variationskoeffizient ^{c)}
Getreide ^{d)}	168,40	25,1	55,8	168,57	28,9	82,7
Winterraps	29,46	4,4	59,0	27,74	4,8	97,2
Zuckerrüben	38,83	5,8	95,3	36,77	6,3	131,9
Kartoffeln	7,50	1,1	155,3	2,72	0,5	121,0
Milch	177,98	26,5	88,9	144,64	24,8	113,4
Rind- und Kalbfleisch	177,54	26,4	115,1	142,69	24,4	95,8
Schweinefleisch	68,53	10,2	134,7	52,99	9,1	123,6
Schafffleisch	3,52	0,5	124,4	7,75	1,3	80,2
Summe	671,77	100,0	80,7	583,87	100,0	87,5

Anmerkungen: ^{a)} Die Werte für Deutschland wurden aus dem Durchschnitt der Bundesländer berechnet (außer Berlin, Bremen und Hamburg). ^{b)} Für Hessen wurden die Werte aus dem Durchschnitt für alle 26 hessischen Landkreise und kreisfreien Städte ermittelt. ^{c)} Der Variationskoeffizient (in Prozent) gibt hier die Streuung der absoluten Agrarstützung für die einzelnen Erzeugnisse zwischen den Bundesländern Deutschlands bzw. zwischen den hessischen Regionen an. ^{d)} Unter Getreide sind Weizen, Gerste, Roggen und Hafer zusammengefasst.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Wird die Entwicklung der EU-Agrarstützung im Zeitablauf untersucht, so zeigt sich insgesamt und auch je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in Hessen ein negativer Trend (vgl. Tabelle 4.3). Zwischen 1991 bis 2004 nahmen die Transferzahlungen jährlich um 9,22 Mio. Euro bzw. je Hektar um etwa 11 Euro ab. Die Berechnungen von ANDERS et al. (2004: 114) für die gleichen Untersuchungsregionen, allerdings für die Periode 1986 bis 1999, zeigen, dass die Verringerung der Marktpreisstützung durch die Einführung der Direktzahlungen zwar zum Teil, aber nicht vollständig, kompensiert wurde. Für Deutschland lässt sich lediglich je Hektar auf dem 10 Prozent Signifikanzniveau ein negativer Trend feststellen (– 8 Euro je Hektar). Es ist anzunehmen, dass hier der Anstieg der Produktionsmengen, mit Ausnahme von Rind- und Kalbfleisch (vgl. Tabelle 3.1), den Rückgang der EU-Agrarstützung weitestge-

hend ausgeglichen hat⁶⁶. Für die Agrarstützung je landwirtschaftlichem Erwerbstitigen und je Betrieb liegen zwischen 1991 und 2004 in Deutschland und Hessen positive Trends vor: In Deutschland stiegen die Werte jährlich um 286 bzw. 540 Euro an, in Hessen um 181 und 313 Euro. Als Hauptgrund für diese Entwicklung kann der fortschreitende Strukturwandel in der Landwirtschaft aufgeführt werden, der zu einem Rückgang der Zahl der Betriebe und Erwerbstitigen in diesem Sektor geführt hat (vgl. ANDERS et al. 2004: 116). In Hessen scheint jedoch die Abwanderung von Erwerbstitigen aus der Landwirtschaft gegenüber jener auf Bundesebene etwas geringer, so dass die Agrarstützung je Erwerbstitigem weniger ansteigt.

Tabelle 4.3: Entwicklung der EU-Agrarstützung in Deutschland und Hessen in Abhängigkeit des verwendeten Indikators, 1991 bis 2004 in Euro^{a)}

	Bundesländer Deutschlands		Hessische Regionen	
	Trend 1991 bis 2004 ^{b)}	Jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004	Trend 1991 bis 2004 ^{b)}	Jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004
PSE insgesamt (in Mio. Euro)	- 137,46 (0,063)	12710,56	- 9,22 (0,003)	446,21
PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	- 7,51 (0,081)	671,77	- 11,15 (0,005)	583,87
PSE je landwirtschaftlichem Erwerbstitigen	285,55 (0,001)	13053,01	180,66 (0,000)	9594,90
PSE je landwirtschaftlichem Betrieb	539,70 (0,002)	27163,54	312,90 (0,000)	17265,32
Percentage PSE	- 0,2 (0,449)	42,0	- 0,3 (0,292)	42,3

Anmerkungen: ^{a)} Die Werte für Deutschland wurden über die Summen für die Bundesländer, außer Berlin, Bremen und Hamburg, berechnet. Für Hessen wurden die Summen für alle 26 hessischen Regionen verwendet. Als Grundlage dienen die realen Werte zum Basisjahr 1995. ^{b)} Es wurde eine lineare Trendschätzung durchgeführt. In Klammern sind die p-Werte angegeben. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau hin.

Quelle: Eigene Berechnungen.

In den Jahren 2002 bis 2004 lag die Agrarstützung sowohl je Erwerbstitigem als auch je Betrieb in Deutschland insgesamt höher als im Durchschnitt aller hessischen Landkreise und kreisfreien Städte (13053 bzw. 27164 Euro im Vergleich zu 9595 bzw. 17265 Euro jährlich). Dieses spiegelt auch wider, dass Hessen im Vergleich zu anderen Bundesländern relativ kleine Betriebsstrukturen aufweist⁶⁷.

Das *Percentage PSE* weist im Zeitablauf keinen Trend auf. In Deutschland und Hessen liegen im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 diesbezüglich sehr ähnliche Werte vor: 42,0 Prozent bzw. 42,3 Prozent. Folglich ist annähernd die Hälfte der Erlöse in der Landwirtschaft, bezo-

⁶⁶ Das PSE der EU hat sich im Zeitraum von 1991 bis 2004 um 938,67 Mio. Euro jährlich verringert. Die lineare Trendfunktion diesbezüglich ist statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau (p-Wert = 0,027).

⁶⁷ Die durchschnittliche Betriebsgröße in Hessen betrug im Zeitraum 2002 bis 2004 29,60 Hektar. Im Bundesgebiet lag diese bei 40,44 Hektar (siehe Anhang 6).

gen auf diese Erzeugnisse, auf Transferzahlungen aus der EU-Agrarpolitik zurückzuführen. Innerhalb der EU beträgt das *Percentage PSE* für die in diesem Abschnitt gewählte Auswahl landwirtschaftlicher Erzeugnisse (vgl. Tabelle 4.1) 44,1 Prozent⁶⁸. Dass für Deutschland der Wert des *Percentage PSEs* etwas unter dem Wert der EU liegt, ist vornehmlich durch die große Bedeutung der Schweinefleischerzeugung in Deutschland zu erklären: Ein Viertel der in der EU erzeugten Schweine wird hier gemästet⁶⁹. In Deutschland ist es gemessen am Produktionswert das zweitwichtigste tierische Erzeugnis (vgl. Tabelle 3.1). Da der Markt für Schweinefleisch in der EU agrarpolitisch vergleichsweise wenig reguliert wird, ist auch der Anteil der Transferzahlungen an den Erlösen der Schweinemäster relativ gering. Das zeigt sich auch darin, dass der Wert des *Percentage PSEs* in der EU für Schweinefleisch, von allen untersuchten Erzeugnissen, mit 24 Prozent am geringsten ist⁷⁰.

4.5.2 Räumlich heterogene Begünstigung durch die EU-Agrarpolitik

In diesem Abschnitt wird untersucht, in welchem Ausmaß die Landwirtschaft in den Bundesländern Deutschlands sowie den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten von der EU-Agrarpolitik begünstigt wird. Die Abbildung 4.4 zeigt die Verteilung der EU-Agrarstützung in Deutschland und Hessen je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, je landwirtschaftlichem Erwerbstitigen und gemessen als *Percentage PSE*. Auf die grafische Darstellung der Agrarstützung je Betrieb wurde aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichtet⁷¹. Die detaillierten Zahlenwerte für die Regionen sind in Anhang 6 aufgeführt. Ebenfalls wurde, wenn möglich, in Abbildung 4.4 nur eine Legende je Indikator verwendet, um eine Vergleichbarkeit zwischen den Berechnungen für Deutschland und Hessen zu erleichtern.

Erwartungsgemäß lassen sich heterogene Niveaus der Agrarstützung zwischen den Untersuchungsregionen beobachten. Zudem bestehen Unterschiede im Verteilungsmuster der Agrarstützung in Abhängigkeit des jeweils gewählten Indikators⁷². Bezogen auf den Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche liegen die Transferzahlungen in Deutschland zwischen 326,37

⁶⁸ Der Wert wurde aus der PSE-Datenbank der OECD ermittelt. Statt Gerste, Roggen und Hafer einzeln zu berücksichtigen, wurde stattdessen die Kategorie *coarse grains* gewählt.

⁶⁹ Berechnet aus der ZMP-MARKTBILANZ „Vieh und Fleisch“ (2005: 190) für die EU-15 im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004.

⁷⁰ Der Wert ist der OECD Producer and Consumer Support Estimates Database 1986-2004 entnommen und gibt den Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 an (vgl. OECD 2005c). Für Milch beträgt das entsprechende *Percentage PSE* 40 Prozent, für Weizen 43 Prozent und für Rindfleisch 73 Prozent (vgl. auch Tabelle 2.1).

⁷¹ Zudem besteht eine hohe Korrelation zwischen der Agrarstützung je landwirtschaftlichem Erwerbstitigen und je Betrieb. Hierzu werden zum Ende des Abschnitts Ergebnisse präsentiert.

⁷² Aus dieser Tatsache folgern ANDERS et al. (2004: 118; 2007: 28) und ebenfalls HANSEN und HARSCHKE (2006: 477), dass die Wahl des Indikators zur Messung regionaler Verteilungswirkungen aus der EU-Agrarpolitik die Ergebnisse erheblich beeinflussen. Dieses ist insbesondere von Bedeutung, wenn Aussagen zu den Kohäsionseffekten dieser Politik getroffen werden sollen.

(Saarland) und 1085,38 Euro (Nordrhein-Westfalen). Die höchsten Werte finden sich in den südlichen und nordwestlichen Bundesländern. In den neuen Bundesländern sowie dem Saarland, Rheinland-Pfalz und Hessen liegt das Niveau zum Teil deutlich darunter. In Hessen sind insbesondere in den nördlichen und östlichen Landkreisen relativ hohe Werte der Agrarstützung festzustellen, während in den südlichen und westlichen relativ geringe Werte existieren. Die hektarbezogenen Transferzahlungen schwanken von 332,28 (Rheingau-Taunus-Kreis) bis 716,67 Euro (Schwalm-Eder-Kreis). Um die Ursachen für die jeweilige Höhe der Transferzahlungen konkret zu identifizieren, wird die Bedeutung der einzelnen Erzeugnisse in den Bundesländern bzw. in den Landkreisen und kreisfreien Städten näher betrachtet⁷³.

Eine detaillierte Auflistung der Ergebnisse präsentiert Anhang 7. Dabei ist festzustellen, dass die Erzeugung von Getreide in allen Untersuchungsregionen einen wesentlichen Teil der Agrarstützung generiert, hauptsächlich über die flächenbezogenen Zahlungen. Da auf Bundesebene in Sachsen, Thüringen und Sachsen-Anhalt die höchsten Getreideanteile an der landwirtschaftlichen Nutzfläche existieren, weisen diese Bundesländer auch die höchsten Transferzahlungen aus der Getreideerzeugung auf. Hinsichtlich der hessischen Regionen gilt Entsprechendes für den Schwalm-Eder-Kreis, den Main-Taunus-Kreis und den Stadtkreis Frankfurt am Main⁷⁴. Im vorangegangenen Abschnitt wurde bereits aufgeführt, dass es vor allem die unterschiedliche Intensität der tierischen Erzeugung ist, die zu den regional heterogenen Transferzahlungen beiträgt. In Bayern und Baden-Württemberg, aber auch in Schleswig-Holstein, tritt besonders durch die große Bedeutung der Milcherzeugung sowie der Rind- und Kalbfleischerzeugung eine hohe Agrarstützung auf⁷⁵.

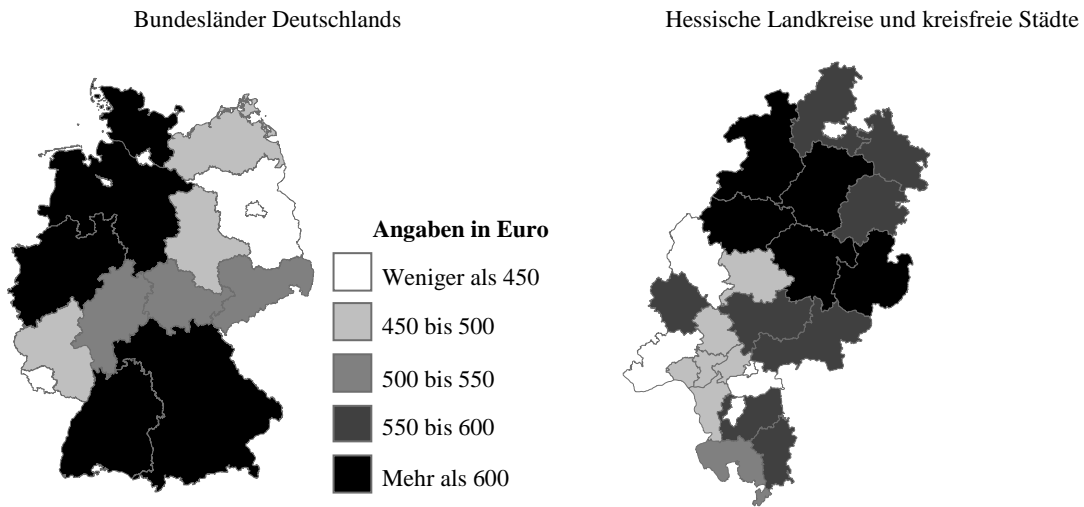
⁷³ Es wurde ebenfalls in Betracht gezogen, die Bestimmungsgründe für die Höhe der regionalen Agrarstützung mittels einer Regressionsgleichung zu ermitteln. Aus den folgenden Gründen wurden diese Überlegungen jedoch nur bedingt und erst im nächsten Abschnitt nach einer ausführlichen deskriptiven Darstellung umgesetzt: Zum einen existiert zwischen den erklärenden Variablen mitunter eine hohe Korrelation. Das gilt insbesondere zwischen den Erzeugungsmengen von Milch, Rind- und Kalbfleisch und Schweinefleisch je Hektar. Daneben besteht die Gefahr der Fehlspezifikation bzw. der Schätzung von Identitäten. Die Berechnung eines Indexes für die Intensität der gesamten tierischen Erzeugung je Hektar wäre grundsätzlich möglich, ginge aber mit einem Informationsverlust einher. Zum anderen zeigt beispielsweise der Anteil der Getreidefläche an der landwirtschaftlichen Nutzfläche keine Signifikanz als erklärende Variable für die Höhe der totalen Agrarstützung je Hektar. Dennoch ist sie für die Höhe der Agrarstützung aus der pflanzlichen Erzeugung von Bedeutung. Schließlich wurde bereits von ANDERS et al. (2007) und HARSCHKE (2007) umfangreich analysiert, inwiefern natürliche und produktionstechnische Standortfaktoren die Höhe der Agrarstützung beeinflussen.

⁷⁴ Der Anteil der Getreidefläche an der landwirtschaftlichen Nutzfläche betrug im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 in Sachsen 44,7 Prozent, in Thüringen 47,9 Prozent und in Sachsen-Anhalt 50,8 Prozent. Für Deutschland insgesamt lag dieser Anteil bei 40,7 Prozent. In Hessen wurde zwischen 2002 und 2004 auf durchschnittlich 39,7 Prozent der landwirtschaftlich genutzten Fläche Getreide angebaut. Im Schwalm-Eder-Kreis belief sich dieser Anteil auf 51,0 Prozent, im Stadtkreis Frankfurt am Main auf 51,5 Prozent und im Main-Taunus-Kreis auf 51,9 Prozent (eigene Berechnungen).

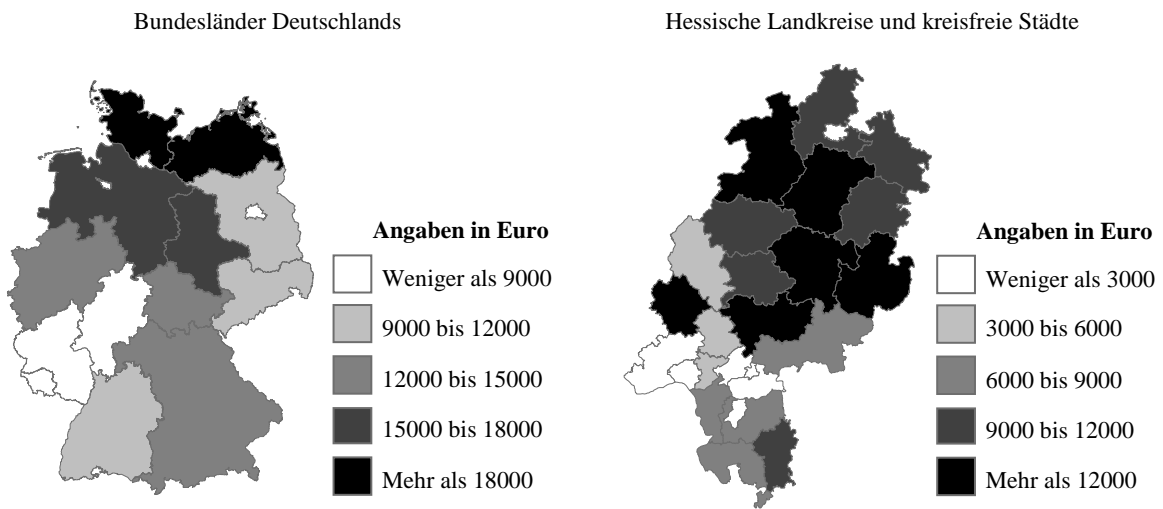
⁷⁵ Auch HANSEN und HARSCHKE (2006: 476f) betonen die Bedeutung der Intensität der tierischen Erzeugung im Hinblick auf die Höhe der hektarbezogenen Transferzahlungen aus der EU-Agrarpolitik.

Abbildung 4.4: Verteilung der EU-Agrarstützung, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004

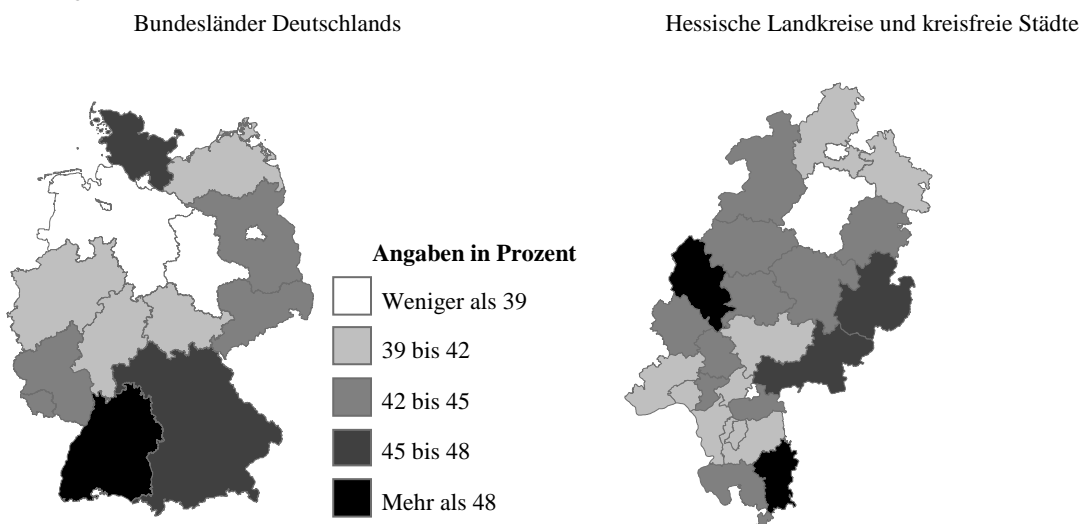
a) ... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche



b) ... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft



c) Percentage *PSE*



Quelle: Eigene Berechnungen in Anlehnung an HANSEN 2005.

In Niedersachsen und in Nordrhein-Westfalen basiert daneben ein großer Teil der Transferzahlungen auf der Erzeugung von Schweinefleisch. Im Vergleich zu diesen Bundesländern ist die tierische Erzeugung in den neuen Bundesländern weniger intensiv, weshalb auch die hieraus generierten Transferzahlungen zum Teil deutlich geringer sind.

In Hessen sind es insbesondere die Landkreise Waldeck-Frankenberg, Marburg-Biedenkopf, Fulda, der Vogelsbergkreis sowie Schwalm-Eder-Kreis, welche hohe Mengen der tierischen Erzeugung je Hektar aufweisen. Der Schwalm-Eder-Kreis zeigt dabei insbesondere eine große Intensität in der Erzeugung von Schweinefleisch, während der Vogelsbergkreis und die Landkreise Fulda und Waldeck-Frankenberg hohe Erzeugungsmengen von Milch je Hektar haben. Auch der Odenwaldkreis im Süden von Hessen zeigt eine hohe Dichte der Milcherzeugung und insbesondere der Rind- und Kalbfleischerzeugung. Diese beiden Erzeugnisse generieren hier etwa 80 Prozent der Agrarstützung je Hektar. Getreide ist aufgrund der vorherrschenden Mittelgebirgslage im Odenwaldkreis (vgl. KLAUSING 1988: 10f) von untergeordneter Bedeutung und wird nur auf etwa ein Fünftel der landwirtschaftlichen Nutzfläche angebaut⁷⁶. In den fünf kreisfreien Städten in Hessen (Darmstadt, Frankfurt am Main, Offenbach am Main, Wiesbaden und Kassel) ist die tierische Erzeugung in Relation zu den Landkreisen eher unbedeutend. Hieraus resultiert auch die vergleichsweise geringe hektarbezogene Agrarstützung in den kreisfreien Städten, insbesondere in Darmstadt, Kassel und Offenbach. Frankfurt am Main und Wiesbaden liegen im Niveau der Agrarstützung etwas höher, da neben der Getreide- vor allem die Zuckerrübenenerzeugung je Hektar sehr hoch ist. In den kreisfreien Städten Frankfurt am Main und Wiesbaden werden hessenweit die höchsten hektarbezogenen Transferzahlungen aus der Erzeugung von Zuckerrüben generiert (169,49 bzw. 153,46 Euro je Hektar)⁷⁷.

Wird die Agrarstützung je landwirtschaftlichem Erwerbstitigen betrachtet, so lässt sich im Unterschied zur Agrarstützung je Hektar eine etwas andere räumliche Verteilung erkennen (vgl. Abbildung 4.4 b). Da das Niveau der Agrarstützung je Erwerbstitigem in einigen Kreisen Hessens erheblich unter dem der Bundesländer ist, werden für die Karten zwei Legenden mit unterschiedlicher Skalierung gewählt. Vor allem in den kreisfreien Städten sind diesbe-

⁷⁶ Der Anteil der Getreidefläche an der landwirtschaftlichen Nutzfläche liegt im Odenwaldkreis im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 bei 20,7 Prozent und damit am geringsten im Vergleich zu den anderen hessischen Regionen (eigene Berechnungen).

⁷⁷ Es ist ebenfalls zu erwarten, dass die Landwirtschaft in den kreisfreien Städten, aufgrund der relativ hohen Bevölkerungsdichte und der Marktnähe, verstärkt Sonderkulturen wie beispielsweise Obst- und Gemüse anbaut. Die hier untersuchten 11 Erzeugnisse sind dadurch von geringerer Bedeutung. Das zeigt sich auch in den Karten des HESSISCHEN LANDESAMTES FÜR UMWELT UND GEOLOGIE (2008), welche um die Bevölkerungszentren herum einen vermehrten Anbau von Dauerkulturen ausweisen. Zur Bedeutung der Marktentfernung auf die landwirtschaftliche Produktionsausrichtung bieten STEINHAUSER, LANBEHN und PETERS (1992: 33ff) eine Darstellung.

züglich aufgrund der geringen Bedeutung der tierischen Erzeugung die Transferzahlungen sehr niedrig. Es wurde zu Beginn des Abschnitts 4.5 bereits darauf hingewiesen, dass bei diesem Indikator auch die Betriebsgrößenstruktur die Ergebnisse maßgeblich beeinflusst. In Deutschland liegt in allen neuen Bundesländern die durchschnittliche Betriebsgröße deutlich über 100 Hektar, während in den südlichen Bundesländern die Größe weniger als 25 Hektar beträgt (vgl. Anhang 6)⁷⁸. HANSEN und HARSCHE (2006: 477) weisen in dem Zusammenhang darauf hin, dass nicht nur zwischen der Betriebsgröße und der Agrarstützung je landwirtschaftlichem Betrieb ein eindeutiger positiver Zusammenhang besteht (vgl. auch ANDERS et al. 2007: 186), sondern, in etwas geringerem Ausmaß, ebenfalls zwischen der Betriebsgröße und der Agrarstützung je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft⁷⁹.

Der Grund für diese Beziehung ist, dass mit zunehmender Betriebsgröße meist die Arbeitsintensität (gemessen als Erwerbstätige je Hektar) abnimmt: Zum einen, weil Degressionseffekte auftreten und sich die Arbeitsintensität *ceteris paribus* verringert; zum anderen, weil bei großen Betriebsstrukturen vielfach der Marktfruchtbau die dominierende Betriebsform ist, bei eher kleinen Betriebsstrukturen dagegen die Viehhaltung überwiegt. Letzteres lässt sich insbesondere für die Bundesländer Deutschlands beobachten: In allen neuen Bundesländern beträgt der Anteil der Transferzahlungen, der aus der pflanzlichen Erzeugung stammt, an der gesamten Agrarstützung mehr als 50 Prozent (im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004). In den alten Bundesländern ist dieser Wert hingegen kleiner als 50 Prozent. Die geringsten Werte treten in den Bundesländern mit relativ kleinen Betriebsstrukturen auf, d.h. Baden-Württemberg (24,8 %), Nordrhein-Westfalen (26,1 %) und Bayern (27,6 %).

Die EU-Agrarstützung je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen ist bundesweit in Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern am höchsten. Schleswig-Holstein nahm bereits bei der Agrarstützung je Hektar einen vorderen Rang ein. Da es von den alten Bundesländern die größten Betriebsstrukturen aufweist, sind die hohen Transferzahlungen je Erwerbstätigem plausibel. In Mecklenburg-Vorpommern waren die Transferzahlungen je Hektar dagegen unterdurchschnittlich. Dessen große Betriebsstrukturen tragen jedoch dazu bei, dass dieses Bundesland, bezogen auf die Erwerbstätigen, in der Landwirtschaft die zweithöchsten Werte in Deutschland aufweist. Indem HANSEN (2005: 13) die Bundesländer nach der Höhe ihrer Ag-

⁷⁸ Das Niveau der EU-Agrarstützung je landwirtschaftlichem Betrieb ist daher in den neuen Bundesländern deutlich größer als in den alten Bundesländern (vgl. Anhang 6; HANSEN 2005: 10). Die Proportionalität von Betriebsgröße und Agrarstützung in der EU wurde bereits in der Vergangenheit vielfach herausgestellt (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 63; TARDITI und ZANIAS 2001: 213).

⁷⁹ Der Spearman'sche Rangkorrelationskoeffizient zwischen der durchschnittlichen Betriebsgröße und der EU-Agrarstützung je Erwerbstätigem in den Jahren 2002 bis 2004 beträgt 0,55 für die Bundesländer Deutschlands und 0,49 für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte. Beide Werte sind statistisch signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau.

rarstützung ordnet, wird deutlich, dass alle neuen Bundesländer höhere Ränge einnehmen, wenn die Transferzahlungen je Erwerbstätigem anstatt je Hektar gemessen werden⁸⁰. In Hessen sind es erneut die nördlichen Landkreise, welche die höchsten Werte der Agrarstützung aufweisen. Wie aus Tabelle 4.4 hervorgeht, ist der Zusammenhang zwischen der EU-Agrarstützung je Erwerbstätigem und je Hektar für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte relativ hoch und deutlich größer als für die Bundesländer Deutschlands.

Tabelle 4.4: Korrelation zwischen den verwendeten Indikatoren der EU-Agrarstützung, 2002 bis 2004^{a)}

	PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		PSE je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		PSE je landwirtschaftlichem Betrieb		Percentage PSE	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE	DE	HE
PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	1,00	1,00	0,43	0,88	-0,01	0,77	0,20	0,19
PSE je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft			1,00	1,00	0,76	0,85	-0,14	0,18
PSE je landwirtschaftlichem Betrieb					1,00	1,00	-0,24	0,01
Percentage PSE							1,00	1,00

Anmerkungen: ^{a)} Es wurde der Spearmanische Rangkorrelationskoeffizient angewendet, da für einige Stichproben die Nullhypothese „Vorliegen von Normalverteilung“ abgelehnt wird. Die Prüfung auf Normalverteilung der untersuchten Stichproben wurde mit dem Test nach Lilliefors durchgeführt (vgl. SACHS 2004: 429). Für die Berechnungen wurden alle Daten aus den drei aufeinanderfolgenden Jahren 2002 bis 2004 „gepoolt“. Für Deutschland ergeben sich daher 39 (= 13 Bundesländer mal 3 Jahre) und für Hessen 78 (= 26 Regionen mal 3 Jahre) Beobachtungen. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistisch signifikante Korrelation auf dem 5-Prozent-Niveau hin.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Eine Ursache für die bundesweit etwas geringere Korrelation zwischen der EU-Agrarstützung je Erwerbstätigem und je Hektar ist, dass in den neuen Bundesländern die Agrarstützung je Hektar unter dem Durchschnitt für Deutschland liegt. Deren Agrarstützung je Erwerbstätigem liegt aber, aufgrund ihrer großen Betriebsstrukturen, zum Teil über dem bundesweiten Durchschnitt. Noch offensichtlicher ist die besondere Situation in den neuen Bundesländern für die Agrarstützung je Betrieb, denn hier liegen die Werte bundesweit am höchsten. Daher ist es nicht verwunderlich, dass in Deutschland kein Zusammenhang zwischen der Agrarstützung je Hektar und je landwirtschaftlichem Betrieb festgestellt werden kann. In den hessischen Regionen hingegen existiert diesbezüglich eine positive Korrelation von 0,77 (vgl. Tabelle 4.4)⁸¹.

⁸⁰ Wird die EU-Agrarstützung je landwirtschaftlichem Betrieb berechnet, so teilen die neuen Bundesländer aufgrund der deutlich größeren Betriebsstrukturen im Vergleich zu den alten Bundesländern die ersten fünf Ränge unter sich auf.

⁸¹ Auch ANDERS et al. (2004: 121, 2007: 193) berechnen eine signifikant positive Korrelation zwischen der Agrarstützung je Hektar und je landwirtschaftlichem Betrieb für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte.

Schließlich zeigt Abbildung 4.4 c die Agrarstützung gemessen als *Percentage PSE* in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Regionen. Grundsätzlich kann beobachtet werden, dass jener Teil der landwirtschaftlichen Erlöse, der durch die EU-Agrarstützung entsteht, regional variiert⁸². Dabei lassen sich, im Vergleich zur Darstellung der Agrarstützung je Hektar oder je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen, teilweise erhebliche Abweichungen erkennen. Dies spiegelt sich auch darin wieder, dass keine positive Korrelation des *Percentage PSEs* mit den anderen Indikatoren vorliegt (vgl. Tabelle 4.4). Zwischen den Bundesländern schwankt das *Percentage PSE* um etwa 10 Prozentpunkte, mit den geringsten Werten in Niedersachsen (37,3 Prozent) und den höchsten in Baden-Württemberg (48,6 Prozent). Niedersachsen weist hiernach die niedrigste Agrarstützung von allen Bundesländern auf, während es bei den hektarbezogenen Transferzahlungen zu denen mit der größten Begünstigung zählt. Im vorherigen Abschnitt wurde bereits aufgeführt, dass in Regionen, in denen die Schweinefleischerzeugung von großer Bedeutung ist, das *Percentage PSE* eher geringe Werte annimmt, weil in diesem Sektor die Agrarstützung relativ niedrig ist. Das trifft für Niedersachsen und ebenfalls für Nordrhein-Westfalen zu. Die hohen Werte Baden-Württembergs und auch Bayerns und Schleswig-Holsteins beim *Percentage PSE* sind vornehmlich darin begründet, dass die Milch- und insbesondere die Rind- und Kalbfleischerzeugung in diesen Bundesländern sehr bedeutend sind. Speziell die Rind- und Kalbfleischerzeugung ist dabei durch einen hohen Anteil der Agrarstützung an den landwirtschaftlichen Erlösen charakterisiert (vgl. Tabelle 2.1).

In Hessen hat die kreisfreie Stadt Kassel mit 36,7 Prozent das niedrigste und der Lahn-Dill-Kreis mit 50,5 Prozent das höchste *Percentage PSE*. Generell haben die kreisfreien Städte zu einem großen Teil aufgrund der geringen Bedeutung der Rind- und Kalbfleischerzeugung einen relativ niedrigen Wert. Dagegen ist das *Percentage PSE* im Odenwaldkreis und außerdem im Main-Kinzig-Kreis und Fulda gerade wegen der beträchtlichen Erzeugungsmengen von Rind- und Kalbfleisch derart hoch. Im Lahn-Dill-Kreis tritt der höchste Wert des *Percentage PSEs* auf, weil Milch und vor allem Rind- und Kalbfleisch die Haupterzeugnisse darstellen, während die übrigen untersuchten Erzeugnisse von relativ untergeordneter Bedeutung sind. Da die Intensität der Erzeugung in diesem Landkreis vergleichsweise gering ist, lag die Agrarstützung je Hektar hessenweit jedoch mit am niedrigsten. Für den Schwalm-Eder-Kreis, der anhand des *Percentage PSEs* nach Kassel die zweitniedrigste Agrarstützung aufweist, hektarbezogen dagegen die höchste, können zur Erklärung dieselben Überlegungen angestellt

⁸² Es sei darauf hingewiesen, dass die hier aufgestellten Berechnungen zur Ermittlung des regionalen *Percentage PSEs* auf der Grundlage der Produktionsmengen und Anbauflächen von 11 ausgewählten Erzeugnissen basieren. Erlöse, die aus weiteren Produktionsrichtungen stammen, fließen daher nicht in die Untersuchung mit ein.

werden, wie für Niedersachsen oder Nordrhein-Westfalen auf der Ebene der Bundesländer. Demnach beruht der scheinbare Widerspruch auf den hohen Erzeugungsmengen von Schweinefleisch in diesem Landkreis.

4.5.3 Wesentliche Determinanten der EU-Agrarstützung

Der nachstehende Unterabschnitt geht der Frage nach, inwieweit die Höhe der EU-Agrarstützung in den Bundesländern und hessischen Regionen aus den, in der deskriptiven Analyse des vorherigen Abschnitts identifizierten, wesentlichen Einflussfaktoren, bestimmt werden kann. Dazu zählten insbesondere die Intensität der tierischen Erzeugung und die Betriebsgrößenstruktur. Es ist an dieser Stelle auf die Arbeit von ANDERS et al. (2007) hinzuweisen, in der ebenfalls die Determinanten für die regionale Höhe der EU-Agrarstützung in Hessen anhand eines Regressionsmodells analysiert werden⁸³. Auch hier fließt die durchschnittliche Betriebsgröße als erklärende Variable mit ein. Die Autoren konzentrieren sich daneben auf die Wirkungen von natürlichen Standortfaktoren wie der durchschnittlichen Niederschlagsmenge, der Temperatur in den Monaten Januar bzw. Mai sowie der Bodenqualität. Zudem gehen das durchschnittliche Einkommen pro Kopf der Gesamtbevölkerung sowie eine Dummyvariable für die Bevölkerungsdichte mit in das Modell ein. Die Hauptergebnisse der Arbeit von ANDERS et al. (2007: 184ff) lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Die durchschnittliche Betriebsgröße in einer Region hat einen positiven Einfluss auf das Niveau der Agrarstützung je landwirtschaftlichen Betrieb. Dagegen hat sie einen schwach signifikanten negativen Einfluss auf das *Percentage PSE*.
- Mit besserer Bodenqualität steigt die Agrarstützung in einem Kreis sowohl hektarbezogen als auch pro Betrieb. Ferner kann die regionale Höhe der EU-Agrarstützung zum Teil über die Niederschlagsmenge und Temperatur erklärt werden.
- Zwischen der Bevölkerungsdichte und der Agrarstützung je Hektar und je Betrieb existiert jeweils eine negative Beziehung; ebenso zwischen dem Einkommen je Kopf der Gesamtbevölkerung und der Agrarstützung je Betrieb.

Im Unterschied zur Arbeit von ANDERS et al. (2007) beinhaltet das hier aufgestellte Regressionsmodell nur die zwei oben benannten erklärenden Variablen. Zum einen, weil eben sie sich in den bisherigen Ausführungen von einer großen Wichtigkeit für die Erklärung des regionalen PSE-Indikators gezeigt haben. Zum anderen, weil für die Bundesländer Deutschlands so-

⁸³ ANDERS et al. (2007) untersuchen Durchschnittswerte für die Jahre 1986 bis 2002, d.h. die Datengrundlage bildet einen Querschnitt aus 26 hessischen Kreisen.

wie die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte dasselbe Regressionsmodell angewendet werden soll. Dieses geschieht vor dem Hintergrund, die Übertragbarkeit von Ergebnissen eines Aggregationsniveaus auf ein anderes zu überprüfen. Beispielsweise wären erklärende Variablen, welche natürliche Standortfaktoren widerspiegeln, für die Bundesländer Deutschlands zu grob, während sie auf Kreisebene regionale Gegebenheiten eher charakterisieren würden.

Das hier geschätzte Regressionsmodell ist in Gleichung (4.4) dargestellt, mit jeweils einem der vier betrachteten PSE-Indikatoren als abhängige Variable und zwei unabhängigen.

$$(4.4) \quad PSE_Indikator_j = \beta_1 + \beta_2_Betriebsgröße_j + \beta_3_Tierische\ Erzeugung_j + u$$

Im vorliegenden Modell ist zu erwarten, dass die Intensität der tierischen Erzeugung *ceteris paribus* einen positiven Effekt auf die absolute Höhe der Agrarstützung in einer Region j ausübt. Für die relative Höhe der Agrarstützung kann hinsichtlich dieser Variable keine grundsätzliche Aussage a priori getroffen werden. Die Richtung des Zusammenhangs hängt maßgeblich davon ab, ob es sich bei den tierischen Erzeugnissen überwiegend um Schweinefleisch, mit einem relativ geringen *Percentage PSE* handelt oder um Milch bzw. Rind- und Kalbfleisch, mit einer deutlich höheren relativen Agrarstützung. Für die Variable Betriebsgröße lässt sich, anhand der vorherigen Untersuchung in diesem Abschnitt und den Ergebnissen von ANDERS et al. (2007), eine positive Wirkung auf die regionale Höhe der Agrarstützung je landwirtschaftlichem Betrieb und Erwerbstätigen vermuten. In welcher Weise dagegen die Agrarstützung je Hektar beeinflusst wird, konnte nicht eindeutig festgestellt werden. Für die Bundesländer Deutschlands schien sich die hektarbezogene Agrarstützung mit zunehmender Betriebsgröße zu vermindern. In den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten war keine klare Tendenz zu erkennen.

Die Ergebnisse aus der Regressionsanalyse sind in Tabelle 4.5 dargestellt. Insgesamt zeigen sich die tierische Erzeugungsmenge und die Betriebsgröße als signifikante Variablen, um die Höhe der betrachteten PSE-Indikatoren zu erklären, außer jedoch beim *Percentage PSE*. Bezüglich der absoluten Indikatoren der Agrarstützung zeigt der Koeffizient für die Intensität der tierischen Erzeugung das erwartete positive Vorzeichen. Erhöht sich beispielsweise die tierische Erzeugung um eine Tonne je Hektar, so steigt *ceteris paribus* das hektarbezogene PSE in den Bundesländern um 80,05 Euro und in den hessischen Regionen um 125,89 Euro.

Die relative Agrarstützung wird nur in den hessischen Kreisen von der Intensität der tierischen Erzeugung positiv beeinflusst, während diese Variable bei den Bundesländern keine Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau zeigt. Für Hessen kann demnach gefolgert werden, dass die Regionen mit intensiver Viehhaltung stärker von den Transferzahlungen der EU-

Agrarpolitik abhängen. Die durchschnittliche Betriebsgröße hat, wie bei ANDERS et al. (2007), eine positive Wirkung auf die Agrarstützung je Hektar. Gleiches gilt auch für die Agrarstützung je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft. Die hektarbezogene Agrarstützung wird in den Bundesländern und den Landkreisen und kreisfreien Städten unterschiedlich durch diese Variable erklärt. In Hessen nimmt mit größeren Betriebsstrukturen die Agrarstützung je Hektar zu. Dagegen sinkt sie geringfügig auf der Ebene der Bundesländer, wenn die Betriebsgröße ansteigt. Hierfür ist zum Teil auch wieder die besondere Situation in den neuen Bundesländern Deutschlands aufzuführen. Sie haben allesamt eine unterdurchschnittliche hektarbezogene Agrarstützung, weisen aber mit Abstand die größten Betriebsstrukturen auf.

Tabelle 4.5: Der Einfluss der Betriebsgröße und Intensität der tierischen Erzeugung auf die Höhe der EU-Agrarstützung in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten, 2002 bis 2004^{a)}

	PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		PSE je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		PSE je landwirtschaftlichem Betrieb		Percentage PSE	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE	DE	HE
Konstante	529,27 (0,000)	268,11 (0,000)	6549,61 (0,000)	-6418,90 (0,000)	2837,83 (0,444)	-5046,18 (0,000)	43,68 (0,000)	41,32 (0,000)
Tierische Erzeugung (t/ha) ^{b)}	80,05 (0,000)	125,89 (0,000)	1623,81 (0,000)	5465,87 (0,000)	2910,04 (0,009)	3403,23 (0,000)	-0,43 (0,128)	2,76 (0,000)
Betriebsgröße (ha/Betrieb)	-0,65 (0,007)	3,68 (0,001)	37,68 (0,000)	277,10 (0,000)	433,70 (0,000)	566,69 (0,000)	-0,02 (0,003)	-0,08 (0,118)
AR(1) ^{c)}					0,47 (0,004)		71,94 (0,000)	61,55 (0,000)
Korrigiertes R ²	0,49	0,69	0,46	0,81	0,95	0,88	0,52	0,37
F-Statistik	19,26 (0,000)	85,24 (0,000)	17,31 (0,000)	166,39 (0,000)	220,92 (0,000)	275,49 (0,000)	14,21 (0,000)	15,56 (0,000)

Anmerkungen: ^{a)} Wie bereits für die Berechnungen in Tabelle 4.2 wurden alle Daten aus den drei aufeinanderfolgenden Jahren 2002 bis 2004 verwendet. Es wurde hierbei unterstellt, dass die Konstante und die Steigungsparameter invariant über alle Merkmalsträger und über die Zeit hinweg sind (vgl. FENDEL 2004: 737). Die Regressionen wurden mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Da für einige Querschnittsanalysen keine Homoskedastizität vorlag, wurde für alle Querschnittsanalysen die so genannte *Hereoskedasticity Consistent Covariance Matrix (HCCM) Estimation* nach White durchgeführt (vgl. RAMANATHAN 2002: 355). Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau hin. Die p-Werte sind in Klammern angegeben. ^{b)} Dieser Wert ergibt sich aus der Summe der Milch-, Rind- und Kalbfleisch-, Schweinefleisch- und Schaffleischerzeugung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche. ^{c)} Es wurde immer dann ein AR(1)-Term eingefügt, wenn der Durbin/Watson-Test auf Autokorrelation der Störvariablen hindeutete. Nach dieser Prozedur konnte keine Autokorrelation mehr festgestellt werden.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Werden die neuen Bundesländer aus der Schätzung herausgenommen⁸⁴, dann ist die Betriebsgröße keine signifikante erklärende Variable mehr für die Höhe der hektarbezogenen Agrar-

⁸⁴ Die Schätzungen für die alten Bundesländer zeigen hinsichtlich der Agrarstützung je landwirtschaftlichem Betrieb und Erwerbstätigen signifikante Koeffizienten für die Betriebsgröße und die tierische Erzeugung mit denselben Vorzeichen wie für die gesamtdeutsche Datengrundlage.

stützung. Das *Percentage PSE* fällt mit einer wachsenden Betriebsgröße leicht ab. Für Hessen ist dieser Effekt jedoch nicht signifikant, auch nicht auf dem 10-Prozent-Niveau⁸⁵. In Deutschland ist dieser Effekt eher marginal, d.h. steigt die durchschnittliche Betriebsgröße um einen Hektar, so sinkt das *Percentage PSE* um 0,02 Prozentpunkte.

Es wurde ebenfalls überprüft, ob die Bevölkerungsdichte zusätzlich zur Intensität der tierischen Erzeugung und der Betriebsgröße zur Bestimmung des regionalen Niveaus der Agrarstützung herangezogen werden kann. ANDERS et al. (2007: 186) weisen für diese Variable einen negativen Regressionskoeffizienten nach. Sie begründen dieses Vorzeichen mit der Thünen'schen Theorie, wonach marktorientierte Produktion eher in urbanen Regionen stattfindet. Die in der vorliegenden Arbeit angestellten Schätzungen bestätigen das negative Vorzeichen für die Variable Bevölkerungsdichte, wenn die Höhe der Agrarstützung in den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten erklärt wird. Auf dem 5-Prozent-Niveau ist diese Variable für die Erklärung des PSEs je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft und das *Percentage PSE* signifikant. Dagegen hat die Bevölkerungsdichte auf der Ebene der Bundesländer einen signifikant positiven Einfluss auf die Höhe der hektar- und betriebsbezogenen Agrarstützung. Der vermeintliche Widerspruch zur Theorie Thünens liegt sicherlich teilweise in dem Aggregationsgrad der Untersuchungsregionen begründet. Die Bundeslandebene erscheint demnach für eine Bestätigung Thünen'scher Überlegungen nicht angemessen.

4.5.4 Zur finanziellen Bedeutung der Förderprogramme des ländlichen Raums

Zum Ende dieses Unterabschnitts sollen die Höhe und regionale Verteilung der Transferzahlungen aufgezeigt werden, die aus national kofinanzierten Programmen entstehen und die Förderung des ländlichen Raums zum Ziel haben⁸⁶. Sie sind im Rahmen der Agenda 2000 entstanden und bilden die so genannte 2. Säule der EU-Agrarpolitik. Es wurde bereits angemerkt, dass Angaben zu den ausgezahlten Beträgen seit dem Jahr 2003 für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte zur Verfügung stehen. Insgesamt existieren in dem Bundesland acht verschiedene Förderprogramme, welche in Tabelle 4.6 aufgeführt sind⁸⁷. Im Durchschnitt der Jahre 2003 und 2004 betragen die Transferzahlungen je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche hieraus 93,43 Euro. Damit sind sie um ein Vielfaches kleiner als jene Begünstigung, die im vorangegangenen Abschnitt aus der Marktpreisstützung und den Direkt-

⁸⁵ ANDERS et al. (2007) konnten in ihrer Untersuchung eine Signifikanz auf dem 10-Prozent-Niveau feststellen.

⁸⁶ Die Beteiligung der EU an den Programmkosten beträgt in der Regel höchstens 50 Prozent (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 1999b: Artikel 47). Den verbleibenden Teil tragen die Mitgliedsländer.

⁸⁷ Detaillierte Informationen über die Programme zur Förderung des ländlichen Raumes finden sich auf der Internetseite des Hessischen Ministeriums für Umwelt, ländlichen Raum und Verbraucherschutz.

zahlungen für bestimmte Erzeugnisse errechnet wurde (vgl. Tabelle 4.2). Von den in Hessen eingeführten Förderprogrammen nehmen die Agrarumweltmaßnahmen HELP und HEKUL mit einem Anteil von zusammen etwa 30 Prozent an den gesamten Beihilfen für den ländlichen Raum eine besondere Stellung ein. Sie umfassen beispielsweise Bestimmungen zur Stärkung des ökologischen Landbaus, Extensivierung der Grünlandnutzung sowie zum Anbau von Zwischenfrüchten.

Tabelle 4.6: Ausgezählte Fördermittel je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in Hessen für Programme im Rahmen der 2. Säule der EU-Agrarpolitik, jährlicher Durchschnitt 2003 bis 2004^{a)}

Beihilfeprogramm	Absoluter Wert	Anteil (in Prozent)
Ausgleichszulage für landwirtschaftliche Betriebe in benachteiligten Gebieten	26,33	28,2
Hessisches Kulturlandschaftsprogramm (HEKUL)	18,67	20,0
Hessisches Landschaftspflegeprogramm (HELP)	10,40	11,1
Einzelbetriebliches Investitionsförderprogramm	14,86	15,9
Maßnahmen zur Verbesserung der Verarbeitung und Vermarktung	2,89	3,1
Förderung der Dorf- und Regionalentwicklung	16,49	17,7
Förderprogramme im forstwirtschaftlichen Bereich	3,24	3,5
Förderprogramme für den Weinbau	0,54	0,6
Summe	93,43	100,0

Anmerkungen: ^{a)} Es wurde der Durchschnitt über die ausgezahlten Fördermittel in den 26 hessischen Regionen berechnet.
Quelle: EU-ZAHLSTELLE HESSEN und eigene Berechnungen.

Annähernd 30 Prozent macht auch die so genannte Ausgleichszulage zur Sicherung landwirtschaftlicher Betriebe in benachteiligten Gebieten aus. Sie soll zum einen die Erwerbstätigkeit in der Landwirtschaft sichern und zum anderen ständige natürliche und wirtschaftliche Belastungen ausgleichen. Von relativ geringer Relevanz bezüglich der Beihilfen für den ländlichen Raum sind hingegen die Maßnahmen zur Verbesserung der Marktstruktur und Programme, die den Weinbau und die Forstwirtschaft betreffen. Zusammen haben sie einen Anteil von unter 10 Prozent an den gesamten Beihilfen. Zwischen den Landkreisen Hessens liegt eine große Streuung hinsichtlich der Förderung aus der 2. Säule der EU-Agrarpolitik vor⁸⁸. Die geringsten Werte weist Groß-Gerau mit 28,54 Euro je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche auf. Im Lahn-Dill-Kreis liegt der entsprechende Wert etwa fünfmal so hoch, bei 149,93 Euro. Insbesondere die Ausgleichszulage und Zahlungen aus dem Agrarumweltprogramm HEKUL sind hier von Bedeutung. Es ist an dieser Stelle anzumerken, dass für diesen Landkreis die aus dem PSE abgeleitete Agrarstützung je Hektar zu den niedrigsten in ganz Hessen zählte (vgl. Abbildung 4.4. a). Für den Schwalm-Eder-Kreis liegt indessen nahezu der

⁸⁸ Die Höhe der Transferzahlungen in den hessischen Kreisen für die jeweiligen Förderprogramme des ländlichen Raums ist in Anhang 8 aufgelistet.

umgekehrte Fall vor. Während dort das aus Marktpreisstützung und Direktzahlungen zusammengesetzte PSE den höchsten Wert unter den hessischen Regionen annahm, sind die Beihilfen aus der 2. Säule der EU-Agrarpolitik vergleichsweise gering. Lediglich bezüglich der einzelbetrieblichen Investitionsförderung nimmt der Schwalm-Eder-Kreis nach dem Rheingau-Taunus-Kreis und dem Landkreis Offenbach den dritthöchsten Rang ein.

Hieraus stellt sich die Frage, in welcher Beziehung die Beihilfen des ländlichen Raumes in einer Region zur Höhe der über das PSE errechneten Agrarstützung stehen. Gemäß der Verordnung 1257/1999 „ergänzen und flankieren“ diese Programme die anderen Instrumente der EU-Agrarpolitik (vgl. AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 1999b: Artikel 1). Die Ziele der 1. und 2. Säule der EU-Agrarpolitik sind daher dieselben⁸⁹. Ein positiver Zusammenhang zwischen den regionalen Transfers an die Landwirtschaft aus den beiden Säulen wäre dementsprechend durchaus plausibel. Im Folgenden sollen die in Abschnitt 4.5.2 dargestellten PSEs für die hessischen Regionen als Annäherung für die Transfers aus der 1. Säule dienen. Aus Tabelle 4.7 geht hervor, dass zwischen diesen und den gesamten Beihilfen aus der 2. Säule keine signifikante Korrelation in den Jahren 2003 und 2004 vorliegt und demnach auch keine generelle Aussage getroffen werden kann.

Tabelle 4.7: Korrelation zwischen den ausgezahlten Beihilfen zur Förderung des ländlichen Raums in Hessen und dem PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, 2003 bis 2004^{a)}

Ausgezahlte Beihilfen je Hektar landwirtschaftliche genutzter Fläche für ...						
	die Programme insgesamt	HEKUL	HELP	Einzelbetriebliche Investitionen	Dorf- und Regionalentwicklung	Ausgleichszulagen
PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	-0,00	0,11	-0,46	0,14	0,08	0,12

Anmerkungen: ^{a)} Es wurde der Spearman'sche Rangkorrelationskoeffizient verwendet. Für die Berechnungen wurden alle Daten für die hessischen Landkreise aus den zwei aufeinanderfolgenden Jahren 2003 bis 2004 zusammengestellt. Die kreisfreien Städte konnten nicht mit berücksichtigt werden, weil die Fördermittel für den ländlichen Raum für sie nicht einzeln aufgeführt sind. Für Hessen ergeben sich hieraus 42 (= 21 Landkreise mal 2 Jahre) Beobachtungen. Da die Maßnahmen zur Verbesserung der Verarbeitung und Vermarktung, sowie die Programme im forstwirtschaftlichen Bereich und für den Weinbau eine vergleichsweise geringe Bedeutung haben, sind sie hier nicht berücksichtigt. Die fett gedruckten Werte zeigen eine statistisch signifikante Korrelation auf dem 5-Prozent-Niveau an.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Es sind somit weder solche Regionen, die in besonderem Maße von den Instrumenten der 1. Säule begünstigt werden, die auch besonders hohe Beihilfen aus der 2. Säule erhalten, noch

⁸⁹ Die ursprünglichen Ziele der EU-Agrarpolitik sind unter Artikel 33 der konsolidierten Fassung der Römischen Verträge festgelegt. Im Rahmen der Agenda 2000-Reform wurden diese neu formuliert und lauten: Verbesserung der landwirtschaftlichen Wettbewerbsfähigkeit ohne übermäßigen Rückgriff auf Subventionen, Aufrechterhaltung und Stabilisierung des Einkommensniveaus der Landwirte, Schutz der Umwelt und der landschaftlichen Vielfalt, Verbesserung der Qualität der Agrarprodukte und Vereinfachung und Dezentralisierung der EU-Agrarpolitik (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2004: 125).

solche Regionen, die vergleichsweise niedrige Transfers aus der 1. Säule aufweisen. Werden die Programme zur Förderung des ländlichen Raums im Einzelnen betrachtet, so lässt sich lediglich in Bezug auf die Agrarumweltmaßnahme HELP ein signifikanter negativer Zusammenhang feststellen. Letzteres ist insbesondere darauf zurückzuführen, dass Landkreise wie Fulda, Waldeck-Frankenberg oder der Schwalm-Eder-Kreis, mit einem hohen hektarbezogenem PSE, vergleichsweise wenig Mittel aus dieser Maßnahme erhalten. Andererseits ist ein vergleichsweise hoher Zufluss an HELP-Mitteln in Landkreisen wie Offenbach oder dem Hochtaunuskreis festzustellen, die ein vergleichsweise niedriges PSE aufweisen. Diese Landkreise profitieren demnach von den Beihilfen für umweltschonende Bewirtschaftungsformen in besonderem Maße. Für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte und die beiden untersuchten Jahre 2003 und 2004 ist insgesamt jedoch zu folgern, dass die ausgezahlten Beihilfen aus der 2. Säule nicht bzw. nur geringfügig in einer Beziehung zur Agrarstützung aus der 1. Säule stehen. Zudem sind die Beihilfen aus der 2. Säule, trotz des erheblichen Kofinanzierungsanteils seitens der Länder, von eher untergeordneter Bedeutung.

4.6 Dynamik der regionalen Verteilungswirkungen

Der vorherige Abschnitt hat deutliche regionale Unterschiede im Niveau der EU-Agrarstützung gezeigt. Als Ursachen hierfür wurden bereits zum einen die Konzentration der agrarpolitischen Begünstigung auf einige wenige landwirtschaftliche Erzeugnisse aufgeführt, zum anderen die heterogenen Produktionsstrukturen zwischen den Bundesländern Deutschlands bzw. den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten. Die Frage, wie die räumliche Verteilung der EU-Agrarstützung im Zeitablauf variiert, ist bislang in der Literatur nur wenig behandelt worden. Innerhalb Hessens berechnen ANDERS et al. (2004: 116f; 2007: 180ff) eine zunehmende interregionale Streuung. Diese, so folgern die Autoren, ist bedingt durch die steigende Streuung der Marktpreisstützung, während die Streuung jenes Teils der Agrarstützung, welcher auf Direktzahlungen beruht, abnimmt. Im Weiteren soll ergänzend zu den Studien von ANDERS et al. (2004, 2007) geprüft werden, inwiefern eine Mobilität innerhalb der Streuung vorliegt, d.h. ob einige Regionen bezüglich der Agrarstützung aufholen, andere hingegen zurückfallen. Zudem wird untersucht, welche landwirtschaftlichen Erzeugnisse die Streuung hauptsächlich beeinflussen.

4.6.1 Streuung im Zeitablauf

Der vorliegende Unterabschnitt analysiert zunächst, ob die Agrarstützung im Querschnitt über die Bundesländer und auch über die hessischen Regionen homogener geworden ist, oder ob

räumliche Disparitäten zugenommen haben. Ebenfalls wird überprüft, welche Regionen im Zeitablauf aufholen bzw. zurückfallen⁹⁰. Als Streuungsmaß soll der Variationskoeffizient in seiner ungewichteten und gewichteten Form dienen. Er besitzt unter anderem die Eigenschaft der Skaleninvarianz (vgl. SEN 1997: 27f) und ermöglicht so einen Vergleich von Verteilungen mit unterschiedlichen Mittelwerten. Zudem ist der quadrierte Variationskoeffizient in einer Weise zerlegbar, dass der Beitrag einzelner Komponenten an der Gesamtstreuung identifiziert werden kann (vgl. SHORROCKS 1982: 195). Eine Gewichtung des Variationskoeffizienten wird in den folgenden Berechnungen immer dann durchgeführt, wenn die betrachtete Variable, hier das PSE, sich auf eine Basiseinheit bezieht, d.h. die Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche und die Zahl der Erwerbstätigen oder Betriebe in der Landwirtschaft. Eine Vernachlässigung der entsprechenden Größe einer Region und damit die Verwendung des ungewichteten Variationskoeffizienten wäre dann ungeeignet, da die so genannte *Pigou-Dalton-Bedingung* bzw. das schwache Transferprinzip nicht erfüllt wäre (SHERET 1984: 292). Hiernach muss ein Transfer von einer ärmeren Gruppe oder Region zu einer reicheren den Wert eines Streuungsmaßes erhöhen und *vice versa*⁹¹. Die Berücksichtigung von Größenunterschieden zwischen Merkmalsträgern wird zunehmend auch hinsichtlich der Messung von Konvergenzprozessen diskutiert (vgl. PETRAKOS und ARTELARIS 2006; SALA-I-MARTIN 2003; HANSEN und TEUBER 2008). Dabei wird betont, dass eine Gewichtung vorgenommen werden sollte, wenn die Ungleichheit eines Merkmals im Vordergrund der Untersuchung steht. Werden indessen Wachstumstheorien auf ihre Gültigkeit hin überprüft, so kann es erforderlich sein, dass jeder Merkmalsträger dasselbe Gewicht erhält. In Anlehnung an WILLIAMSON (1965: 11) lässt sich der gewichtete Variationskoeffizient für eine Variable Z , wie etwa dem Einkommen pro Kopf über j Regionen, schreiben als:

$$(4.5) \quad \sigma_w(Z)/\mu_w(Z)$$

$$\text{mit } \sigma_w(Z) = \sqrt{\sum_{j=1}^J w_j (Z_j - \mu_w(Z))^2}, \quad \mu_w(Z) = \sum_{j=1}^J (w_j Z_j) \quad \text{und} \quad w_j = W_j / \sum_{j=1}^J W_j,$$

wobei w_j das relative Gewicht der Region j beschreibt und Z_j deren durchschnittliches Einkommen pro Kopf. Es wird für jeden der J Merkmalsträger aus der Relation von dessen je-

⁹⁰ In der Analyse regionaler Wachstumsentwicklungen wird die Abnahme der Streuung einer Variablen, häufig das Einkommen pro Kopf, als σ -Konvergenz bezeichnet. Hierauf wird in Kapitel 5 näher eingegangen.

⁹¹ Anhand eines Beispiels zum Pro-Kopf-Einkommen in drei verschiedenen großen Gruppen zeigt SHERET (1984: 292ff), dass der ungewichtete Variationskoeffizient, im Gegensatz zum gewichteten, nicht der *Pigou-Dalton-Bedingung* gerecht wird, es sei denn alle Gruppen werden *a priori* gleich gewichtet. An dieser Stelle ist darauf hinzuweisen, dass dieses Kriterium für ein Streuungsmaß vorwiegend für die Analyse der Verteilung von Einkommen zwischen Individuen formuliert wird, wo in der Regel keine Gewichtung existiert (COWELL 1995: 55f).

weiliger Größe W_j , beispielsweise bezogen auf die Bevölkerung oder flächenmäßig, zum Gesamtwert über alle Merkmalsträger ermittelt. Somit berechnet sich der gewichtete Variationskoeffizient aus der Division der gewichteten Standardabweichung σ_w durch das gewichtete arithmetische Mittel μ_w . Bei einer Gleichgewichtung aller Merkmalsträger kann w_j vereinfachend als $1/J$ geschrieben werden. In dem Fall ergibt sich der Variationskoeffizient aus der ungewichteten Standardabweichung σ und dem ungewichteten arithmetischen Mittel μ .

Für die einzelnen PSE-Indikatoren ist in Tabelle 4.8 die Streuung im Querschnitt über die Untersuchungsregionen aufgeführt. Die größten Werte nimmt der Variationskoeffizient zwischen den Bundesländern bzw. den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten beim gesamten PSE mit 80,7 und 87,5 Prozent an. Wird das PSE auf eine Basiseinheit bezogen, so ist die Streuung deutlich niedriger, mit Ausnahme jener für das PSE je landwirtschaftlichem Betrieb in Deutschland. Der Variationskoeffizient liegt hier mit einem Wert von 72,0 Prozent relativ hoch, was wiederum auf die beträchtlichen Unterschiede in den Betriebsgrößen zwischen den Bundesländern zurückgeführt werden kann. In Hessen schwankt die Betriebsgröße zwischen den Kreisen jedoch weitaus weniger, wodurch auch das PSE je landwirtschaftlichem Betrieb weniger variiert. Eine vergleichsweise niedrige Streuung weist das PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche auf, speziell für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte. Für Deutschland ist der Wert des Variationskoeffizienten diesbezüglich höher, da hier ein sehr klarer Gegensatz in den hektarbezogenen PSEs der nördlichen und südlichen Bundesländer zu den mittel- und ostdeutschen Bundesländern existiert (vgl. Abschnitt 4.5.2 und Anhang 6). Die hessischen Regionen haben zwar ebenfalls ein Gefälle von Norden nach Süden aufgezeigt, allerdings ist es nicht derart ausgeprägt. Die Streuung des PSEs je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft zwischen den hessischen Regionen übersteigt dagegen jene zwischen den Bundesländern. Als Ursache hierfür ist hauptsächlich der große Unterschied zwischen der Agrarstützung in den kreisfreien Städten und den Landkreisen in Hessen zu nennen. Es wurde in Abschnitt 4.5.3 bereits aufgeführt, dass in urbanen Regionen die Produktionsstruktur der Landwirtschaft häufig eher marktorientiert ausgerichtet ist. Dadurch werden beispielsweise Sonderkulturen wie Obst oder Gemüse vermehrt dort angebaut. Diese Erzeugnisse weisen aber ein vergleichsweise geringes PSE auf und sind in den vorangegangenen Berechnungen nicht mit einbezogen. Außerdem sind Sonderkulturen durch eine hohe Arbeitsintensität charakterisiert. In den kreisfreien Städten Hessens liegt der Besatz an landwirtschaftlich Erwerbstätigen darum weit über dem hessenweiten Durchschnitt⁹². Der Abschnitt

⁹² Im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 waren hessenweit sechs Erwerbstätige je 100 Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in der Landwirtschaft, Forstwirtschaft und Fischerei beschäftigt. Werden nur die kreisfreien

4.5.2 hat ebenfalls gezeigt, dass die tierische Erzeugung, welche den Großteil des PSEs bestimmt, in den kreisfreien Städten von untergeordneter Bedeutung ist. Insgesamt ist es somit nicht verwunderlich, dass die kreisfreien Städte in der Agrarstützung je Erwerbstätigem relativ deutlich von den Landkreisen abweichen.

Tabelle 4.8: Entwicklung und Höhe des Variationskoeffizienten der EU-Agrarstützung in Deutschland und Hessen in Abhängigkeit des verwendeten Indikators^{a)}

	Bundesländer Deutschlands		Hessische Regionen	
	Trend 1991 bis 2004 ^{b)}	Jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 ^{c)}	Trend 1991 bis 2004 ^{b)}	Jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 ^{a)}
PSE insgesamt (in Mio. Euro)	- 0,4 (0,013)	80,7	0,2 (0,001)	87,5
PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	0,3 (0,040)	29,6	0,3 (0,000)	15,6
PSE je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen	- 0,4 (0,046)	27,1	0,9 (0,000)	46,1
PSE je landwirtschaftlichem Betrieb	- 2,9 (0,000)	72,0	0,1 (0,046)	24,7

Anmerkungen: ^{a)} Für das PSE insgesamt wurde der ungewichtete Variationskoeffizient (in Prozent) berechnet. Für die drei anderen PSE-Indikatoren wurde eine Gewichtung entsprechend der Größe einer Region in Hektar bzw. der Zahl der Erwerbstätigen und Betriebe vorgenommen. ^{b)} Es wurde eine lineare Trendschätzung für den Variationskoeffizienten (in Prozent) durchgeführt. In Klammern sind die p-Werte angegeben. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau hin. ^{c)} Geometrisches Mittel.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse bezüglich der zeitlichen Entwicklung des Variationskoeffizienten sind für Hessen übereinstimmend mit jenen aus den Studien von ANDERS et al. (2004: 117; 2007: 184) und HARSCHE (2007: 71). Aus Tabelle 4.8 geht hervor, dass für alle vier PSE-Indikatoren die Streuung zwischen den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten von 1991 bis 2004 geringfügig zugenommen hat. Der positive Trend für die Streuung des PSEs je Hektar ist zunächst überraschend. Aufgrund der zu Beginn der 1990er Jahre durchgeführten Reformen auf den Getreidemärkten, die mit einer Reduzierung der Preisstützung und der Einführung flächenbezogener Zahlungen einherging, wäre zu erwarten, dass die Streuung je Hektar zwischen Regionen abnimmt. Insbesondere träfe es für die hessischen Regionen zu, in denen die Ausgleichszahlungen allerorts dieselbe Höhe haben (vgl. Abschnitt 4.4). Dass solch ein Effekt so nicht eintritt, kann darin begründet sein, dass für andere Erzeugnisse die Streuung des PSEs über die Landkreise bzw. kreisfreien Städte hinweg zugenommen hat. Hierdurch wird der „homogenisierenden“ Wirkung der Ausgleichszahlungen, in Bezug auf die räumliche Ver-

Städte betrachtet, dann sind es 28 Erwerbstätige je 100 Hektar. In Deutschland lag im gleichen Zeitraum die entsprechende Zahl bei 5 Erwerbstätigen (eigene Berechnungen auf der Grundlage des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES und der Erwerbstätigenrechnung der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER 2006c).

teilung der Agrarstützung, entgegengewirkt. Diese Aspekte werden im folgenden Unterabschnitt analysiert.

Für die Bundesländer Deutschlands ergeben sich beinahe gänzlich andere Ergebnisse. Lediglich je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche nimmt die Streuung des PSEs in derselben Höhe zu wie für die hessischen Regionen. Für die anderen Indikatoren zeigt sich ein leicht negativer Trend, welcher hinsichtlich der Streuung des PSEs je landwirtschaftlichem Betrieb etwas stärker ausgeprägt ist. Die abnehmende Streuung kann teilweise über die besondere Situation in den neuen Bundesländern erklärt werden, welche im Vergleich zu den alten Bundesländern eine geringere Bedeutung der tierischen Erzeugung aufweisen (vgl. HANSEN 2007: 10) und deutlich größere Betriebsstrukturen. Allerdings haben sich die Unterschiede diesbezüglich im Zeitablauf reduziert. Da die tierische Erzeugung den Großteil der räumlichen Verteilung der Agrarstützung erklärt (vgl. Unterabschnitt 4.5.2), ist somit auch die Streuung zwischen den neuen und alten Bundesländern kleiner geworden. Eine relativ starke Abnahme in der Streuung zwischen den Bundesländern weist die Agrarstützung je landwirtschaftlichem Betrieb auf. Es ist im wesentlichen darauf zurückzuführen, dass in den neuen Bundesländern die durchschnittliche Betriebsgröße im Zeitraum 1991 bis 2004 von 285,40 auf 186,37 Hektar zurückgegangen ist, während sie in den alten Bundesländern von 19,79 auf 30,34 Hektar angestiegen ist⁹³. Diese Entwicklung trägt dazu bei, dass sich die stark unterschiedlichen Niveaus der Agrarstützung je Betrieb zwischen Ost und West immer mehr angleichen.

Tabelle 4.8 zeigt ebenfalls, dass die Streuung der Agrarstützung je Erwerbstätigem zurückgeht, jedoch nur geringfügig. In den alten Bundesländern und insbesondere in den neuen Bundesländern lässt sich beobachten, dass die Zahl der landwirtschaftlich Erwerbstätigen je Hektar rückläufig ist: Waren im Jahr 1991 sowohl in den alten als auch in den neuen Bundesländern etwa neun landwirtschaftlich Erwerbstätige je 100 Hektar beschäftigt, so waren es im Jahr 2004 sechs in den alten und drei in den neuen Bundesländern⁹⁴. Somit hat die Agrarstützung bezogen auf die landwirtschaftlich Erwerbstätigen in den neuen Bundesländern zu jener in den alten Bundesländern aufgeholt; die Streuung hat sich daraufhin verringert. Dass die Streuung hinsichtlich der Agrarstützung je Hektar zunimmt, kann dadurch begründet werden, dass die landwirtschaftliche Nutzfläche in den alten Bundesländern von 1991 bis 2004 abgenommen, in den neuen Bundesländern dagegen zugenommen hat. Die relativ hohe Agrarstützung in den alten Bundesländern verteilt sich damit auf immer weniger Hektar und die relativ

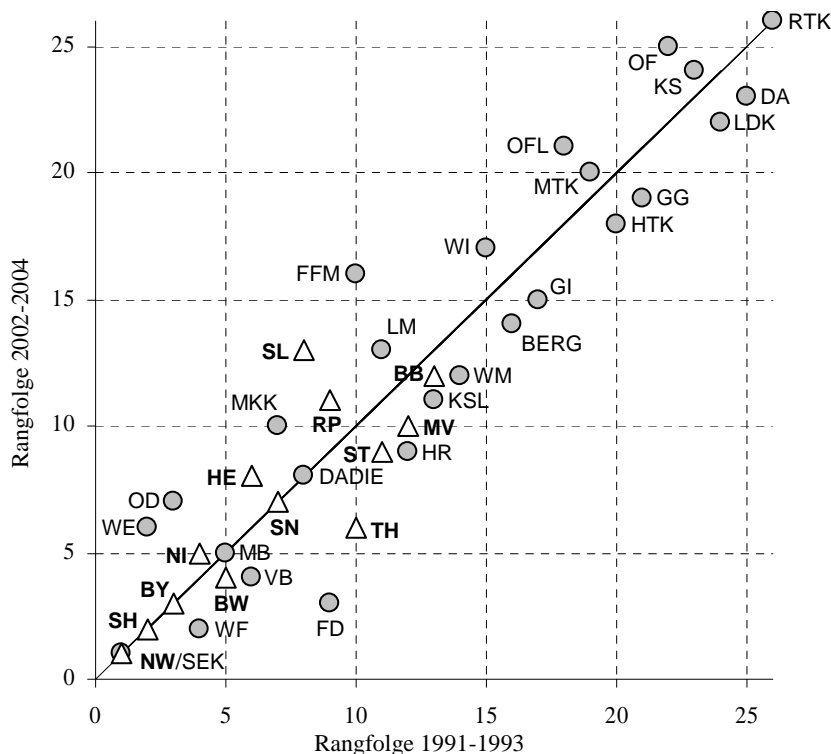
⁹³ Eigene Berechnungen auf der Grundlage der ZMP MARKTBILANZ.

⁹⁴ Eigene Berechnungen auf der Grundlage der ZMP MARKTBILANZ und der Erwerbstätigenrechnung der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006c).

niedrige Agrarstützung in den neuen Bundesländern auf immer mehr Hektar. Hierdurch wird der zunehmenden Bedeutung der tierischen Erzeugung in den neuen Bundesländern, welche die Agrarstützung tendenziell erhöht, entgegengewirkt, was schließlich in einer anwachsenden Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung resultiert.

Abschließend soll die Mobilität innerhalb der Streuung näher untersucht werden. Dazu werden die Bundesländer bzw. hessischen Regionen nach der Höhe ihrer hektarbezogenen Agrarstützung im Durchschnitt der Jahre 1991-1993 und 2002-2004 geordnet. Das Streudiagramm in Abbildung 4.5 zeigt die Ränge der einzelnen Regionen für die beiden unterschiedlichen Perioden, wobei die Bundesländer als Dreiecke und die hessischen Regionen als Kreise kenntlich gemacht sind. Die Diagonale im Streudiagramm teilt die betrachteten Regionen in zwei Gruppen. Jene unterhalb der Geraden sind in der Rangfolge aufgestiegen und haben aufgeholt. Dagegen sind solche Regionen, die oberhalb der Geraden liegen, zurückgefallen.

Abbildung 4.5: Rangfolge der Bundesländer sowie der hessischen Landkreise und kreisfreien Städte nach ihrer Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, 1991 bis 1993 und 2002 bis 2004^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Eine Erklärung der verwendeten Abkürzungen findet sich in Anhang 5.

Quelle: In Anlehnung an HANSEN 2007.

Werden zunächst die Bundesländer analysiert, so wird deutlich, dass Nordrhein-Westfalen die höchste hektarbezogene Agrarstützung sowohl in der Periode 1991-1993, als auch in der Pe-

riode 2002-2004 aufweist. Schleswig-Holstein nimmt in beiden Zeiträumen den zweiten Rang ein und Bayern den dritten. Baden-Württemberg und Niedersachsen haben ihren Platz im Zeitablauf getauscht, d.h. Baden-Württemberg erreicht nun den vierten Rang und Niedersachsen den fünften. Anhand des Streudiagramms lässt sich für die Bundesländer beobachten, dass in den oberen Rängen eine relativ geringere Mobilität vorherrscht (vgl. HANSEN 2007: 11). Letztere ist sehr viel größer in den unteren Rängen, insbesondere weil die neuen Bundesländer durch Veränderungen ihres Outputmixes im Zeitablauf zu den alten Bundesländern aufgeschlossen haben⁹⁵. Die Bundesländer Hessen, Rheinland-Pfalz und das Saarland fallen indessen zurück bzw. werden überholt. Die mittlere Veränderung im Rang, berechnet aus der Differenz des Rangs eines Bundeslands in den beiden Perioden, muss Null sein (vgl. MAURSETH 2001: 259). Deren Standardabweichung beträgt 2,15 im vorliegenden Fall.

Hinsichtlich der hessischen Regionen weist der Schwalm-Eder-Kreis in beiden untersuchten Zeiträumen die höchste hektarbezogene Agrarstützung auf, der Rheingau-Taunus-Kreis die geringste (vgl. Abbildung 4.5). Im Gegensatz zu den Bundesländern ist die Mobilität der Streuung hier in den oberen Rängen höher als in den unteren: Die Standardabweichung für die 13 oberen Ränge⁹⁶ liegt bei 3,24 und für die 13 unteren Ränge bei 1,98, insgesamt beträgt sie 2,70. In jeder der hessischen Regionen, wie auch in den Bundesländern, ist zwischen den beiden untersuchten Perioden die hektarbezogene Agrarstützung zurückgegangen. Somit holen die Kreise auf, in denen die Abnahme nicht so stark ausfällt. Dazu zählt insbesondere der Landkreis Fulda, der vom neunten auf den dritten Rang steigt und damit den größten „Sprung“ nach vorn macht. Am stärksten fällt die kreisfreie Stadt Frankfurt am Main zurück. Die hektarbezogene Agrarstützung hat hier zwischen 1991-1993 und 2002-2004 um fast 40 Prozent abgenommen. Ein wesentlicher Grund dafür ist der vergleichsweise starke Rückgang der Milch- und Rindfleischerzeugung.

4.6.2 Zerlegung der Streuung in einzelne Bestandteile

In den vorangegangenen Abschnitten wurde bereits herausgearbeitet, dass sich die räumliche Verteilung der EU-Agrarstützung zwischen Regionen wesentlich durch unterschiedliche Intensitäten in der tierischen Erzeugung erklärt. Im Folgenden soll nun die Bedeutung einzelner Erzeugnisse für die räumliche Streuung und deren zeitliche Entwicklung konkret quantifiziert werden. Als Streuungsmaß wird fortan der quadrierte Variationskoeffizient verwendet, da

⁹⁵ Die hektarbezogene Agrarstützung ist in allen Bundesländern in der Periode 2002 bis 2004 niedriger als in der Periode 1991 bis 1993. Allerdings fällt der Rückgang in Rheinland-Pfalz, Hessen und dem Saarland relativ stark aus und beträgt 22, 30 bzw. 47 Prozent.

⁹⁶ Es wurde die Rangfolge in der Periode 1991 bis 1993 gewählt.

dieser, im Gegensatz zum häufiger gebrauchten Variationskoeffizienten, die Eigenschaft der Zerlegbarkeit besitzt. Hierauf wird an späterer Stelle ausführlich eingegangen. Das hektarbezogene PSE einer Region j lässt sich zunächst als Summe der jeweiligen PSEs aus den i Erzeugnissen schreiben:

$$(4.6) \quad \frac{PSE_j}{ha_j} = \sum_{i=1}^I \frac{PSE_j^i}{ha_j}.$$

Aus der Erweiterung mit der Produktionsmenge (q_j/q_j) eines Erzeugnisses i , ergibt sich:

$$(4.7) \quad \frac{PSE_j}{ha_j} = \sum_{i=1}^I \left(\frac{PSE_j^i}{q_j^i} \times \frac{q_j^i}{ha_j} \right),$$

wobei der erste Faktor auf der rechten Seite der Gleichung das PSE je Mengeneinheit beschreibt, d.h. das *Unit PSE* (vgl. Gleichung 4.1), und der zweite Faktor die Erzeugungsmengen je Hektar landwirtschaftliche genutzter Fläche. Durch Logarithmieren lässt sich in Anlehnung an BURT und FINLEY (1968) sowie MURRAY (1978) aus der multiplikativen Verknüpfung der beiden Faktoren ein additiver Zusammenhang herleiten⁹⁷:

$$(4.8) \quad \ln\left(\frac{PSE_j}{ha_j}\right) = \sum_{i=1}^I \left(\ln\left(\frac{PSE_j^i}{q_j^i}\right) + \ln\left(\frac{q_j^i}{ha_j}\right) \right) = \sum_{i=1}^I \ln\left(\frac{PSE_j^i}{q_j^i}\right) + \sum_{i=1}^I \ln\left(\frac{q_j^i}{ha_j}\right).$$

Für die Streuung, gemessen als quadrierter (ungewichteter) Variationskoeffizient, gilt dann:

$$(4.9) \quad \sigma^2 \left(\ln\left(\frac{PSE_j}{ha_j}\right) \right) / \mu^2 = \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^I \ln\left(\frac{PSE_j^i}{q_j^i}\right) \right) / \mu^2 + \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^I \ln\left(\frac{q_j^i}{ha_j}\right) \right) / \mu^2 \\ + 2 \operatorname{cov} \left(\sum_{i=1}^I \ln\left(\frac{PSE_j^i}{q_j^i}\right), \sum_{i=1}^I \ln\left(\frac{q_j^i}{ha_j}\right) \right) / \mu^2$$

$$\text{mit } \mu = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \ln\left(\frac{PSE_j}{ha_j}\right),$$

wobei μ das ungewichtete arithmetische Mittel bezeichnet und cov die Kovarianz. J steht für die Anzahl der untersuchten Regionen, d.h. die Bundesländer bzw. die hessischen Regionen.

⁹⁷ BURT und FINLEY (1968: 734f) stellen durch Logarithmierung eine additive Beziehung zwischen Ertrag und Anbaufläche her, welche multipliziert die gesamte Erntemenge an Getreide ergeben. Darauf aufbauend ermitteln die Autoren den Beitrag von Schwankungen in diesen Komponenten für Schwankungen in den Erntemengen. Auch MURRAY (1978: 63f) wählt in seiner Studie eine Logarithmierung, um aus einem Produkt eine Summe herzustellen. Der Autor untersucht darin unter anderem den Einfluss von Preis- und Mengenschwankungen auf die Instabilität der Exporterlöse.

Da aufgrund der Datenverfügbarkeit angenommen wird, dass das *Unit PSE* für ein Erzeugnis allerorts dieselbe Höhe hat (vgl. Abschnitt 4.4), nimmt dessen Varianz den Wert Null an. Der erste Summand auf der rechten Seite der Gleichung (4.9) ist somit Null. Infolgedessen ist auch der im dritten Summanden aufgeführte so genannte Joint- oder Interaktionseffekt gleich Null. Die Gleichung (4.9) reduziert sich daher zu:

$$(4.10) \quad \sigma^2 \left(\ln \left(\frac{PSE_j}{ha_j} \right) \right) / \mu^2 = \sigma^2 \left(\sum_{i=1}^I \ln \left(\frac{q_j^i}{ha_j} \right) \right) / \mu^2 .$$

Es sind in der vorliegenden Arbeit dementsprechend lediglich die unterschiedlichen Intensitäten der landwirtschaftlichen Erzeugung, die zur Streuung des hektarbezogenen PSEs beitragen. Unter den hier betrachteten elf Erzeugnissen konnten Milch, Rind- und Kalbfleisch, Schweinefleisch sowie Getreide als die wesentlichen im Hinblick auf die Höhe der Agrarstützung identifiziert werden (vgl. Tabelle 4.2). Vergleichsweise unbedeutend waren Winterraps, Zuckerrüben, Kartoffeln und Schaffleisch. Sie werden daher im weiteren Verlauf in der Gruppe „Sonstige Erzeugnisse“ zusammengefasst.

Um zu identifizieren, welcher Einfluss von diesen Erzeugnissen auf die Verteilung der Agrarstützung ausgeht, wird die von SHORROCKS (1982) vorgeschlagene Zerlegung eines Streuungsmaßes durchgeführt⁹⁸. Das Verfahren findet eine breite Anwendung in Untersuchungen zu Einkommensverteilungen und der Rolle von Einkommensbestandteilen (vgl. JENKINS 1995; PAPTODOROU 1998; DEKKERS und NELISSEN 2001; VON WITZKE und NOLEPPA 2007). Nach SHORROCKS (1982) können unter einer Reihe von Annahmen bestimmte Streuungsmaße auf eine Weise zerlegt werden, dass sich die Beiträge von Einzelgrößen zur Gesamtstreuung ableiten lassen⁹⁹. Zu diesen Streuungsmaßen zählen unter anderem die Varianz, der Gini-Koeffizient, der Theil-Index und der quadrierte Variationskoeffizient. Einer der Grundgedanken in den Ausführungen von SHORROCKS (1982: 194) ist es, den Interaktionseffekt jeweils zur Hälfte auf die Einzelgrößen zu verteilen, die dieser umfasst.

Zur Veranschaulichung des Verfahrens, welches auch als „natürliche Dekomposition von Streuungsmaßen“ bezeichnet wird, soll vereinfachend angenommen werden, dass eine Zufallsvariable Z lediglich aus der Addition zweier Einzelgrößen X und Y entsteht:

$$(4.11) \quad Z = X + Y$$

⁹⁸ Es wären auch andere Ansätze für eine solche Fragestellung denkbar. Die OECD (1998: 15) untersucht in einer Studie den Beitrag von Einzelgrößen unter anderen dadurch, dass sie diese nacheinander aufaddiert und jeweils anschließend die Streuung berechnet. Hierbei, so führt die Studie auf, hat allerdings die Reihenfolge der Einzelgrößen Auswirkungen auf die Ergebnisse.

⁹⁹ Anhang 9 führt die Annahmen auf.

und der quadrierte Variationskoeffizient analog zu Gleichung (4.9) definiert ist als

$$(4.12) \quad \sigma^2(Z)/\mu^2(Z) = \sigma^2(X)/\mu^2(X) + \sigma^2(Y)/\mu^2(Z) + 2 \text{cov}(X, Y)/\mu^2(Z).$$

Die Streuung von Z setzt sich demnach aus drei Komponenten zusammen: der Streuung von X und Y sowie dem Interaktionseffekt. Entsprechend der Vorgehensweise von SHORROCKS (1982) wird der Beitrag des Interaktionseffekts gleichmäßig zur Streuung der Einzelgrößen X und Z hinzuaddiert; in diesem Fall jeweils $\text{cov}(X, Y)/\mu^2(Z)$. Durch Ausmultiplizieren und Umformung ergibt sich daraus¹⁰⁰:

$$(4.13) \quad \sigma^2(Z)/\mu^2(Z) = \underbrace{\text{cov}(Z, X)/\mu^2(Z)}_{C_X} + \underbrace{\text{cov}(Z, Y)/\mu^2(Z)}_{C_Y}$$

Der erste Summand auf der rechten Seite stellt dabei den absoluten Beitrag von X an der Streuung von Z dar (C_X) und der zweite Summand den Beitrag von Y , d.h. (C_Y). Die prozentualen Anteile der Einzelgrößen, bezeichnet als c_X und c_Y , lassen sich aus der Division des jeweiligen Summanden mit der Gesamtstreuung bestimmen:

$$(4.14) \quad c_X = \frac{C_X}{\sigma^2(Z)/\mu^2(Z)} = \frac{\text{cov}(Z, X)/\mu^2(Z)}{\sigma^2(Z)/\mu^2(Z)} = \text{cov}(Z, X)/\sigma^2(Z) \text{ und}$$

$$c_Y = \frac{C_Y}{\sigma^2(Z)/\mu^2(Z)} = \frac{\text{cov}(Z, Y)/\mu^2(Z)}{\sigma^2(Z)/\mu^2(Z)} = \text{cov}(Z, Y)/\sigma^2(Z),$$

wobei gilt, dass $c_X + c_Y = 1$. Die Dekomposition weist den beiden Einzelgrößen X und Y folglich genau einen Wert hinsichtlich ihres Beitrages zur Streuung von Z zu. Dieses Verfahren erscheint umso pragmatischer, je mehr Einzelgrößen es sind, in die eine Zufallsvariable zerlegt wird. Bei drei Einzelgrößen würde beispielsweise die Streuung einer Zufallsvariable nach Gleichung (4.12) neben den Beiträgen der Einzelgrößen auch drei Interaktionseffekte aufweisen. Für $i = 1, \dots, I$ Einzelgrößen berechnet sich die Anzahl der Interaktionseffekte über $I/2(N^2 - N)$; sie würde demnach exponentiell ansteigen. Die Vorgehensweise von SHORROCKS (1982) resultiert dagegen lediglich in I Beiträgen, und jede Einzelgröße besitzt exakt einen. Für den quadrierten Variationskoeffizienten von einer Zufallsvariablen Z lässt sich der absolute Beitrag der k -ten Einzelgröße (C_k) zur Gesamtstreuung generell schreiben als:

$$(4.15) \quad C_k = \text{cov}(Z, Z_k)/\mu^2(Z) \text{ mit } Z = \sum_{k=1}^K Z_k \text{ und } \sigma^2(Z)/\mu^2(Z) = \sum_{k=1}^K C_k.$$

Der prozentuale Beitrag einer Einzelgröße (c_k) ist in Anlehnung an die Gleichung (4.14) dann:

¹⁰⁰ Eine Herleitung am Beispiel der ungewichteten Varianz enthält Anhang 10.

$$(4.16) \quad c_k = \left(\text{cov}(Z, Z_k) / \sigma^2(Z) \right) \times 100 [\%]$$

Es ist anzumerken, dass das Dekompositionsverfahren von SHORROCKS (1982) nicht frei von Kritik ist: So bemängelt FOURNIER (2000: 5f) vor allem die Allokation des Interaktionseffekts und die restriktiven Annahmen. Dadurch ist der relative Anteil einer Einzelgröße an der Gesamtstreuung unabhängig von dem gewählten Streuungsmaß. In diesem Zusammenhang mahnt ebenfalls die OECD (1998: 17), trotz der Vorzüge einer solchen Zerlegung, zu einer vorsichtigen Interpretation der Ergebnisse. In ihrer Studie zeigt sie, dass eine einheitliche Transferzahlung an jeden Merkmalsträger einer Stichprobe den quadrierten Variationskoeffizienten des totalen Einkommens verringert, weil der Mittelwert zunimmt, während die Standardabweichung gleich bleibt. Als Folge ändert sich der absolute Beitrag für alle anderen Einkommensbestandteile an der Gesamtstreuung. Ihre relativen Anteile bleiben jedoch konstant. Der absolute und damit auch der relative Beitrag der Transferzahlung ist dagegen Null (vgl. Annahme 5 der Shorrocks-Zerlegung in Anhang 9).

SHORROCKS (1982) leitet die dargelegte Dekomposition für den Fall ungewichteter Streuungsmaße her. Auch die oben genannten empirischen Arbeiten, welche dieses Verfahren anwenden, untersuchen ausschließlich Verteilungen, bei denen die einzelnen Merkmalsträger nicht bzw. gleich gewichtet werden. Letzteres ist jedoch als ein Spezialfall in Bezug auf die Gewichtung von Merkmalsträgern anzusehen (vgl. Unterabschnitt 4.6.1). Für den allgemeinen Fall lässt sich bei der Zerlegung des quadrierten gewichteten Variationskoeffizienten der absolute Beitrag einer Einzelgröße an der Gesamtstreuung aus der Gleichung (4.15) ableiten als:

$$(4.17) \quad C_k = \text{cov}_w(Z, Z_k) / \mu_w^2(Z) \quad \text{mit} \quad \sigma_w^2(Z) / \mu_w^2(Z) = \sum_{j=1}^J C_k,$$

wobei cov_w dann die gewichtete Kovarianz beschreibt und definiert ist als:

$$(4.18) \quad \text{cov}_w(Z, Z_k) = \sum_{j=1}^J w_j (z_j - \mu_w(Z)) (z_{kj} - \mu_w(Z_k)).$$

Wie in Gleichung (4.5) steht w_j für das relative Gewicht eines Merkmalsträgers und μ_w für das gewichtete arithmetische Mittel. Der prozentuale Anteil einer Einzelgröße ergibt sich nun aus:

$$(4.19) \quad c_k = \text{cov}_w(Z, Z_k) / \sigma_w^2(Z) \times 100 [\%] \quad \text{mit} \quad \sigma_w^2(Z) = \sum_{j=1}^J w_j (z_j - \mu_w(Z))^2,$$

wobei σ_w^2 die gewichtete Varianz bezeichnet. Bei $w_j = 1/J$, entsteht wiederum der Spezialfall gleichgewichteter Merkmalsträger (vgl. Gleichung (4.15) und (4.16)).

Zu Beginn wurde bereits aufgeführt, dass dieser Unterabschnitt zum Ziel hat, die Bedeutung einzelner Erzeugnisse für die Verteilung der hektarbezogenen Agrarstützung herauszuarbeiten. Dazu wird der entsprechende quadrierte gewichtete Variationskoeffizient nach Gleichung (4.19) zerlegt. Die Ergebnisse für die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Regionen enthält Tabelle 4.9. Demnach gehen wie erwartet von der tierischen Erzeugung die mit Abstand größten Wirkungen auf die Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung aus.

Tabelle 4.9: Zerlegung der Streuung der EU-Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in einzelne Komponenten^{a)}

	Bundesländer Deutschlands		Hessische Regionen	
	Beitrag zur Gesamtstreuung 2002 bis 2004 (in Prozent)	Trend 1991 bis 2004 (in Prozent) ^{b)}	Beitrag zur Gesamtstreuung 2002 bis 2004 (in Prozent)	Trend 1991 bis 2004 (in Prozent) ^{b)}
Getreide	-1,3	-0,394 (0,027)	5,1	-0,720 (0,230)
Milch	19,7	-1,740 (0,000)	53,8	-0,486 (0,540)
Rind- und Kalbfleisch	53,2	0,030 (0,923)	24,8	0,216 (0,734)
Schweinefleisch	26,5	2,211 (0,000)	22,6	1,881 (0,000)
Sonstige Erzeugnisse ^{c)}	1,9	-0,106 (0,427)	-6,3	-0,892 (0,173)
Summe	100,0		100,0	

Anmerkungen: a) Der quadrierte gewichtete Variationskoeffizient der hektarbezogenen Agrarstützung im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 kann aus Tabelle 4.8 berechnet werden und beträgt 0,088 ($=0,296^2$) für die Bundesländer und 0,024 ($=0,156^2$) für die hessischen Regionen. b) Es wurde eine lineare Trendschätzung für die prozentualen Anteile durchgeführt. In Klammern sind die p-Werte angegeben. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau hin. c) Die Gruppe der sonstigen Erzeugnisse umfasst Winterraps, Zuckerrüben, Kartoffeln und Schafffleisch. Quelle: Eigene Berechnungen.

Letztere wird in Deutschland maßgeblich durch die unterschiedlichen Intensitäten der Rind- und Kalbfleischerzeugung zwischen den Bundesländern beeinflusst: Im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 sind 53,2 Prozent der Streuung hierauf zurückzuführen. Die Beiträge der Schweinefleisch- und Milcherzeugung sind geringer, aber trotzdem von großer Relevanz, und belaufen sich auf 26,5 bzw. 19,7 Prozent. Die Erzeugung von Getreide hat mit -1,3 Prozent einen relativ unbedeutenden Beitrag an der Streuung. Interessant ist dabei das negative Vorzeichen. Es weist auf eine negative Korrelation zwischen der Höhe der Agrarstützung aus der Getreideerzeugung und der gesamten Agrarstützung in einem Bundesland hin. Als Folge reduziert die Getreideerzeugung die Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung geringfügig. Ebenfalls trägt die Gruppe der sonstigen Erzeugnisse nur unerheblich zur Streuung bei (1,9 Prozent). Für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte besitzt die Milcherzeugung mit 53,8 Prozent den größten Anteil an der Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung. Auf die Erzeugung von Rind- und Kalbfleisch sowie Schweinefleisch entfallen diesbezüglich 24,8 bzw. 22,6 Prozent. Im Vergleich zu den Bundesländern trägt die Erzeugung von Getreide (5,1 Prozent) und den sonstigen Erzeugnissen (-6,3 Prozent) zwar etwas stärker, aber dennoch

relativ begrenzt zur Streuung zwischen den hessischen Regionen bei. Erstere vergrößert dabei die Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung, während letztere diese verringert.

Der vorherige Unterabschnitt hatte gezeigt, dass die Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung sowohl zwischen den Bundesländern Deutschlands als auch zwischen den hessischen Regionen im Zeitablauf leicht zugenommen hat (vgl. Tabelle 4.8). Durch eine Zerlegung dieser Streuung für jedes einzelne Jahr der Periode 1991 bis 2004 können Veränderungen in ihrer Zusammensetzung deutlich gemacht werden. Aus der Tabelle 4.9 geht hervor, dass insbesondere der Beitrag der Schweinefleischerzeugung zur Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung angestiegen ist. Für die Bundesländer Deutschlands beträgt der Zuwachs 2,2 Prozentpunkte jährlich und für die hessischen Regionen 1,9. Weitere Trends lassen sich hinsichtlich der Beiträge von Getreide und Milch für die Bundesländer Deutschlands beobachten. Beide weisen eine abnehmende Bedeutung im Hinblick auf die Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung auf. Die zeitliche Entwicklung der absoluten Beiträge wird aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht in der Tabelle 4.9 dargestellt. Für sie sind ähnliche Vorzeichen und Signifikanzen festzustellen. Danach steigt der Beitrag der Schweinefleischerzeugung an der hektarbezogenen Streuung der Agrarstützung nicht nur relativ, sondern auch absolut. Dagegen sinken die absoluten Beiträge der Getreide- und Milcherzeugung für die Bundesländer.

4.7 Grenzen der gewählten Vorgehensweise

Im Hinblick auf die Grenzen der gewählten Vorgehensweise zur Regionalisierung der EU-Agrarstützung ist auf drei wesentliche Aspekte hinzuweisen. Erstens und wie im vorliegenden Kapitel bereits aufgeführt berücksichtigt der hier verwendete Ansatz nur jenen Teil der Begünstigung, welcher bestimmten landwirtschaftlichen Erzeugnissen zugeordnet werden kann. Dadurch sind auf der kleinräumlichen Ebene lediglich Informationen zur Produktionsmenge erforderlich bzw., für die Abbildung der flächenbezogenen Zahlungen, Angaben zum Anbauumfang von Getreide und Ölsaaten. Produktionsunabhängige Zahlungen sind dagegen nicht erfasst. Vor dem Hintergrund der in der Vergangenheit vergleichsweise untergeordneten Bedeutung dieses Instruments mag dessen Vernachlässigung bisher gerechtfertigt erscheinen. Da die jüngsten Reformen der EU-Agrarpolitik zu einem deutlichen Ausbau der produktionsunabhängigen Zahlungen geführt haben, würde der verwendete Ansatz das regionale Ausmaß der Begünstigung zukünftig jedoch beträchtlich unterschätzen. In dem Fall wäre es sinnvoll, die *Top-Down*-Berechnungen zur produktbezogenen Agrarstützung durch entsprechende Statistiken zum regionalen Fördervolumen aus anderen Instrumenten, sozusagen *bottom-up*, zu ergänzen. Das setzt aber voraus, dass derartige Informationen verfügbar sind. Basieren pro-

duktionsunabhängige Zahlungen, auf historischen Referenzgrößen produktionsabhängiger Zahlungen in den einzelnen Regionen, wie im Fall der EU-Agrarpolitik seit dem Jahr 2005, lässt sich deren Höhe wiederum mit dem hier verwendeten Ansatz approximieren.

Zweitens wird in der gewählten Vorgehensweise davon ausgegangen, dass in Deutschland allerorts derselbe Preis gilt, welcher dem durchschnittlichen Niveau auf dem EU-Binnenmarkt entspricht. Diese Annahme ist stark vereinfachend und berücksichtigt nicht räumliche Preisdifferenzen, die beispielsweise durch unterschiedliche Transportkostenbelastungen entstehen. In peripheren Regionen mit großer Marktentfernung wäre demnach ein niedrigerer Preis zu erwarten als in Regionen mit unmittelbarer Marktnähe. Wird nun allerorts derselbe Preis unterstellt, resultiert daraus eine Überschätzung der Marktpreisstützung in peripheren Regionen bzw. eine Unterschätzung in marktnahen Regionen. Die im vorliegenden Kapitel durchgeführten Berechnungen zeigen somit lediglich auf, in welchem Bereich sich die regionale Höhe der Begünstigung aus der Marktpreisstützung bewegt.

Drittens ist anzumerken, dass die gewählte Vorgehensweise den tatsächlichen Besitzverhältnissen innerhalb der Landwirtschaft nicht bzw. nur bedingt Rechnung trägt. Einer Region wird die Agrarstützung zugewiesen, die sich aus der Menge der dort erzeugten landwirtschaftlichen Produkte sowie der angebauten Fläche ergibt. Gleichermaßen richtet sich die Agrarstützung je Betrieb oder je Erwerbstätigem nach den Strukturdaten eben dieser Region. Liegen beispielsweise die Stallungen oder das bewirtschaftete Land eines Betriebes in der benachbarten Region, geht die Agrarstützung nicht an den Betrieb, sondern fließt gemäß der *Top-Down*-Berechnung in die benachbarte Region. Derartige Verzerrungen sind umso eher zu erwarten, je disaggregierter die räumliche Ebene ist, die betrachtet wird. Direkt hieran schließt sich eine weitere Einschränkung der gewählten Vorgehensweise an, wonach nicht zwischen Haupt- und Nebenerwerbsbetrieben unterschieden werden kann. Zwar bieten die Agrarstrukturerhebungen in regelmäßigen Abständen Zahlenmaterial dazu, doch da die Quantifizierung der Agrarstützung für eine Region erfolgt, ist es nicht möglich, sie anschließend weiter auf die einzelnen Betriebstypen aufzuteilen.

Trotz der Grenzen der gewählten Vorgehensweise wird im nachstehenden Kapitel der Versuch unternommen, die Folgen der EU-Agrarpolitik für regionale Erlösdisparitäten in der Landwirtschaft zu bewerten. Außerdem sollen die Zusammenhänge zwischen der EU-Agrarpolitik und Einkommensdisparitäten in der Gesellschaft insgesamt untersucht werden. Als Ausgangspunkt der empirischen Analyse dienen die hier gewonnenen Ergebnisse zur räumlichen Verteilung der Agrarstützung.

5 EU-Agrarpolitik und Einkommensdisparitäten zwischen Regionen

Im Anschluss an die Untersuchung der Verteilungswirkungen aus der EU-Agrarpolitik soll im folgenden Kapitel deren Bedeutung für das Niveau und den zeitlichen Verlauf regionaler Einkommensdisparitäten herausgearbeitet werden. Dieses geschieht sowohl für den Agrarsektor als auch für die Gesellschaft insgesamt. Erneut werden dabei wieder mit den Bundesländern Deutschlands, außer Berlin, Bremen und Hamburg, und den 26 hessischen Landkreisen und kreisfreien Städte zwei räumlich unterschiedliche Aggregationsniveaus betrachtet. Das vorliegende Kapitel beginnt mit einer kurzen Einführung und einem Literaturüberblick, welcher sich in zwei Teile gliedert. Zunächst werden die Kernaussagen zur EU-Agrarpolitik in den Kohäsionsberichten der Kommission dargelegt und wesentliche vorbereitende Studien vorgestellt. Der zweite Teil fasst weitere Untersuchungen diesbezüglich zusammen. Danach werden einige theoretische Überlegungen angestellt. Die empirischen Abschnitte bedienen sich klassischer und neuerer Methoden aus der Wachstumstheorie, um konvergente bzw. divergente Entwicklungen des Einkommens zu identifizieren.

5.1 Einführung und gegenwärtiger Forschungsstand

Zu Beginn des vorangegangenen Kapitels wurde bereits aufgeführt, dass der wirtschaftliche und soziale Zusammenhalt, welcher als Kohäsion bezeichnet wird, nun bereits seit etwa zwei Jahrzehnten zu den Hauptzielen der EU zählt. Damals wurde im Rahmen der Einheitlichen Europäischen Akte¹⁰¹ der Vertrag zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft um diesen Politikbereich erweitert. Die EU begründet eine solche Änderung nicht nur mit sozialen Gesichtspunkten, sondern auch mit dem ökonomischen Nutzen, „denn es liegen umfassende Belege dafür vor, dass Ungleichheit für Wachstum schädlich ist“ (EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 10). Sie betont in diesem Zusammenhang aber gleichermaßen, dass es ihr dabei nicht um eine Vereinheitlichung geht und dass Kohäsion und Vielfalt sich nicht widersprechen (vgl. ebenda: 15). Kohäsion soll das wirtschaftliche Wachstum von benachteiligten Regionen zwar erhöhen, aber nicht Wachstum in anderen Regionen reduzieren. DUNFORD et al. (2001: 6) merken an, dass eine verstärkte Kohäsion ein höheres Wachstum des Einkommens, der Beschäftigung und der wirtschaftlichen Chancen in Regionen mit geringem Pro-Kopf-Einkommen im Vergleich zu Regionen mit hohem Pro-Kopf-Einkommen impliziert¹⁰². Für

¹⁰¹ Die Einheitliche Europäische Akte trat am 1. Juli 1987 in Kraft. Sie gilt als die erste große Reform der Gründungsverträge, da sie neben einigen neuen Politikbereichen und institutionellen Änderungen auch das Ziel eines gemeinsamen Binnenmarktes formuliert (vgl. DINAN 2005: 3ff).

¹⁰² Eine ausführliche Beschreibung über die Entwicklung der Kohäsionspolitik in der EU bietet der Beitrag von DUNFORD et al. (2001).

SALA-I-MARTIN (2003: 118) ist Kohäsion daher lediglich ein „europäischer“ Ausdruck für Konvergenz.

Zur Umsetzung ihres Kohäsionszieles dienen der EU vor allem die Strukturfonds, zu denen bisher auch die Abteilung „Ausrichtung“ des EAGFL zählte¹⁰³. Diese hat, gemessen am Gesamtvolumen des EAGFL, allerdings nur ein geringes Gewicht, während die Abteilung „Garantie“ den Hauptteil der Finanzmittel umfasst (vgl. Abbildung 4.1). Generell haben die Strukturfonds im Zeitablauf zunehmend an Bedeutung gewonnen: Lag ihr Anteil an den Haushaltsausgaben der EU zum Ende der 1980 Jahre noch unter 20 Prozent, so wuchs ihr Anteil in den 1990er Jahren auf etwa 30 Prozent an (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2005: 155ff). Die Haushaltsausgaben für den Bereich Kohäsion werden sich auch zukünftig weiter erhöhen. Der Finanzrahmen für die Jahre 2007 bis 2013 sieht vor, dem Bereich erstmalig eine größere Mittelausstattung zu gewähren als der Agrarpolitik (vgl. EUROPEAN COUNCIL 2005: 33, LEONARDI 2006: 156). Aus budgetärer Sicht ist die Kohäsion damit zum wichtigsten Politikfeld der EU geworden.

5.1.1 Die Kohäsionsberichte der EU-Kommission und vorbereitende Studien

Die Relevanz der Kohäsionspolitik zeigt sich auch darin, dass die Kommission laut der konsolidierten Fassung des Vertrags zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft „über die Fortschritte bei der Verwirklichung des wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhaltes“ alle drei Jahre informieren muss (AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION 2002). Der erste der so genannten Kohäsionsberichte erschien im Jahr 1996, in den Jahren 2001, 2004 und 2007 folgten weitere¹⁰⁴. Als einer der wesentlichen Indikatoren zur Messung regionaler Disparitäten wird darin, neben der Arbeitslosenquote und dem Bevölkerungswachstum, die Streuung des Pro-Kopf-Einkommens verwendet¹⁰⁵. In jedem der Berichte ist ein Kapitel den Gemeinschaftspolitiken gewidmet, worin deren Auswirkungen im Hinblick auf das Kohäsionsziel

¹⁰³ Neben dem Europäischen Ausrichtungs- und Garantiefonds für die Landwirtschaft (EAGFL), Abteilung „Ausrichtung“, zählen noch der Europäische Sozialfonds und der Europäische Fonds für regionale Entwicklung zu den Strukturfonds. Daneben sollen auch die Europäische Investitionsbank und die sonstigen vorhandenen Finanzierungsinstrumente zur Erreichung der Ziele in Artikel 158 des Vertrages dienen. Zu Beginn des Kapitels 4 wurde erwähnt, dass seit dem 1. Januar 2007 der EAGFL nicht mehr existiert. Die Agrarpolitik wird fortan durch den Europäischen Garantiefonds für die Landwirtschaft (EGFL) und den Europäischen Landwirtschaftsfonds für die Entwicklung des ländlichen Raums (ELER) finanziert.

¹⁰⁴ Da der erste Kohäsionsbericht im Jahr 1996 vorgestellt wurde, hätte der zweite Kohäsionsbericht laut Artikel 159 des Vertrages im Jahr 1999 erscheinen sollen. Die Kommission entschied sich jedoch dafür, diesen Bericht erst im Jahr 2001 zu veröffentlichen, um die Auswirkungen bestimmter Reformen, wie der Neuaufteilung der Finanzmittel, mit in die Untersuchung einzubeziehen (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2001: vii).

¹⁰⁵ Die generelle Eignung des absoluten Pro-Kopf-Einkommens als Maßstab, um die Konvergenz von Regionen zu bewerten, stellt DLUHOSCH (1997) in Frage. In der vorliegenden Untersuchung wird auf diese grundsätzliche Diskussion nicht weiter eingegangen.

analysiert werden. Dabei wird betont, dass diese Politiken nicht ausdrücklich für solch einen Zweck eingeführt wurden, sie aber dennoch regionale Entwicklungen beeinflussen. Im Hinblick auf die EU-Agrarpolitik stellt die Kommission fest, dass

- es diejenige Gemeinschaftspolitik ist, welche durch ihre Markteingriffe die größte Einkommensumverteilung zwischen Bürgern und Regionen erzeugt (EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 60)¹⁰⁶,
- die Reduzierung der Marktpreisstützung und die Ausweitung und Einführung flächen- und tierzahlbezogener Direktzahlungen als Folge der Agrarreform von 1992, zu keiner wesentlichen Umverteilung geführt haben (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2001: 84),
- von den Förderprogrammen zur Entwicklung des ländlichen Raums und damit von der so genannten 2. Säule kaum Einfluss ausgeübt wird, da sie relativ geringe Finanzmittel umfasst (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2004: 133),
- aus der 1. Säule die Regionen mit großen landwirtschaftlichen Betriebsstrukturen und vergleichsweise niedrigen Arbeitsloseraten, begünstigt werden (EUROPÄISCHE KOMMISSION 2007b: 167),
- ärmere Regionen, in denen die Landwirtschaft eine proportional höhere Bedeutung hat, vorwiegend Nettogewinner sind. Dagegen zählen urbane und eher wohlhabendere Regionen zu den Nettoverlierern (EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 62f).

Ein großer Teil dieser Aussagen wird durch die im vorangegangenen Kapitel angestellten Analysen bestätigt, auch wenn sie ausschließlich die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte betreffen. Das ist insofern interessant, als dass die Untersuchungsregionen als relativ homogen im Kontext der gesamten EU anzusehen sind. Es kann daher eine weitgehende Übertragbarkeit der Ergebnisse beobachtet werden.

In Vorbereitung auf die einzelnen Kohäsionsberichte haben drei umfassende Studien maßgeblich zur Beurteilung der EU-Agrarpolitik vonseiten der Kommission beigetragen. In chronologischer Reihenfolge ist die Arbeit von TARDITI und ZANIAS (2001) als erste zu nennen¹⁰⁷. Sie quantifiziert für die Jahre 1989 bis 1995 und auf der Ebene von NUTS 1- und NUTS 2-

¹⁰⁶ Der erste Kohäsionsbericht merkt zudem an, dass aufgrund des relativ geringen Anteils des EU-Haushalts am gemeinschaftlichen BIP, im Vergleich zu den öffentlichen Ausgaben in den einzelnen Mitgliedstaaten, die Politiken in den Mitgliedstaaten das Hauptinstrument darstellen, um die Kohäsionsziele zu erreichen (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 6). Mit der gleichen Argumentation führt auch WEISE (2003: 235) auf, dass die eigene Wirtschaftspolitik eines Mitgliedstaates den Aufholprozess stärker beeinflusst als die EU-Beihilfen.

¹⁰⁷ Die Arbeit von TARDITI und ZANIAS gehört zu einer Reihe von Berichten zu den einzelnen Gemeinschaftspolitiken und deren Wirkungen auf den wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalt, welche die EU-Kommission bei der Erstellung des ersten Kohäsionsberichts unterstützten. Hieraus entstand in einer überarbeiteten Fassung das Buch „Competitiveness and Cohesion in EU-Policies“ (vgl. HALL, SMITH und TSOUKALIS 2001).

Regionen die redistributiven Effekte dieser Politik. Die Autoren betrachten dabei unterschiedliche gesellschaftliche Gruppen: Die landwirtschaftlichen Erzeuger als Gewinner von Preisstützungen und Direktzahlungen sowie die Konsumenten und Steuerzahler, welche hierdurch verlieren. Eines der Hauptergebnisse der Arbeit ist, dass die EU-Agrarpolitik im Hinblick auf die interregionale Einkommensumverteilung zur Kohäsion beiträgt, bezogen auf die interpersonelle Einkommensumverteilung der Kohäsion jedoch entgegenwirkt. Letzteres wird durch die erhöhten Inlandspreise für Nahrungsmittel erklärt, zu welchem die Marktpreisstützung der EU-Agrarpolitik führt (vgl. ebenda: 213f). So stellt die Marktpreisstützung eine regressivere Besteuerung dar, weil Haushalte mit einem geringen Einkommen anteilig mehr für Nahrungsmittel ausgeben. Die Autoren fordern daher insgesamt eine Abkehr von der Marktpreisstützung, auch da diese zu einer verzerrten Ressourcenallokation beiträgt. Stattdessen plädieren die Autoren für die Einführung zielgerichteter Maßnahmen.

Als weitere umfassende Studie ist ein Gutachten der Kommission aufzuführen, welches bei der Erstellung des zweiten Kohäsionsberichts half (EUROPEAN COMMISSION 2001). Darin werden die Wirkungen der EU-Agrarpolitik auf den Zusammenhalt zwischen den Mitgliedsstaaten und innerhalb dieser für den Zeitraum von 1989 bis 1998 analysiert. Im Fokus stehen die Veränderungen im agrarmarktpolitischen Förderinstrumentarium durch die Reformen in den 1990er Jahren. Das Gutachten folgert unter anderem, dass die Umverteilungseffekte aus dem Grund gering geblieben sind, weil die Direktzahlungen zur Kompensation der Verluste implementiert wurden, welche aus dem Abbau der Preisstützung entstanden. Die Höhe der Agrarstützung war somit zwar nicht mehr an die Erzeugungsmenge gebunden, dafür aber an die Anbaufläche bzw. die Tierzahl. Betont wird in diesem Zusammenhang auch die ungleiche Begünstigung einzelner landwirtschaftlicher Erzeugnisse. Ebenfalls wird in dem Gutachten angemerkt, dass die Verschiebung von einer über die Konsumenten generierten zu einer steuerfinanzierten Agrarstützung umso mehr zur Kohäsion beiträgt, je progressiver das Steuersystem ist. In weiten Teilen kann das Gutachten der Kommission als Ergänzung und Fortführung der Arbeit von TARDITI und ZANIAS (2001) angesehen werden, da es zur Quantifizierung regionaler Einkommensumverteilungen dieselbe Methodik verwendet.

Die dritte Studie schließlich wurde im Rahmen des so genannten ESPON-Projekts durchgeführt¹⁰⁸. Sie analysiert auf der NUTS 3-Ebene die räumlich differenzierten Transfers aus der EU-Agrarpolitik ab dem Jahr 1990 (vgl. ESPON 2004). Im Gegensatz zu den beiden bereits

¹⁰⁸ Das ESPON-Projekt wurde von der EU initiiert mit dem Ziel räumliche Strukturen, Entwicklungstendenzen und Politikereffekte in der erweiterten EU eingehend zu analysieren (vgl. www.espon.eu). In den Jahren von 2002 bis 2006 sind insgesamt 34 Forschungsprojekte durchgeführt worden, unter anderem auch zu Auswirkungen einzelner Gemeinschaftspolitiken.

dargestellten Untersuchungen werden darin nicht die Konsumenten und Steuerzahler explizit mitberücksichtigt. Die Autoren des ESPON-Projekts konzentrieren sich vielmehr auf die Verteilung der Agrarstützung aus der 1. und 2. Säule und setzen diese in Beziehung zu sozioökonomischen Variablen wie dem Einkommen und der Arbeitslosenquote. Hieraus geht hervor, dass die hektarbezogenen Transfers tendenziell höher in wohlhabenderen Regionen sind und einen positiven Zusammenhang zur landwirtschaftlichen Betriebsgröße aufweisen (vgl. ebenda: 15f, 89ff). Werden die Direktzahlungen allein betrachtet, so kann dieser Effekt jedoch nicht beobachtet werden. Die Fördermittel aus der 2. Säule zeigen indessen ein höheres Niveau in peripheren Regionen, die von einer eher kleinstrukturierten Landwirtschaft geprägt sind. Um die Auswirkungen der Agrarreformen vom Jahr 2003 zu identifizieren, in der eine weitere Absenkung der Preisstützung und die überwiegende Entkopplung der Direktzahlungen beschlossen wurde, nutzten die Autoren des ESPON-Projektes das CAPRI-Simulationsmodell¹⁰⁹. Die Berechnungen machen deutlich, dass hiervon keine wesentlichen Veränderungen bezüglich der Einkommensverteilung innerhalb der Landwirtschaft ausgehen werden (vgl. ebenda: 22, 212ff).

Die Ergebnisse aus dem ESPON-Projekt hinsichtlich der Kohäsionswirkungen der EU-Agrarpolitik weichen demzufolge in einem zentralen Punkt von den beiden zuerst genannten ab: Während TARDITI und ZANIAS (2001) und auch die EUROPÄISCHE KOMMISSION (vgl. EUROPEAN COMMISSION 2001) feststellen, dass diese Politik mit dem Ziel, räumliche Einkommensdisparitäten zu verringern, konform ist, schlussfolgert die ESPON-Studie das Gegenteil. Ursächlich hierfür ist im Wesentlichen, dass die ESPON-Studie lediglich die Gewinner der Agrarpolitik mit in die Untersuchungen einbezieht, d.h. die landwirtschaftlichen Erzeuger. Ohne die Einbeziehung jener Gruppen, die durch diese Politik belastet werden, d.h. die Konsumenten und Steuerzahler, erscheint eine Evaluierung von Kohäsionswirkungen allerdings unvollständig. Demgemäß betonen auch TARDITI und CROCI ANGELINI (1982: 256) sowie ZANIAS (2002: 109), dass sich die Nettotransferströme für eine Region erst aus dem Saldo der Begünstigung und den Verlusten ergeben. Somit kann die räumliche Verteilung der Agrarstützung zwar allein über die Bedeutung und Intensität der landwirtschaftlichen Erzeugung abgeleitet werden; für die Darstellung von Umverteilungseffekten ist in diesem Fall aber zusätzlich die Bevölkerungszahl bzw. -dichte mit zu berücksichtigen. Beispielsweise sind die Belas-

¹⁰⁹ CAPRI steht für *Common Agricultural Policy Regional Impact Analysis* und bezeichnet ein komparativ statisches Gleichgewichtsmodell für den Agrarsektor. Es wurde an der Universität Bonn entwickelt und umfasst etwa 40 landwirtschaftliche Rohprodukte und verarbeitete Erzeugnisse. Zudem werden etwa 40 Länder berücksichtigt, wobei der Fokus auf der EU-27 und Norwegen liegt. Nähere Informationen zur Modellstruktur und Datenbasis finden sich bei BRITZ (2005).

tungen, welche aus einem erhöhten Preisniveau entstehen, in urbanen Regionen sehr viel größer als in dünn besiedelten ländlichen Regionen.

5.1.2 Weitere Untersuchungen

Neben den Studien im Rahmen der Kohäsionsberichte der Kommission sind weitere empirische und theoretische Arbeiten entstanden, die sich mit den regionalen Verteilungs- und Umverteilungswirkungen der EU-Agrarpolitik beschäftigt haben. Diese sollen im Folgenden vorgestellt werden¹¹⁰. Als erste große Untersuchung, die sich dieser Thematik angenommen hat, zählt die so genannte RICAP-Studie (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1981)¹¹¹. Ihr Ziel ist es, die Regionaleffekte der EU-Agrarpolitik innerhalb der damals noch sechs und später neun Mitgliedsländer der EG zu identifizieren. Unter anderem wird festgestellt, dass in den 1960er und 1970er Jahren hieraus teilweise große Anpassungsreaktionen in den Regionen resultieren und schließlich auch die Agrareinkommen deutlich zugenommen haben (vgl. ebenda: 91f). Zudem beobachten die Autoren eine wachsende Streuung im Agrareinkommen je Arbeitskraft, welche durch die EU-Agrarpolitik nicht aufgehalten werden kann. Hinsichtlich der Verteilung der Agrarstützung schlussfolgert die RICAP-Studie, dass Regionen in Abhängigkeit ihrer landwirtschaftlichen Produktionen profitieren, da die einzelnen Erzeugnisse unterschiedlich stark protektioniert werden (vgl. ebenda: 24f 28). Letzteres zählt auch zu den Ergebnissen der Arbeit von BROWN (1990), in welcher die Verteilungseffekte der Preisstützungspolitik auf den Agrarmärkten innerhalb der EG zur Mitte der 1980er Jahre quantifiziert werden. Der Autor stellt eine große Heterogenität im Ausmaß der Begünstigung fest, sowohl auf regionaler Ebene als auch zwischen Betrieben. Die Ursachen liegen nach BROWN (1990: 292ff) jeweils in den unterschiedlichen Stützungs niveaus von Erzeugnissen durch die EU-Agrarpolitik sowie in der Produktionsausrichtung und -intensität.

Bereits im vorangegangenen Kapitel wurden die Arbeiten von ANDERS et al. (2004; 2007) und HARSCHE (2007) angesprochen, in denen über ein regionalisiertes PSE-Konzept das Niveau der Agrarstützung auf der NUTS 3-Ebene in Hessen berechnet wird. Nach ANDERS et al. (2004: 118; 2007: 190) und HARSCHE (2007: 71) ist seit Mitte der 1980er Jahre die räumliche Verteilung jenes Teils der Agrarstützung, der auf Markpreisstützungen beruht, heterogener geworden, während die Direktzahlungen einer derartigen Entwicklung zwar entgegenwirken, aber nicht vollständig auszugleichen vermögen. Zudem weist die Arbeit von ANDERS et al.

¹¹⁰ Einen Literaturüberblick zu den bisherigen Arbeiten in diesem Bereich bieten auch ANDERS et al. (2004: 105ff; 2007: 173ff) sowie HANSEN und TEUBER (2007: 2ff).

¹¹¹ RICAP steht für *Regional Impacts of the Common Agricultural Policy*.

(2007: 189) regressionsanalytisch nach, dass die Höhe der hektarbezogenen Agrarstützung in negativer Beziehung zum regionalen Pro-Kopf-Einkommen steht (vgl. auch Kapitel 4.5.3). Das steht im Widerspruch zu dem Ergebnis der ESPON-Studie (2004: 90), welche diesbezüglich eine positive Korrelation ausmacht. Als Erklärung hierfür ist sicherlich die unterschiedliche Datengrundlage zu nennen. So analysieren ANDERS et al. (2007) die Zusammenhänge innerhalb des Bundeslandes Hessen, die ESPON-Studie betrachtet hingegen jene für Europa. Auf europäischer Ebene kann jedoch grundsätzlich beobachtet werden, dass die durchschnittlich reicheren Regionen in den nördlichen Mitgliedsstaaten stärker durch die EU-Agrarpolitik begünstigt werden, als solche Regionen, die weiter südlich liegen (vgl. BROWN 1990: 296; TARDITI und ZANIAS 2001: 194).

TARDITI und CROCI ANGELINI (1982) untersuchen die regional differenzierten Einkommenswirkungen der Marktpreisstützung als Hauptinstrument der EU-Agrarpolitik. Sie beziehen dabei allerdings auch die Belastungen für Konsumenten und Steuerzahler mit in die Analyse ein und quantifizieren somit nicht nur die Verteilungs- sondern auch die Umverteilungseffekte dieses Instrumentes. Nach einer theoretischen Analyse werden Berechnungen am Beispiel von Olivenöl für 19 italienische Regionen angestellt. Danach gewinnen solche Regionen, die als Nettoproduzent des entsprechenden landwirtschaftlichen Erzeugnisses auftreten und es verlieren diejenigen, die Nettokonsumenten sind. Zu derselben Schlussfolgerung kommen HARTMANN, HOFFMANN und SCHMITZ (1994) in ihrem Beitrag zu den Allokationseffekten der Agrarreform im Jahr 1992. Sie heben hervor, dass räumliche Umverteilungseffekte der EU-Agrarpolitik „sich allein aufgrund unterschiedlicher Produktions- und Verbrauchsstrukturen“ ergeben. Insofern erfahren Regionen mit einem Selbstversorgungsgrad von unter 100 Prozent für ein Erzeugnis durch dessen Preisstützung eine Belastung, weil sein „Import“ zu Zahlungsströmen aus der Region hinaus führt. Bei einem Selbstversorgungsgrad von über 100 Prozent wird die Region demgemäß zum Gewinner (vgl. ebenda: 295f). Auch eine Reduzierung der Preisstützung und die Einführung produktionsabhängiger Zahlungen würden diesbezüglich kaum etwas ändern. HARSCHKE (2007: 90ff) konkretisiert diesen Aspekt, indem er betont, dass einzelne Wirtschaftsräume je nach Bevölkerungsdichte, Einkommensniveau und des Konsumverhalten in unterschiedlichem Maße zur Finanzierung der EU-Agrarpolitik beitragen.

Die aufgeführten Ergebnisse werden ebenfalls durch die Arbeiten von KOESTER (1977a; 1977b; 2001: 322ff) gestützt. Darin werden nationale Interessenlagen unter Berücksichtigung des gemeinschaftlichen Finanzierungssystems der EU modelliert. Statt eines Vergleichs der Situationen mit und ohne Politik wird die bestehende nationale Politik einem EU-Beitritt gegenübergestellt. Nach KOESTER (1977a; 1977b; 2001: 322ff) führt ein Beitritt zu umso höhe-

ren Verlusten, je kleiner der Selbstversorgungsgrad des Landes und je größer die Protektionsrate bei dem betrachteten Agrarprodukt ist. Hierauf wird in Abschnitt 5.2 erneut eingegangen. In den Kontext ist außerdem die Arbeit von ZANIAS (2002) einzuordnen. Sie quantifiziert die Transferströme zwischen den EU-Mitgliedstaaten, welche aus der EU-Agrarpolitik entstehen. Absolut betrachtet ist Deutschland demzufolge der größte Verlierer dieser Politik, d.h. es weist für die Differenz aus der Begünstigung der landwirtschaftlichen Produzenten und den Belastungen von Konsumenten und Steuerzahlern den negativsten Wert auf. Das gilt für den Durchschnitt der Jahre 1988-1989 und 1998-1999, also für einen Zeitraum vor und nach der EU-Agrarreform von 1992.

In jüngerer Zeit haben einige Autoren versucht, die Auswirkungen der EU-Agrarpolitik auf die Streuung der Einkommen zwischen landwirtschaftlichen Betrieben zu präzisieren. So untersuchen die Arbeiten von ALLANSON (2006; 2007; 2008) die heterogene Begünstigung von landwirtschaftlichen Betrieben in Schottland durch die EU-Agrarpolitik im Wirtschaftsjahr 1999/2000. Der Autor vergleicht insbesondere die Verteilung der Einkommen mit und ohne diese Politik und hebt hervor, dass es sich um eine statische Analyse handelt. Somit werden keine Anpassungsprozesse im Angebot und der Vorleistungsnachfrage modelliert (vgl. unter anderem ALLANSON 2006: 122 und 2008: 176). Ein wesentliches Ergebnis dieser Arbeiten ist, dass die EU-Agrarpolitik in Richtung einer Vergrößerung der Einkommensdisparitäten zwischen den landwirtschaftlichen Betrieben wirkt. Das Instrument der Marktpreisstützung erweist sich dabei im Vergleich zu den Direktzahlungen als regressiver, d.h. ärmere Betriebe erhalten eine geringere Begünstigung (vgl. ALLANSON 2006: 124).

SCHMID, SINABELL und HOFREITHER (2006) sowie VON WITZKE und NOLEPPA (2007) gehen der Frage nach, ob die Reformen der EU-Agrarpolitik in den 1990er Jahren und im Jahr 2003 die Einkommensdisparität zwischen landwirtschaftlichen Betrieben vergrößert oder verringert haben. Die Autoren konzentrieren sich in ihrer Analyse allerdings auf die Wirkungen von Direktzahlungen. Beide Arbeiten betonen, dass diese einen starken positiven Zusammenhang zur Betriebsgröße aufweisen. SCHMID, SINABELL und HOFREITHER (2006: 16) untersuchen mit Hilfe der Lorenz-Kurve und des Gini-Koeffizienten die Verteilung der Direktzahlungen in den Mitgliedsländern der EU im Zeitraum von 2001 bis 2003. Ausgehend von der Marktpreisstützung führen laut SCHMID, SINABELL und HOFREITHER (2006: 16) Direktzahlungen grundsätzlich nur zu einer marginalen Veränderung der Einkommensverteilung. Zudem merken die Autoren an, dass diesbezüglich auch von einer Entkopplung keine wesentlichen Effekte ausgehen werden, wenn sich die Höhe der Direktzahlungen an historischen Referenzgrößen orientiert. VON WITZKE und NOLEPPA (2007) betrachten die Verteilung von Direkt-

zahlungen zwischen landwirtschaftlichen Betrieben in Deutschland im Jahr 2005. Ein großer Teil der Transfers umfasst hierbei die in diesem Jahr erstmals eingeführten produktionsunabhängigen Zahlungen. Durch eine Zerlegung des Gini-Koeffizienten zeigen die Autoren, dass etwa ein Drittel der Streuung zwischen den Einkommen der Familienbetriebe auf Direktzahlungen zurückzuführen ist. Für große, als Kapitalgesellschaften geführte Betriebe, liegt dieser Anteil sogar bei über 60 Prozent (vgl. ebenda: 9). Der verbleibende Anteil ist jeweils der Beitrag, welcher durch die Streuung der anderen Einkommensbestandteile entsteht.

Auch KEENEY (2000) disaggregiert den Gini-Koeffizienten, um den Einfluss einzelner Komponenten, speziell den der Direktzahlungen, auf die Verteilung der Einkommen landwirtschaftlicher Betriebe in Irland zu quantifizieren. Bei den Direktzahlungen sind es vor allem jene im tierischen Bereich (Mutterkuhprämie, Sonderprämien für Rinder), welche zur Streuung der Betriebseinkommen beitragen. Der Einfluss von Direktzahlungen im pflanzlichen Bereich ist dagegen relativ gering (vgl. ebenda: 261). Im Vergleich der Jahre 1992 und 1996 stellt KEENEY (2000: 262) fest, dass der Gini-Koeffizient um etwa 8 Prozentpunkte abgenommen hat und damit die Streuung der Einkommen zwischen Betrieben leicht rückläufig ist. Die Autorin führt diese Entwicklung auf die wachsende Bedeutung der Direktzahlungen nach der Agrarreform 1992 zurück.

Ob sich die landwirtschaftlichen Einkommen in der EU angleichen oder Unterschiede fortbestehen, wird ebenfalls in der Arbeit von BRASILI, FANFANI und GUTIERREZ (2006) analysiert¹¹². Als Datengrundlage dienen Beobachtungen von 85 NUTS 1-Regionen in der Periode von 1989 bis 2002. Die Autoren zeigen, dass das Familieneinkommen je Hektar landwirtschaftlicher Nutzfläche im Zeitablauf konvergiert. Dieses trifft auch für hektarbezogene Nettowertschöpfung zu, jedoch in geringerem Maße. Als Ursache hierfür nennen BRASILI, FANFANI und GUTIERREZ (2006: 14) unter anderen die Veränderungen in der Zusammensetzung des agrarpolitischen Förderinstrumentariums der EU in den 1990er Jahren.

Eine etwas andere Fragestellung analysiert die Arbeit von SCHMITT (1994), in welcher theoretisch überprüft wird, inwiefern die Agrarstützung zu einer Annäherung der landwirtschaftlichen Einkommen an die von vergleichbaren Berufsgruppen führt. Ein derartiges Ziel ist im deutschen Landwirtschaftsgesetz von 1955 formuliert¹¹³. Der Autor zeigt mit Hilfe von Transformations- bzw. Einkommensmöglichkeitenkurven für landwirtschaftliche und nichtlandwirtschaftliche Haushalte auf, dass trotz eines Anstiegs der Agrarstützung die Einkom-

¹¹² In der Arbeit wird außerdem die Entwicklung der landwirtschaftlichen Einkommensstreuung in den USA untersucht.

¹¹³ KOESTER (1992: 177f) kritisiert die nicht eindeutige Formulierung im Landwirtschaftsgesetz, da nicht definiert wird, welche Berufsgruppen gemeint sind.

mensdisparität nicht verringert wird. Als Folge hat nicht nur die Betriebsgrößenstruktur in der Landwirtschaft zugenommen, sondern auch die außerbetriebliche Erwerbstätigkeit. Erst hierdurch konnte ein Gesamteinkommen erzielt werden, das dem vergleichbarer Einkommen entspricht und teilweise sogar übertrifft (vgl. ebenda: 22).

Abschließend soll auf einen Teil der Literatur näher eingegangen werden, welcher sich mit der Bedeutung der EU-Agrarpolitik für regionale Wachstumsprozesse beschäftigt. Hier sind insbesondere die Arbeiten von BIVAND und BRUNSTAD (2003; 2006) und ESPOSTI (2007) zu nennen. Alle drei konzentrieren sich in ihren Untersuchungen auf die NUTS 2-Ebene und den Zeitraum der 1990er Jahre. BIVAND und BRUNSTAD (2003; 2006) wählen eine querschnittsanalytische Herangehensweise und testen auf bedingte β -Konvergenz. Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens dient dabei als zu erklärende Variable, während das anfängliche Einkommensniveau und unter anderem das Ausmaß der Agrarstützung als unabhängige Variablen dienen. Eines der Hauptergebnisse von BIVAND und BRUNSTAD (2003: 361, 371) ist, dass die Höhe der Agrarstützung einen (schwach) negativen Einfluss auf regionale Wachstumsprozesse ausübt. Die Autoren begründen es mit Allokationsverlusten, infolge von Anpassungsreaktionen in der Produktionsstruktur und Faktorintensität, welche durch die von Subventionen ausgehenden Anreizmechanismen entstehen. Die neuere Arbeit von BIVAND und BRUNSTAD (2006) stellt eine Fortentwicklung jener aus dem Jahr 2003 dar. Zum einen wird das ökonometrische Modell hinsichtlich der Berücksichtigung so genannter räumlicher *Spillover*-Effekte¹¹⁴ weiter verfeinert. Zum anderen gehen das Humankapital, gemessen als Anteil der erwerbstätigen Bevölkerung in den Bereichen Wissenschaft und Technologie, als zusätzliche erklärende Variable mit in die Berechnungen ein. Außerdem werden andere, auf der PSE-Methodik basierende Daten zur Agrarstützung, verwendet. Die Autoren weisen zwischen der durchschnittlichen Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens und dem Humankapital eine positive Beziehung nach (vgl. ebenda: 288). Von der Agrarstützung gehen dagegen auch in dieser Spezifikation geringfügig negative Wirkungen aus.

Die Arbeit von ESPOSTI (2007), welche die Entwicklung regionaler Einkommensdisparitäten im Rahmen eines Panelmodells untersucht, kommt diesbezüglich zu abweichenden Ergebnissen. Der Autor stellt fest, dass von der Agrarstützung aus der 1. Säule, entgegen der Erwartung, eine positive Wirkung auf das Wachstum von Regionen ausgeht. Dieser Effekt ist allerdings vergleichsweise gering. Der Anteil der Beschäftigten in der Landwirtschaft beeinflusst das regionale Wachstum indes negativ. ESPOSTI (2007: 131) wertet es generell als Beleg dafür, dass die sektorale Struktur einer Region von großer Bedeutung ist.

¹¹⁴ Hierunter werden Einflüsse zwischen Regionen verstanden (vgl. ECKEY, KOSFELD und TÜRCK 2006).

In dem Zusammenhang ist zum Ende der Literaturanalyse der Beitrag von BEGG (2003: 163ff) zu erwähnen. Er identifiziert vier grundsätzliche Bestimmungsgründe dafür, weshalb einzelne Regionen im Vergleich zu anderen wirtschaftlich zurückfallen und infolgedessen regionale Einkommensdisparitäten zunehmen. Als ersten Grund nennt der Autor eine „rückständige Entwicklung“. Derartige Regionen sind häufig gekennzeichnet von einem großen, aber wenig produktiven Agrarsektor und einem rückständigen Industrialisierungsprozess. Daneben ist aber auch die „räumliche Anbindung an wirtschaftliche Zentren“ dafür bedeutend, wie eine Region im Wettbewerb zu anderen steht. Demzufolge weisen Regionen, welche geografisch in peripheren Regionen liegen, natürliche Standortnachteile auf. Hierzu zählen vor allem erhöhte Transportkosten, aber auch andere Faktoren spielen eine Rolle¹¹⁵. Als dritter Grund wird ein „Verlust an Wettbewerbsfähigkeit“ genannt, welcher verschiedene Ursachen haben kann. Beispiele sind die abnehmende Bedeutung des Bergbaus, der Textilindustrie oder des Schiffsbaus, die einzelne Regionen vor wirtschaftliche Probleme stellt. Auch stellt BEGG (2003) fest, dass es bei Unternehmen und in der Bevölkerung eine zunehmende Tendenz gibt, in eher ländlichen Gebieten statt in Ballungszentren ansässig zu werden. Schließlich und viertens können auch die „Auswirkungen der wirtschaftlichen Integration“ zu einer Verstärkung regionaler Disparitäten beitragen. Speziell der Abbau bzw. Wegfall von Grenzbarrieren sowie die Neugestaltung rechtlicher und politischer Rahmenbedingungen kann für einzelne Regionen Nachteile mit sich bringen.

Folglich zeigt sich generell ein breites Spektrum an Arbeiten, die sich mit den räumlichen Einkommenswirkungen der EU-Agrarpolitik beschäftigen. Sie weisen sowohl in ihrer methodischen Vorgehensweise als auch hinsichtlich der räumlichen und zeitlichen Abgrenzung teilweise deutliche Unterschiede auf. Daraus erklären sich auch die mitunter gegensätzlichen Ergebnisse. Das vorliegende Kapitel hat zum Ziel, die bestehende Literatur um zwei Aspekte zu ergänzen bzw. präzisieren. Einerseits wird der Einfluss der EU-Agrarpolitik auf die Verteilung der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen Regionen analysiert. Es ist zu prüfen, ob räumliche Disparitäten diesbezüglich größer werden oder abnehmen. Dieses soll mit Hilfe eines komparativ-statischen Vergleichs der Erlöse mit und ohne Agrarstützung geschehen. Hierbei wird unterstellt, dass die Angebots- und Vorleistungsnachfragereaktionen kurzfristig und innerhalb eines Jahres unelastisch sind, im Zeitablauf aber Anpassungen auf veränderte Preisrelationen erfolgen. Um die Entwicklung der einzelnen Regionen näher zu beschreiben, werden außerdem die Erlöse in Wachstumsfaktoren aufgegliedert. Sie umfassen Indikatoren für die

¹¹⁵ BEGG (2003: 163) verweist darauf, dass es zahlreiche Ausnahmen hiervon gibt. So gibt es Regionen, die räumlich peripher liegen wie beispielsweise Bayern in Deutschland oder Finnland in der EU, aber dennoch relativ wohlhabend sind.

Intensität und Struktur der landwirtschaftlichen Erzeugung in den Regionen. Der zweite Aspekt betrifft die Umverteilungseffekte der EU-Agrarpolitik. Es wird untersucht, inwiefern von ihr konvergente oder divergente Wachstumsprozesse für das gesamtgesellschaftliche Einkommen ausgehen. Den Belastungen von Konsumenten und Steuerzahlern ist daher explizit Rechnung zu tragen. Die Statistiken der OECD bieten hierzu entsprechende Daten auf der EU-Ebene. Sie sollen als Grundlage für die Berechnung der Beiträge einzelner Regionen zur Finanzierung der EU-Agrarpolitik dienen. Auch bei der Analyse des gesamtwirtschaftlichen Wachstums wird die Einkommenssituation mit EU-Agrarpolitik einer hypothetischen ohne gegenübergestellt. Die Messung von Konvergenz erfolgt mit Hilfe bekannter methodischer Ansätze aus der empirischen Wachstumsliteratur, welche in den jeweiligen Abschnitten dargestellt werden.

5.2 Theoretische Überlegungen

Im folgenden Abschnitt werden die Auswirkungen der EU-Agrarpolitik auf die räumliche Einkommensverteilung im Agrarsektor und für die Gesellschaft insgesamt theoretisch untersucht. Das vorangegangene Kapitel und die Literaturanalyse haben gezeigt, dass sowohl die Ausrichtung und Intensität der landwirtschaftlichen Erzeugung als auch die Bevölkerungsdichte in diesem Zusammenhang die hauptsächlichen Einflussfaktoren sind. Sie bestimmen die agrarpolitisch induzierten Begünstigungen und Belastungen einer Region. Zu Beginn soll nun aufgezeigt werden, unter welchen Bedingungen die Agrarstützung bestehende Unterschiede der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen Regionen bzw. deren Streuung vergrößert. Im Anschluss daran werden im Rahmen einer Wohlfahrtsanalyse Gewinne und Verluste seitens der landwirtschaftlichen Erzeuger sowie der Konsumenten und Steuerzahler in unterschiedlich strukturierten Regionen dargelegt.

5.2.1 Folgen der Agrarstützung für die regionale Streuung landwirtschaftlicher Erlöse

Nicht nur die Agrarstützung, sondern auch die landwirtschaftlichen Erlöse können aufgrund einer Vielzahl von Gründen eine große regionale Streuung aufweisen. Die Art der landwirtschaftlichen Erzeugung, aber auch die geografische Lage sind dabei von besonderer Bedeutung¹¹⁶. In Abhängigkeit von der regionalen Verteilung der Agrarstützung kann die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse nun entweder abnehmen, zunehmen oder konstant bleiben. Um diese Beziehungen algebraisch näher zu analysieren, wird der bereits vorgestellte, quadrierte gewichtete Variationskoeffizient als relatives Streuungsmaß verwendet (vgl. Abschnitt

¹¹⁶ Es ist anzumerken, dass die geografische Lage zum Teil ebenfalls die Produktionsausrichtung bestimmt.

4.6.2). Beschreibt yf_j die landwirtschaftlichen Erlöse ohne Politik in einer Region j und w_j deren relatives Gewicht, so gilt:

$$(5.1) \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j (yf_j - \mu_w)^2 / \mu_w^2 \quad \text{mit} \quad \mu_w = \sum_{j=1}^J w_j yf_j \quad \text{bzw. durch Einsetzen von } \mu_w$$

$$(5.1') \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j - \sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2 / \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2,$$

wobei σ_w^2 für die gewichtete Varianz steht¹¹⁷. Es soll zunächst gezeigt werden, dass eine einheitliche Begünstigung mit einem festen Absolutbetrag für alle Regionen die relative Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse reduziert. Wird $S > 0$ als der monetäre Betrag bezeichnet, der infolge der EU-Agrarpolitik in eine Region fließt, so ergibt sich für die Streuung:

$$(5.2) \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S - \mu_w)^2 / \mu_w^2 \quad \text{mit} \quad \mu_w = \sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S) \quad \text{bzw.}$$

$$(5.2') \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j + S - \sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S) \right)^2 / \left(\sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S) \right)^2.$$

Durch Ausmultiplizieren und Umformen entsteht hieraus:

$$(5.3) \quad \begin{aligned} \sigma_w^2 / \mu_w^2 &= \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j + S - \sum_{j=1}^J w_j yf_j - \sum_{j=1}^J w_j S \right)^2 / \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j + \sum_{j=1}^J w_j S \right)^2 \\ &= \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j + S - \sum_{j=1}^J w_j yf_j - S \right)^2 / \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j + S \right)^2 \\ &= \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j - \sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2 / \left(\left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2 + 2S \sum_{j=1}^J w_j yf_j + S^2 \right). \end{aligned}$$

Im Zähler des quadrierten Variationskoeffizienten steht wie bei der Gleichung (5.1) die Varianz von yf_j . Eine einheitliche Begünstigung verändert somit nicht die absolute Streuung, gemessen als Varianz oder Standardabweichung. Der Nenner in Gleichung (5.3) liegt um den Wert $2S\mu_w(yf_j) + S^2$ über jenem der Gleichung (5.1) bei keiner agrarpolitisch induzierten

¹¹⁷ Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird im weiteren Verlauf des Abschnittes das Adjektiv „gewichtete“ nicht mehr im Text aufgeführt. In den Formeln zeigt das Subskript w an, ob es sich um die gewichtete Streuung bzw. das gewichtete Mittel handelt. Für eine Gleichgewichtung der Merkmalsträger ist entsprechend $p_j = 1/J$ zu setzen (vgl. Abschnitt 4.6.1 im vorherigen Kapitel).

Begünstigung. Die relative Streuung bzw. der quadrierte Variationskoeffizient für die landwirtschaftlichen Erlöse nimmt demgemäß bei einer regional einheitlichen Begünstigung ab¹¹⁸.

Würde dagegen eine einheitliche Belastung aller Regionen unterstellt werden, d.h. $S < 0$, so ergibt sich der quadrierte Variationskoeffizient in Anlehnung an Gleichung (5.3) aus:

$$(5.4) \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j - S - \sum_{j=1}^J w_j yf_j + S \right)^2 / \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j - S \right)^2 \text{ bzw. durch Umformen}$$

$$= \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j - \sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2 / \left(\left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2 - 2S \sum_{j=1}^J w_j yf_j + S^2 \right).$$

Der Zähler bzw. die absolute Streuung bleibt wiederum konstant. Bezüglich des Nenners kann keine eindeutige Aussage darüber getroffen werden, ob dieser im Vergleich zur Situation ohne Belastungen zu- oder abnimmt. Dessen Höhe wird durch den Wert des Subtrahenden und des Summanden bestimmt, d.h. durch $2S \mu_w(yf_j)$ und S^2 . Sind beide gleich groß, so heben sie sich auf und der quadrierte Variationskoeffizient ändert sich nicht. Ist der Summand kleiner als der Subtrahend, dann sinkt der Nenner relativ zur Ausgangssituation und der quadrierte Variationskoeffizient steigt an. Algebraisch bedeutet es, dass:

$$(5.5) \quad 2S \sum_{j=1}^J w_j yf_j > S^2 \text{ bzw. durch Division mit } S$$

$$(5.5') \quad 2 \sum_{j=1}^J w_j yf_j > S.$$

Hieraus lässt sich ableiten, dass eine einheitliche Belastung die relative Streuung vergrößert, solange sie kleiner als der zweifache Mittelwert der landwirtschaftlichen Erlöse yf ist. Andernfalls würde die relative Streuung abnehmen. Es ist anzumerken, dass bei dieser theoretischen Betrachtungsweise auch Belastungen möglich sind, welche die landwirtschaftlichen Erlöse in einigen Regionen übersteigen. Dieses erscheint keineswegs plausibel. Wird daher die Einschränkung getroffen, dass zumindest $yf_j > S$ gilt, dann ist der Nenner in Gleichung (5.4) stets kleiner bei einer einheitlichen Belastung bzw. die relative Streuung immer größer im Vergleich zur Situation ohne Intervention.

Bei einer ungleichen Begünstigung einzelner Regionen in Höhe von S_j kann der quadrierte Variationskoeffizient geschrieben werden als:

¹¹⁸ Dieses gilt ebenfalls für den gewichteten Variationskoeffizienten. Während der Zähler bei einer regional einheitlichen Begünstigung unverändert bleibt, steigt der Nenner jedoch nur um S an.

$$(5.6) \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S_j - \mu_w)^2 / \mu_w^2$$

$$\text{mit } \mu_w = \sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S_j) = \sum_{j=1}^J w_j yf_j + \sum_{j=1}^J w_j S_j.$$

Nach Einsetzen und Umformen ergibt sich:

$$(5.6') \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j + S_j - \sum_{j=1}^J w_j yf_j - \sum_{j=1}^J w_j S_j \right)^2 / \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j + \sum_{j=1}^J w_j S_j \right)^2.$$

Der Ausdruck $\sum w_j S_j$ gibt den Mittelwert der Begünstigung S_j für alle Regionen an. Der Nenner der Gleichung (5.6) ist für $S_j > 0$ immer größer als ohne Begünstigung. Durch Ausmultiplizieren zeigt sich, dass dieser um $2(\mu_w(yf_j)(\mu_w(S_j)) + (\mu_w(S_j))^2)$ ansteigt, ähnlich wie in Gleichung (5.3). Dieses wirkt auf eine Verringerung des quadrierten Variationskoeffizienten bzw. der relativen Streuung hin. Für den Zähler ist es nicht möglich, die Effekte einer uneinheitlichen Begünstigung nur anhand der Gleichung (5.6) zu benennen. Ein Ansteigen bzw. Absinken relativ zur Ausgangssituation hängt demnach zum einen von der jeweiligen Begünstigung in den einzelnen Regionen ab, d.h. von S_j , zum anderen von dem Mittelwert der Begünstigung $\mu_w(S_j)$. Das Ausmultiplizieren und Umformen des Zählers bzw. der Varianz ermöglicht eine konkretere Aussage und die folgende Beziehung lässt sich ableiten (vgl. Anhang 11):

$$(5.7) \quad \sigma_w^2 = \sigma_w^2(yf_j) + \sigma_w^2(S_j) + 2 \text{cov}_w(yf_j, S_j).$$

Die beiden ersten Summanden rechts vom Gleichheitszeichen geben die Varianzen für die landwirtschaftlichen Erlöse yf_j und für die Begünstigung S_j an. Der letzte Summand bezeichnet die zweifache Kovarianz für die beiden betrachteten Variablen. Sie ist negativ, wenn die landwirtschaftlichen Erlöse und die jeweilige Begünstigung einen gegenläufigen linearen Zusammenhang aufweisen. Ist der Zusammenhang jedoch gleichläufig, so nimmt die Kovarianz positive Werte an. Nach Gleichung (5.7) führt demnach erwartungsgemäß eine Begünstigung umso eher zu einer Verringerung der gewichteten Varianz, je gegenläufiger sich diese zur Höhe der landwirtschaftlichen Erlöse verhält. Tatsächlich kommt es aber erst dann zu einem Absinken, wenn die zweifache Kovarianz größer ist als die Varianz der Begünstigung, d.h. wenn gilt:

$$(5.8) \quad \sigma_w^2(S_j) < |2 \text{cov}_w(yf_j, S_j)| \text{ für } \text{cov}_w(yf_j, S_j) < 0.$$

In dem Fall würde auch der quadrierte Variationskoeffizient bzw. die relative Streuung stets kleiner sein gegenüber der Situation ohne Begünstigung, da der Nenner des Variationskoeffizienten ansteigt.

Die relative Streuung kann aber ebenfalls abnehmen, wenn ein gleichläufiger Zusammenhang zwischen den landwirtschaftlichen Erlösen und der Begünstigung besteht. Die Kovarianz wäre dann zwar positiv, und die Varianz von $yf_j + S_j$ würde zunehmen, allerdings steigt bei einer Begünstigung zugleich der Nenner des quadrierten Variationskoeffizienten mit an. Wächst dieser stärker als der Zähler, dann sinkt die relative Streuung. Um diesen Punkt zu verdeutlichen, wird der quadrierte Variationskoeffizient in Gleichung (5.6') durch Ausmultiplizieren des Nenners und mit Hilfe von Gleichung (5.7) umgeschrieben zu:

$$(5.9) \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \frac{\sigma_w^2(yf_j) + \sigma_w^2(S_j) + 2 \text{cov}_w(yf_j, S_j)}{\mu_w^2(yf_j) + 2\mu_w(yf_j)\mu_w(S_j) + \mu_w^2(S_j)}$$

$$\text{mit } \mu_w(yf_j) = \sum_{j=1}^J w_j yf_j \quad \text{und} \quad \mu_w(S_j) = \sum_{j=1}^J w_j S_j.$$

Eine Verringerung des quadrierten Variationskoeffizienten bzw. der relativen Streuung durch eine Begünstigung würde immer dann eintreten, wenn¹¹⁹:

$$(5.10) \quad \sigma_w^2(S_j) + 2 \text{cov}_w(yf_j, S_j) < \frac{\sigma_w^2(yf_j)}{\mu_w^2(yf_j)} (2\mu_w(yf_j)\mu_w(S_j) + \mu_w^2(S_j)) \quad \text{bzw.}$$

$$(5.10') \quad 2 \text{cov}_w(yf_j, S_j) < \frac{\sigma_w^2(yf_j)}{\mu_w^2(yf_j)} (2\mu_w(yf_j)\mu_w(S_j) + \mu_w^2(S_j)) - \sigma_w^2(S_j).$$

In Anlehnung an SACHS (2004: 497) ergibt sich für die Kovarianz:

$$(5.11) \quad \text{cov}_w(yf_j, S_j) = \sigma_w(yf_j)\sigma_w(S_j)r_{yf_j, S_j},$$

mit σ_w als Standardabweichung und r als Korrelationskoeffizienten nach A. Bravais und K. Pearson zwischen yf_j und S_j . Die Gleichung (5.10') kann daher auch geschrieben werden als:

$$(5.12) \quad 2\sigma_w(yf_j)\sigma_w(S_j)r_{yf_j, S_j} < \frac{\sigma_w^2(yf_j)}{\mu_w^2(yf_j)} (2\mu_w(yf_j)\mu_w(S_j) + \mu_w^2(S_j)) - \sigma_w^2(S_j) \quad \text{bzw.}$$

$$(5.12') \quad r_{yf_j, S_j} < \frac{\sigma_w(yf_j)}{2\mu_w^2(yf_j)\sigma_w(S_j)} (2\mu_w(yf_j)\mu_w(S_j) + \mu_w^2(S_j)) - \frac{\sigma_w(S_j)}{2\sigma_w(yf_j)}.$$

¹¹⁹ Der Gleichung (5.10) geht die folgende Überlegung voraus: Wenn $(A/B) > (A+x)/(B+y)$ gilt, dann muss $x < (A/B)y$ sein.

Nimmt die rechte Seite der Ungleichung positive Werte an, so kann trotz eines gleichläufigen Zusammenhangs zwischen yf_j und S_j der quadrierte Variationskoeffizient und damit die relative Streuung abnehmen. Das wird umso eher eintreten, je größer die Standardabweichung von yf_j im Zähler des Minuenden und im Nenner des Subtrahenden und je kleiner jene von S_j im Nenner des Minuenden und Zähler des Subtrahenden ist.

Eine gegenläufige und damit negative Beziehung der beiden Variablen yf_j und S_j führt allerdings wie erwartet zu einer stärkeren Abnahme der relativen Streuung. Das verdeutlicht insbesondere die Gleichung (5.9). Dazu werden zwei unterschiedliche Verteilungsmuster der Begünstigung S_j unterstellt, welche identische Mittelwerte aufweisen:

$$(5.13) \quad \mu_w(S_{1j}) = \mu_w(S_{2j}).$$

Der Nenner in Gleichung (5.9) bleibt somit für S_{1j} und S_{2j} konstant. Für die jeweiligen Kovarianzen soll gelten, dass

$$(5.14) \quad cov_w(yf_j, S_{1j}) > 0 \text{ und } cov_w(yf_j, S_{2j}) < 0$$

mit $cov_w(yf_j, S_{1j}) = (-1) \times cov_w(yf_j, S_{2j})$.

Erfüllen nun beide Kovarianzen zudem die in Gleichung (5.10) aufgestellte Bedingung, dann muss die zu yf_j gegenläufige Verteilung S_{2j} die relative Streuung stärker reduzieren als die gleichläufige Verteilung S_{1j} . Bei S_{2j} wird der Zähler in Gleichung (5.9) reduziert, während dieser bei S_{1j} ansteigt.

Die generelle Formulierung in Gleichung (5.12) soll abschließend unter vereinfachenden Annahmen veranschaulicht werden. Dafür werden lediglich zwei Regionen A und B betrachtet und es wird von Größenunterschieden abstrahiert, d.h. es gilt $w_j = 1/J = 1/2$. Die landwirtschaftlichen Erlöse in der Region A werden als x bezeichnet. In der Region B beläuft es sich auf das h -fache von x , d.h. es ist hx , mit $h > 1$. Die relative Streuung, gemessen anhand des quadrierten Variationskoeffizienten, kann in diesem Fall geschrieben werden als (vgl. Anhang 12):

$$(5.15) \quad \sigma_w^2 / \mu_w^2 = \frac{\frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 2 \left(\frac{x + hx}{2} \right)^2 \right)}{\left(\frac{x + hx}{2} \right)^2}.$$

Ferner wird unterstellt, dass es durch die Agrarpolitik zu einer Begünstigung kommt. In der Region A beträgt diese S , in der Region B ist sie b -mal so hoch und somit bS , mit $b > 1$. Die

gesamten Erlöse in der Region A mit der Begünstigung sind demnach $x + S$ bzw. $hx + bS$ in der Region B.

Es stellt sich nun die Frage, welche Höhe die Begünstigung S jeweils in den beiden Regionen A und B annehmen muss, damit sich die Erlösunterschiede verringern. Hierfür wird das folgende Ungleichungssystem aufgestellt:

$$(5.16) \quad \frac{\frac{1}{2}\left(x^2 + (hx)^2 - 2\left(\frac{x+hx}{2}\right)^2\right)}{\left(\frac{x+hx}{2}\right)^2} > \frac{\frac{1}{2}\left((x+S)^2 + (hx+bS)^2 - 2\left(\frac{x+S+hx+bS}{2}\right)^2\right)}{\left(\frac{x+S+hx+bS}{2}\right)^2}$$

Auf der linken Seite der Ungleichung steht der quadrierte Variationskoeffizient für die Situation ohne Begünstigung (vgl. Gleichung 5.15), auf der rechten Seite jener für die Situation mit Begünstigung. Das Auflösen nach b führt zu (vgl. Anhang 13):

$$(5.17) \quad b < h.$$

Danach würde der quadrierte Variationskoeffizient im Zwei-Regionen-Fall stets dann durch eine Begünstigung abnehmen, wenn deren Relation $bS/S = b$ kleiner ist als die Relation der landwirtschaftlichen Erlöse $hx/x = h$. Die Begünstigung in der Region B, mit den höheren landwirtschaftlichen Erlösen hx , kann wie erwartet bis zu einem bestimmten Ausmaß größer sein als in der Region A, und dennoch würde sich der quadrierte Variationskoeffizient verringern. Entsprechend bleibt dieser für $b = h$ konstant. Erst wenn die Relation der Begünstigung zwischen den beiden Regionen größer ist als jene für die landwirtschaftlichen Erlöse, d.h. $b > h$, kommt es zu einem Anstieg des quadrierten Variationskoeffizienten.

Aus einer gleichläufigen Beziehung zwischen den landwirtschaftlichen Erlösen einzelner Regionen und deren Begünstigung aus der Agrarpolitik muss sich demzufolge nicht notwendigerweise eine Zunahme der relativen Streuung bzw. des quadrierten Variationskoeffizienten ergeben. Die angestellten Überlegungen haben gezeigt, dass es hierzu erst unter bestimmten Bedingungen kommt. Im empirischen Teil wird auf diesen Aspekt erneut eingegangen.

5.2.2 Regionale Wohlfahrtseffekte der Agrarpolitik

Die theoretische Darstellung von räumlichen Unterschieden in den Gewinnen und Verlusten aus der Agrarpolitik wird zunächst anhand von zwei Regionstypen grafisch betrachtet. Daran anschließend werden die Wohlfahrtseffekte algebraisch formuliert und in einer Marginalbetrachtung die Wirkungen einer Preisstützung und von Direktzahlungen untersucht. In der Re-

gion *A* eines Landes soll kaum Landwirtschaft betrieben werden, während diese in der Region *B* eine große Bedeutung hat. Die Angebotskurve $S(q)$ der landwirtschaftlichen Erzeuger von Region *A* liegt daher im Marktdiagramm der Abbildung 5.1 a) links von jener der Region *B*. Die Bevölkerungszahl ist in den beiden Regionen dieselbe und es wird unterstellt, dass ihre Nachfragekurven $D(q)_A$ und $D(q)_B$ deckungsgleich sind¹²⁰. Das Preisniveau bei Freihandelsbedingungen ist in der Ausgangssituation p^{FH} . In der Region *A* würde die Menge $q_A^{S,FH}$ angeboten und die Menge $q_A^{D,FH}$ nachgefragt werden. Es besteht ein Nachfrageüberhang und der Selbstversorgungsgrad (SVG) wäre, nach der Gleichung $(q_A^{S,FH}/q_A^{D,FH}) \times 100$, unter 100 Prozent. Dagegen existiert in der Region *B* mit der angebotenen Menge $q_B^{S,FH}$ und der nachgefragten Menge $q_B^{D,FH}$ ein Angebotsüberhang und der Selbstversorgungsgrad wäre dementsprechend über 100 Prozent.

Führt die Agrarpolitik eines Landes zu einer Anhebung der Preise auf das Niveau p^{AP} , dann steigt in beiden Regionen das Angebot auf $q_A^{S,AP}$ bzw. $q_B^{S,AP}$, und die Nachfrage sinkt auf $q_A^{D,AP}$ bzw. $q_B^{D,AP}$. Der Nachfrageüberhang in der Region *A* verringert sich und der Angebotsüberhang in der Region *B* nimmt zu. Werden im Rahmen der Agrarpolitik darüber hinaus Direktzahlungen (*PP*) als produktionsunabhängige Einkommenstransfers an die Landwirtschaft gewährt, so kommt es hierdurch im Idealfall zu keinen weiteren Anpassungsreaktionen auf der Angebots- und Nachfrageseite¹²¹. Stattdessen erhöhen sie die Belastungen für den Staatshaushalt bzw. die Steuerzahler.

Wie in Abschnitt 2.2 werden die Wohlfahrtseffekte dieser agrarpolitischen Maßnahmen mit Hilfe des Rentenkonzepts identifiziert. Das Marktdiagramm in Abbildung 5.1 a) weist in der Region *A* als Folge der Preisstützung einen Gewinn an Produzentenrente entsprechend der Fläche *a* aus. In der Region *B* ist die Produzentenrente aufgrund des größeren Angebots deutlich höher und beläuft sich auf $a + b + c + d + e$. Zudem gewinnen die landwirtschaftlichen Erzeuger gemäß der erhaltenen Direktzahlungen in Höhe von PP_A bzw. PP_B .

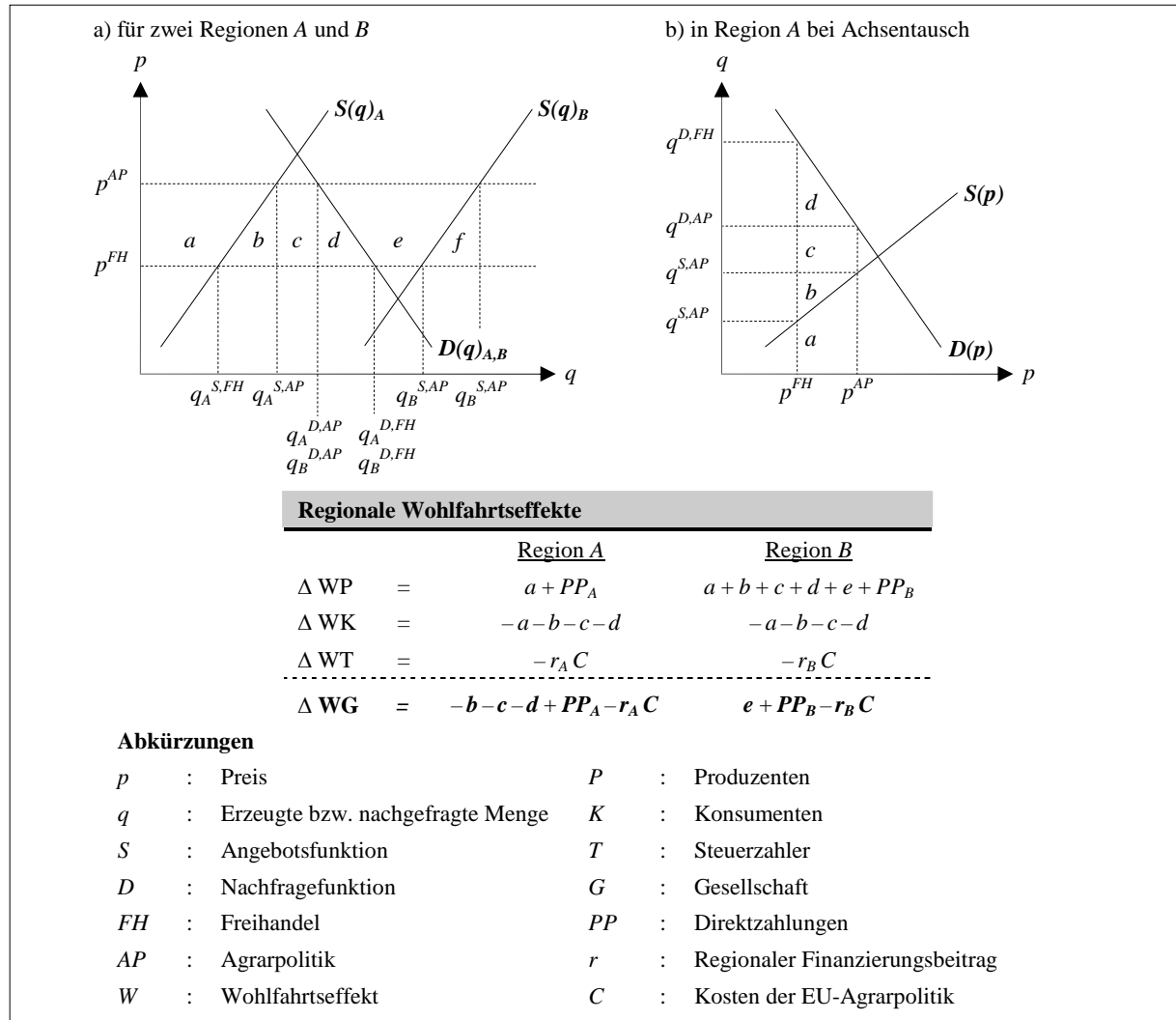
Die Konsumenten der beiden Regionen *A* und *B* verlieren durch den inländischen Preisanstieg jeweils die Flächen $a + b + c + d$. Der Wohlfahrtseffekt für den Staatshaushalt bzw. die Steuerzahler richtet sich zum einen danach, ob das Land, in welchem die beiden Regionen liegen, eine Export- oder Importsituation aufweist. Ersteres würde zu Belastungen durch Exporterstattungen führen, letzteres hingegen zu Gewinnen in Form von Zolleinnahmen für den Staat (vgl. KOESTER 1992: 272ff). Nachstehend wird eine Exportsituation angenommen, da es die

¹²⁰ Die Annahme gleicher Bevölkerungszahlen in den beiden Regionen wird getroffen, damit das Marktdiagramm in Abbildung 5.1 übersichtlich bleibt. Andernfalls müssten zwei Nachfragefunktionen eingezeichnet werden. Die Schlussfolgerungen wären jedoch grundsätzlich dieselben.

¹²¹ An dieser Stelle werden produktionsunabhängige Zahlungen unterstellt (vgl. Abschnitt 2.2).

Lage auf den Agrarmärkten der EU, welche durch ein hohes Ausmaß an Protektion charakterisiert sind, eher widerspiegelt (vgl. MAAS und SCHMITZ 2007: 94f). Zum anderen entsteht für die Steuerzahler eine Belastung, welche proportional zur Höhe der gewährten Direktzahlungen an die Landwirtschaft ist.

Abbildung 5.1: Wohlfahrtseffekte der EU-Agrarpolitik in unterschiedlichen Regionen



Quelle: In Anlehnung an KOESTER (1977: 330) und HARSCHKE (2007: 92).

Die gesamte Belastung für die Steuerzahler in den Regionen kann dementsprechend in Form ihres jeweiligen Finanzierungsanteils (r) an den Kosten der Agrarpolitik (C) formuliert werden. Dabei richtet sich der Finanzierungsanteil nach dem regionalen Steueraufkommen, welches maßgeblich durch das Einkommen bestimmt wird. Die Verluste der Steuerzahler in den Regionen A und B betragen somit $-r_A C$ bzw. $-r_B C$. Sie sind, wie die Direktzahlungen für die landwirtschaftlichen Erzeuger, nicht als Flächen im Marktdiagramm abzulesen, müssen aber bei der Ermittlung der Wohlfahrtseffekte berücksichtigt werden. Die Aggregation der Gewinne und Verluste zeigt in den beiden Regionen A und B einen unbestimmten Nettowohlfahrts-

effekt. In der Region A, welche einen Selbstversorgungsgrad von unter 100 Prozent hat, ist der Saldo aus Konsumentenrente und Produzentenrente negativ und beträgt $-b-c-d$; in der Region B, welche einen Selbstversorgungsgrad von über 100 Prozent hat, ist dieser Saldo mit e positiv. Die Abbildung 5.1 a) zeigt auch, dass die Konsumentenrente umso negativer ausfällt, je größer die agrarpolitisch induzierte Preisanhebung wäre. Entsprechend würde die Produzentenrente ansteigen. Dazu kommen für die Regionen Gewinne aus den Direktzahlungen sowie Verluste durch die Belastungen der Steuerzahler. Insgesamt belaufen sich die Nettowohlfahrtseffekte in Region A auf $-b-c-d+PP_A-r_A C$ und in Region B auf $e+PP_B-r_B C$. Eine eindeutige Aussage kann demnach nicht getroffen werden. Sie würde eine genaue Kenntnis über Angebots- und Nachfragefunktionen sowie die Höhe der Direktzahlungen und den Kosten der Steuerzahler bedingen und bleibt letztendlich eine empirische Frage.

Dennoch soll im weiteren Verlauf der Versuch unternommen werden, diesen Aspekt durch eine Quantifizierung der marginalen Nettowohlfahrtseffekte näher zu analysieren. Hierzu werden die Gewinne und Verluste der einzelnen gesellschaftlichen Gruppen in Gleichungsform hergeleitet. Das Marktdiagramm in Abbildung 5.1 a) wird dafür durch den Tausch von Abszisse und Ordinate zu jenem in Abbildung 5.1 b) umgezeichnet (vgl. CHIANG 1984: 37f). Der Preis p als unabhängige Variable steht so auf der horizontalen und die Menge q auf der vertikalen Achse. Außerdem wird in dem Diagramm exemplarisch nur die Region A betrachtet. Die Begünstigung der landwirtschaftlichen Erzeuger als Summe aus Produzentenrente und Direktzahlungen lassen sich allgemein für eine Region j schreiben als¹²²:

$$(5.18) \quad \Delta WP_j = \int_{p^{FH}}^{p^{AP}} S(p)_j dp + PP_j$$

$$\text{mit } \frac{d(\Delta WP_j)}{dp^{AP}} > 0 \text{ und } \frac{d(\Delta WP_j)}{dPP_j} > 0.$$

Der erste Summand rechts vom Gleichheitszeichen ist die Veränderung der Produzentenrente, in Abbildung 5.1 b) dargestellt als die Fläche a . Diese ergibt sich aus dem Integral der Angebotsfunktion $S(p)_j$ im Intervall (p^{FH}, p^{AP}) . Der zweite Summand steht für die regionalen Direktzahlungen PP_j . Die Konsumentenrente kann demgemäß aus dem Integral der Nachfragefunktion $D(p)_j$ im selben Intervall (p^{FH}, p^{AP}) gebildet werden. Sie ist für eine Preisanhebung negativ und ergibt sich aus:

¹²² In den bereits im Literaturüberblick aufgeführten Arbeiten von KOESTER (1977a; 1977b; 2001) werden die Kosten einer Preisstützung für die Mitgliedstaaten der EU algebraisch veranschaulicht. Dagegen hat der vorliegende Abschnitt zum Ziel die Wohlfahrtseffekte aus der Agrarpolitik, nicht nur als Folge einer Preisstützung, sondern auch als Folge von Direktzahlungen, auf der regionalen Ebene zu beschreiben.

$$(5.19) \quad \Delta WK_j = \int_{p^{FH}}^{p^{AP}} D(p)_j dp$$

$$\text{mit } \frac{d(\Delta WK_j)}{dp^{AP}} < 0.$$

Für die Belastungen der Steuerzahler einer Region als Folge der Agrarpolitik eines Landes wird angenommen, dass diese, bei konstantem Finanzierungsanteil r_j , von der Preisdifferenz (Δp) zwischen Inland und Weltmarkt sowie von der Höhe der gewährten Direktzahlungen PP abhängen. Dabei gilt, dass mit zunehmender Preisdifferenz, die Ausgaben eines Landes für Exporterstattungen *ceteris paribus* zunehmen. Die Belastungen der Steuerzahler einer Region lauten demnach:

$$(5.20) \quad \Delta WT_j = r_j C(p^{AP}, PP) = r_j \left(\underbrace{\Delta p \left(\sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j - \sum_{j=1}^J D(p^{AP})_j \right)}_{C_{EX}} + \underbrace{\sum_{j=1}^J PP_j}_{C_{PP}} \right)$$

$$\text{mit } \frac{d(\Delta WT_j)}{dp^{AP}} < 0^{123} \text{ und } \frac{d(\Delta WT_j)}{dPP} < 0.$$

Der erste Summand in der Klammer rechts vom Gleichheitszeichen stellt die Ausgaben für Exporterstattungen (C_{EX}) des Landes dar, in welchem die Region j liegt. Sie ergeben sich aus dem Produkt der Preisdifferenz (Δp) und der zu exportierenden Menge. Letztere berechnet sich wiederum aus der Differenz der angebotenen und der nachgefragten Menge über alle Regionen¹²⁴. Der zweite Summand beschreibt die landesweiten Ausgaben für die gewährten Direktzahlungen an die landwirtschaftlichen Erzeuger (C_{PP}). Es ist anzumerken, dass von den agrarpolitisch induzierten Preisänderungen eines großen Landes auch Wirkungen auf die Weltmarktpreise ausgehen (vgl. VALDÉS 1987: 575ff). Dabei gilt für die Beziehung zwischen Weltmarktpreis p^{FH} und Inlandspreis p^{AP} grundsätzlich:

$$(5.21) \quad \frac{dp^{FH}}{dp^{AP}} < 0.$$

Der Nettowohlfahrtseffekt einer Preisanhebung ergibt sich nun aus der Aggregation der drei Gleichungen (5.18) bis (5.20):

¹²³ Für den Fall, dass sich das betrachtete Land in einer Exportsituation befindet.

¹²⁴ Nach KOESTER (1992: 274) können bei einer Preisstützung die Ausgaben für Exporterstattungen aus der Definitionsgleichung $C_{EX} = (p^{AP} - p^{FH})(q^S - q^D)$ ermittelt werden. Für $q^S < q^D$ ergäben sich daraus entsprechend die Zolleinnahmen.

$$(5.22) \quad \Delta WG_j = \int_{p^{FH}}^{p^{AP}} S(p)_j dp + PP_j - \int_{p^{FH}}^{p^{AP}} D(p)_j dp \\ - r_j \left(\Delta p \left(\sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j - \sum_{j=1}^J D(p^{AP})_j \right) + \sum_{j=1}^J PP_j \right).$$

Wie bereits in der grafischen Analyse zeigt sich auch hier, dass die regionalen Nettowohlfahrtseffekte von den Verläufen der Angebots- und Nachfragefunktionen beeinflusst werden und somit von deren Ordinatenschnittpunkten und Elastizitäten. Daneben ist die Differenz zwischen dem gestützten Inlandspreis p^{AP} und dem Weltmarktpreis p^{FH} von großer Bedeutung. Ob der Nettowohlfahrtseffekt in einer Region als Folge der Preisstützung und Direktzahlungen in einem Land positiv oder negativ ist, bestimmen die Werte des Minuenden und der Subtrahenden in Gleichung (5.22). Die Bedingung dafür lautet:

$$(5.23) \quad \Delta WG_j \underset{<}{>} 0, \text{ wenn}$$

$$\int_{p^{FH}}^{p^{AP}} S(p)_j dp + PP_j \underset{<}{>} \int_{p^{FH}}^{p^{AP}} D(p)_j dp + r_j \left(\Delta p \left(\sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j - \sum_{j=1}^J D(p^{AP})_j \right) + \sum_{j=1}^J PP_j \right).$$

Die Interventionen der Agrarpolitik wären demnach für die Gesellschaft einer Region insgesamt wohlfahrtsneutral, wenn die Begünstigung der landwirtschaftlichen Erzeuger dieselben Werte annähme, wie die Summe der Belastungen für Konsumenten und Steuerzahler. Der Nettowohlfahrtseffekt für ein Land, welches eine Agrarpolitik mit Preisstützungen und Direktzahlungen einführt, ergibt sich wiederum aus der Summe der Einzeleffekte seiner einzelnen Regionen:

$$(5.24) \quad \sum_{j=1}^J \Delta WG = \sum_{j=1}^J \Delta WP_j + \sum_{j=1}^J \Delta WK_j + \sum_{j=1}^J \Delta WT_j$$

Analog zu Ungleichung (5.23) gilt für den Nettowohlfahrtseffekt eines Landes bei Einführung einer Preisstützung bzw. von Direktzahlungen:

$$(5.25) \quad \sum_{j=1}^J \Delta WG_j \underset{<}{>} 0, \text{ wenn } \sum_{j=1}^J \Delta WP_j \underset{<}{>} \left| \sum_{j=1}^J \Delta WK_j + \sum_{j=1}^J \Delta WT_j \right|.$$

Führen agrarpolitische Reformen nun zu einer Änderung des inländischen Preisniveaus und der Höhe der gewährten Direktzahlungen, dann hat es auch Auswirkungen auf die Nettowohlfahrt einer Region. Zur Verdeutlichung der marginalen Effekte wird die Gleichung (5.22) umgeschrieben zu:

$$(5.26) \quad \Delta WG_j = \int_0^{p^{AP}} S(p)_j dp - \int_0^{p^{FH}} S(p)_j dp + PP_j - \left(\int_0^{p^{AP}} D(p)_j dp - \int_0^{p^{FH}} D(p)_j dp \right) \\ - r_j \Delta p \left(\sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j - \sum_{j=1}^J D(p^{AP})_j \right) - r_j \sum_{j=1}^J PP_j .$$

Totales Differenzieren, mit p^{AP} und PP als unabhängige Variablen, führt nach einigen Umformungen zu:

$$(5.27) \quad d(\Delta WG_j) = S(p^{AP})_j - D(p^{AP})_j \\ - r_j \left(\underbrace{d \Delta p \left(\sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j - \sum_{j=1}^J D(p^{AP})_j \right) + \Delta p d \left(\sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j - \sum_{j=1}^J D(p^{AP})_j \right)}_{dC_{EX}} \right) \\ + dPP_j - r_j \underbrace{d \sum_{j=1}^J PP_j}_{dC_{PP}} ,$$

Danach lässt sich der marginale Nettowohlfahrtseffekt einer Region in drei Komponenten gliedern. Der erste Ausdruck rechts vom Gleichheitszeichen beschreibt die Änderungen der Produzenten- und Konsumentenrente, welche infolge einer infinitesimalen Preisänderung entstehen. Der zweite Ausdruck bzw. die zweite Zeile in Gleichung (5.27) zeigt die Änderungen der regionalen Belastungen aus den Exporterstattungen eines Landes¹²⁵. Diese werden einerseits direkt durch die veränderte Preisdifferenz bestimmt. Andererseits werden sie indirekt über die Anpassungen im Angebot und der Nachfrage aller Regionen und damit von der Änderung der Exportmenge bestimmt. Der dritte Ausdruck bzw. die dritte Zeile stellt die marginalen Wohlfahrtseffekte einer Region aus einer Änderung der gewährten Direktzahlungen an die Landwirtschaft dar.

Für alle drei Ausdrücke auf der rechten Seite der Gleichung (5.27) sind die marginalen Wohlfahrtseffekte einer Preisänderung unbestimmt. Eine infinitesimale Preisanhebung auf dem Inlandsmarkt würde den Gewinn an Produzentenrente einer Region um $S(p^{AP})_j$ und den Verlust an Konsumentenrente um $D(p^{AP})_j$ erhöhen. Die Differenz daraus kann nach KOESTER (1977b: 331) umgeschrieben werden zu:

¹²⁵ Dieser Ausdruck ist den Änderungen der nationalen Kosten für Exporterstattungen aus einer Preisanhebung ähnlich, welchen KOESTER (1977b: 331) in seinem Beitrag herleitet.

$$(5.28) \quad S(p^{AP})_j - D(p^{AP})_j = S(p^{AP})_j \times \left(1 - \frac{I}{SVG_j/100} \right),$$

wobei SVG_j den Selbstversorgungsgrad einer Region in Prozent bezeichnet. Die Bedingung dafür, ob bei einer infinitesimalen Preisanhebung die Differenz aus Produzenten- und Konsumentenrente positiv oder negativ ist, lautet folglich:

$$(5.29) \quad S(p^{AP})_j - D(p^{AP})_j \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0 \text{ für } dp^{AP} > 0, \text{ wenn } SVG_j \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 100 \text{ Prozent.}$$

Für eine Preissenkung auf dem Inlandsmarkt würden die umgekehrten Wirkungen eintreten: die Produzentenrente sinkt, während die Konsumentenrente ansteigt. Es gilt:

$$(5.30) \quad D(p^{AP})_j - S(p^{AP})_j \begin{matrix} \leq \\ > \end{matrix} 0 \text{ für } dp^{AP} < 0, \text{ wenn } SVG_j \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 100 \text{ Prozent.}$$

Die Belastungen einer Region infolge von Exporterstattungen steigen erwartungsgemäß bei einer infinitesimalen Preissteigerung an, während sie sich bei einer Preissenkung reduzieren. Die regionale Versorgungslage ist dabei von untergeordneter Bedeutung. Stattdessen wird das Ausmaß der Änderung der Belastungen durch den landesweiten Selbstversorgungsgrad (SVG) bestimmt. Analog zu Gleichung (5.28) kann die Differenz aus der Angebots- und Nachfrage- menge aller Regionen umgeschrieben werden zu:

$$(5.31) \quad \sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j - \sum_{j=1}^J D(p^{AP})_j = \sum_{j=1}^J S(p^{AP})_j \times \left(1 - \frac{I}{SVG/100} \right).$$

Für die marginale Änderung der regionalen Belastungen gilt:

$$(5.32) \quad r_j d(C_{EX}) \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0 \text{ für } SVG > 100 \text{ Prozent, wenn } dp^{AP} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0.$$

In Anlehnung an die Ergebnisse der Arbeiten von KOESTER (1977a: 64f; 1977b: 333; 2001: 326f) zu den nationalen Wirkungen einer Preisanhebung auf der EU-Ebene und ergänzend zur Untersuchung von TARDITI und ZANIAS (2001: 185), lassen die hier vorgestellten Überlegungen die folgenden Aussagen hinsichtlich der Wohlfahrtseffekte für eine Region zu. Eine infinitesimale Preissenkung (Preissteigerung) auf dem Inlandsmarkt ist aus regionaler Sicht umso negativer (positiver) zu beurteilen,

- je größer der Selbstversorgungsgrad der betrachteten Region (SVG_j),
- je kleiner der Selbstversorgungsgrad des Landes (SVG),
- je größer die Preisdifferenz zwischen Inland und Weltmarkt (Δp) und

- je kleiner der regionale Finanzierungsanteil (r_j) ist.

Eine infinitesimale Änderung der Direktzahlungen, welche im Rahmen der Agrarpolitik eines Landes gewährt werden, kann für eine Region zu positiven oder negativen Wohlfahrtseffekten führen. Durch einen Anstieg der Direktzahlungen würden die landwirtschaftlichen Erzeuger einer Region in Höhe der erhaltenen Direktzahlungen begünstigt werden. Jedoch verlöre sie gleichzeitig durch den Anstieg der Belastungen für die Gruppe der Steuerzahler. Entsprechend würde bei einer Kürzung der Direktzahlungen eine Region einerseits durch den Wegfall der Zahlungen verlieren, andererseits aus der Entlastung der Steuerzahler gewinnen. Die Bedingungen hierfür lauten:

$$(5.33) \quad d(\Delta WG_j) \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0 \text{ für } dPP_j > 0 \text{ oder } dPP_j < 0, \text{ wenn } dPP_j \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} r_j d \sum_{j=1}^J PP_j.$$

Die Gleichung macht zudem deutlich, dass ein Anstieg der Direktzahlungen für eine Region umso vorteilhafter ist, je kleiner deren Finanzierungsanteil r_j an den Kosten der Agrarpolitik ist.

Einige der in diesem Abschnitt dargelegten theoretischen Ausführungen sollen im zweiten Teil der empirischen Analyse überprüft werden. Vor dem Hintergrund der Vielzahl an benötigten Informationen, wie beispielsweise Angebots- und Nachfragefunktionen sowie den Belastungen der Steuerzahler auf regionaler Ebene, werden allerdings vereinfachende Annahmen getroffen.

5.3 Datengrundlage und methodisches Vorgehen

Die in den folgenden Abschnitten durchgeführte empirische Analyse baut auf den gewonnenen Erkenntnissen des vorangegangenen Kapitels auf. Hauptsächlich gehen die Angaben zur räumlichen Verteilung der EU-Agrarstützung mit in die weiteren Berechnungen ein. Als Untersuchungsregionen dienen wiederum die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte sowie die Bundesländer Deutschlands für den Zeitraum von 1979 bzw. 1991 bis 2004. Zunächst soll der Einfluss der EU-Agrarstützung auf die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse näher betrachtet werden. Daran anschließend wird die Bedeutung dieser Politik für die gesamtwirtschaftliche Einkommensverteilung herausgearbeitet. In beiden Fällen werden im Rahmen eines komparativ-statischen Vergleichs die Situationen mit und ohne EU-Agrarpolitik gegenübergestellt. Wie bereits aufgeführt, werden hierbei die Angebots- und Nachfragerreaktionen kurzfristig und innerhalb eines Jahres als unelastisch betrachtet. Mittelfristig finden hingegen durchaus Anpassungen auf der Erzeugerseite und der Nachfrageseite statt. So kommt es im

Zeitablauf, beispielsweise als Folge veränderter Preisrelationen auf den Agrarmärkten, zu Anpassungen sowohl in der landwirtschaftlichen Produktionsstruktur als auch im Hinblick auf die konsumierten Mengen von bestimmten Erzeugnissen.

Die landwirtschaftlichen Erlöse einer Region j werden nachstehend als yf_j bezeichnet. Sie setzen sich aus der Summe der landwirtschaftlichen Erlöse zu Weltmarktpreisen (yf_j^*) und der erhaltenen Agrarstützung (PSE_j) zusammen. Unter *Ceteris-paribus*-Bedingungen lässt sich dieser Zusammenhang algebraisch formulieren als:

$$(5.34) \quad yf_j = yf_j^* + \sum_{i=1}^N PSE_j^i,$$

wobei PSE die in Gleichung (2.1) definierte Agrarstützung bezeichnet. Die links vom Gleichheitszeichen stehenden landwirtschaftlichen Erlöse einer Region in der Situation mit EU-Agrarpolitik sind bereits in Kapitel 4 berechnet worden, um das *Percentage PSE* auszuweisen¹²⁶. In Anlehnung an Gleichung (2.6) sind sie definiert als:

$$(5.35) \quad yf_j = \sum_{i=1}^N (p_d^i q_j^i + PP_j^i),$$

wobei p_d^i der Inlandspreis für das Erzeugnis i ist und q_j^i dessen erzeugte Menge in Region j . Insofern wird erneut vereinfachend unterstellt, dass in allen Regionen eines Landes der Preis für ein Erzeugnis gleich ist. PP_j^i bezeichnet die Direktzahlungen für die einzelnen Erzeugnisse, welche an die Region j gehen. Die landwirtschaftlichen Erlöse ohne EU-Agrarpolitik werden auf Basis der Weltmarktpreise berechnet und sind definiert als:

$$(5.36) \quad yf_j^* = \sum_{i=1}^N p_w^i q_j^i,$$

wobei p_w^i der Weltmarktpreis für das Erzeugnis i ist. Die aufgeführten Gleichungen verdeutlichen, dass zwischen den Erlösen in der Landwirtschaft und der Agrarstützung (vgl. Gleichung 2.5) umso eher eine positive Beziehung besteht, je größer der Anteil der Marktpreisstützung ist, da beide über die Erzeugungsmengen bestimmt werden. In abgeschwächter Weise gilt es auch für produktionsabhängige Zahlungen, wie etwa den flächenbezogenen Zahlungen, welche in Kapitel 4.4 beschrieben wurden. Mit einer Zunahme der angebauten Fläche steigen nicht nur diese an, sondern auch die Produktionsmengen und damit, bei konstanten Preisen, gleichzeitig die Erlöse.

¹²⁶ Es gilt: $Percentage PSE_j = (PSE_j / yf_j) \times 100$ bzw. durch Umformen $Percentage PSE_j = (1 - yf_j^* / yf_j) \times 100$.

Bei produktionsunabhängigen Zahlungen kann eine solche Beziehung nicht *a priori* angenommen werden. Je nachdem, wodurch sich die Höhe der Zahlungen erklärt, ist eine gleich- oder gegenläufige Richtung möglich. So ist davon auszugehen, dass beispielsweise die Ausgleichszulage für landwirtschaftliche Betriebe in benachteiligten Gebieten (vgl. Unterabschnitt 4.5.4) eine eher negative Beziehung zur Höhe der Erlöse aufweist. In der vorliegenden Arbeit gehen neben der Marktpreisstützung ausschließlich produktionsabhängige Zahlungen in die Regionalisierung der Agrarstützung mit ein (vgl. Abschnitt 4.4). Diese machen einerseits in der untersuchten Periode den Hauptteil der Begünstigungen an die Landwirtschaft aus. Andererseits sind Angaben zu nicht produktspezifischen Direktzahlungen auf räumlich disaggregierter Ebene kaum verfügbar. Im anschließenden empirischen Teil ist deswegen eine gleichläufige Richtung zwischen der Agrarstützung und den Erlösen zu erwarten.

Insgesamt werden dieselben elf landwirtschaftlichen Erzeugnisse wie im vorherigen Kapitel berücksichtigt¹²⁷. Deren Weltmarktpreise sind für den Zeitraum von 1986 bis 2004 der *Producer and Consumer Support Estimates Database* der OECD entnommen. Dort werden sie größtenteils aus den *job* (free on board)-Preisen der EU approximiert (vgl. OECD 2008: 91ff). Für den Zeitraum von 1979 bis 1985 entstammen die Weltmarktpreise einem Bericht des GATT (1988), welcher in Vorbereitung auf erste Aussagen zur Marktpreisstützung und zum PSE der EU-Agrarpolitik verfasst wurde. Bei einigen Erzeugnissen liegen keine Angaben vor; es werden daher Weltmarktpreise aus der Division von EU-Exportwert und -menge geschätzt. Dieses geschieht mit Hilfe der FAO-Handelsstatistiken (FAOSTAT 2006). Für Roggen wird so der Weltmarktpreis in den Jahren von 1979 bis 2004 und für Hafer jener in den Jahren 1979 bis 1985 gemessen. Der Weltmarktpreis für Milch in den Jahren 1979 bis 1985 wird aus der Division des Exportwerts und der Exportmenge Neuseelands bestimmt.

Nach Ermittlung der landwirtschaftlichen Erlöse in den einzelnen Regionen und für beide betrachteten Situationen werden deren Verteilungen untersucht, um der Frage nachzugehen, ob räumliche Disparitäten durch die EU-Agrarpolitik zu- oder abgenommen haben. Als Streuungsmaße werden zum einen der bereits in Gleichung (4.5) aufgeführte gewichtete Variationskoeffizient verwendet, zum anderen der Theil-Index, welcher auf der in Gleichung (3.10) definierten Shannon'schen Entropie beruht. Dieser wird zusätzlich ausgewiesen, um die Gültigkeit der Ergebnisse für ein alternatives Streuungsmaß zu überprüfen. Auf die Berechnung des Theil-Indexes und die Herleitung seiner gewichteten Form wird in Unterabschnitt 5.4.1 eingegangen.

¹²⁷ Eine Auflistung findet sich in Tabelle 4.1.

Zur Darstellung der räumlichen Umverteilungs- und Wohlfahrtseffekte, welche für die Gesellschaft insgesamt aus der EU-Agrarpolitik resultieren, wird eine pragmatische Vorgehensweise verfolgt. Für die Abbildung der Produzenten- und Konsumentenrente wäre letztlich die Schätzung von Angebots- und Nachfragefunktionen auf den einzelnen Märkten in den jeweiligen Regionen notwendig (vgl. Kapitel 5.2.2). Dieses erscheint recht schwierig, vor allem vor dem Hintergrund, dass die landwirtschaftlichen Erzeugnisse in der Regel auf der Erzeuger- und Verbraucherebene nicht homogen sind. Somit kann für die verschiedenen Preise kaum eine einheitliche Grundlage erstellt werden (vgl. GORN, HERRMANN und WAGNER 1994: 238).

Daher sollen im weiteren Verlauf der Arbeit die Begünstigungen einer Region durch das PSE angenähert werden. Es umfasst die Gewinne aus der Marktpreisstützung und den Direktzahlungen¹²⁸. Die Belastungen einer Region werden aus dem *Total Support Estimate* (TSE) abgeleitet, welches neben dem PSE ein weiterer Indikator der OECD zur Messung von Agrarprotektion ist. Es wird ebenfalls seit 1986 jährlich für die EU erhoben und beinhaltet die Ausgaben von Konsumenten und Steuerzahlern für agrarpolitische Maßnahmen (OECD 2005b: 7ff). Für die Jahre von 1979 bis 1985 wären aus den OECD-Statistiken indes lediglich Angaben zu den Auswirkungen für die Konsumenten verfügbar, das so genannte *Consumer Support Estimate* (CSE) (vgl. ebenda: 9). Da für diesen Zeitraum die EU-Agrarstützung aber nahezu vollständig über die Anhebung inländischer Preise für landwirtschaftliche Erzeugnisse funktionierte (OECD 1989: 95), sind die Ausgaben der Steuerzahler nur von geringer Bedeutung und eher vernachlässigbar. In der vorliegenden Arbeit ist die Analyse räumlicher Umverteilungseffekte aus der EU-Agrarpolitik allerdings auch für die Nuts 3-Ebene auf die Periode von 1991 bis 2004 beschränkt. Die Berechnungen beziehen sich somit ausschließlich auf das TSE. Als Grund dafür ist zu nennen, dass hinsichtlich der hessischen Landkreise und kreisfreien Städte Angaben zum verfügbaren Einkommen erst seit dem Jahr 1991 vorliegen. Dieser Indikator soll, wie nachfolgend aufgeführt wird, die Entwicklung von Einkommensunterschieden im Zeitablauf aufzeigen.

Die Regionalisierung der Belastungen von Konsumenten und Steuerzahlern erfolgt in Anlehnung an die Methodik des ersten Kohäsionsberichts der EU-Kommission. Darin wird angenommen, dass der Lebensmittelverbrauch pro Kopf in einem Mitgliedstaat und die Durchschnittssteuersätze regional einheitlich sind (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 61,

¹²⁸ Der Gewinn an Produzentenrente entspräche dann der Preisstützungskomponente des PSEs, d.h. dem Produkt aus der Differenz zwischen Inlands- und Weltmarktpreis und der Angebotsmenge, d.h. $(p_d - p_w) q_d$ (vgl. Gleichung 2.5). Es ist zu betonen, dass es sich hierbei nur um eine grobe Annäherung handeln kann, die umso genauer wäre, je unelastischer die Angebotskurve ist und je kleiner die Weltmarktpreiseffekte einer nationalen Politik sind (vgl. auch Abbildung 2.1). Entsprechendes gilt ebenfalls für die Schätzung der Konsumentenrente aus dem Produkt der konsumierten Menge und der Preisdifferenz zwischen Inlands- und Weltmarktpreis.

156)¹²⁹. Die Ausgaben der Konsumenten und Steuerzahler, die durch die EU-Agrarpolitik entstehen, sind den bereits erwähnten OECD-Statistiken entnommen und werden nachstehend als TK_{EU} bzw. TS_{EU} bezeichnet. Aus der Division mit der Bevölkerungszahl der EU errechnen sich die durchschnittlichen Belastungen pro Kopf. Wird dieser Wert dann mit der Bevölkerungszahl (pop) einer Region j multipliziert, so ergeben sich deren gesamten Belastungen. Die regionalen Nettotransfers (NT_j) lassen sich dann aus der Aggregation der Begünstigungen und Belastungen bestimmen (vgl. TARDITI und ZANIAS 2001: 189f; ZANIAS 2002: 109). Sie können positiv oder negativ ausfallen. Algebraisch lässt sich der Zusammenhang formulieren als:

$$(5.37) \quad NT_j = \sum_{i=1}^N PSE_j^i - TK_j - TT_j$$

mit $TK_j = \frac{TK_{EU}}{pop_{EU}} \times pop_j$ und $TS_j = \frac{TS_{EU}}{pop_{EU}} \times pop_j$.

In Übereinstimmung mit der theoretischen Analyse in Abschnitt 5.2.2 würden die Nettotransfers für eine Region umso positiver ausfallen, je größer die Bedeutung der Landwirtschaft und je kleiner deren Bevölkerungszahl ist.

Um den Einfluss dieser Umverteilungseffekte auf gesamtwirtschaftliche Einkommensunterschiede und Wachstumsprozesse zwischen Regionen zu quantifizieren, wird erneut die tatsächlich beobachtete Situation mit einer hypothetischen ohne EU-Agrarpolitik verglichen. Hierzu wird ergänzend das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte herangezogen. Es ist definiert als das Einkommen, welches die privaten Haushalte für Konsum- oder Sparzwecke verwenden können und schließt staatliche Transferzahlungen sowie Steuerabgaben mit ein (vgl. HENRICHSMEYER, GANS und EVERS 1993: 470). Die Daten entstammen auf der Bundesebene der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder (vgl. STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER 2008) bzw. auf der Ebene hessischer Kreise und kreisfreier Städte den Statistiken des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES (2006).

Für die Beziehung zwischen den Nettotransfers und dem verfügbaren Einkommen in den beiden betrachteten Situationen wird, ähnlich der Gleichung (5.34), *ceteris paribus* die folgende Beziehung unterstellt:

$$(5.38) \quad y_j = y_j^* + NT_j,$$

¹²⁹ Es ist anzumerken, dass bei progressiven Steuersätzen eine Überschätzung der Belastungen für ärmere Regionen bzw. eine Unterschätzung jener für reichere Regionen auftreten kann (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 61, 156).

wobei y_j und y_j^* das verfügbare Einkommen mit bzw. ohne EU-Agrarpolitik bezeichnen. Positive Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik würden demnach zu einer Erhöhung des verfügbaren Einkommens in einer Region führen, negative hingegen zu einer Verringerung. Wird die Gleichung (5.33) durch die Bevölkerungszahl dividiert, so gilt für das verfügbare Einkommen pro Kopf:

$$(5.38') \quad \frac{y_j}{pop_j} = \frac{y_j^* + NT_j}{pop_j}.$$

Basierend auf diesen „Vorarbeiten“ soll die Frage beantwortet werden, in welchem Ausmaß von der EU-Agrarpolitik Wirkungen auf die Entwicklung räumlicher Disparitäten des Pro-Kopf-Einkommens ausgehen. Dafür wird zunächst betrachtet, wie sich die Einkommensunterschiede im Zeitablauf tatsächlich verändert haben. Anschließend wird untersucht, wie es sich für die hypothetische Situation ohne EU-Agrarpolitik verhält. Beide Ergebnisse werden dann miteinander verglichen, um die Wirkungen einer solchen Politik zu identifizieren. Die Messung konvergenter bzw. divergenter Wachstumsentwicklungen erfolgt außerdem mit Hilfe so genannter Panel-Einheitswurzeltests, welche das Datenmaterial auf die Eigenschaft der Stationarität hin überprüfen¹³⁰. Das verwendete Regressionsmodell und dessen Interpretation werden an späterer Stelle erläutert.

5.4 Empirische Ergebnisse für die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Regionen bezüglich landwirtschaftlicher Erlösdisparitäten

Zu Beginn dieses Abschnitts soll das Niveau der landwirtschaftlichen Erlöse in den Bundesländern Deutschlands sowie den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten aufgezeigt und der Agrarstützung gegenübergestellt werden. Die landwirtschaftlichen Erlöse werden dabei nach den Gleichungen (5.35) bzw. (5.36) berechnet. Sie sind für den Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 und je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen sowie je Betrieb in Anhang 14 aufgelistet. Hieraus könnte wiederum das PSE und das *Percentage PSE* abgeleitet werden und insofern ergeben sich für die Erklärung von räumlichen Erlösdisparitäten zahlreiche Parallelen zum Kapitel 4. Darin wurden das Ausmaß und die Verteilung der EU-Agrarstützung in bzw. zwischen den Untersuchungsregionen beschrieben und mit heterogenen Produktionsausrichtungen bzw. -intensitäten sowie der Betriebsgrößenstruktur begründet.

¹³⁰ Panel-Einheitswurzeltests gehören zu den Längsschnittsansätzen in der Messung von Konvergenz. Dem stehen die Konzepte der β - und σ -Konvergenz gegenüber, welche den Querschnittsansätzen zugeordnet werden. Einen Überblick über die unterschiedlichen Methoden bieten die Arbeiten von BERNARD und DURLAUF (1996), BOHL (1998) und HANSEN und TEUBER (2008).

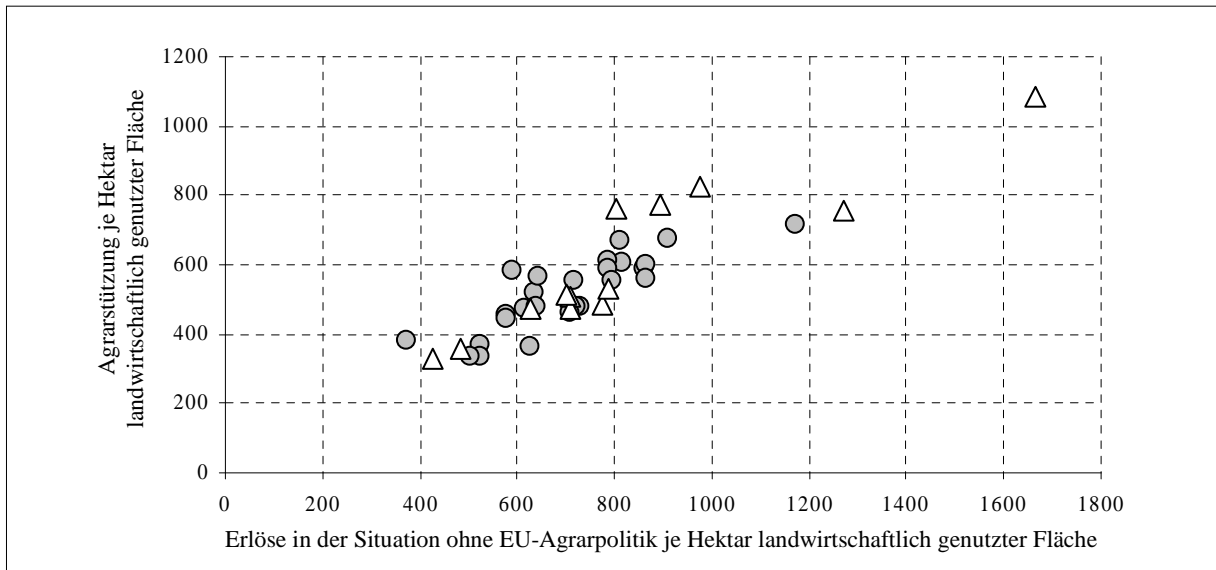
Im Streudiagramm der Abbildung 5.2 sind auf der Abszisse die hektarbezogenen Erlöse in der Landwirtschaft für die Situation ohne EU-Agrarpolitik abgetragen, während die Ordinate die jeweilige Agrarstützung in den einzelnen Regionen angibt. Die Bundesländer sind, entsprechend der Abbildung 4.5, wiederholt als Dreiecke dargestellt und die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte als Kreise. Wird vorab nur die Höhe der Erlöse betrachtet, so geht aus dem Diagramm hervor, dass sie in den hessischen Regionen im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 zwischen 350 und 1200 Euro schwankt. Die geringsten Werte weist diesbezüglich der Lahn-Dill-Kreis auf, die höchsten hingegen der Schwalm-Eder-Kreis (vgl. Anhang 14). Auf der Bundesebene liegen die Erlöse zwischen 400 und 1700 Euro, wobei das Saarland die Untergrenze und Nordrhein-Westfalen die Obergrenze bilden. Als Ursache für derartige Unterschiede in den hektarbezogenen Erlösen zwischen Regionen sind die bereits genannten heterogenen Produktionsausrichtungen und -intensitäten aufzuführen.

Grundsätzlich können hinsichtlich der landwirtschaftlichen Erlöse sowohl mit als auch ohne EU-Agrarstützung die folgenden Aussagen gemacht werden. Bezogen auf den Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche sind sie in den Regionen mit intensiver Viehhaltung und damit eher flächenunabhängiger Erzeugung höher als in jenen mit überwiegend pflanzlicher Erzeugung. Dementsprechend lassen sich auf der Bundesebene in Nordrhein-Westfalen und in Niedersachsen sowie für Hessen im Schwalm-Eder-Kreis und im Landkreis Waldeck-Frankenberg die höchsten Erlöse je Hektar beobachten. Diese liegen für Hessen insgesamt unterhalb jener Deutschlands, da auch die Intensität der tierischen Erzeugung in Hessen niedriger ist als im Bundesdurchschnitt (vgl. Tabelle 4.1). Die Verteilung der Erlöse je landwirtschaftlichem Erwerbstitigen und vor allem je Betrieb wird zudem maßgeblich durch die Produktionsausrichtung und die Betriebsgrößenstruktur bestimmt. Danach übersteigen beispielsweise die Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb in den neuen Bundesländern jene in den alten deutlich. Die Differenz zwischen den Erlösen mit und ohne EU-Agrarpolitik spiegelt sich im *Percentage PSE* wider. Dessen Höhe ist auf der Bundesebene in Baden-Württemberg, Bayern und Schleswig-Holstein oder in Hessen im Lahn-Dill-Kreis und Odenwaldkreis daher besonders ausgeprägt (vgl. Abbildung 4.4 c). Der Hauptgrund hierfür liegt in der großen regionalen Bedeutung der Rindfleischproduktion, dessen Markt im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 durch das höchste *Percentage PSE* aller in der vorliegenden Arbeit betrachteten Erzeugnisse charakterisiert ist (vgl. Unterabschnitt 4.5.2).

Wird der Zusammenhang zwischen der Höhe der Erlöse und der Agrarstützung je Hektar betrachtet, so zeigt die Abbildung 5.2, dass dieser auf beiden räumlichen Aggregationsebenen positiv ist. Wie im vorangegangenen Abschnitt diskutiert, lässt es sich auch erwarten, da die

Agrarstützung der EU bis zum Jahr 2004 hauptsächlich über die Marktpreisstützung und produktspezifische Direktzahlungen erfolgte. Mit zunehmender Erzeugungsmenge steigt daher nicht nur das Niveau der Erlöse an, sondern auch die absolute Agrarstützung. Der Wert der Korrelation beträgt auf Bundesebene 0,80 und für Hessen 0,74 (vgl. Tabelle 4.4).

Abbildung 5.2: Zusammenhang zwischen den landwirtschaftlichen Erlösen in der Situation ohne EU-Agrarpolitik und der Agrarstützung in den Bundesländern Deutschlands und den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten, 2002 bis 2004 in Euro^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Die Bundesländer Deutschlands sind als Dreiecke und die hessischen Regionen als Kreise dargestellt (vgl. Abbildung 4.5). In Anhang 14 ist die konkrete Höhe der landwirtschaftlichen Erlöse in den Situationen mit und ohne EU-Agrarpolitik aufgeführt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Desgleichen kann für die Erlöse und die Agrarstützung je Erwerbstätigem bzw. je Betrieb in der Landwirtschaft jeweils eine signifikante positive Korrelation festgestellt werden. Sie sind in der Tabelle 5.1 ebenfalls grau unterlegt und zeigen Werte von größer/gleich 0,90. Tabelle 5.1 führt zusätzlich die Korrelationen der Erlöse und der absoluten Agrarstützung mit unterschiedlichen Bezugseinheiten auf. Auch sie sind vorwiegend positiv und signifikant. Lediglich für die betriebsbezogenen Erlöse zeigen sich auf der Bundesebene Deutschlands Abweichungen, welche weitestgehend durch die erheblich größeren Betriebsstrukturen in den neuen Bundesländern im Vergleich zu den alten erklärt werden können. Sowohl die Erlöse als auch die Agrarstützung liegen je landwirtschaftlichem Betrieb in den neuen Bundesländern deutlich über dem Niveau der alten Bundesländer. Dagegen weisen letztere größere hektarbezogene Werte auf (vgl. Abbildung 4.4.a). Eine vergleichsweise geringe oder sogar negative Korrelation ist daher plausibel.

Aus den zumeist positiven Zusammenhängen in Tabelle 5.1 könnte gefolgert werden, dass die EU-Agrarpolitik zu einer Zunahme regionaler Erlösdiskrepanzen führt. Jedoch gilt es nur dann uneingeschränkt, wenn die absolute Streuung betrachtet wird (vgl. Unterabschnitt 5.2.1). So kann mit Hilfe der Gleichung (5.7), welche den Zähler des quadrierten Variationskoeffizienten und daher die Varianz darstellt, gezeigt werden, dass diese immer ansteigen würde, falls die Agrarstützung zu den Erlösen gleichgerichtet ist. Wird hingegen die relative Streuung in Form des quadrierten Variationskoeffizienten gemessen, kann es trotz eines positiven Zusammenhangs zu einer Abnahme regionaler Erlösdiskrepanzen kommen. Die Bedingungen dafür wurden in Gleichung (5.12) genannt. Eine Quantifizierung der tatsächlichen Auswirkungen soll im folgenden Unterabschnitt geschehen.

Tabelle 5.1: Korrelation zwischen den landwirtschaftlichen Erlösen in der Situation ohne EU-Agrarpolitik und der Agrarstützung, 2002 bis 2004^{a)}

	PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		PSE je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		PSE je landwirtschaftlichem Betrieb		Percentage PSE	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE	DE	HE
Erlöse ohne EU-Agrarpolitik... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	0,80	0,74	0,50	0,66	0,08	0,67	-0,33	-0,48
je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft	0,28	0,81	0,90	0,95	0,76	0,84	-0,52	-0,04
je landwirtschaftlichem Betrieb	-0,13	0,61	0,67	0,70	0,94	0,90	-0,51	-0,34

Anmerkungen: ^{a)} Der Spearman'sche Rangkorrelationskoeffizient wurde angewendet. Für die Berechnungen wurden alle Daten aus den drei aufeinanderfolgenden Jahren 2002 bis 2004 „gepoolt“. Für Deutschland ergeben sich daher 39 (= 13 Bundesländer mal 3 Jahre) und für Hessen 78 (= 26 Regionen mal 3 Jahre) Beobachtungen. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistisch signifikante Korrelation auf dem 5-Prozent-Niveau hin.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die in den rechten beiden Spalten der Tabelle 5.1 ausgewiesenen Korrelationen der Erlöse mit dem *Percentage PSE* lassen allerdings vermuten, dass die EU-Agrarpolitik in Deutschland bzw. Hessen regionale Erlösdiskrepanzen verringert. Sie sind allesamt negativ und bis auf eine Ausnahme signifikant. Ein höherer Anteil der Agrarstützung an den landwirtschaftlichen Erlösen ist demnach mit niedrigeren Erlösen verbunden und umgekehrt. Dieses ist wiederum auf die spezifischen Produktionsausrichtungen in den einzelnen Regionen zurückzuführen. Generell besitzen dabei solche mit einer intensiven Rindviehhaltung ein hohes *Percentage PSE*, wohingegen niedrige Werte auf eine große Bedeutung der Getreideerzeugung schließen lassen (vgl. Unterabschnitt 4.5.2). Die Getreideerzeugung weist zudem eine positive Beziehung zur

Höhe der landwirtschaftlichen Erlöse auf. Im nachstehenden Unterabschnitt soll der Einfluss der Agrarstützung auf die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse quantifiziert werden.

5.4.1 Vergleich der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse mit und ohne EU-Agrarpolitik

Es ist bereits aufgeführt worden, dass die regionale Verteilung der landwirtschaftlichen Erlöse neben dem gewichteten Variationskoeffizienten auch über den Theil-Index berechnet werden soll. Dieser basiert auf der in Kapitel 3 definierten Shannon'schen Entropie (vgl. Gleichung 3.10), welche ursprünglich zur Bestimmung der Unsicherheit von Eintrittswahrscheinlichkeiten entwickelt wurde¹³¹. THEIL (1967: 91ff) bildet daraus ein Maß für die Streuung einer Variablen Z , indem er zunächst die Eintrittswahrscheinlichkeiten e_i durch den Anteil eines jeden Merkmalsträgers an der Summe von Z ersetzt. Bezeichnet Z_i beispielsweise das Einkommen von Person i , mit $i = 1, 2, \dots, I$, so gilt für deren Anteil am Gesamteinkommen:

$$(5.39) \quad z_i = Z_i / \sum_{i=1}^I Z_i = \frac{Z_i}{I \mu(Z)}$$

$$\text{mit } \mu(Z) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I Z_i \text{ und } \sum_{i=1}^I z_i = 1.$$

Die Entropie $H(e)$ für die Verteilung des Einkommens berechnet sich dann aus:

$$(5.40) \quad H(e) = - \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{I \mu(Z)} \ln \left(\frac{Z_i}{I \mu(Z)} \right) = - \sum_{i=1}^I z_i \ln(z_i).$$

Analog zu den Ausführungen in Abschnitt 3.3 erreicht die Entropie ihr Minimum bzw. nimmt den Wert Null an, wenn eine Person das gesamte Einkommen erzielt und alle anderen keines erzielen. Andererseits ist die Entropie maximal, wenn alle Personen das gleiche Einkommen haben, d.h. $Z_1 = Z_2 = \dots = Z_i = \mu(Z)$ bzw. $z_1 = z_2 = \dots = z_i = 1/I$. Ihr Einkommensanteil ist in dem Fall identisch, und die Entropie kann formuliert werden als:

$$(5.41) \quad H(e) = - \sum_{i=1}^I \frac{\mu(Z)}{I \mu(Z)} \ln \left(\frac{\mu(Z)}{I \mu(Z)} \right) = - \sum_{i=1}^I \frac{1}{I} \ln \left(\frac{1}{I} \right).$$

¹³¹ Der Theil-Index gehört der Familie der verallgemeinerten entropieorientierten Streuungsmaße (*Generalised Entropy Measures*) an. Dazu zählen beispielsweise auch die Mittlere Logarithmische Abweichung (*Mean Logarithmic Deviation*), das Herfindahl-Maß sowie die Hälfte des quadrierten Variationskoeffizienten. Sie alle lassen sich algebraisch aus einer generellen Formel ableiten und unterscheiden sich in ihrer Sensitivität gegenüber Veränderungen in verschiedenen Bereichen einer Einkommensverteilung. Im weiteren Verlauf wird auf diese Familie von Streuungsmaßen nicht weiter eingegangen und es sei auf die Arbeiten von COWELL (1995: 47ff) oder SHORROCKS (1982: 198f) verwiesen.

Der Theil-Index T wird nun aus der Differenz der maximal möglichen und der tatsächlichen Entropie des Einkommens Z gebildet. Aus der Subtraktion der Gleichung (5.40) von Gleichung (5.36) ergibt sich durch Umformen (vgl. Anhang 15):

$$(5.42) \quad T(Z) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} \ln \frac{Z_i}{\mu(Z)}.$$

Daher ist der Theil-Index bei Gleichverteilung Null und steigt mit zunehmender Streuung bis zur maximal möglichen Entropie an. Seine Herleitung macht deutlich, dass einer der grundlegenden Unterschiede zum Variationskoeffizienten darin besteht, auf welche Weise die einzelnen Informationen zur Streuung einer Variablen zusammengefasst werden. Während der Theil-Index die proportionale Abweichung bezüglich der Ausprägung jedes Merkmalsträgers von der Gleichverteilung ermittelt, d.h. $-[Z_i/(I\mu(Z))] + [(1/I)(\ln(1/I))]$, und sie dann aufaddiert, sind es beim Variationskoeffizienten die absoluten Abweichungen, d.h. $Z_i - \mu(Z)$, welche quadriert werden (vgl. COWELL 1995: 66). Außerdem wird in der Literatur vielfach betont, dass der Theil-Index transfersensitiv ist, der Variationskoeffizienten hingegen nicht (vgl. ATKINSON 1970: 255ff; SHORROCKS und FOSTER 1987: 487f); eine Eigenschaft, die als Erweiterung der *Pigou-Dalton-Bedingung* erachtet wird (vgl. Unterabschnitt 4.6.1). Danach führt beispielsweise die Zahlung eines bestimmten Betrages von einer Person mit dem Einkommen Z_i an eine Person mit dem niedrigeren Einkommen $Z_i - S$ zu einer prozentual geringeren Abnahme des Streuungsmaßes, je größer Z_i ist. Veränderungen im unteren Einkommensbereich werden deshalb stärker gewichtet als solche im oberen Einkommensbereich. Der Variationskoeffizient gewichtet stattdessen alle Veränderungen in einer Verteilung gleich, unabhängig von der Höhe des Einkommensniveaus. Somit ist dessen prozentuale Abnahme bei einer Zahlung von Z_i nach $Z_i - S$ für jede beliebige Höhe von Z_i identisch.

Die Transfersensitivität lässt sich prinzipiell in das von COWELL und KUGA (1981) formulierte starke Transferprinzip einordnen. Es ist immer dann erfüllt, wenn sich die Zu- oder Abnahme eines Streuungsmaßes ausschließlich aus einer Funktion der relativen Einkommensabstände erklärt. Dieses gilt zwar für den Theil-Index, jedoch nicht für den Variationskoeffizienten. Zur Veranschaulichung der so genannten Distanzfunktion $d(\cdot)$ wird nachstehend unterstellt, dass der relative Einkommensabstand zwischen zwei Personen im unteren Bereich einer Verteilung durch $d(z_1, z_2)$ gegeben ist und jener für zwei Personen im oberen Bereich durch $d(z_3, z_4)$, wobei z_i den jeweiligen Anteil am Gesamteinkommen bezeichnet (vgl. Gleichung (5.39)). Für $d(z_1, z_2) = d(z_3, z_4)$ sind demzufolge die Personen 1 und 2 bezüglich ihres Einkommens genauso weit voneinander entfernt wie die Personen 3 und 4 (vgl. ebenda: 290; CO-

WELL 1995: 52f). Die konkrete Form der Distanzfunktion bestimmt damit, welchen Einfluss die relativen Einkommensabstände zwischen zwei Personen in unterschiedlichen Bereichen der Verteilung für die Ermittlung der Streuung erhalten¹³².

Nachdem einige wesentliche Charakteristika der beiden hier verwendeten Streuungsmaße angesprochen sind, wird im folgenden Absatz kurz auf die Berücksichtigung unterschiedlicher großer Merkmalsträger in der Berechnung des Theil-Indexes eingegangen. Bereits in Unterabschnitt 4.6.1 wurde die Notwendigkeit einer Gewichtung aufgeführt, wenn Gruppen oder Regionen untersucht werden. Der in Gleichung (5.37) dargestellte Theil-Index ist demgemäß abzuändern (vgl. THEIL 1967: 101f; EZCURRA und RAPÚN 2006: 365): Stellt Z_j das durchschnittliche Einkommen je Kopf einer Region oder Gruppe dar und W_j deren Bevölkerungszahl, dann gilt für den Einkommensanteil einer Person:

$$(5.43) \quad z_j = Z_j / \left(\mu_w(Z) \times \sum_{j=1}^J W_j \right),$$

wobei μ_w für das gewichtete Mittel steht. Die tatsächliche Entropie der Einkommensverteilung kann dann vergleichbar zur Gleichung (5.40) geschrieben werden als:

$$(5.44) \quad H(e) = - \sum_{i=1}^J W_j \times \left(Z_j / \left(\mu_w(Z) \times \sum_{j=1}^J W_j \right) \right) \ln \left(Z_j / \left(\mu_w(Z) \times \sum_{j=1}^J W_j \right) \right).$$

Besitzen die Personen in allen Gruppen bzw. Regionen dasselbe Einkommen, so gilt für den Einkommensanteil:

$$(5.45) \quad z_j = \mu_w(Z) / \left(\mu_w(Z) \times \sum_{j=1}^J W_j \right) = 1 / \sum_{i=1}^J W_j.$$

Die maximal mögliche Entropie lautet demnach:

$$(5.46) \quad H(e) = - \sum_{i=1}^J W_j \times \left(1 / \sum_{j=1}^J W_j \right) \ln \left(1 / \sum_{j=1}^J W_j \right) = \ln \sum_{j=1}^J W_j.$$

Wird hiervon wiederum die tatsächliche Entropie (Gleichung (5.44)) subtrahiert, so errechnet sich der gewichtete Theil-Index T_w . Dieser lässt sich, ähnlich zur Gleichgewichtung von Merkmalsträgern, durch Umformen schreiben als:

¹³² Alle verallgemeinerten entropiebasierten Streuungsmaße erfüllen das starke Transferprinzip. In dem Zusammenhang kann das Herfindahl-Maß insofern als ein Sonderfall erachtet werden, als dass für $d(z_1, z_2) = d(z_3, z_4)$ auch die Beziehung $(z_1 - z_2) = (z_3 - z_4)$ gilt. Beim Theil-Index ist für diesen Fall dagegen $(z_1 - z_2) < (z_3 - z_4)$, wodurch der Einfluss von Änderungen im unteren Bereich der Einkommensverteilung größer ist.

$$(5.47) \quad T(Z)_w = \sum_{j=1}^J w_j \frac{Z_j}{\mu_w(Z)} \ln \frac{Z_j}{\mu_w(Z)},$$

wobei w_j für das relative Gewicht einer Gruppe bzw. Region steht. Abschließend sei darauf hingewiesen, dass der Theil-Index häufig in einer disaggregierten Form angegeben wird, bei welcher die Gesamtstreuung in zwei Komponenten aufgegliedert wird: Die erste quantifiziert die Streuung zwischen den Gruppen bzw. Regionen, während die zweite die Streuung innerhalb dieser beschreibt¹³³. In der vorliegenden Arbeit kann eine derartige Zerlegung allerdings nicht durchgeführt werden, da für die betrachteten Variablen keine Angaben zur Verteilung innerhalb der Untersuchungsregionen existieren. Die Ursachen liegen in der mangelnden Datenverfügbarkeit und infolgedessen auch in der gewählten methodischen Vorgehensweise zur Regionalisierung der Auswirkungen der EU-Agrarpolitik (vgl. Abschnitt 4.4). So wurden für die einzelnen Bundesländer sowie für die kreisfreien Städte und Landkreise lediglich Durchschnittswerte berechnet. Die in der Abbildung 5.2 ausgewiesene Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse bezieht sich daher ausschließlich auf jene Komponente, welche die Ungleichheiten zwischen den Untersuchungsregionen misst.

In der Abbildung 5.3 ist die Entwicklung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse zwischen den Bundesländern Deutschlands sowie zwischen den kreisfreien Städten und Landkreisen in Hessen ab dem Jahr 1991 bzw. 1979 ausgewiesen. Zudem werden die beiden Situationen mit und ohne EU-Agrarpolitik unterschieden. Die linke Seite zeigt den Variationskoeffizienten und die rechte den Theil-Index jeweils für die Erlöse je Hektar, je Erwerbstätigem und je Betrieb in der Landwirtschaft. Ersterer ist in Prozent angegeben und letzterer, zur besseren Darstellbarkeit, mit 1000 multipliziert (vgl. auch JENKINS 1995: 32).

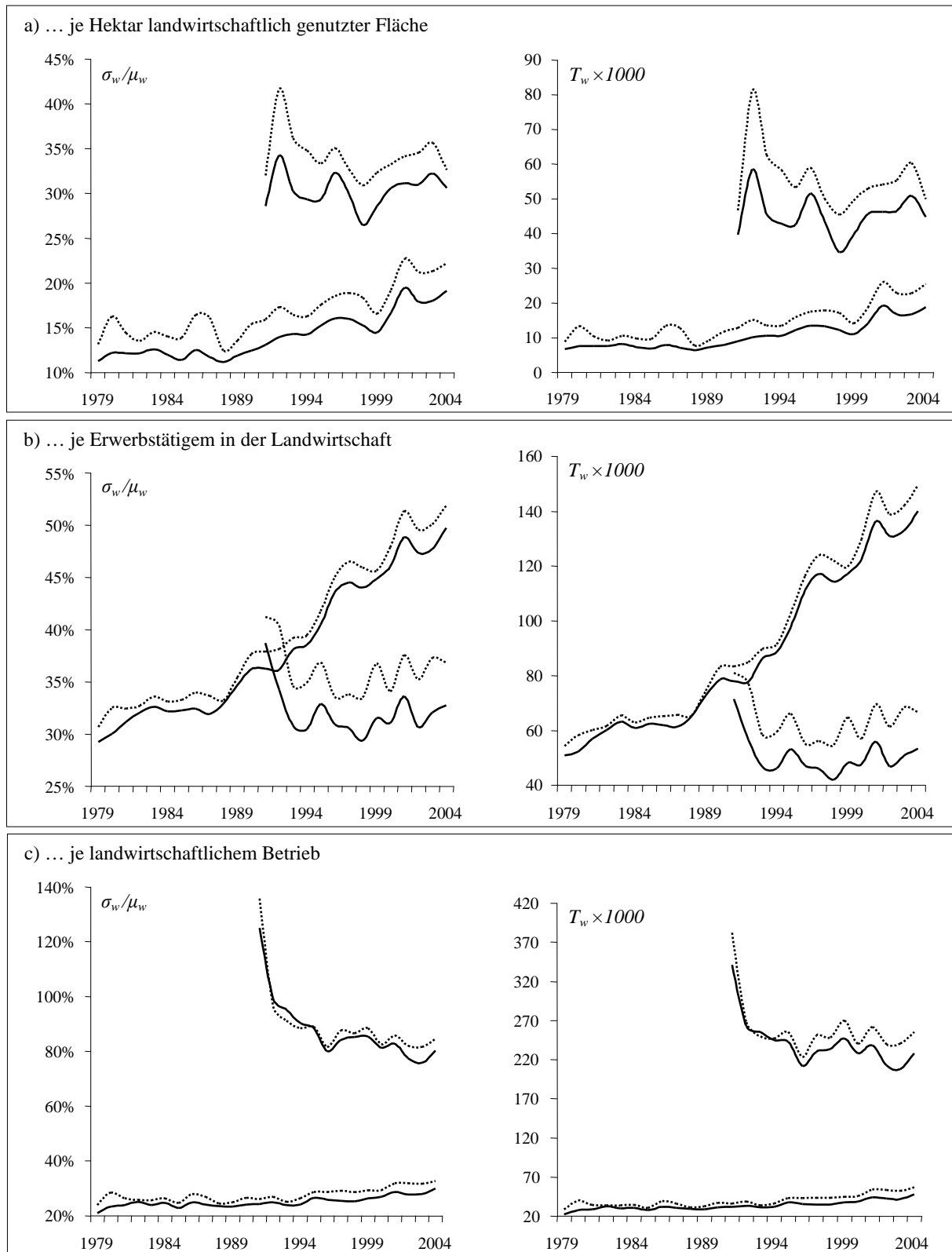
Die Betrachtung der Abbildung lässt die folgenden Aussagen zu. Erstens sind die Verläufe des Variationskoeffizienten und des Theil-Indexes für eine Variable sehr ähnlich. Jedoch weicht die Höhe der jährlichen Änderung in der Streuung zwischen den beiden berechneten Maßen teilweise deutlich voneinander ab. Beispielsweise schwankt der Variationskoeffizient für die Erlöse je Hektar in den hessischen Regionen stärker als der entsprechende Theil-Index.

¹³³ In Anlehnung an ATHANASOPOULOS und VAHID (2003: 415) kann der disaggregierte gewichtete Theil-Index formuliert werden als:

$$T(Z)_w = \sum_{j=1}^J w_j \frac{Z_j}{\mu_w(Z)} \ln \frac{Z_j}{\mu_w(Z)} + \sum_{j=1}^J w_j \left(\frac{Z_j}{\mu_w(Z)} \right) T(Z)_w^j.$$

Der erste Summand rechts vom Gleichheitszeichen steht für die Streuung zwischen den j Gruppen bzw. Regionen. Der zweite Summand berechnet einen gewichteten Durchschnitt der Streuung innerhalb der einzelnen Gruppen oder Regionen, wobei $T(Z)_w^j$ deren jeweiligen gewichteten Theil-Index bezeichnet.

Abbildung 5.3: Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen den Bundesländern Deutschlands und zwischen den hessischen Regionen, 1991 bis 2004 bzw. 1979 bis 2004^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Auf der linken Seite der Abbildung ist jeweils die Entwicklung des Variationskoeffizienten (σ_w/μ_w) dargestellt und auf der rechten Seite jene des mit 1000 multiplizierten Theil-Index ($T_w \times 1000$). Die durchgezogenen Linien zeigen den tatsächlichen Verlauf der Streuung in der Situation mit Politik, die gestrichelten Linien jenen in der hypothetischen Situation ohne Politik. Die Beobachtungen für Deutschland beginnen ab dem Jahr 1991, für Hessen ab dem Jahr 1979. Zur besseren Illustration der Verläufe der jeweiligen Streuung unterscheiden sich die einzelnen Diagramme in der Wahl des Maßstabs auf der Ordinate.

Quelle: Eigene Berechnungen und in Anlehnung an HANSEN (2008).

Der umgekehrte Fall gilt dagegen für die Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb auf der Bundesebene. Als wesentliche Begründung für diese Unterschiede ist sicherlich die zuvor dargestellte Transfersensitivität des Theil-Indexes bzw. die Transferinsensitivität des Variationskoeffizienten zu nennen. Deshalb weisen größere „Ausschläge“ beim Variationskoeffizienten im Vergleich zum Theil-Index auf Verschiebungen vorwiegend im oberen Bereich der Verteilung hin und *vice versa*.

Zweitens zeigt die Abbildung, dass die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen den Bundesländern Deutschlands je Hektar und je landwirtschaftlichem Betrieb oberhalb jener der hessischen Regionen liegt, je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen allerdings überwiegend darunter. Die größere Streuung der hektarbezogenen Erlöse auf Bundesebene ist maßgeblich auf die bedeutenden Unterschiede in der tierischen Erzeugung zwischen den alten Bundesländern im Norden und Süden und jenen Mittel- und Ostdeutschlands zurückzuführen (vgl. Anhänge 6 und 14). Ebenfalls ist die größere Streuung der Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb auf Bundesebene in den gravierenden Unterschieden zwischen den alten und neuen Bundesländern begründet. Für die Erlöse je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen kann dieses nicht beobachtet werden und die Streuung ist deutlich niedriger im Vergleich zu jener je landwirtschaftlichem Betrieb.

Für die hessischen Regionen errechnet sich hingegen für die Erlöse je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen aufgrund des ausgeprägten Gefälles von Nord nach Süd eine relativ große Streuung, welche oberhalb jener auf Bundesebene liegt. Am Rande sei darauf hingewiesen, dass die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen den alten Bundesländern insgesamt größer ist als zwischen den neuen Bundesländern. Aus Gründen der Übersichtlichkeit ist sie nicht in der Abbildung 5.3 eingezeichnet und eine Auflistung der entsprechenden Variationskoeffizienten enthält die Tabelle a des Anhangs 17. Daraus geht ebenfalls hervor, dass die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse für Gesamtdeutschland größer ist, als wenn die alten und neuen Bundesländer getrennt voneinander analysiert werden. Lediglich bei der Streuung der Erlöse je Erwerbstätigem ergeben sich für einige Jahre Ausnahmen hiervon. Erwartungsgemäß erweisen sich somit die alten und die neuen Bundesländer separat betrachtet als homogenere Stichproben im Vergleich zu einer gesamtdeutschen Betrachtung.

Drittens kann anhand der Abbildung 5.3 festgestellt werden, dass die Entwicklung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse zwischen den Bundesländern Deutschlands und zwischen den hessischen Regionen ab dem Jahr 1991 nicht gleich ist. Erstere weisen vor allen in ersten Jahren nach der Wiedervereinigung große Veränderungen auf und mit Ausnahme der hektarbe-

zogenen Erlöse kommt es zu einer Verringerung der Unterschiede. Auf der Bundesebene rühren diese Effekte vor allem in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung von den Anpassungsprozessen in Ostdeutschland her. Das zeigt sich auch daran, dass in den alten Bundesländern die Streuung in diesem Zeitraum relativ kleine „Ausschläge“ besitzt, welche in den neuen Bundesländern sehr viel ausgeprägter sind (vgl. Anhang 17, Tabelle a). Auf der disaggregierten Ebene hessischer Landkreise bzw. kreisfreier Städte lässt sich eine klare Zunahme der Streuung in den landwirtschaftlichen Erlösen erkennen. Für die Erlöse je Erwerbstätigem beginnt sie bereits zu Beginn der Untersuchungsperiode, für die Erlöse je Hektar und je Betrieb gegen Ende der 1980er Jahre bzw. mit Anfang der 1990er Jahre. Bezüglich Hessen werden die Ergebnisse wiederum stark durch den unterschiedlich verlaufenden Strukturwandel in ländlichen und städtischen Regionen beeinflusst. Diese Aspekte sollen hier nicht weiter behandelt werden. Eine eingehendere Analyse bieten die Unterabschnitte 5.4.3 und 5.4.4.

Viertens und im Hinblick auf die Ausgangsfrage, inwieweit die EU-Agrarstützung auf regionale Erlösdisparitäten in der Landwirtschaft wirkt, lässt die Abbildung 5.3 eine Tendenz zur Verringerung dieser erkennen. Die Streuung liegt in der Situation mit Politik nahezu ausschließlich unterhalb jener ohne Politik. Eine Ausnahme bildet lediglich die Streuung der Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb zwischen den Bundesländern zu Beginn der 1990er Jahre. Sie entsteht vornehmlich daraus, dass für diesen Zeitraum in den alten Bundesländern deutliche Abweichungen hinsichtlich der Erlösentwicklung mit und ohne EU-Agrarstützung bestehen: So nehmen beispielsweise im ersten Fall in den alten Bundesländern die Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb von 1991 bis 1992 um –2,6 Prozent ab, im letzteren Fall steigen sie um 11,6 Prozent an¹³⁴. In den neuen Bundesländern sind die Veränderungen mit –23,9 bzw. –22,6 Prozent indessen relativ ähnlich¹³⁵. Da die Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb in den alten Bundesländern weit unter jenen der neuen Bundesländer liegen, nimmt der Abstand in der Situation ohne EU-Agrarstützung stärker ab als in der Situation mit EU-Agrarstützung.

Insgesamt bestätigt sich in der Abbildung 5.3 aber die Vermutung, welche bereits aufgrund der negativen Korrelationen der Erlöse mit dem *Percentage PSE* aufgestellt wurde (vgl. Tabelle 5.1) und wonach es durch die EU-Agrarpolitik zu einer Abnahme der landwirtschaftli-

¹³⁴ Die Unterschiede bezüglich der Erlösentwicklung können durch den deutlichen Anstieg der Weltmarktpreise für Schweinefleisch (27,1 Prozent) und Rind- und Kalbfleisch (37,7 Prozent) in den Jahren von 1991 bis 1992 erklärt werden. In den alten Bundesländern, welche eine relativ hohe Viehdichte aufweisen, nehmen für die Situation ohne EU-Agrarpolitik die Erlöse zu. Gleichzeitig reduziert sich aber auch das PSE, weil die Marktpreisstützung aufgrund der hohen Weltmarktpreise zurückgeht, und so sinken die Erlöse für die Situation mit EU-Agrarpolitik.

¹³⁵ Der erhebliche Rückgang der Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb in den neuen Bundesländern ist eine Folge des dort zu beobachtenden starken Rückgangs der Betriebsgröße seit dem Jahr 1991 (vgl. Abschnitt 4.6).

chen Erlösunterschiede zwischen Regionen kommt. Um diese Aussage mit einer Zahl zu quantifizieren, ist in der Tabelle 5.2 die durchschnittliche prozentuale Änderung der Streuung ausgewiesen. Zur Vergleichbarkeit der Ergebnisse für die Bundesländer Deutschlands und die hessischen Regionen ist darin nur der Zeitraum von 1991 bis 2004 berücksichtigt¹³⁶. Generell weist die Tabelle 5.2 darauf hin, dass die durchschnittliche Verminderung der Streuung größer ist, wenn statt des Variationskoeffizienten (σ_w/μ_w) der Theil-Index (T_w) errechnet wird. Aufgrund dessen stärkerer Gewichtung von Veränderungen im unteren Bereich der Verteilung erscheint diese Beobachtung plausibel. Da die EU-Agrarstützung in den Regionen mit geringen Erlösen einen hohen Erlösanteil aufweist (vgl. Tabelle 5.1), geht in der Situation mit Politik die Streuung beim Theil-Index relativ stärker zurück als beim Variationskoeffizienten.

Tabelle 5.2: Durchschnittliche jährliche Änderung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse als Folge der EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004 in Prozent^{a)}

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE
σ_w/μ_w	-11,3	-14,7	-11,3	-3,8	-2,4	-9,3
T_w	-18,5	-25,9	-20,6	-5,5	-6,8	-16,1

Anmerkungen: ^{a)}Für die Berechnung der durchschnittlichen jährlichen Änderung wurde zunächst das geometrische Mittel der Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse für die Jahre von 1991 bis 2004 gebildet. Im Anschluss daran wurde die durchschnittliche Streuung der Erlöse ohne EU-Agrarstützung von jener mit EU-Agrarstützung subtrahiert. Diese Differenz wird dann in Relation zur durchschnittlichen Streuung der Erlöse ohne EU-Agrarstützung gesetzt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die größte Verminderung der Streuung zeigt sich für die hessischen Regionen, wenn die Erlöse je Hektar betrachtet werden. Sie beträgt -14,7 Prozent für den Variationskoeffizienten bzw. -25,9 Prozent für den Theil-Index. Auf der Bundesebene fällt die Verminderung etwas weniger deutlich aus und die entsprechenden Werte lauten -11,3 und -18,5 Prozent. Auch für die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb ist ein größerer Rückgang für die hessischen Regionen als auf der Bundesebene festzustellen. Umgekehrtes gilt dagegen für die Streuung der Erlöse je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft. Der prozentuale Rückgang scheint daher jeweils dort ausgeprägter zu sein, wo das Niveau der Streuung geringer ist. Für die Erlöse je Hektar und je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft ist es in Hessen der Fall, für die Erlöse je Erwerbstätigem jedoch auf der Bundesebene (vgl. Abbildung 5.3).

¹³⁶ Für den Zeitraum von 1979 bis zum Jahr 2004 ergeben sich relativ ähnliche Werte. Die Reduktion des Variationskoeffizienten für die Streuung der hektarbezogenen Erlöse ist -15,8 Prozent, für die Erlöse je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft liegt die Reduktion bei -3,7 Prozent und für die Erlöse je Betrieb bei -9,0 Prozent. Die entsprechenden Werte für den Theil-Index betragen -27,6 bzw. -5,0 und -15,5 Prozent.

Es ist zu betonen, dass bei einer differenzierten Analyse der Effekte auf der Bundesebene dieses jedoch nicht beobachtet werden kann: Die durchschnittliche Verminderung der Streuung ist danach in den alten Bundesländern mindestens doppelt so groß wie in den neuen Bundesländern, obwohl auch das Niveau der Streuung zwischen den alten Bundesländern höher ist (vgl. Anhang 17, Tabelle b). Ursächlich dafür ist, dass die Anteile der Agrarstützung an den landwirtschaftlichen Erlösen, d.h. die *Prozentualen PSEs*, zwischen den einzelnen neuen Bundesländern deutlich geringere Unterschiede aufweisen als zwischen den alten Bundesländern (vgl. Anhang 6). Die Agrarstützung erhöht in den neuen Bundesländern daher die landwirtschaftlichen Erlöse relativ gleichmäßiger als in den alten Bundesländern.

Im folgenden Unterabschnitt soll überprüft werden, inwieweit sich für die Entwicklung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse ein signifikanter Trend im Zeitablauf nachweisen lässt. Außerdem stellt sich die Frage, ob die Differenz zwischen der tatsächlichen Streuung und jener der hypothetischen Situation über die Jahre hinweg zu- oder abgenommen hat und welchen Einfluss das Niveau bzw. die Zusammensetzung der Agrarstützung darauf hat.

5.4.2 Entwicklung der Streuung im Zeitablauf

Bei der Analyse von Verteilungen im Zeitablauf wendet die makroökonomische Wachstumsliteratur vielfach das Konzept der so genannten σ -Konvergenz an (vgl. BARRO und SALA-I-MARTIN 1995: 382ff). Danach wird auf eine konvergente Entwicklung geschlossen, wenn die Streuung einer Variablen abnimmt¹³⁷. Entsprechend weist die Zunahme der Streuung auf eine divergente Entwicklung hin. In der Regel werden dabei lediglich zwei unterschiedliche Zeitpunkte, t und $t + T$, betrachtet (vgl. SALA-I-MARTIN 1996: 1020), so dass sich der Zusammenhang wie folgt formulieren lässt:

$$(5.48) \quad \text{Für } \text{Streuungsmaß}_t \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} \text{Streuungsmaß}_{t+T} \text{ liegt } \frac{\sigma\text{-Konvergenz}}{\sigma\text{-Divergenz}} \text{ vor.}$$

Das Ausmaß der Streuungsänderung gibt, in Verbindung mit der Länge des Zeitraumes T , zudem Auskunft darüber, mit welcher Geschwindigkeit sich ein Anstieg bzw. Rückgang der Disparitäten vollzogen hat. Ein Nachteil dieser „klassischen“ Vorgehensweise der Konver-

¹³⁷ Die Bezeichnung dieser Form von Konvergenz geht auf die übliche Abkürzung für die Standardabweichung σ zurück. ISLAM (2003: 313ff) identifiziert insgesamt sieben unterschiedliche Konvergenzkonzepte: 1) Konvergenz innerhalb einer Volkswirtschaft im Vergleich zu Konvergenz zwischen Volkswirtschaften, 2) Konvergenz im Hinblick auf das Einkommen im Vergleich zu Konvergenz im Hinblick auf die Wachstumsrate, 3) β -Konvergenz (als Regression der durchschnittlichen Wachstumsraten (Regressand) und dem anfänglichen Pro-Kopf-Einkommen (Regressor)) im Vergleich zu σ -Konvergenz, 4) Absolute Konvergenz im Vergleich zu bedingter Konvergenz, 5) globale Konvergenz im Vergleich zu lokaler bzw. Club-Konvergenz, 6) Einkommenskonvergenz im Vergleich zu *Total-Factor-Productivity*-Konvergenz und schließlich 7) deterministische Konvergenz im Vergleich zu stochastischer Konvergenz.

genzmessung ist jedoch, dass die Ergebnisse einerseits entscheidend von der Wahl der beiden Zeitpunkte beeinflusst werden und andererseits die dazwischen liegende Periode unberücksichtigt bleibt.

Um eine derartige Problematik zu umgehen, soll im vorliegenden Unterabschnitt eine restriktivere Definition der σ -Konvergenz untersucht werden, bei der die Streuung mehrerer Zeitpunkte mit in die Berechnung eingeht. So wird getestet, ob für den Variationskoeffizienten bzw. den Theil-Index ein deterministischer Trend existiert. Ein negatives Vorzeichen würde dann auf eine konvergente Entwicklung hindeuten und *vice versa*. Außerdem wird das *Percentage PSE* als weitere erklärende Variable mit in das Schätzmodell aufgenommen, um die Wirkungen der EU-Agrarpolitik zu erfassen. Die Regressionsgleichung zum Test auf σ -Konvergenz bzw. Divergenz in den landwirtschaftlichen Erlösen ergibt sich insofern aus:

$$(5.49) \quad \text{Streuungsmaß}_t = \beta_1 + \beta_2 \text{Trend} + \beta_3 \text{PercentagePSE} + u_t.$$

Im Hinblick auf das *Percentage PSE* ist anzumerken, dass hierdurch nicht nur die relative Höhe der Agrarstützung widergespiegelt wird, sondern auch indirekt das Preisniveau auf dem Weltmarkt und beide eine negative Beziehung zueinander besitzen. Zur Verdeutlichung kann das *Percentage PSE*, gemäß der Schreibweise in Gleichung (5.34), formuliert werden als:

$$(5.50) \quad \text{Percentage PSE} = \left(1 - \frac{yf_j^*}{yf_j^* + \text{PSE}_j} \right) \times 100.$$

Ein Absinken der Weltmarktpreise führt *ceteris paribus* zu einer Verringerung der landwirtschaftlichen Erlöse ohne EU-Agrarpolitik (yf_j^*). Zähler und Nenner des Subtrahenden rechts vom Gleichheitszeichen nehmen damit um denselben absoluten Betrag ab. Unter der vereinfachenden Annahme, dass die Höhe des PSEs konstant ist, wird der Quotient dadurch insgesamt kleiner. Die Differenz wird daher größer und als Folge steigt das *Percentage PSE* an. Tatsächlich würde bei einer Senkung der Weltmarktpreise das PSE zunehmen, vorausgesetzt es enthält Marktstützung und der Preis auf dem Inlandsmarkt bleibt gleich. Der Anstieg des *Percentage PSEs* wird deshalb noch verstärkt; und das umso mehr, je höher der Anteil der Marktstützung im PSE ist. Für steigende Weltmarktpreise gilt demnach der umgekehrte Fall, und es kommt zu einer Reduktion des *Percentage PSEs*.

Die Tabelle 5.3 weist die Regressionskoeffizienten der Schätzung von Gleichung (5.49) für den Variationskoeffizienten aus. Auch bezüglich der hessischen Regionen ist darin der Zeitraum von 1991 bis 2004 untersucht. In Tabelle a des Anhangs 16 finden sich die entsprechenden Ergebnisse für den Theil-Index, die sich grundsätzlich als sehr ähnlich darstellen. Wird

zunächst der Einfluss des *Percentage PSEs* auf die Höhe der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse betrachtet, so zeigt sich überwiegend ein negatives Vorzeichen. Eine Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau liegt jedoch nur bei den hessischen Regionen und für die Erlöse je Hektar und je Betrieb vor¹³⁸. Im längeren Zeitraum von 1979 bis 2004 ist das *Percentage PSE* hingegen ausnahmslos signifikant (vgl. Tabelle b in Anhang 16).

Der reduzierende Effekt dieser Variablen auf die Streuung kann insofern erwartet werden, als dass die relative Agrarstützung in den Regionen mit niedrigeren Erlösen tendenziell größer ist¹³⁹. Eine Zunahme des *Percentage PSEs* führt dadurch zu einer relativ stärkeren Anhebung der Erlöse im unteren Bereich der Verteilung und verringert deshalb die Disparität. Gemäß den Ausführungen zu Gleichung (5.50) lassen sich daraus auch indirekt Rückschlüsse zur Bedeutung des Preisniveaus auf dem Weltmarkt für die Streuung landwirtschaftlicher Erlöse ziehen, insbesondere wegen des hohen Anteils der Marktpreisstützung am gesamten PSE (vgl. Abbildung 2.1). Demzufolge verringern sich bei sinkenden Weltmarktpreisen die Erlösdisparitäten und *vice versa*. Entscheidende Wirkungen gehen dabei vom Getreidemarkt aus. So ist aufgeführt worden, dass in den Regionen mit einer intensiven Getreideerzeugung die Erlöse tendenziell höher sind, aber das *Percentage PSE* niedriger. Daher würden sinkende Weltmarktpreise bei Getreide vor allem die Erlöse der reicheren Regionen mindern, mit der Folge, dass sich die Streuung reduziert.

Hinsichtlich der geschätzten Trendkomponente der Regressionsgleichung spiegeln sich die Beobachtungen aus der Abbildung 5.2 wider. So weist die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse je Hektar, je Erwerbstätigem und je Betrieb für die hessischen Regionen einen positiven und signifikanten Trend auf. Es liegt damit σ -Divergenz vor. Dieses gilt auch, wenn die längere Periode von 1979 bis 2004 betrachtet wird (vgl. Anhang 16, Tabelle b). Interessanterweise liegen die Werte der Trendkomponente dafür aber immer unterhalb jener für die Periode ab 1991. Die Divergenz hat daher in den 1990er Jahren zugenommen. Für die Disparitäten der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen den Bundesländern zeigt sich hingegen ein rückläufiger Trend, welcher allerdings nur signifikant ist, wenn als Bezugseinheit die Betriebe dienen.

Die negativen Vorzeichen erklären sich vor allem durch die großen Ausschläge der Streuung in den ersten Jahren nach der deutschen Wiedervereinigung (vgl. Abbildung 5.3). Werden die Entwicklungen in den alten und neuen Bundesländern getrennt voneinander analysiert, lassen

¹³⁸ Bei der Erklärung des Theil-Indexes der landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb liegt der p-Wert für die Variable *Percentage PSE* bei 0,066 (vgl. Tabelle a in Anhang 16).

¹³⁹ Die Tabelle 5.1 zeigt die Korrelation des *Percentage PSEs* mit den landwirtschaftlichen Erlösen ohne EU-Agrarstützung. Für die landwirtschaftlichen Erlöse mit EU-Agrarstützung ergeben sich ähnliche Werte.

sich deutliche Unterschiede erkennen. Zwischen den alten Bundesländern steigt die Streuung der Erlöse sowohl je Hektar als auch je Betrieb an, wohingegen sie zwischen den neuen Bundesländern keinen signifikanten Trend aufweist (vgl. Anhang 17, Tabelle c). Bezogen auf die Erwerbstätigen in der Landwirtschaft nimmt indes die Streuung der Erlöse in den neuen Bundesländern zu und in den alten Bundesländern ist kein signifikanter Trend festzustellen.

Tabelle 5.3: Erklärung der Entwicklung des gewichteten Variationskoeffizienten (in Prozent) für die landwirtschaftlichen Erlöse mit EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004^{a)}

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE
Konstante	41,983 (0,000)	21,579 (0,000)	35,378 (0,001)	40,485 (0,000)	78,276 (0,013)	28,645 (0,000)
Trend	-0,021 (0,860)	0,366 (0,000)	-0,205 (0,229)	1,040 (0,000)	-2,222 (0,002)	0,350 (0,000)
Percentage PSE	-0,268 (0,060)	-0,190 (0,000)	-0,040 (0,820)	-0,114 (0,157)	0,615 (0,315)	-0,112 (0,040)
Korrigiertes R ²	0,161	0,929	-0,030	0,945	0,589	0,848
F-Statistik	2,247 (0,152)	86,612 (0,000)	0,811 (0,469)	113,359 (0,000)	10,330 (0,003)	37,246 (0,000)

Anmerkungen: ^{a)} Die einzelnen Regressionen (vgl. Gleichung 5.49 im Text) wurden mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau hin. Die p-Werte sind in Klammern angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die deutlichen Veränderungen der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse auf der gesamtdeutschen Ebene nach der Wiedervereinigung sind wiederum auf den Strukturwandel und Anpassungen in der tierischen und pflanzlichen Erzeugung insbesondere im neuen Bundesgebiet zurückzuführen. Sie sollen kurz näher erläutert werden. Bereits in Abschnitt 4.6 wurde bemerkt, dass in den alten Bundesländern die Betriebsgröße stetig zugenommen hat, wohingegen sie in den neuen Bundesländern erheblich zurückging. Eine offensichtliche σ -Konvergenz der landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb zwischen allen Bundesländern ist in den frühen 1990er Jahren daher durchaus plausibel. Auch die Erlöse je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft zeigen im selben Zeitraum eine konvergente Entwicklung. Verantwortlich dafür ist, dass sich in den neuen Bundesländern deren Zahl unmittelbar nach der deutschen Wiedervereinigung drastisch reduziert hat¹⁴⁰. Infolgedessen sind die Erlöse für diese Bezugseinheit an-

¹⁴⁰ In den neuen Bundesländern ist die Zahl der Erwerbstätigen in der Land-, Forst- und Fischereiwirtschaft von 1991 bis 1992 um 37,5 Prozent und im nächsten Jahr noch einmal um 18,4 Prozent gesunken. In den alten Bundesländern lag der Rückgang bei 3,5 bzw. 5,2 Prozent. In den Folgejahren traten diesbezüglich keine derart großen Unterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern mehr auf (eigene Berechnungen auf der Grundlage der Erwerbstätigenrechnung der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER 2006c).

gestiegen und so wurde der Abstand zu den alten Bundesländern verringert. Während in den neuen Bundesländern die Erlöse von 1991 bis 1992 um 22,0 Prozent und im nächsten Jahr um 30,4 Prozent zunahmen, sanken sie in den alten Bundesländern um 2,0 bzw. 4,1 Prozent¹⁴¹.

Bezüglich der hektarbezogenen Erlöse kommt es im ersten Jahr nach der Wiedervereinigung zunächst zu einem Anstieg der Disparität und erst im Folgejahr zu einer Abnahme. Begründet werden kann es damit, dass in den neuen Bundesländern von 1991 bis 1992 ein starker Rückgang der Getreideerzeugung und der Rindfleischerzeugung zu verzeichnen ist. Infolgedessen sind die hektarbezogenen Erlöse der neuen Bundesländer (-21,2 Prozent) im Vergleich zu denen der alten Bundesländer (-5,2 Prozent) weiter zurückgefallen, und der Abstand zwischen ihnen hat zugenommen¹⁴². Im Folgejahr haben sich die hektarbezogenen Erlöse dann wieder angeglichen, da in den neuen Bundesländern die pflanzliche Erzeugung im Vergleich zu den alten Bundesländern deutlich angestiegen ist, die tierische Erzeugung hingegen eine ähnliche Entwicklung vollzog¹⁴³.

Etwa ab Mitte der 1990er Jahre lässt sich für die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse zwischen den Bundesländern sowohl je Hektar als auch je Erwerbstätigem und je Betrieb keine derart eindeutige Richtung mehr erkennen, und konvergente und divergente Phasen wechseln sich ab. Begründet werden kann diese unstete Entwicklung vornehmlich über Schwankungen in den Erträgen und Preisen einzelner landwirtschaftlicher Erzeugnisse. Sie führen in den Bundesländern, aufgrund ihrer heterogenen Produktionsausrichtungen, zu verschiedenartigen Effekten in den einzelnen Jahren. Vor dem Hintergrund erscheint die klare divergente Tendenz in den Erlösen der Landwirtschaft zwischen den hessischen Regionen umso überraschender. Deren Ursache wird im folgenden Unterabschnitt ausführlicher analysiert.

Abschließend soll noch der Frage nachgegangen werden, ob der streuungsmindernde Effekt der Agrarstützung auf die landwirtschaftlichen Erlöse im Zeitablauf zu- oder abgenommen hat. Dazu wird die absolute Differenz des Variationskoeffizienten bzw. Theil-Indexes für die Situationen mit und ohne Politik gebildet und ebenfalls auf einen deterministischen Trend hin überprüft. Auch wurde anfangs der Anteil der Marktpreisstützung am gesamten PSE bzw.

¹⁴¹ Im Jahr 1991 lag das Niveau der landwirtschaftlichen Erlöse in den neuen Bundesländern bei 58,9 Prozent desjenigen der alten Bundesländer. 1992 waren es 73,3 Prozent und im Folgejahr 99,8 Prozent. Im Jahr 2004 betrug dieser Wert 121,6 Prozent (eigene Berechnungen).

¹⁴² Die Getreideerzeugung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche sank von 1991 bis 1992 um -20,1 Prozent und die entsprechende Rindfleischerzeugung um -42,0 Prozent. In den alten Bundesländern gab es ebenfalls einen Rückgang, der mit -6,5 bzw. -13,9 Prozent jedoch nicht so stark war (eigene Berechnungen).

¹⁴³ Die Getreideerzeugung ist je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in den neuen Bundesländern von 1992 bis 1993 um 11,9 Prozent angestiegen, die Zuckerrübenherzeugung um 25,8 Prozent und die die Rapserzeugung um 36,2 Prozent. In den alten Bundesländern betragen die jeweiligen Veränderungen -2,8, 5,7 bzw. -14,4 Prozent (eigene Berechnungen auf der Grundlage des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES).

alternativ der Anteil der flächen- und tierzahlbezogenen Zahlungen mit als erklärende Variable in das Schätzmodell aufgenommen. Aufgrund des sich in den 1990er Jahren vollzogenen Wandels im Förderinstrumentarium der EU-Agrarpolitik wäre ein Einfluss auf die Höhe der genannten Differenz durchaus möglich. Beide Variablen besaßen jedoch einen geringen Erklärungsgehalt und wurden wieder aus der Regressionsgleichung entfernt. Deren Insignifikanz kann darauf zurückzuführen sein, dass der Rückgang der Marktpreisstützung durch gekoppelte Direktzahlungen kompensiert wurde und somit große Umverteilungseffekte ausgeblieben sind (vgl. Abschnitt 4.2).

Ferner erwiesen sich das *Percentage PSE*, als Indikator für das Ausmaß der Agrarstützung, und das absolute PSE im Getreidebereich als ungeeignete erklärende Variablen. In Anbetracht der verschiedenen getesteten Spezifikationen erscheinen somit Veränderungen in der Zusammensetzung der Agrarstützung oder jährliche Schwankungen in ihrem Niveau von untergeordneter Bedeutung für die Entwicklung der Differenz beider Streuungen. Die Untersuchung beschränkt sich daher an dieser Stelle auf eine einfache Trendberechnung der Form

$$(5.51) \quad \text{Differenz_der_Streuung}_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{Trend} + u_t.$$

Die Koeffizienten der Schätzung sind für den Variationskoeffizienten in der Tabelle 5.4 enthalten. Darin wird für Hessen abermals der Zeitraum von 1991 bis 2004 untersucht, um eine Vergleichbarkeit zur Bundesebene herzustellen. Für den Theil-Index zeigen sich erneut recht ähnliche Ergebnisse und sie sind in der Tabelle c des Anhangs 16 dargestellt.

Tabelle 5.4: Trendschätzung für die Differenz der gewichteten Variationskoeffizienten (in Prozent) der landwirtschaftlichen Erlöse mit und ohne EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004^{a)}

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE
Konstante	-5,589 (0,000)	-2,398 (0,000)	-3,764 (0,000)	-1,211 (0,001)	-0,073 (0,973)	-1,631 (0,000)
Trend	0,226 (0,015)	-0,048 (0,150)	-0,041 (0,568)	-0,070 (0,042)	-0,281 (0,276)	-0,148 (0,002)
Korrigiertes R ²	0,353	0,095	-0,053	0,244	0,023	0,535
F-Statistik	8,108 (0,015)	2,362 (0,150)	0,344 (0,568)	5,189 (0,042)	1,304 (0,276)	15,941 (0,002)

Anmerkungen: ^{a)} Die Regressionen wurden mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau hin. Die p-Werte sind in Klammern angegeben. Es ist außerdem anzumerken, dass die Differenz der Streuung mit und ohne EU-Agrarpolitik in der Regel negative Werte aufweist. Ein positiver Trendkoeffizient deutet daher auf eine Abnahme der Differenz hin und *vice versa*.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Das Vorzeichen der Trendkomponente ist beinahe durchgängig negativ. Demzufolge ist der Abstand zwischen der Streuung mit und ohne EU-Agrarstützung über die Jahre hinweg angestiegen. Wiederholt sind dabei die p-Werte bei den hessischen Regionen niedriger als für die Bundesländer und nur für erstere ergeben sich Signifikanzen auf dem 5-Prozent-Niveau: Beim Variationskoeffizienten trifft es für zwei der drei Bezugseinheiten zu, beim Theil-Index für alle. Eine Ausnahme von diesen Beobachtungen bildet die Differenz der beiden Streuungen landwirtschaftlicher Erlöse je Hektar in Deutschland, bei welcher sich eine Abnahme im Zeitablauf zeigt.

Neben der absoluten Differenz der beiden Streuungen wurde der Vollständigkeit halber auch die relative Differenz betrachtet. Sie ergibt sich aus der absoluten Differenz dividiert durch die Streuung der Erlöse mit Politik. Die Ergebnisse hierzu sind nicht tabellarisch aufgeführt und sollen kurz zusammengefasst werden: Für die hessischen Regionen zeigte sich bei den einzelnen Trendberechnungen ausnahmslos eine geringere Schätzgüte als bei jenen zur absoluten Differenz. Auf dem 5-Prozent-Niveau lag eine Signifikanz lediglich für die Erlöse je Betrieb vor, d.h. es hat nicht nur die absolute sondern auch die relative Differenz der beiden Streuungen zugenommen¹⁴⁴. Auf der Bundesebene konnte die Schätzgüte indes durch Verwendung der relativen Differenz geringfügig verbessert werden, wobei die Vorzeichen unverändert blieben¹⁴⁵.

Es ist festzuhalten, dass sich für die hessischen Regionen der Abstand zwischen den Erlösdisparitäten in den Situationen mit und ohne EU-Agrarstützung seit 1991 tendenziell vergrößert hat. Auf der Ebene der Bundesländer Deutschlands unterscheiden sich die Entwicklungen allerdings in Abhängigkeit von der Bezugseinheit. Während für die Streuungsdifferenz der hektarbezogenen Erlöse ein positiver Trend ermittelt werden konnte, lässt sich für jene der Erlöse je Erwerbstätigem bzw. je Betrieb keine statistisch eindeutige Aussage ableiten. Für letztere bleibt die Differenz somit eher konstant.

5.4.3 Beitrag ausgewählter Variablen zur regionalen Streuung der Erlöse

Bereits in den vorausgegangenen Unterabschnitten wurde an verschiedenen Stellen auf die Bedeutung der heterogenen Produktionsintensitäten und -strukturen für die landwirtschaftlichen Erlösdisparitäten hingewiesen. Dieser Aspekt soll nachstehend konkreter untersucht werden. Dafür erfolgt, in Anlehnung an die im Literaturüberblick vorgestellte RICAP-Studie

¹⁴⁴ Das trifft sowohl für den Variationskoeffizienten als auch für den Theil-Index zu.

¹⁴⁵ Für den Theil-Index zeigt die relative Differenz der Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb einen signifikant negativen Trend.

(EUROPÄISCHE KOMMISSION 1981), eine Erweiterung der Quotienten „Erlöse je Erwerbstäti- gem“ bzw. „Erlöse je Betrieb“ nach:

$$(5.52) \quad \frac{yf_j}{et_j} = \frac{yf_j}{ha_j} \times \frac{ha_j}{et_j} \text{ und}$$

$$(5.52') \quad \frac{yf_j}{be_j} = \frac{yf_j}{ha_j} \times \frac{ha_j}{be_j}.$$

Die Zahl der landwirtschaftlich Erwerbstätigen in einer Region ist mit et_j bezeichnet, ha_j steht für die Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche und be_j für die Zahl der Betriebe in der Landwirtschaft. Der erste Faktor rechts vom Gleichheitszeichen kann jeweils als Indikator für die Intensität der landwirtschaftlichen Produktion gedeutet werden (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1981: 49f). Im interregionalen Vergleich würden demnach höhere Werte auf eine intensivere Erzeugung hindeuten und umgekehrt. Für die hier analysierten Regionen sind die Erlöse je Hektar im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 in Anhang 14 aufgelistet. Ihre Ausprägungen wurden bereits zu Beginn des Unterabschnitts 5.4 diskutiert. Hervorzuheben sind noch einmal die großen Unterschiede auf der Bundesebene. So schwankt in dem genannten Zeitraum die Intensität der Erzeugung je Hektar in einem Verhältnis von 1 : 3,6, mit dem Saarland als Untergrenze und Nordrhein-Westfalen als Obergrenze. Für die hessischen Regionen liegt das Verhältnis etwas darunter und beträgt 1 : 2,5. Der Lahn-Dill-Kreis besitzt dabei die niedrigsten Werte und der Schwalm-Eder-Kreis die höchsten.

Der zweite Faktor in den beiden Gleichungen lässt sich als Strukturindikator interpretieren (vgl. ebenda). Er ermöglicht eine Differenzierung nach groß- und kleinstrukturierten Landwirtschaften auf der regionalen Ebene. Zwischen den Bundesländern variiert die Nutzfläche je Erwerbstäti gem in der Landwirtschaft im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 in einem Verhältnis von 1 : 3,5. Nordrhein-Westfalen weist mit 12,4 Hektar je Erwerbstäti gem die geringste Relation auf, während Mecklenburg-Vorpommern mit 42,8 Hektar die höchste hat. Als ein Grund für die Abweichungen kann wiederum die intensive tierische Erzeugung in Nordrhein-Westfalen aufgeführt werden. Diese geht tendenziell mit einer größeren Zahl der Erwerbstätigen je Hektar einher als der Marktfruchtbau, welcher die dominierende Produktionsausrichtung in Mecklenburg-Vorpommern ist. Für die hessischen Regionen unterschreitet das Verhältnis mit 1 : 19,2 jenes auf der Bundesebene deutlich. Der Landkreis Limburg-Weilburg hat mit 24,4 Hektar je Erwerbstäti gem die höchste Relation. Die kreisfreien Städte weisen indes sen mit weniger als sechs Hektar je Erwerbstäti gem sehr viel kleinere Relationen auf. Sie sind unter anderem darauf zurückzuführen, dass der Anbau von Dauerkulturen in den Regionen

mit hoher Bevölkerungsdichte eine besondere Stellung einnimmt (vgl. Unterabschnitt 4.5.2). Die Zahl der landwirtschaftlich Erwerbstätigen ist deshalb dort vergleichsweise hoch bzw. die Nutzfläche je Erwerbstätigem niedrig¹⁴⁶.

Wird dagegen, wie in der Gleichung (5.52'), als Strukturindikator die Nutzfläche je Betrieb verwendet, dann variiert sie zwischen den Bundesländern in einem Verhältnis von 1 : 11,8. Baden-Württemberg besitzt mit 22 Hektar je Betrieb die kleinsten Strukturen und Mecklenburg-Vorpommern mit 260 Hektar die größten (vgl. Anhang 6). Für die hessischen Regionen schwankt die Nutzfläche je Betrieb in einem Verhältnis von 1 : 2,7. Generell lassen sich daher, in Abhängigkeit davon, ob sich der Strukturindikator auf die Betriebe oder die Erwerbstätigen in der Landwirtschaft bezieht, größere Schwankungen zwischen den Bundesländern oder den hessischen Regionen beobachten. Auch innerhalb dieser sind die Schwankungen, je nachdem welcher Indikator gewählt wird, mehr oder weniger ausgeprägt. Es ist deswegen davon auszugehen, dass die Wahl des Strukturindikators einen Einfluss auf die Ergebnisse hat.

Um herauszuarbeiten, ob die bestehenden Erlösdisparitäten eher auf Unterschiede in den Produktionsintensitäten oder den Produktionsstrukturen zurückzuführen sind, wird eine analoge Vorgehensweise wie in Unterabschnitt 4.6.2 gewählt. Durch Logarithmieren werden zunächst die multiplikativen Verknüpfungen der oben aufgeführten Gleichungen in additive Verknüpfungen transformiert. Da für die Erlöse je Erwerbstätigem und je Betrieb dieselben algebraischen Beziehungen zutreffen, werden fortan nur erstere aufgeführt. Aus der Gleichung (5.52) ergibt sich somit:

$$(5.53) \quad \ln\left(\frac{yf_j}{et_j}\right) = \ln\left(\frac{yf_j}{ha_j}\right) + \ln\left(\frac{ha_j}{et_j}\right).$$

Anschließend wird hiervon der quadrierte gewichtete Variationskoeffizient als Streuungsmaß berechnet, welcher sich nach SHORROCKS (1982) in einzelne Komponenten zerlegen lässt. Ausgehend von Gleichung (4.19) in Unterabschnitt 4.6.2 gilt dann für die prozentualen Beiträge der Streuung des Intensitäts- und des Strukturindikators zur Gesamtstreuung der landwirtschaftlichen Erlöse je Erwerbstätigem, die folgende Beziehung:

¹⁴⁶ Im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 betrug die Nutzfläche je Erwerbstätigem in den kreisfreien Städten 3,5 Hektar. Über alle hessischen Regionen hinweg lag dieser Wert bei 16,4 Hektar (eigene Berechnungen).

$$(5.54) \quad 100 [\%] = \underbrace{\frac{\text{cov}_w \left(\ln \left(\frac{yf_j}{et_j} \right), \ln \left(\frac{yf_j}{ha_j} \right) \right)}{\sigma_w^2 \left(\ln \left(\frac{yf_j}{et_j} \right) \right)} \times 100}_{\text{Prozentualer Beitrag der Intensitätskomponente}} + \underbrace{\frac{\text{cov}_w \left(\ln \left(\frac{yf_j}{et_j} \right), \ln \left(\frac{ha_j}{et_j} \right) \right)}{\sigma_w^2 \left(\ln \left(\frac{yf_j}{et_j} \right) \right)} \times 100}_{\text{Prozentualer Beitrag der Strukturkomponente}}.$$

Mit Hilfe der Gleichung können die in Tabelle 5.5 ausgewiesenen Werte berechnet werden. Danach sind für die Bundesländer Deutschlands im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 41,5 Prozent der Gesamtstreuung der landwirtschaftlichen Erlöse je Erwerbstätigem auf die Streuung der Intensitätskomponente zurückzuführen. Der Anteil der Strukturkomponente beläuft sich entsprechend auf 58,5 Prozent. Für die Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb steigt der Anteil des Strukturindicators (Nutzfläche je Betrieb) sogar auf 87,1 Prozent an. Dieser dominierende Effekt ist den großen Gegensätzen in der Betriebsgrößenstruktur zwischen den alten und neuen Bundesländern geschuldet. Der Beitrag der Intensitätskomponente an der Gesamtstreuung ist dann mit 12,9 Prozent eher von untergeordneter Bedeutung.

Tabelle 5.5: Prozentualer Beitrag der Intensitäts- und der Strukturkomponente an der Gesamtstreuung der landwirtschaftlichen Erlöse, 2002 bis 2004

	Erlöse je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen			Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb		
	Intensitätskomponente (yf_j/ha_j)	Strukturkomponente (ha_j/et_j)	Summe	Intensitätskomponente (yf_j/ha_j)	Strukturkomponente (ha_j/be_j)	Summe
Bundesländer Deutschlands	41,5	58,5	100,0	12,9	87,1	100,0
Hessische Regionen	23,1	76,9	100,0	53,0	47,0	100,0

Quelle: Eigene Berechnungen.

Für die hessischen Regionen zeigt sich eine andere Verteilung der Gesamtstreuung auf die einzelnen Komponenten. Bezogen auf die Erwerbstätigen in der Landwirtschaft macht der Anteil der Strukturkomponente etwa drei Viertel (76,9 Prozent) der Gesamtstreuung der landwirtschaftlichen Erlöse aus. Die Unterschiede in der Intensität der Erzeugung zwischen den Regionen tragen demnach nur zu einem Viertel hierzu bei. Für die Erlöse je landwirtschaftlichem Betrieb dagegen gliedert sich die Gesamtstreuung zwischen den hessischen Regionen nahezu in gleichen Anteilen auf den Intensitäts- und den Strukturindikator auf.

In dem Zusammenhang entsteht ebenfalls die Frage, inwieweit sich die Beiträge der Intensitäts- und der Strukturkomponente im Zeitablauf verändert haben. Insbesondere vor dem Hintergrund der beobachteten σ -Divergenz in den landwirtschaftlichen Erlösen hessischer Regio-

nen (vgl. Tabelle 5.3) erscheint es von Interesse, wodurch eine derartige Entwicklung maßgeblich beeinflusst wird. Für die Bundesländer Deutschlands ist zu erwarten, dass der Beitrag der Strukturkomponente zur Gesamtstreuung in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung aufgrund der beschriebenen Anpassungsprozesse im neuen Bundesgebiet abgenommen hat. Mit Hilfe der Abbildung 5.4 lassen sich diese intertemporalen Aspekte veranschaulichen. Sie zeigt die jährliche Höhe der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse, gemessen als quadrierter Variationskoeffizient, in den Untersuchungsregionen und weist die jeweiligen Beiträge der Intensitäts- und der Strukturkomponente aus.

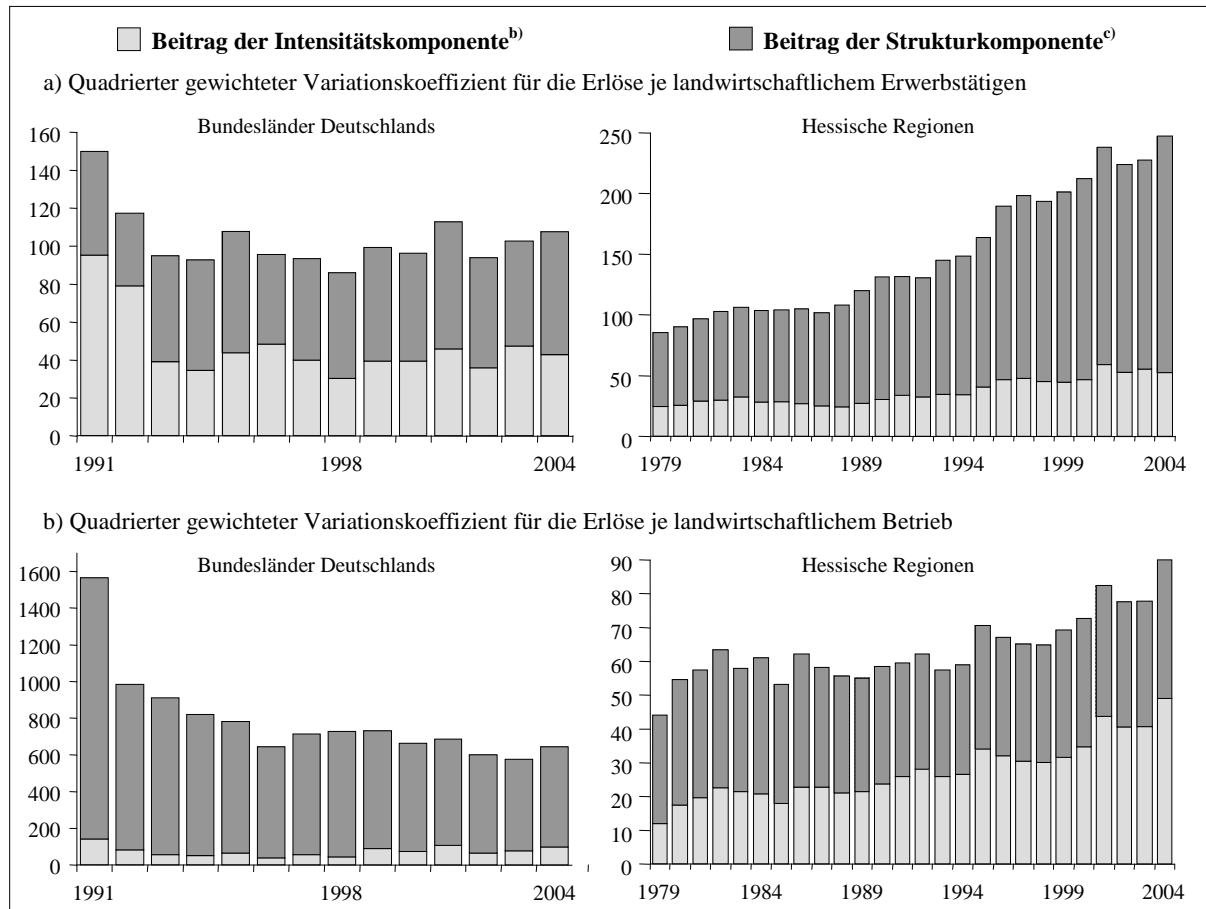
Anhand der Abbildung 5.4 zeigt sich bei den Erlösen je Erwerbstätigem auf der Bundesebene, dass die Intensitätskomponente am Anfang der 1990er noch einen größeren Einfluss auf die Gesamtstreuung hatte. Zur Mitte der 1990er Jahre gewinnt dann die Strukturkomponente an Bedeutung und wird zur Hauptursache der Gesamtstreuung. Für die Erlöse je Betrieb kann indessen über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg der dominierende Einfluss der Strukturkomponente auf die Höhe der Gesamtstreuung beobachtet werden. Sie bestimmt durchgehend die vergleichsweise große Gesamtstreuung zu mehr als 80 Prozent. Deutlich wird auch, dass der gravierende Rückgang der Gesamtstreuung in den Erlösen je Betrieb unmittelbar nach der Wiedervereinigung vornehmlich durch die Abnahme der Streuung des Strukturindicators bedingt ist. Der Rückgang der Gesamtstreuung in den Erlösen je Erwerbstätigem in diesem Zeitraum erklärt sich dagegen etwa zu gleichen Teilen aus der Abnahme der Streuung des Struktur- und des Intensitätsindicators.

Für die hessischen Regionen kann hinsichtlich der Erlöse je Erwerbstätigem festgestellt werden, dass deren divergente Entwicklung insbesondere auf die Zunahme der Streuung der Strukturkomponente zurückzuführen ist. Zwar vergrößert sich auch die Streuung der Intensitätskomponente, allerdings nicht im dem Maße¹⁴⁷. Insofern reduziert sich im Zeitablauf der prozentuale Anteil der Intensitätskomponente, während dieser für die Strukturkomponente ansteigt. So verteilte sich die Gesamtstreuung im Jahr 1991 mit etwa 30 und 70 Prozent auf die beiden Komponenten, im Jahr 2004 betragen die Anteile 20 und 80 Prozent. Auffallend ist darüber hinaus, dass zu Beginn der 1990er Jahre die jährlichen Zuwächse der absoluten Streuung der Strukturkomponente bedeutsam größer werden. Wird die Trendkomponente für die Subperiode 1991 bis 2004 mit jener für die Subperiode 1979 bis 1990 verglichen, dann ist sie

¹⁴⁷ Um die Veränderung des absoluten Beitrags der Intensitätskomponente zur Gesamtstreuung im Zeitablauf zu quantifizieren, wurde eine lineare Trendschätzung durchgeführt (absoluter Beitrag der Streuung der Erlöse je Hektar zur Streuung der Erlöse je Erwerbstätigem als zu erklärende Variable). Der Trendkoeffizient ist signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau und beträgt 1,27. Der entsprechende Wert des Trendkoeffizienten für den absoluten Beitrag der Streuung der Nutzfläche je Arbeitskraft lautet 5,31 und ist damit etwa viermal so groß.

etwa zweieinhalb Mal höher. Desgleichen zeigt sich bei einer Teilung des Untersuchungszeitraumes für die jährlichen Zuwächse der absoluten Streuung der Intensitätskomponente kein Trend in den Jahren von 1979 bis 1990, allerdings ein signifikanter Anstieg ab den 1990er Jahren. Dieser fällt allerdings geringer aus als derjenige für die Streuung der Strukturkomponente.

Abbildung 5.4: Bedeutung der heterogenen Produktionsstrukturen und -intensitäten für die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse in den Untersuchungsregionen im Zeitablauf^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Die Ordinate zeigt den mit 1000 multiplizierten gewichteten quadrierten Variationskoeffizienten für die landwirtschaftlichen Erlöse (mit EU-Agrarstützung). ^{b)} Die Intensitätskomponente ist definiert als der Beitrag der Streuung in den Erlösen je Hektar zur Gesamtstreuung. ^{c)} Die Strukturkomponente bezieht sich für die Erlöse je Erwerbstitigem auf die Hektar je Erwerbstitigem und für die Erlöse je Betrieb auf die Hektar je Betrieb (vgl. Gleichung 5.52 und 5.52').

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Divergenz in den Erlösen je Betrieb ist im Gegensatz dazu überwiegend auf die Zunahme des absoluten Beitrags der Intensitätskomponente zurückzuführen. Der Beitrag der Strukturkomponente bleibt indessen unveränderlich¹⁴⁸. Im Zeitablauf nimmt daher der prozentuale Anteil der Strukturkomponente stetig ab und jener der Intensitätskomponente steigt an. Letz-

¹⁴⁸ Der Wert des Trendkoeffizienten für die Entwicklung des absoluten Beitrags der Intensitätskomponente in den Jahren 1979 bis 2004 ist signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau und beläuft sich auf 1,07. Der Trendkoeffizient für den absoluten Beitrag der Strukturkomponente ist nicht signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau.

terer Betrag zu Beginn des Untersuchungszeitraumes im Jahr 1979 etwa 27,4 Prozent, im Jahr 2004 waren es dann 54,4 Prozent. Interessanterweise zeigen sich auch für die Streuung der Erlöse je Betrieb unterschiedliche Entwicklungen hinsichtlich der Beiträge der zwei Komponenten, wenn Subperioden betrachtet werden. So ist der absolute jährliche Zuwachs des Beitrags der Intensitätskomponente zur Gesamtstreuung mehr als doppelt so hoch in der Periode von 1991 bis 2004 als in jener von 1979 bis 1990. Die Strukturkomponente zeigt in der ersten Subperiode keinen signifikanten Trend auf dem 5-Prozent-Niveau. In der zweiten Subperiode von 1991 bis 2004 kann allerdings ein leichter signifikanter Anstieg festgestellt werden¹⁴⁹.

Aus methodischer Sicht ist festzuhalten, dass die Wahl der Bezugseinheit von großer Relevanz ist. Die Aussagen zur Zusammensetzung der Gesamtstreuung landwirtschaftlicher Erlöse weichen teilweise deutlich voneinander ab, je nachdem ob sie je Erwerbstätigem oder je Betrieb formuliert werden. Auf der Bundesebene werden die Ergebnisse generell erheblich von den Unterschieden zwischen den neuen und den alten Bundesländern beeinflusst. Auf der disaggregierten Ebene hessischer Regionen lässt sich zeigen, dass die absoluten Beiträge der Intensitäts- und der Strukturkomponente ab dem Beginn der 1990er Jahre stetig bzw. verstärkt zunehmen. Eine Ursache dafür kann darin gesehen werden, dass sich Anpassungsprozesse regional nicht mit gleichen Geschwindigkeiten vollziehen. Dieser Aspekt soll im nachstehenden Unterabschnitt durch die Darstellung regionsspezifischer Entwicklungen näher analysiert werden.

5.4.4 Erklärung der regionalen Erlösentwicklung über Struktur- und Intensitätsindikatoren

Ausgangspunkt dieses Unterabschnitts ist die Frage nach den spezifischen Entwicklungen der landwirtschaftlichen Erlöse in einzelnen Regionen. Dabei erfolgt, wie im vorigen Unterabschnitt dargestellt, die Aufgliederung in eine Struktur- und eine Intensitätskomponente. Zum einen ist näher zu untersuchen, von welchem Ausgangsniveau die Regionen zu Beginn des Untersuchungszeitraums „starten“ und zum anderen, wie hoch dann die jeweiligen Änderungsraten sind. Statt alle Regionen der beiden räumlichen Aggregationsebenen gesondert zu betrachten, d.h. die 13 Bundesländer bzw. die 26 Landkreise und kreisfreien Städte in Hessen, wird eine Gruppierung vorgenommen. Für die Bundesländer geschieht dieses in Anlehnung an OFFERMANN, KLEINHANß und BERTELSMEIER (2003: 283) nach der geografischen Lage.

¹⁴⁹ Der Wert des Trendkoeffizienten für den absoluten jährlichen Zuwachs des Beitrags der Intensitätskomponente zur Gesamtstreuung in der Periode von 1991 bis 2004 beträgt 1,52, in der Periode von 1979 bis 1990 lautet dieser 0,62. Für den absoluten jährlichen Zuwachs des Beitrags der Strukturkomponente zur Gesamtstreuung lautet der Wert des Trendkoeffizienten 0,53 in der Periode von 1991 bis 2004.

Demgemäß werden Schleswig-Holstein, Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen zur „Region Nord“ zusammengefasst, Rheinland-Pfalz, das Saarland und Hessen zur „Region Mitte“ und Baden-Württemberg und Bayern zur „Region Süd“. Alle fünf neuen Bundesländer in der Analyse bilden die „Region Ost“.

Die Einteilung der 26 hessischen Regionen soll dagegen auf der Bevölkerungsdichte basieren. Hierdurch wird versucht, Besonderheiten zwischen eher städtisch bzw. ländlich geprägten Gebieten herauszuarbeiten. Die OECD schlägt in dem Zusammenhang eine zweistufige Vorgehensweise vor (vgl. OECD 2003: 2, BOLLMAN et al. 2004: 14), und es wird zwischen einer regionalen Ebene und einer darunter liegenden lokalen Ebene unterschieden. In einem ersten Schritt werden auf der lokalen Ebene Gebietseinheiten aufgrund ihrer Bevölkerungsdichte typologisiert¹⁵⁰: Mit mehr als 150 Einwohnern je Quadratkilometer gelten sie als städtisch, andernfalls als ländlich. Anschließend erfolgt auf der regionalen Ebene eine Typologisierung in Abhängigkeit des Anteils der Bevölkerung, welcher auf der lokalen Ebene in ländlichen Gebietseinheiten lebt. Eine Region ist danach „überwiegend ländlich“, wenn mehr als 50 Prozent der Bevölkerung in ländlichen Gebietseinheiten lebt. Sie ist „bedeutsam ländlich“¹⁵¹, wenn der Anteil der Bevölkerung in ländlichen Gebietseinheiten zwischen 15 und 50 Prozent liegt und sie ist „überwiegend städtisch“, sofern weniger als 15 Prozent der Bevölkerung in ländlichen Gebietseinheiten wohnhaft ist.

Im vorliegenden Fall entspricht die lokale Ebene den 426 hessischen Städten und Gemeinden, während die 21 Landkreise die regionale Ebene darstellen. Für die fünf kreisfreien Städte kann keine Einordnung nach der zweistufigen Vorgehensweise der OECD erfolgen. Sie werden daher als separate Kategorie betrachtet. Wird das Jahr 2004 einer Typologisierung zugrunde gelegt, dann leben in Hessen durchschnittlich 288 Einwohner je Quadratkilometer¹⁵². Innerhalb Hessens kann diesbezüglich eine große Heterogenität festgestellt werden. Der Vogelsbergkreis weist mit 81 Einwohnern je Quadratkilometer den geringsten Wert auf; der Main-Taunus-Kreis hat mit 1002 Einwohnern dagegen den höchsten Wert unter den hessischen Landkreisen. Die kreisfreien Städte besitzen wie erwartet die höchsten Bevölkerungsdichten.

¹⁵⁰ Im Rahmen des PAIS-Projektes (Proposal on Agri-Environmental Indicators) der Europäischen Kommission wird neben der Bevölkerungsdichte auch die Altersstruktur zur Charakterisierung von Regionen vorgeschlagen (vgl. LANDSIS 2004: 11). Aufgrund der Datenverfügbarkeit wird in dieser Arbeit darauf nicht eingegangen.

¹⁵¹ BOLLMAN et al. (2004: 14) führen auf, dass es bei der Bezeichnung „bedeutsam ländlich“ bzw. in englischer Sprache *Significantly Rural* Interpretationsschwierigkeiten gab und daher diese Kategorie später als *Intermediate* benannt wurde. Im Folgenden soll dennoch die Bezeichnung „bedeutsam ländlich“ verwendet werden.

¹⁵² Die Tabelle im Anhang 18 enthält in ihrer ersten Spalte die Einwohner je Quadratkilometer in den Untersuchungsregionen im Jahr 2004.

In den Städten und Gemeinden der hessischen Landkreise schwankt die Zahl der Einwohner je Quadratkilometer von 23 in Hesseneck (Odenwaldkreis) bis 2325 in Steinbach (Hochtaunuskreis). Insgesamt liegt in 151 Städten und Gemeinden die Bevölkerungsdichte unterhalb der von der OECD festgelegten Grenze von 150 Einwohnern je Quadratkilometer (HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT 2005). Von den 21 Landkreisen in Hessen können nach der beschriebenen Typologisierung 13 als überwiegend städtisch klassifiziert werden, fünf als bedeutsam ländlich und drei als überwiegend ländlich. Eine detaillierte Auflistung darüber, welcher Kategorie die einzelnen Landkreise zugeordnet werden, findet sich in den Anmerkungen zu Tabelle 5.6. Alle Landkreise, die als bedeutsam bzw. überwiegend ländlich bezeichnet werden, befinden sich im Norden von Hessen. Die Gruppe der überwiegend städtischen Landkreise ist hingegen im Süden lokalisiert. Letztere umfasst 44,9 Prozent der Gesamtfläche Hessens. Die acht bedeutsam bzw. überwiegend ländlichen Landkreise machen 51,6 Prozent der Gesamtfläche aus. Die verbleibenden Prozent verteilen sich auf die kreisfreien Städte.

Zur Messung des regionalen Wachstums der landwirtschaftlichen Erlöse und der Bedeutung von Veränderungen in der Intensität der Erzeugung sowie der Größenstruktur werden die Gleichungen (5.52) bzw. (5.52') zunächst total differenziert. Aufgrund der algebraischen Ähnlichkeit beider Gleichungen wird im weiteren Verlauf wiederholt nur eine der beiden, nämlich jene der Erlöse je Erwerbstätigem, betrachtet. Es ergibt sich:

$$(5.55) \quad d\left(\frac{yf_j}{et_j}\right) = d\left(\frac{yf_j}{ha_j}\right) \times \frac{ha_j}{et_j} + \frac{yf_j}{ha_j} \times d\left(\frac{ha_j}{et_j}\right) + d\left(\frac{yf_j}{ha_j}\right) \times d\left(\frac{ha_j}{et_j}\right).$$

Der letzte Summand auf der rechten Seite wird als Interaktionseffekt bezeichnet. Dieser ist zu vernachlässigen, wenn $d(yf_j/ha_j) \rightarrow 0$ und $d(ha_j/et_j) \rightarrow 0$ gilt. In einer Untersuchung nicht infinitesimal kleiner Änderungen ist der Interaktionseffekt dagegen mitzuführen. Aus der Division der Gleichung (5.55) durch (yf_j/et_j) bzw. $(yf_j/ha_j) \times (ha_j/et_j)$ berechnet sich dann:

$$(5.56) \quad \frac{d\left(\frac{yf_j}{et_j}\right)}{\frac{yf_j}{et_j}} = \frac{d\left(\frac{yf_j}{ha_j}\right) \times \frac{ha_j}{et_j}}{\frac{yf_j}{ha_j} \times \frac{ha_j}{et_j}} + \frac{\frac{yf_j}{ha_j} \times d\left(\frac{ha_j}{et_j}\right)}{\frac{yf_j}{ha_j} \times \frac{ha_j}{et_j}} + \frac{d\left(\frac{yf_j}{ha_j}\right) \times d\left(\frac{ha_j}{et_j}\right)}{\frac{yf_j}{ha_j} \times \frac{ha_j}{et_j}}.$$

Durch Umformen kann dieser Ausdruck auch vereinfacht geschrieben werden als:

$$(5.56') \quad \Delta \frac{yf_j}{et_j} = \Delta \frac{yf_j}{ha_j} + \Delta \frac{ha_j}{et_j} + \Delta \frac{yf_j}{ha_j} \times \Delta \frac{ha_j}{et_j},$$

wobei Δ für die jeweilige prozentuale Änderung steht. Aus der Addition beider Seiten mit Eins (vgl. CHIANG 1984: 198), lässt sich der folgende Ausdruck herleiten:

$$(5.57) \quad 1 + \Delta \frac{yf_j}{et_j} = \left(1 + \Delta \frac{yf_j}{ha_j} \right) \times \left(1 + \Delta \frac{ha_j}{et_j} \right).$$

Die linke Seite der Gleichung bezeichnet den Wachstumsfaktor von (yf_j/et_j) und die beiden Faktoren auf der rechten Seite diejenigen von (yf_j/ha_j) bzw. (ha_j/et_j) . Die Entwicklung der landwirtschaftlichen Erlöse je Erwerbstätigem kann auf diese Weise durch die Veränderung der Intensität der Erzeugung und durch die Veränderung der Größenstruktur erklärt werden. Analoges gilt für die landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb.

Die Ergebnisse für die hier betrachteten Kategorien von Regionen sind in Tabelle 5.6 ausgewiesen. Im oberen Teil ist für die Bundesländer und die hessischen Regionen der Zeitraum von 1991-1992 bis 2003-2004 analysiert, im unteren Teil für die hessischen Regionen jener von 1979-1980 bis 1990-1991. Wie schon in Abschnitt 3.4 wird das arithmetische Mittel zweier aufeinander folgender Jahre errechnet, um den Einfluss von Extremwerten einzelner Jahre abzuschwächen. Die ersten zwei Spalten in der Tabelle beziehen sich auf die Erlöse bzw. die landwirtschaftlich genutzte Fläche je Erwerbstätigem, die letzten zwei besitzen als Basiseinheit die Zahl der Betriebe. Die mittlere Spalte führt die Erlöse je Hektar auf, welche in beiden Fällen als Intensitätskomponente dient. Der in Klammern dargestellte Wert einer Zelle ist das Ausgangsniveau zu Beginn des Untersuchungszeitraums.

Für die Bundesländer Deutschlands lässt sich im Durchschnitt ein prozentualer Anstieg der Erlöse je Erwerbstätigem in Höhe von 44,3 Prozent feststellen. Auffallend ist, dass alle drei Regionskategorien der alten Bundesländer diesbezüglich ein unterdurchschnittliches Wachstum besitzen, in den neuen Bundesländern indessen ein deutlich überdurchschnittliches existiert. Letzteres ist vorwiegend mit dem bereits geschilderten beträchtlichen Rückgang der Zahl der landwirtschaftlich Erwerbstätigen in Ostdeutschland zu begründen (vgl. Unterabschnitt 5.4.2). Aus der Tabelle geht ebenfalls hervor, dass der Ausgangswert der Erlöse je Erwerbstätigem in den neuen Bundesländern mit 15674,50 Euro im Durchschnitt der Jahre 1991-1992 erheblich unter dem der Region Nord und der Region Süd und leicht über dem der Region Mitte liegt. Die neuen Bundesländer holen daher auf, während die Region Mitte, aufgrund ihres vergleichsweise geringen Erlöswachstums von 13,5 Prozent, weiter zurückfällt. Generell kann für alle Regionskategorien der Bundesländer beobachtet werden, dass der Anstieg der Erlöse ausschließlich durch die strukturelle Entwicklung getragen wird. Deutschlandweit hat die landwirtschaftliche Nutzfläche je Erwerbstätigem um 60,7 Prozent zuge-

nommen. Die Region Nord, welche bereits zu Beginn der 1990er Jahre relativ große Strukturen besaß, vollzieht für diese Variable das geringste prozentuale Wachstum (27,3 Prozent).

Tabelle 5.6: Regionale Entwicklungen in den landwirtschaftlichen Erlösen sowie in den Intensitäts- und Strukturindikatoren, 1991-1992 bis 2003-2004

	$\Delta(yf_j/et_j)^a$ (yf_j/et_j) ^b	$\Delta(ha_j/et_j)$ (ha_j/et_j)	$\Delta(yf_j/ha_j)$ (yf_j/ha_j)	$\Delta(yf_j/be_j)$ (yf_j/be_j)	$\Delta(ha_j/be_j)$ (ha_j/be_j)
1991-1992 bis 2003-2004					
Deutschland	44,3 (21890,81)	60,4 (12,25)	-10,1 (1786,90)	32,1 (50062,14)	46,8 (28,02)
Region Nord ^{c)}	20,9 (33703,62)	27,3 (14,40)	-5,0 (2340,46)	35,9 (65260,69)	43,2 (27,88)
Region Mitte ^{d)}	13,5 (15446,18)	49,2 (10,34)	-23,9 (1493,61)	21,8 (25985,45)	60,1 (17,40)
Region Süd ^{e)}	28,4 (19756,71)	52,7 (10,26)	-15,9 (1926,18)	26,0 (30665,94)	49,8 (15,92)
Region Ost ^{f)}	126,6 (15674,50)	129,9 (13,37)	-1,5 (1172,70)	-34,8 (328933,52)	-33,9 (280,49)
Hessen	20,3 (19105,64)	49,8 (11,03)	-19,7 (1732,34)	40,7 (29589,50)	75,2 (17,08)
Kreisfreie Städte ^{g)}	-17,19 (4974,10)	14,0 (3,09)	-28,0 (1608,98)	16,7 (23641,14)	62,1 (14,69)
Überwiegend städtisch ^{h)}	6,4 (16222,34)	40,4 (10,21)	-24,2 (1589,56)	28,9 (28,571,83)	70,1 (17,97)
Bedeutsam ländlich ⁱ⁾	42,8 (23305,98)	66,3 (12,52)	-14,2 (1861,98)	52,3 (30621,18)	77,4 (16,45)
Überwiegend ländlich ^{j)}	30,6 (22330,51)	65,8 (12,59)	-21,2 (1774,37)	43,4 (29951,50)	82,1 (16,88)
1979-1980 bis 1989-1990					
Hessen	33,2 (16699,00)	54,2 (7,19)	-13,6 (2322,87)	7,9 (28836,67)	24,9 (12,41)
Kreisfreie Städte	-9,4 (5659,02)	16,0 (2,68)	-21,9 (2114,24)	-30,3 (32581,20)	-10,7 (15,41)
Überwiegend städtisch	28,8 (14805,50)	52,1 (6,74)	-15,4 (2195,53)	5,7 (28633,88)	24,9 (13,04)
Bedeutsam ländlich	39,7 (19514,18)	58,2 (7,98)	-11,7 (2444,91)	9,9 (29515,06)	24,4 (12,07)
Überwiegend ländlich	40,8 (18273,72)	63,2 (7,76)	-13,7 (2354,99)	11,1 (27683,14)	28,8 (11,76)

Anmerkungen: ^{a)} Angaben in Prozent. ^{b)} In Klammern ist jeweils der absolute Wert zu Beginn der Subperiode 1991-1992 bzw. 1979-1980 aufgeführt. ^{c)} SH, NI, NW. ^{d)} RP, SL, HE. ^{e)} BY, BW. ^{f)} MV, BB, SN, ST, TH. ^{g)} DA, FFM, KS, OF, WI. ^{h)} BERG, DADIE, GG, HTK, MKK, MTK, OD, OFL, RTK, WE, GI, LDK, LM. ⁱ⁾ FD, HR, KSL, SEK, WF. ^{j)} MB, VB, WM. Eine Erklärung der Abkürzungen für die Regionen enthält Anhang 5.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Intensität der landwirtschaftlichen Erzeugung hat in allen Regionskategorien abgenommen und hierbei insbesondere in der Region Mitte und der Region Süd. Die Abnahme basiert

vor allem auf dem drastischen Rückgang der Rind- und Kalbfleischerzeugung¹⁵³. In den neuen Bundesländern wird dieser jedoch durch die erhebliche Steigerung der Getreideerzeugung, und speziell der von Weizen, teilweise kompensiert. Außerdem hat die Erzeugung von Raps in den neuen Bundesländern in den 1990er Jahren deutlich zugenommen.

Auch für die Variable Erlöse je Betrieb kann, mit Ausnahme der Region Ost, festgestellt werden, dass deren Wachstum durch die strukturelle Entwicklung bedingt ist. Die Region Nord weist hierbei den größten Anstieg in den Erlösen auf. Da sie nach der Region Ost zudem das zweithöchste Ausgangsniveau besitzt, nimmt der Abstand zwischen den nördlichen und den südlichen Bundesländern weiter zu. Der bereits aufgezeigte Anstieg der Streuung in den betriebsbezogenen Erlösen der alten Bundesländer (vgl. Tabelle c in Anhang 17) kann damit erklärt werden. In den neuen Bundesländern ist das Wachstum der betriebsbezogenen Erlöse hingegen negativ (– 34,8 Prozent) und hauptsächlich auf die schon genannte abnehmende Betriebsgröße in Ostdeutschland zurückzuführen. Die Betriebsgrößen in der Region Süd und der Region Mitte liegen zu Beginn des Untersuchungszeitraumes mit 15,92 bzw. 17,40 Hektar weit unter dem Bundesdurchschnitt von 28,02 Hektar, steigen in der analysierten Periode aber überdurchschnittlich an. Dennoch ist der Zuwachs der betriebsbezogenen Erlöse in diesen Regionen vergleichsweise gering, was wiederum mit dem dort stattgefundenen starken Rückgang der Intensität der Erzeugung begründet werden kann (– 15,9 bzw. – 23,9 Prozent).

Für die hessischen Regionen lassen sich in beiden betrachteten Zeiträumen prinzipiell ähnliche Beobachtungen machen wie auf der Bundesebene. So steigen in allen Regionskategorien außer den kreisfreien Städten die landwirtschaftlichen Erlöse je Erwerbstätigem und je Betrieb an¹⁵⁴, was auf die strukturelle Entwicklung zurückzuführen ist. Die Intensität der Erzeugung ist generell rückläufig. Dabei ist festzustellen, dass diese Verringerung in den kreisfreien Städten und der überwiegend städtischen Regionskategorie besonders ausgeprägt ist. Sie deutet einerseits auf die abnehmende Bedeutung der Landwirtschaft speziell in urbanen Regionen hin. Andererseits findet gerade in diesen Regionen ein vermehrter Anbau von Sonderkulturen statt, welche in der vorliegenden Analyse nicht mit erfasst sind (vgl. auch Unterabschnitt 4.5.2). Die strukturelle Entwicklung, gemessen als Zunahme der Nutzfläche je Erwerbstätigem bzw. je Betrieb, ist in den bedeutsam und überwiegend ländlichen Regionskategorien am stärksten. Eine Ausnahme ist für die Nutzfläche je Betrieb in der Periode 1979-1980 bis 1990-

¹⁵³ Im Durchschnitt über alle Bundesländer ist die Rind- und Kalbfleischerzeugung von 1991-1992 bis 2003-2004 um 36,4 Prozent zurückgegangen. Als einziges Bundesland weist Thüringen mit 6,4 Prozent einen Anstieg der Rind- und Kalbfleischerzeugung auf (eigene Berechnung).

¹⁵⁴ In den kreisfreien Städten ist in der Periode 1991-1992 bis 2003-2004 ein Anstieg der Erlöse je Betrieb festzustellen, welcher aber unter den betrachteten Regionskategorien am geringsten ausfällt.

1991 zu erkennen. Die Zunahme liegt dort in der überwiegend städtischen Regionskategorie etwas oberhalb jener für die bedeutsam ländliche Regionskategorie.

Werden die zwei Perioden miteinander verglichen, dann zeigt sich im Durchschnitt aller hessischer Regionen für die Erlöse je Erwerbstätigem ein geringeres Wachstum von 1991-1992 bis 2003-2004 (20,3 Prozent) als von 1979-1980 bis 1990-1991 (33,2 Prozent). Es liegt daran, dass in der jüngeren Periode die strukturelle Entwicklung etwas schwächer verläuft und der Rückgang der Intensität größer ist. Für die Erlöse je Betrieb ist dagegen in der jüngeren Periode ein sehr viel größerer Anstieg zu verzeichnen als in den 1980er Jahren, was auf die erhebliche Zunahme der Betriebsgrößenstrukturen zurückzuführen ist.

Im Hinblick auf die in den vorausgegangenen Unterabschnitten dargestellte Zunahme der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse in Hessen lassen sich anhand der Tabelle 5.6 die folgenden Ursachen dafür identifizieren. Bezogen auf die Erwerbstätigen sind die Erlöse zu Beginn des jeweiligen Untersuchungszeitraumes in den beiden ländlichen Regionskategorien oberhalb derer der städtischen Regionskategorie und der kreisfreien Städte. Da außerdem das Erlöswachstum in den ländlichen Regionskategorien deutlich stärker verläuft, nimmt der Abstand zu den städtischen Regionen zu und die Streuung vergrößert sich. Gleichfalls ist für die Erlöse je Betrieb in den ländlichen Regionskategorien ein stärkeres Wachstum zu erkennen als in den städtischen Regionen. Allerdings sind die Unterschiede im Ausgangsniveau nicht derart ausgeprägt. Zu Beginn der Periode 1979-1980 bis 1990-1991 sind die betriebsbezogenen Erlöse in den kreisfreien Städten sogar am höchsten und in der überwiegend ländlichen Regionskategorie am niedrigsten. Damit ist zu erklären, dass erstens die Streuung der Erlöse je Betrieb geringer ausfällt als es je Erwerbstätigem der Fall ist (vgl. Abbildung 5.3) und zweitens, dass ihre Zunahme weniger stark ausfällt (vgl. auch Tabelle b in Anhang 16).

Grundsätzlich können demnach die divergenten Entwicklungen in den landwirtschaftlichen Erlösen der hessischen Regionen auf ungleiche Geschwindigkeiten des Strukturwandels in städtischen und ländlichen Gegenden zurückgeführt werden. Zudem sind diesbezüglich Unterschiede im Rückgang der Intensität der Erzeugung zu beobachten.

5.5 Empirische Ergebnisse für die Gesellschaft insgesamt

Abschließend sollen die Umverteilungswirkungen der EU-Agrarpolitik für die Gesellschaft insgesamt betrachtet werden. Es stellt sich zunächst die Frage, welche Regionen gewinnen bzw. verlieren, wenn nicht nur die Begünstigung der Landwirtschaft, sondern auch die Belastungen von Konsumenten und Steuerzahlern berücksichtigt werden. Die Literaturanalyse hat

deutlich gemacht, dass zusätzlich zu den regionsspezifischen Angebotstrukturen eine zentrale Bedeutung der Bevölkerungsdichte zukommt. Letztere determiniert zum einen maßgeblich den Verlust der Verbraucher infolge einer Preisanhebung (vgl. Unterabschnitt 5.2.2). Zum anderen leitet sich daraus das Steueraufkommen ab, welches mit wachsender Einwohnerzahl ansteigt. Aufbauend auf diesen Ergebnissen ist dann zu prüfen, inwieweit die EU-Agrarpolitik Einkommensunterschiede zwischen den Regionen beeinflusst und dadurch konvergente Entwicklungen fördert oder gar konterkariert. Erneut wird dabei ein Vergleich der Situationen mit und ohne Politik durchgeführt.

5.5.1 Darstellung der Begünstigungen und Belastungen als Folge der EU-Agrarpolitik

Das methodische Vorgehen zur Quantifizierung der so genannten Nettotransfers wurde bereits in Abschnitt 5.3 erläutert. Diese werden aus der Differenz der Agrarstützung, in Form des PSEs, und den Belastungen von Konsumenten und Steuerzahlern, ermittelt aus dem TSE, approximiert. Die angestellten Berechnungen weisen in der Periode von 1991 bis 2004 für Deutschland insgesamt auf einen Verlust infolge der EU-Agrarpolitik hin und stehen damit in Einklang zu den Ergebnissen der Arbeit von TARDITI und ZANIAS (2001: 189f) sowie ZANIAS (2002: 111)¹⁵⁵. Zwischen den Bundesländern und ebenfalls zwischen den kreisfreien Städten und Landkreisen lassen sich wiederum erhebliche Unterschiede bezüglich der Nettotransfers erkennen. Die Mehrzahl der Regionen verliert jedoch in Folge der EU-Agrarpolitik, und nur wenige dünn besiedelte Regionen zeigen einen Gewinn. Bevor hierauf näher eingegangen wird, sollen im Folgenden die einzelnen Bestandteile der Nettotransfers und deren zeitliche Entwicklung seit dem Jahr 1991 kurz dargestellt werden.

Aus der Abbildung 5.5 geht hervor, dass die Begünstigungen pro Kopf in Deutschland deutlich oberhalb jener des Bundeslands Hessen liegen. Es ist vornehmlich auf die höhere absolute Agrarstützung in Deutschland¹⁵⁶ (vgl. Tabelle 4.3) und die geringere Bevölkerungsdichte gegenüber Hessen zurückzuführen. So beträgt in Deutschland im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 die Agrarstützung je Kopf der Gesamtbevölkerung 148,61 Euro, in Hessen sind es 73,27 Euro. Auf beiden räumlichen Aggregationsebenen ist im Zeitablauf ein leichter signifikant negativer Trend der entsprechenden Werte zu beobachten. Dieser erklärt sich über die generell abnehmende Agrarstützung in der Periode von 1991 bis 2004 (vgl. Tabelle 4.3) und

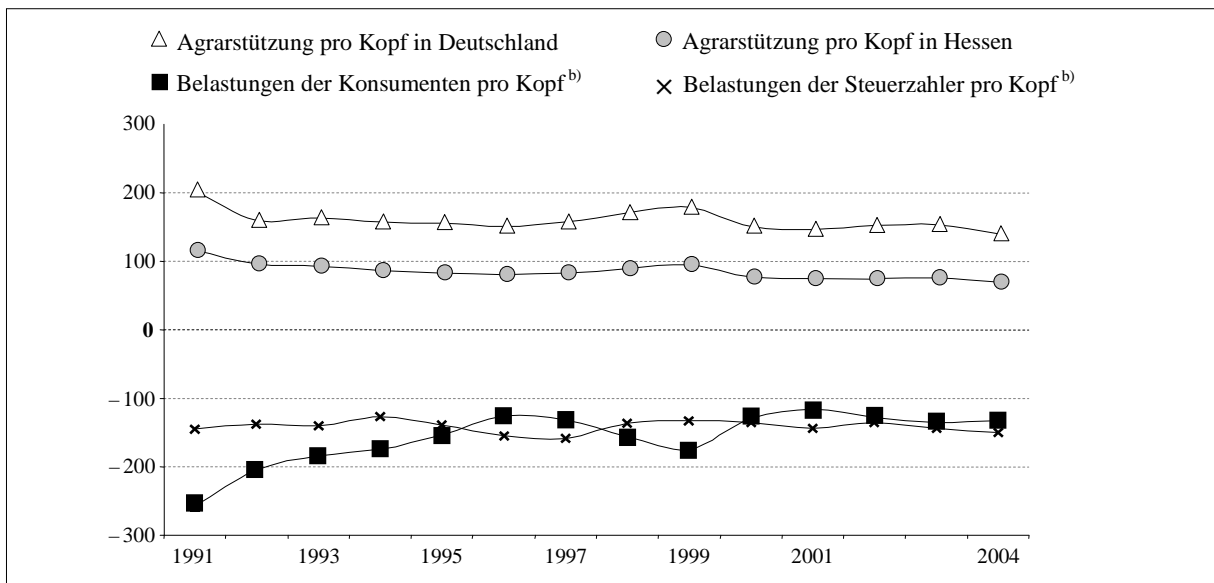
¹⁵⁵ Die Autoren zeigen außerdem, dass Deutschland in den 1990er Jahren von allen Mitgliedstaaten der EU absolut die höchsten negativen Nettotransfers besaß. Nach TARDITI und ZANIAS (2001: 190) war der Verlust je Einwohner aus der EU-Agrarpolitik im Jahr 1991 in Belgien und Italien größer als in Deutschland, im Jahr 1995 besaß Deutschland auch hierfür den höchsten Wert.

¹⁵⁶ An dieser Stelle ist die absolute Agrarstützung je Hektar, je Erwerbstätigem bzw. je Betrieb gemeint und nicht das *Percentage PSE*.

die gleichzeitig wachsende Bevölkerung. In Deutschland ist ein durchschnittlicher Rückgang der Begünstigung von –2,19 Euro und in Hessen von –2,31 Euro pro Kopf und Jahr festzustellen.

Die Belastungen pro Kopf aus der EU-Agrarpolitik sind in Deutschland und Hessen aufgrund der gewählten methodischen Vorgehensweise identisch. Sie belaufen sich im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 auf insgesamt –275,27 Euro und setzen sich etwa zu gleichen Anteilen aus den Belastungen für Konsumenten (–132,37 Euro) und für Steuerzahler (–142,90 Euro) zusammen. Über die Zeit haben die gesamten Belastungen signifikant abgenommen, was mit der bereits aufgeführten Abnahme der Agrarstützung begründet werden kann. Insbesondere das Instrument der Marktpreisstützung hat zu Beginn der 1990er Jahre an Bedeutung verloren (vgl. Abbildung 2.3).

Abbildung 5.5: Jährliche Begünstigungen und Belastungen als Folge der EU-Agrarpolitik in den Untersuchungsregionen, 1991 bis 2004 in Euro^{a)}



Anmerkungen: ^{a)} Angaben in realen Werten zum Basisjahr 1995. ^{b)} Die Belastungen der Konsumenten und der Steuerzahler pro Kopf sind aufgrund vereinfachender Annahmen in Deutschland und in Hessen dieselben (vgl. Abschnitt 5.3).

Quelle: Eigene Darstellung.

Daher haben sich die Belastungen für Konsumenten durch die politikinduzierte Preiserhöhung in der Periode von 1991 bis 2004 signifikant verringert¹⁵⁷. Hinsichtlich der Belastungen für die Steuerzahler ist im betrachteten Zeitraum kein Trend festzustellen. Allerdings steigt der prozentuale Anteil der Belastungen, welcher von den Steuerzahlern getragen wird, signifikant

¹⁵⁷ Es errechnet sich diesbezüglich eine jährliche Abnahme von 7,11 Euro pro Kopf.

an, während jener der Konsumenten im gleichen Maße abfällt¹⁵⁸. Werden die Begünstigungen und die Belastungen zusammengefasst, ergibt sich für Deutschland im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 ein jährlicher Nettotransfer von – 126,65 Euro pro Kopf. Für das Bundesland Hessen fällt dieser mit – 201,99 Euro negativer aus. Die Höhe der Differenz der beiden Werte wird hierbei ausschließlich durch den Unterschied der Agrarstützung bestimmt, da die Belastungen pro Kopf annahmegemäß dieselben sind. Aufgrund der im Zeitablauf größeren Abnahme der Belastungen als der Begünstigungen pro Kopf, verringert sich auch der gesamtgesellschaftliche Verlust durch die EU-Agrarpolitik. Theoretisch lassen die Reduzierung der Marktpreisstützung und der Ausbau bzw. die Einführung von Direktzahlungen in den Reformen der 1990er Jahre ein derartiges Ergebnis zumindest teilweise auch erahnen. Beispielsweise zeigen HELMBERGER (1991: 86f) sowie HERRMANN (1991: 200ff) mit Hilfe eines Preis-Mengen-Diagramms, dass die Wohlfahrtsverluste für das Instrument der Preisstützung höher sind als im Fall von Direktzahlungen¹⁵⁹.

Werden die Begünstigungen einer Region (PSE_j) in Relation zu den Belastungen (TK_j und TS_j) gesetzt, dann ergibt sich daraus ein grobes Maß für die Transfereffizienz der EU-Agrarpolitik. Es ist insofern nur als Approximation anzusehen, weil zum einen nicht die Flächen unter der Angebots- und Nachfragekurve betrachtet werden, sondern lediglich die Mehrerlöse bzw. die Mehrausgaben. Daher bleibt der Verzicht an Handels- und Spezialisierungsgewinn unberücksichtigt (vgl. Abbildung 2.1). Zum anderen wird eine regionale Transfereffizienz ausgewiesen, die sich von der in Abschnitt 2.2 dargestellten Transfereffizienz in zwei wesentlichen Punkten unterscheidet: Erstens gehen die monetären Zu- und Abflüsse einer Region als Folge der Politik eines Landes in die Analyse ein, weshalb auch Werte von über Eins auftreten können. In dem Fall wären die Belastungen für eine Region geringer als deren Begünstigungen. Zweitens beinhaltet die berechnete Transfereffizienz statt einer einzelnen politischen Maßnahme mehrere, d.h. hier Marktpreisstützungen und produktionsabhängige Zahlungen. Folglich lässt sich zeigen, wie hoch die Gewinne einer Region je aufgewendetem Konsumenten- bzw. Steuerzahlereuro sind. Im Durchschnitt der Bundesländer und für die Jahre 2002 bis 2004 lautet der Quotient 0,54, für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte beträgt er dagegen 0,27. Demnach werden die Verluste auf der Bundesebene etwa zur Hälfte kompensiert, in Hessen hingegen nur zu einem Viertel. Dieser Wert ist seit 1991 für beide Stichproben relativ konstant und auf dem 5-Prozent-Niveau kann kein signifikanter Trend festgestellt

¹⁵⁸ Der Anteil der Belastungen, welcher vom Steuerzahler getragen wird, hat in der Periode von 1991 bis 2004 jährlich um 1,1 Prozentpunkte zugenommen.

¹⁵⁹ HERRMANN und GORN (1993: 106f) stellen außerdem dar, dass sich keine Wohlfahrtsänderungen im Vergleich zur Referenzsituation (ohne Intervention) ergeben, wenn die Zahlungen produktionsunabhängig sind.

werden. Aus der Reduzierung der Marktpreisstützung und der gleichzeitigen Ausweitung produktionsabhängiger Zahlungen zu Beginn der 1990er Jahre sind daher keine bedeutenden Veränderungen hinsichtlich der regionalen Transfereffizienz entstanden.

Innerhalb Deutschlands sind durch die räumlich heterogenen Niveaus der Agrarstützung und den Unterschieden in der Bevölkerungsdichte große Abweichungen in den Nettotransfers einzelner Regionen festzustellen. Auf der Bundesebene sind sie im Durchschnitt der Periode 2002 bis 2004 mit – 251,57 Euro pro Kopf und Jahr für das Saarland am höchsten. Nur zwei der Bundesländer gewinnen durch die EU-Agrarpolitik: Schleswig-Holstein hat einen positiven Nettotransfer von 21,04 Euro pro Kopf und Jahr und Mecklenburg-Vorpommern einen von 96,49 Euro. Innerhalb Hessens schwanken die Nettotransfers in der kreisfreien Stadt Kassel und im Vogelsbergkreis zwischen –273,83 und 57,94 Euro pro Kopf. Eine detaillierte Auflistung der Werte in den einzelnen Bundesländern und den hessischen Regionen findet sich in Anhang 18.

Der eindeutige Zusammenhang zwischen dem Ausmaß der Nettotransfers und der Bevölkerungsdichte wird in Tabelle 5.7 deutlich. Darin zeigt sich wie erwartet eine signifikant negative Korrelation, d.h. je urbaner eine Region ist, desto höher sind deren Verluste aus der EU-Agrarpolitik und *vice versa*. Für die hessischen Regionen ist dieser Effekt noch ausgeprägter als für die Bundesländer. Die Ursache hierfür liegt unter anderem darin, dass auf der kleinräumlicheren Ebene die Einwohnerzahl je Quadratkilometer stärker variiert (vgl. Anhang 18) und insofern der Stadt-Land-Gegensatz zutage tritt.

Tabelle 5.7: Korrelation zwischen dem verfügbaren Einkommen und den Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik, 2002 bis 2004^{a)}

	Nettotransfers je Einwohner aus der EU-Agrarpolitik		Verfügbares Einkommen je Einwohner		Einwohner je Quadratkilometer	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE
Nettotransfers je Einwohner aus der EU-Agrarpolitik	1,00	1,00	–0,50	–0,44	–0,77	–0,94
Verfügbares Einkommen je Einwohner			1,00	1,00	0,72	0,36
Einwohner je Quadratkilometer					1,00	1,00

Anmerkungen: ^{a)} Der Spearmansche Rangkorrelationskoeffizient wurde angewendet. Für die Berechnungen wurden alle Daten aus den drei aufeinanderfolgenden Jahren 2002 bis 2004 „gepoolt“. Für Deutschland ergeben sich daher 39 (= 13 Bundesländer mal 3 Jahre) und für Hessen 78 (= 26 Regionen mal 3 Jahre) Beobachtungen. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistisch signifikante Korrelation auf dem 5-Prozent-Niveau hin.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Ebenfalls ist in der Tabelle die Beziehung der Nettotransfers zum verfügbaren Einkommen einer Region überprüft. Wie bei TARDITI und ZANIAS (2001: 192ff) kann diesbezüglich eine negative Korrelation festgestellt werden. Demnach verlieren die wohlhabenderen Regionen im Durchschnitt stärker als ärmere. Der Zusammenhang ist für die Bundesländer und auf der Ebene hessischer Landkreise sowie kreisfreier Städte relativ ähnlich. Im Hinblick auf die Ausgangsfrage nach den Wirkungen der EU-Agrarpolitik auf räumliche Einkommensdisparitäten deutet das Ergebnis daher auf eine Verringerung der Unterschiede hin. Die konkreten Auswirkungen für die Streuung der verfügbaren Einkommen sollen im anschließenden Unterabschnitt analysiert werden.

5.5.2 Einfluss der EU-Agrarpolitik auf regionale Einkommensdisparitäten

In Anlehnung an die Untersuchungen in Abschnitt 5.4 wird auch hier ein Vergleich der Streuung der Pro-Kopf-Einkommen in den Situationen mit und ohne EU-Agrarpolitik durchgeführt. Anhand dessen sollen die Folgen jener Politik für regionale Einkommensdisparitäten abgeschätzt werden. Zum einen ist zu prüfen, ob die generierten Nettotransfers die Verteilung gleicher machen oder sich Unterschiede vergrößern. Zum anderen geht es darum, die Wirkungen im Zeitablauf zu identifizieren. Auf eine grafische Darstellung ähnlich der Abbildung 5.2 wird an dieser Stelle verzichtet, da die Abweichungen zwischen den beiden betrachteten Situationen in der Regel relativ gering sind. Stattdessen sind die bevölkerungsgewichteten Variationskoeffizienten und Theil-Indizes zusammenfassend in Tabelle 5.8 sowie detailliert für einzelne Jahre in Anhang 19 (Tabellen a und b) ausgewiesen.

Wird zunächst die tatsächliche Streuung im verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen zwischen den Bundesländern analysiert, so zeigt Tabelle 5.8, dass diese zu Beginn des Untersuchungszeitraumes relativ hoch ist und in den Folgejahren stark abnimmt. Danach liegt σ -Konvergenz vor (vgl. Unterabschnitt 5.4.2). Erneut kann dafür der Aufholprozess in den neuen Bundesländern als Ursache genannt werden. Bis zur Mitte der 1990er Jahre ist dort der Zuwachs des verfügbaren Pro-Kopf-Einkommens erheblich größer als in den alten Bundesländern. Für letztere ist sogar ein leichter Rückgang zu beobachten¹⁶⁰. Bei separater Betrachtung der alten und neuen Bundesländer sind die jeweiligen Niveaus der Streuung im Pro-Kopf-Einkommen sehr viel geringer (vgl. Anhang 19, Tabellen a und c) als auf der gesamtdeutschen Ebene. Für die

¹⁶⁰ Für das verfügbare Einkommen pro Kopf kann im Durchschnitt der alten Bundesländer zwischen den Jahren 1991 und 1997 eine negative Wachstumsrate festgestellt werden (–0,6 Prozent). In den neuen Bundesländern ist im selben Zeitraum dagegen eine deutlich positive Wachstumsrate zu beobachten (6,2 Prozent). Über alle Bundesländer hinweg lag die entsprechende Wachstumsrate bei 0,3 Prozent. Für die gesamte Untersuchungsperiode (1991 bis 2004) beträgt die Wachstumsrate in den alten Bundesländern 0,1 Prozent, in den neuen Bundesländern 3,4 Prozent und für alle Bundesländer zusammen 0,6 Prozent.

alten Bundesländer ist dabei weder eine signifikante Zu- noch eine Abnahme der Einkommensdisparitäten seit dem Jahr 1991 zu erkennen. Zwischen den neuen Bundesländern weist die Streuung hingegen einen leichten negativen Trend auf¹⁶¹. Es ist unter anderem darauf zurückzuführen, dass Mecklenburg-Vorpommern, mit dem anfänglich niedrigsten Pro-Kopf-Einkommen, die höchste Wachstumsrate (3,7 Prozent) im Durchschnitt aller neuen Bundesländer aufweist. Umgekehrt dazu besitzt Brandenburg, mit dem höchsten Einkommen pro Kopf im Jahr 1991 die geringste Wachstumsrate (3,1 Prozent) unter den neuen Bundesländern¹⁶².

Tabelle 5.8: Streuung der verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen in den Untersuchungsregionen

	1991-1992		1997-1998		2003-2004		1991-2004	
	$\sigma_w/\mu_w^{a)}$	$T_w^{b)}$	$\sigma_w/\mu_w^{a)}$	$T_w^{b)}$	$\sigma_w/\mu_w^{a)}$	$T_w^{b)}$	$\sigma_w/\mu_w^{a)}$	$T_w^{b)}$
Bundesländer								
... in der Situation mit Agrarpolitik	19,51	21,27	9,67	4,88	8,94	4,15	10,97	6,36
... in der Situation ohne Agrarpolitik	19,33	20,84	9,81	5,02	9,10	4,29	11,08	6,48
Relative Änderung der Streuung als Folge der Agrarpolitik (in Prozent) ^{c)}	0,91	2,05	-1,38	-2,75	-1,69	-3,37	-0,97	-1,89
Hessische Regionen								
... in der Situation mit Agrarpolitik	10,09	4,92	9,77	4,57	11,33	5,98	10,24	5,00
... in der Situation ohne Agrarpolitik	10,32	5,17	9,95	4,75	11,38	6,04	10,40	5,17
Relative Änderung der Streuung als Folge der Agrarpolitik (in Prozent) ^{c)}	-2,28	-4,84	-1,79	-3,79	-0,39	-0,97	-1,54	-3,32

Anmerkungen: ^{a)} Der Variationskoeffizient ist in Prozent angegeben. ^{b)} Der Theil-Index ist mit 1000 multipliziert. ^{c)} Zur Berechnung siehe Anmerkungen in Tabelle 5.2.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Auf der kleinräumlicheren Ebene der hessischen Regionen steigt indes die Streuung der Pro-Kopf-Einkommen im Untersuchungszeitraum geringfügig an. Gemäß einer linearen Trend-schätzung nimmt der gewichtete Variationskoeffizient um 0,13 Prozentpunkte und der mit 1000 multiplizierte Theil-Index um 0,11 Einheiten zu. Diese Entwicklung ist dadurch bedingt, dass der Abstand in den Einkommen pro Kopf zwischen den Landkreisen der überwiegend städtischen Regionskategorie (0,3 Prozent Wachstumsrate) und den kreisfreien Städten (0,0 Prozent Wachstumsrate) im Zeitablauf größer geworden ist. Zwar können für die bedeutsam

¹⁶¹ Aus der Schätzung einer linearen Trendfunktion ergibt sich im Untersuchungszeitraum ein jährlicher Rückgang des gewichteten Variationskoeffizienten von -0,10 Prozentpunkten. Der mit 1000 multiplizierte gewichtete Theil-Index nimmt um -0,03 Einheiten jährlich ab.

¹⁶² Hier sei das Konzept der β -Konvergenz kurz erwähnt, welches als Querschnittsansatz der Konvergenzmessung den Zusammenhang zwischen dem anfänglichen Niveau einer Variablen, beispielsweise das Einkommen pro Kopf von Volkswirtschaften, und deren Wachstumsrate im Zeitablauf untersucht (vgl. SALA-I-MARTIN 1996: 1020f). Das so genannte *Leapfrogging* bezeichnet dabei den Fall, dass die ärmeren Länder nicht nur aufholen, sondern auch die reicheren Regionen im Wachstumsprozess „überspringen“ (vgl. MAURSETH 2001: 252). Dadurch kann es trotz β -Konvergenz zu einer Zunahme der Streuung des Pro-Kopf-Einkommens und folglich zu σ -Divergenz kommen. Letzteres trifft für die neuen Bundesländer nicht zu.

und überwiegend ländlichen Regionskategorien Aufholprozesse beobachtet werden (0,7 und 0,6 Prozent Wachstumsrate), doch ist aufgrund ihrer geringen Bevölkerungsanteile deren Wachstum nur von unterordneter Bedeutung in der Berechnung des gewichteten Variationskoeffizienten bzw. Theil-Index.

Neben der tatsächlichen Streuung der Pro-Kopf-Einkommen ist in Tabelle 5.8 auch jene der hypothetischen Situation ohne EU-Agrarpolitik ausgewiesen. Es zeigt sich, dass in diesem Fall die Einkommensdisparitäten zwischen den betrachteten Regionen fast durchgehend leicht zunehmen würden. Lediglich in den ersten drei Jahren nach der deutschen Wiedervereinigung wäre auf der Bundesebene die Streuung dann niedriger. Die Ausnahme von der sonst generellen Beobachtung lässt sich, ähnlich zu den Ausführungen in Kapitel 5.4.1, wie folgt erklären: Die Verluste pro Kopf aus der EU-Agrarpolitik sind für die gesamte Untersuchungsperiode im Durchschnitt der alten Bundesländer höher als in den neuen Bundesländern. Allerdings liegen die Verluste in Relation zum verfügbaren Einkommen in den neuen Bundesländern und in den Jahren von 1991 bis 1993 weit über denen der alten Bundesländer¹⁶³. In diesem Zeitraum vergrößert die EU-Agrarpolitik demnach den Einkommensabstand zwischen den alten und den neuen Bundesländern. Werden dagegen die alten und die neuen Bundesländer getrennt voneinander analysiert, dann ist die jeweilige Einkommensstreuung in der hypothetischen Situation ohne EU-Agrarpolitik grundsätzlich größer (vgl. Anhang 19).

Über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg ist auf der Bundesebene und als Folge der agrarpolitisch induzierten Nettotransfers eine durchschnittliche Reduktion des gewichteten Variationskoeffizienten um –0,97 Prozent festzustellen, für die hessischen Regionen liegt der Wert bei –1,54 Prozent. Beim Theil-Index errechnet sich mit –1,89 bzw. –3,32 Prozent grundsätzlich eine etwas deutlichere Abnahme der Streuung. Als Begründung kann, analog zu den Ausführungen in Abschnitt 5.4, dessen Transfersensitivität aufgeführt werden. Veränderungen im unteren Bereich der Verteilung besitzen danach einen größeren Einfluss als solche im oberen Bereich. Die redistributiven Wirkungen der EU-Agrarpolitik werden daher durch den Theil-Index in ausgeprägterer Weise wiedergegeben als durch den Variationskoeffizienten. Auffallend ist in diesem Zusammenhang die vergleichsweise hohe durchschnittliche Reduktion der Streuung, wenn die alten und die neuen Bundesländer getrennt voneinander untersucht werden (vgl. Tabelle c Anhang 19). Ursächlich dafür sind die niedrigen Einkommensstreuungen der beiden Teilstichproben. Während die absoluten Abweichungen in den

¹⁶³ Der im Vergleich zu den alten Bundesländern hohe Anteil der Nettotransfers am verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen in den neuen Bundesländern und zu Beginn der Untersuchungsperiode ist vornehmlich mit deren relativ niedrigem Einkommensniveau zu begründen. Der dann einsetzende Aufholprozess in den neuen Bundesländern hat im Zeitablauf dazu geführt, dass der Anteil der Nettotransfers am Einkommen abnahm.

Streuungen mit und ohne EU-Agrarpolitik relativ ähnlich zu denen für Gesamtdeutschland sind, ergeben sich für die relativen Abweichungen, d.h. bezogen auf das Niveau der Streuung, daher sehr viel größere Werte.

Aus Tabelle 5.8 geht ebenfalls hervor, dass die Auswirkungen der EU-Agrarpolitik auf die Einkommensstreuung in den einzelnen Jahren unterschiedlich ausfallen. Beispielsweise lag für die hessischen Regionen in der Periode 1991-1992 die Verringerung des Variationskoeffizienten bei –2,28 Prozent, in der Periode 2003-2004 waren es hingegen –0,39 Prozent. Dabei stellt sich, wie schon bei der Analyse der landwirtschaftlichen Erlösdisparitäten, auch hier die Frage, ob für den streuungsmindernden Effekt der EU-Agrarpolitik im Zeitablauf eine zu- oder abnehmende Tendenz besteht. Erneut soll dieses mit Hilfe einer einfachen linearen Trendschätzung in Form der Gleichung (5.51) überprüft werden. Die Ergebnisse dazu enthält Tabelle 5.9.

Tabelle 5.9: Trendschätzung für die Differenz zwischen der Streuung der verfügbaren Einkommen in den Situationen mit und ohne EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004^{a)}

	Bundesländer		Hessische Regionen		Alte Bundesländer		Neue Bundesländer	
	σ_w/μ_w	T_w	σ_w/μ_w	T_w	σ_w/μ_w	T_w	σ_w/μ_w	T_w
Konstante	-0,181 (0,610)	-0,194 (0,409)	-0,273 (0,000)	-0,278 (0,000)	-0,171 (0,000)	-0,045 (0,000)	-0,398 (0,000)	-0,149 (0,000)
Trend	0,000 (0,985)	0,002 (0,887)	0,015 (0,000)	0,015 (0,000)	-0,002 (0,291)	-0,003 (0,001)	-0,015 (0,074)	-0,001 (0,685)
AR(1) ^{b)}	0,745 (0,003)	0,627 (0,000)				0,204 (0,156)		
Korrigiertes R ²	0,840	0,844	0,863	0,823	0,017	0,732	0,179	-0,068
F-Statistik	32,463 (0,000)	33,422 (0,000)	83,233 (0,000)	61,510 (0,000)	1,219 (0,291)	17,380 (0,001)	3,843 (0,074)	0,172 (0,685)

Anmerkungen: ^{a)} Die Trendschätzungen beziehen sich auf den Variationskoeffizienten in Prozent bzw. auf den mit 1000 multiplizierten Theil-Index. Die Differenzen wurden aus der Streuung der verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen mit Agrarpolitik abzüglich jener ohne Agrarpolitik gebildet. Den Regressionen liegt die Methode der kleinsten Quadrate zugrunde. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau hin. Die p-Werte sind in Klammern angegeben. ^{b)} Der Durbin/Watson-Test deutete bei einigen Schätzungen auf Autokorrelation hin. In diesen Fällen wurde das Cochrane/Orcutt-Verfahren angewendet und ein autoregressiver Fehlerprozess erster Ordnung (AR(1)) in die ursprüngliche Regressionsgleichung eingefügt. Nach dieser Prozedur konnte keine Autokorrelation mehr festgestellt werden.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Signifikante Trendkoeffizienten sind in der Tabelle nur für die hessischen Regionen und für die Teilstichprobe der alten Bundesländer festzustellen, allerdings mit unterschiedlichen Vorzeichen. Danach nimmt für die hessischen Regionen die Differenz zwischen der Streuung mit und ohne EU-Agrarpolitik geringfügig ab, während für die alten Bundesländer eine leichte Zunahme beobachtet werden kann, wenn als Streuungsmaß der Theil-Index dient. Eine allgemeine Aussage ist demnach nicht möglich. Als Grund für die sich verringernde Differenz

innerhalb Hessens ist die im Zeitablauf abnehmende gegenläufige Beziehung zwischen der Höhe der verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen und den Nettotransfers zu nennen. So beträgt der Korrelationskoeffizient für die Periode 2002 bis 2004 $-0,44$ (vgl. Tabelle 5.7), für die Periode 1991-1993 lautet er indes noch $-0,70$. Diese Entwicklung ist zum Teil wiederum darauf zurückzuführen, dass die Begünstigungen aus der EU-Agrarpolitik, gemessen als PSE, pro Kopf seit dem Jahr 1991 generell rückläufig sind; allerdings in den beiden vergleichsweise einkommensschwachen Regionen der Kategorie „bedeutsam ländlich“ und „überwiegend ländlich“ stärker als in der Gruppe der kreisfreien Städte. Die für die alten Bundesländer beobachtete leichte Zunahme in der Differenz der Streuung der verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen mit und ohne EU-Agrarpolitik hat zwei wesentliche Ursachen: Zum einen gehen die Begünstigungen pro Kopf dieser Politik im relativ einkommensstarken und bevölkerungsreichen Bayern überdurchschnittlich stark zurück, andererseits zeigen die Begünstigungen im vergleichsweise einkommensschwachen Niedersachsen den geringsten Rückgang. Der Abstand zwischen dem Verlust pro Kopf aus der EU-Agrarpolitik in Bayern und in Niedersachsen wird dadurch im Zeitablauf größer¹⁶⁴ und die Einkommensumverteilung geschieht stärker zugunsten der ärmeren Region.

Grundsätzlich kann demnach gefolgert werden, dass die EU-Agrarpolitik nicht nur die räumlichen Disparitäten in den landwirtschaftlichen Erlösen reduziert, sondern auch jene im verfügbaren Einkommen der Gesellschaft insgesamt. Ausnahmen sind nur in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung festzustellen, wenn alle Bundesländer gemeinsam untersucht werden. Im Zeitablauf lässt sich kein eindeutiger Trend dieses streuungsmindernden Effekts erkennen, da er entscheidend von den Entwicklungen der Landwirtschaft in den einzelnen Regionen beeinflusst wird. Der nachstehende und letzte Unterabschnitt des vorliegenden Kapitels geht auf die Auswirkungen der EU-Agrarpolitik auf Wachstumsdynamiken im Pro-Kopf-Einkommen näher ein. Dazu wird auf der Basis eines zeitreihenanalytischen Modellansatzes überprüft, inwiefern sich Unterschiede in den Konvergenz- bzw. Divergenzeigenschaften mit und ohne Politik ergeben.

5.5.3 Bedeutung der EU-Agrarpolitik für Wachstumsentwicklungen im Pro-Kopf-Einkommen

Die bisherige Untersuchung der gesamtgesellschaftlichen Umverteilungseffekte geschah über einen Vergleich der Streuung im Pro-Kopf-Einkommen mit und ohne EU-Agrarpolitik. Sie

¹⁶⁴ Im Jahr 1991 betrug der Nettotransfer als Folge der EU-Agrarpolitik in Bayern $-82,66$ Euro pro Kopf und in Niedersachsen $-69,89$ Euro. Im Jahr 2004 lag dieser Wert in Bayern bei $-101,39$ Euro bzw. in Niedersachsen bei $-47,58$ Euro.

soll in diesem Unterabschnitt durch die Analyse der Einkommensentwicklungen in den beiden alternativen Situationen ergänzt werden. Aus methodischer Sicht wird dazu, mit der Schätzung von Panel-Einheitswurzeltests, die Anwendung eines Längsschnittsansatzes der Konvergenzmessung durchgeführt. Eine solche Vorgehensweise geht auf die Arbeiten von EVANS und KARRAS (1996) sowie EVANS (1998) zurück. Die Autoren bedienen sich der Kointegrationstheorie nach ENGLE und GRANGER (1987) und definieren Konvergenz als eine stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den betrachteten Regionen. Bezogen auf die vorliegende Fragestellung und in Anlehnung an EVANS und KARRAS (1996: 251f) und BOHL (1998: 89f) lässt sich dieser Zusammenhang algebraisch darstellen als:

$$(5.58) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E_t (Y_{jt+k} - \bar{Y}_{t+k}) = \omega_j$$

$$\text{mit } Y_{jt+k} = \ln \left(\frac{y_{jt+k}}{\text{POP}_{jt+k}} \right) \text{ und } \bar{Y}_{t+k} = \ln \left(\mu_w \left(\frac{y_{jt+k}}{\text{POP}_{t+k}} \right) \right).$$

Der Minuend in Gleichung (5.58) beschreibt das logarithmierte Pro-Kopf-Einkommen in der Region j zum Zeitpunkt $t+k$ und der Subtrahend den entsprechenden Mittelwert über alle Regionen. Nähern sich nun die Abweichungen der einzelnen Regionen vom gemeinsamen Mittelwert langfristig dem konstanten Wert ω_j an, so liegt Konvergenz vor¹⁶⁵. Das gilt wiederum nur dann, wenn die einzelnen Zeitreihen der relativen Pro-Kopf-Einkommen ($Y_{jt+k} - \bar{Y}_{t+k}$) die Eigenschaft der Stationarität aufweisen. Demgegenüber besteht Divergenz, falls der Prozess eine Einheitswurzel besitzt und damit nichtstationär ist.

Zur Ermittlung von Einheitswurzeln in Paneldaten steht eine Vielzahl von Verfahren zur Verfügung. Gemein ist ihnen jedoch, dass sie in der Regel zunächst die einzelnen Zeitreihen separat auf Stationarität prüfen (vgl. BALTAGI 2005: 239ff). Bei EVANS und KARRAS (1996: 254) sowie EVANS (1998: 296) wird dabei von einem erweiterten Dickey/Fuller-Test (ADF-Test) ausgegangen. Im Kontext der vorgestellten Konvergenzdefinition lautet das Regressionsmodell dann:

$$(5.59) \quad \Delta(Y_{jt} - \bar{Y}_t) = \alpha_j + \beta_j t + \delta_j (Y_{jt-1} - \bar{Y}_{t-1}) + \sum_{L=1}^{p_j} \delta_{jL} \Delta(Y_{jt-L} - \bar{Y}_{t-L}) + u_{jt}.$$

Im Gegensatz zu EVANS und KARRAS (1996) sowie EVANS (1998) enthalten die hier aufgeführten ADF-Gleichungen neben der Konstante (α) zusätzlich einen deterministischen Trend

¹⁶⁵ Ferner wird zwischen absoluter Konvergenz ($\omega_j = 0$) und bedingter Konvergenz ($\omega_j \neq 0$) unterschieden. Für $\omega_j = 0$ differieren die Regionen nur in der Höhe ihrer anfänglichen Kapitalstöcke, für $\omega_j \neq 0$ existieren dagegen abweichende Technologie und Verhaltensparameter (vgl. EVANS und KARRAS 1996: 252; BOHL 1998: 84f, 90). Auf diese Unterscheidung wird im weiteren Verlauf nicht näher eingegangen.

(β). Dieser wurde mit aufgenommen, da für die untersuchten Regionen in der Tendenz eine Zunahme des verfügbaren Einkommens beobachtet werden konnte (vgl. WOOLDRIDGE 2003: 611; WOLTERS und HASSLER 2006: 46). Die Nullhypothese ist die Existenz einer Einheitswurzel in $(Y_{jt} - \bar{Y}_t)$, d.h. $H_0: \delta_j = 0$. In dem Fall divergiert eine Region j vom gemeinsamen Mittelwert aller Regionen. Die Alternativhypothese H_1 ist $\delta_j < 0$ und deutet entsprechend auf Konvergenz hin¹⁶⁶. Der Term im dritten Summanden der Gleichung beschreibt die endogenen Lagvariablen von $\Delta(Y_{jt} - \bar{Y}_t)$ und p_j deren jeweilige Anzahl. Dadurch wird eine mögliche Autokorrelation der Störvariablen u_{jt} berücksichtigt (vgl. DICKEY und FULLER 1981: 1065f). Es ist anzumerken, dass sich der von PHILLIPS und PERRON (1988) vorgeschlagene Einheitswurzeltest vom ADF-Test im Verzicht auf einen derartigen Term unterscheidet. Stattdessen begegnen die Autoren dem Problem autokorrelierter Störvariablen, indem sie eine Umformung der Teststatistik vornehmen (vgl. ebenda: 341; FENDEL, FUNKE und KOSKE 2006: 423).

Die aus den separaten Einheitswurzeltests gewonnenen Ergebnisse werden bei Panel-Einheitswurzeltests auf unterschiedliche Weise zu einer gemeinsamen Teststatistik aggregiert¹⁶⁷. Der nach den Initialen seiner Entwickler benannte IPS-Test gebraucht hierfür die t-Werte einzelner ADF-Schätzungen (vgl. IM, PESARAN und SHIN 2003: 56ff). Dagegen benutzen die von CHOI (2001: 253ff) sowie MADDALA und WU (1999: 636) vorgeschlagenen Panel-Einheitswurzeltests die jeweiligen p-Werte. Sie werden als Fisher-Tests bezeichnet, da sie auf den statistischen Arbeiten von R. A. Fisher aus dem Jahr 1932 aufbauen (vgl. BALTAGI 2005: 244; CHOI 2001: 253). Deren Teststatistik liegt die Chi-Quadrat-Verteilung (χ^2) zugrunde. In Abhängigkeit davon, ob die Prüfung auf Stationarität in den Zeitreihen anhand des ADF-Tests oder basierend auf dem Ansatz von PHILLIPS und PERRON (1988) erfolgt, wird zwischen dem ADF-Fisher- χ^2 bzw. dem PP-Fisher- χ^2 -Test unterschieden. Ein weiterer häufig angewendeter Panel-Einheitswurzeltest ist der LLC-Test von LEVIN, LIN und CHU (2002). Dieser leitet seine Teststatistik aus einer Panelschätzung normalisierter Störvariablen ab. Letztere sind wiederum in mehreren Schritten und mit Hilfe verschiedener Gleichungen zu berechnen (vgl. ebenda: 5ff), wofür unter anderem die Anzahl der Lagvariablen p_j und die Standardfehler der Störvariablen u_{jt} aus den separaten ADF-Schätzungen benötigt werden.

Jeder der vier erwähnten Panel-Einheitswurzeltests hat als Nullhypothese, dass die einzelnen Zeitreihen eine Einheitswurzel besitzen, d.h. $H_0: \delta_1 = \dots = \delta_j = 0$. In ihrer Alternativhypothese

¹⁶⁶ Die Alternativhypothese $\delta_j > 0$ wird im Allgemeinen nicht betrachtet. In einem solchen Fall käme es zu einer so genannten „explosiven“ Entwicklung des autoregressiven Prozesses erster Ordnung AR(1), was bei ökonomischen Zeitreihen relativ unwahrscheinlich ist (vgl. RAMANATHAN 2002: 457).

¹⁶⁷ Einen Überblick über die verschiedenen Panel-Einheitswurzeltests bietet der Beitrag von FENDEL, FUNKE und KOSKE (2006). Die Vor- bzw. Nachteile einzelner Ansätze stellen MADDALA und WU (1999) gegenüber.

weichen die Tests etwas voneinander ab. Beim LLC-Test lautet sie, dass alle Zeitreihen stationär sind, d.h. $H_1: \delta_j = \dots \delta_j < 0$ (vgl. LEVIN, LIN und CHU 2002: 18). Der IPS-Test und die beiden Fisher-Tests erlauben in der Alternativhypothese indessen die Nichtstationarität einiger, aber nicht aller Zeitreihen (vgl. BALTAGI 2005: 242 und 245). Für eine bestimmte Anzahl von m Zeitreihen, mit $M < J$, gilt daher $H_1: \delta_1 = \dots \delta_m < 1$. Werden Einkommensentwicklungen zwischen Regionen betrachtet, lässt sich aus der Ablehnung der Nullhypothese demnach nur folgern, dass mindestens für eine Region oder eine Gruppe von ihnen Konvergenz vorliegt (BRASIL, FANFANI und GUTIERREZ 2006: 6f). Unter Umständen kann es deshalb zweckmäßig sein, die Ergebnisse der separaten Einheitswurzeltests zusätzlich mit auszuweisen und dadurch konkret die konvergierenden bzw. divergierenden Regionen zu benennen. Zu bedenken ist allerdings, dass bei der Untersuchung einzelner Zeitreihen die Teststärke und somit die Aussagekraft eines Einheitswurzeltests im Vergleich zu jener bei Verwendung von Paneldaten deutlich abnimmt (vgl. OH 1996: 409f). Ferner reduziert sich im Allgemeinen die Teststärke eines Einheitswurzeltests für eine einzelne Zeitreihe je weniger Beobachtungen diese umfasst (vgl. Abschnitt 2.3). Für eine relativ kurze Periode von 14 Jahren (1991 bis 2004), wie sie der nachstehenden empirischen Analyse zugrunde liegt, sind separate Einheitswurzeltests daher vorsichtig zu interpretieren.

Eine Schwierigkeit bei der Anwendung der dargestellten Einheitswurzeltests für Paneldaten tritt auf, wenn Interaktionen zwischen den Merkmalsträgern bzw. Regionen existieren, da diese in der Regression unbeachtet bleiben. Besteht eine so genannte räumliche Autokorrelation, sind die Störvariablen der separaten Einheitswurzeltests nicht unabhängig voneinander (vgl. ECKEY, KOSFELD und TÜRCK 2006: 549). Eine Unabhängigkeit setzen jedoch sowohl der LLC-Test als auch der IPS-Test voraus (vgl. CHANG 2002: 262; BALTAGI, BRESSON und PIROTTE 2007: 339). Ist die Bedingung nicht erfüllt, dann ist das geschätzte Modell fehlspezifiziert und es kann zu einer erheblichen Verzerrung hinsichtlich der Signifikanztests kommen (vgl. O'CONNELL 1998: 4ff; BALTAGI, BRESSON und PIROTTE 2007: 343ff). Vor dem Hintergrund wurden in den vergangenen Jahren Panel-Einheitswurzeltests der „zweiten Generation“ entwickelt, welche eine Abhängigkeit der Störgrößen berücksichtigen (vgl. GUTIERREZ 2006: 520; BALTAGI, BRESSON und PIROTTE 2007: 357f; BALTAGI und PESARAN 2007: 229)¹⁶⁸.

Um zu prüfen, ob für die in diesem Abschnitt analysierten Daten räumliche Autokorrelation vorliegt und damit entsprechend modifizierte Panel-Einheitswurzeltests erforderlich wären,

¹⁶⁸ Zudem weisen BALTAGI, BRESSON und PIROTTE (2007: 346, 358) in ihrem Beitrag darauf hin, dass das Ausmaß der Verzerrung in Panel-Einheitswurzeltests ebenfalls davon beeinflusst wird, in welcher Form die Interaktionen zwischen den Regionen modelliert werden.

soll im Folgenden der von PESARAN (2004) vorgeschlagene *cross-section dependence test* (CD-Test) durchgeführt werden. Dieser basiert auf dem Mittelwert paarweiser Korrelationen der Störvariablen, welche sich aus den separaten Schätzungen für die einzelnen Regionen ergeben. Gegenüber anderen Ansätzen ist der CD-Test auch für Paneldaten geeignet, bei denen die Zeitreihenbeobachtungen T jene der Querschnittsbeobachtungen N übersteigen (vgl. BALTAGI 2005: 247)¹⁶⁹. Letzteres trifft für die Untersuchung der Einkommensentwicklungen in den hessischen Regionen mit $N = 26$ (Anzahl der Landkreise und kreisfreien Städte) und $T = 14$ (Anzahl der Jahre von 1991 bis 2004) zu. Für die Bundesländer ist $N = 13$. Der CD-Test ist nach PESARAN (2004: 5f) definiert als:

$$(5.60) \quad CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \times \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right)$$

$$\text{mit } \hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2}},$$

wobei $\hat{\rho}_{ij}$ bzw. $\hat{\rho}_{ji}$ für $\mu(\hat{u}) = 0$ den Korrelationskoeffizienten nach A. Bravais und K. Pearson der Störvariablen aus zwei verschiedenen Gleichungen bezeichnet. Im vorliegenden Fall sind es die Störvariablen aus den separaten Schätzungen von Gleichung (5.59). Die CD-Teststatistik folgt unter der Nullhypothese unabhängiger Störvariablen für $N \rightarrow \infty$ und T ausreichend groß asymptotisch der Standardnormalverteilung $N(0,1)$ ¹⁷⁰.

Die CD-Teststatistiken für die hier verwendete Datengrundlage sind in Tabelle 5.10 dargestellt. Dabei wird für die Bundesländer Deutschlands sowie für die hessischen Regionen zwischen den Situationen mit und ohne Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik unterschieden. Es zeigt sich, dass die Nullhypothese unabhängiger Störvariablen in allen vier Panelmodellen nicht abgelehnt werden kann und damit keine räumliche Autokorrelation vorliegt. Außerdem ist in der Tabelle der Mittelwert für die paarweisen Korrelationen der Störvariablen angegeben, welcher ausnahmslos nahe bei Null liegt. Grundsätzlich lassen sich nur geringfügige Abweichungen zwischen den Ergebnissen der beiden alternativen Situationen erkennen, was auf eine eher marginale Bedeutung der EU-Agrarpolitik für die regionale Einkommensentwicklungen hinweist.

¹⁶⁹ Weitere Testverfahren zur Identifikation räumlicher Autokorrelation nennt PESARAN (2004: 3ff).

¹⁷⁰ Es sei an dieser Stelle angemerkt, dass bei unbalancierten Paneldaten (*unbalanced panels*), in denen nicht für jeden Merkmalsträger Beobachtungen für jeden Zeitpunkt zur Verfügung stehen, eine leicht abgewandelte Teststatistik gebraucht wird (vgl. PESARAN 2004: 17).

Aus der Analyse folgt, dass bei einem Einheitswurzeltest für die Paneldaten der vorliegenden Arbeit eine räumliche Autokorrelation der Störvariablen nicht zu berücksichtigen ist. Es können daher die bereits vorgestellten vier Testverfahren benutzt werden. Deren Ergebnisse sind in Tabelle 5.11 zusammengefasst¹⁷¹. Sowohl für die Bundesländer Deutschlands als auch für die hessischen Regionen lehnen alle Tests die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel ab. Gemäß der zeitreihenanalytischen Konvergenzdefinition bestehen danach keine Persistenzen in der relativen Entwicklung des verfügbaren Einkommens pro Kopf. Stattdessen konvergieren zumindest einige der Bundesländer und auch einige der hessischen Regionen zu einem gleichgewichtigen Wachstumspfad. Dieser kann allerdings für jede Stichprobe gänzlich anders verlaufen.

Tabelle 5.10: Test auf räumliche Autokorrelation in den Einkommensentwicklungen der Untersuchungsregionen, 1991 bis 2004^{a)}

	Verfügbares Einkommen mit Nettotransfers		Verfügbares Einkommen ohne Nettotransfers	
	DE	HE	DE	HE
CD-Teststatistik	-1,139 (0,254)	-0,906 (0,363)	-0,906 (0,363)	-1,020 (0,308)
$\mu(\hat{\rho})^b$	-0,034	-0,013	-0,027	-0,015

Anmerkungen: ^{a)} Für die Paneldaten zu den Einkommen der Bundesländer gilt $N = 13$ und $T = 14$, für die hessischen Regionen gilt $N = 26$ und $T = 14$. Der CD-Test basiert auf den Störvariablen, die sich aus der Schätzung der Gleichung (5.59) ergeben. Die Anzahl der Verzögerungen p_j wird dabei mit Hilfe des so genannten Schwarz-Kriteriums ermittelt (vgl. FRENKEL, FUNKE und KOSKE 2003a). In Klammern sind die p-Werte angegeben. ^{b)} Arithmetisches Mittel der paarweisen Korrelationen der Störvariablen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Für die hessischen Regionen steht das Vorliegen von Konvergenz im zeitreihenanalytischen Sinne in einem scheinbaren Widerspruch zu der in Unterabschnitt 5.5.2 diagnostizierten σ -Divergenz des verfügbaren Pro-Kopf-Einkommens. Daraus wird deutlich, dass die beiden Konvergenzkonzepte nicht notwendigerweise zu denselben Aussagen führen müssen. Sie analysieren mit der Stationarität von Zeitreihen einzelner Regionen bzw. der Streuung im Querschnitt grundlegend unterschiedliche Sachverhalte (vgl. PROIETTI 2005: 502). Außerdem ist zu ergänzen, dass BOHL (1998) in einer ähnlichen Untersuchung für die alten Bundesländer die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel nicht ablehnt¹⁷². Den Schätzungen des Autors liegt zwar ein längerer und früherer Zeitraum zugrunde, doch ist es wiederholt ein Hinweis dafür, welch einen großen Effekt die Auswahl der betrachteten Bundesländer hat. So geht bei den Berechnungen zur gesamtdeutschen Stichprobe ein entscheidender Einfluss von

¹⁷¹ Die Panel-Einheitswurzeltests wurden mit dem Statistikprogramm *EViews* durchgeführt, welches eine Auswahl der bekanntesten Ansätze bietet.

¹⁷² BOHL (1998) untersucht in seiner Arbeit die Jahreswerte des Bruttoinlandsproduktes pro Kopf für den Zeitraum von 1960 bis 1994. Zur Prüfung auf eine Panel-Einheitswurzel wendet der Autor den LLC-Test an.

den bereits erwähnten Aufholprozessen der neuen Bundesländer und insbesondere zu Beginn der 1990er Jahre aus. Sie alle „starten“ nach der Wiedervereinigung von einem relativ niedrigen Ausgangsniveau, zeigen dann im Zeitablauf aber den höchsten Anstieg im verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen.

Eine getrennte Bewertung der Wachstumsprozesse in den alten und neuen Bundesländern soll an dieser Stelle nicht erfolgen. Vielmehr geht es darum, die Bedeutung der agrarpolitisch induzierten Nettotransfers auf die konvergenten Entwicklungen der Untersuchungsregionen herauszuarbeiten. Dafür wurden auch für die hypothetische Einkommenssituation ohne EU-Agrarpolitik Panel-Einheitswurzeltests durchgeführt. Die Ergebnisse dazu enthält der rechte Teil der Tabelle 5.11. Auch hier ist auf der Ebene der Bundesländer und für die hessischen Regionen die Nullhypothese ausnahmslos abzulehnen.

Tabelle 5.11: Panel-Einheitswurzeltests für die verfügbaren Einkommen in den Untersuchungsregionen, 1991 bis 2004

	Verfügbares Einkommen mit Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik		Verfügbares Einkommen ohne Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik	
	DE	HE	DE	HE
IPS-Test	-4,742 (0,000)	-4,738 (0,000)	-6,580 (0,000)	-4,624 (0,000)
ADF-Fisher- χ^2 -Test	70,392 (0,000)	112,891 (0,000)	86,655 (0,000)	110,015 (0,000)
PP-Fisher- χ^2 -Test	132,465 (0,000)	97,634 (0,000)	129,282 (0,000)	97,736 (0,000)
LLC-Test	-8,035 (0,000)	-8,712 (0,000)	-12,178 (0,000)	-8,380 (0,000)

Anmerkungen: ^{a)} Die Panel-Einheitswurzeltests wurden mit Konstante und deterministischen Trend geschätzt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Der Vergleich zwischen den beiden Situationen mit und ohne Nettotransfers zeigt, wie ähnlich jeweils die Teststatistiken bei den Bundesländern sowie für die hessischen Regionen sind. Es lässt darauf schließen, dass die Einkommensumverteilungen aus der EU-Agrarpolitik nur eine unerhebliche Rolle für die beobachteten Wachstumsprozesse spielen. Als ein wesentlicher Grund dafür ist der relativ geringe Anteil der Nettotransfers am verfügbaren Einkommen zu nennen. Beispielsweise lag im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 der entsprechende Wert für die Bundesländer im Mittel bei 0,8 und für die hessischen Regionen bei 1,3 Prozent.

Um diejenigen Bundesländer bzw. hessischen Regionen zu identifizieren, welche im zeitreihenanalytischen Sinne konvergieren, werden abschließend die Ergebnisse aus den separaten ADF-Schätzungen nach Gleichung (5.59) näher betrachtet. Sie sind detailliert in Anhang 18 aufgeführt. Bei aller gebotenen Skepsis gegenüber Einheitswurzeltests bei derart kurzen Zeitreihen fällt zunächst auf, dass nur für einen kleinen Teil der Bundesländer bzw. der hessi-

schen Regionen Stationarität und damit Konvergenz festgestellt werden kann¹⁷³. In der tatsächlichen Einkommenssituation mit Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik sind es auf der Bundesebene neben Schleswig-Holstein die drei neuen Bundesländer Brandenburg, Sachsen und Sachsen-Anhalt. Erneut ändern sich die Teststatistiken nur geringfügig, wenn der hypothetische Fall ohne Nettotransfers betrachtet wird. Bei einem 5 Prozent Signifikanzniveau käme dann lediglich Mecklenburg-Vorpommern zur Gruppe der konvergierenden Bundesländer hinzu.

Bezüglich der hessischen Regionen sind es sechs Landkreise und die kreisfreie Stadt Wiesbaden, für welche in der tatsächlichen Einkommenssituation die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel abgelehnt wird (vgl. Anhang 18). Bei den sechs Landkreisen handelt es sich dabei mit Groß-Gerau, dem Main-Kinzig-Kreis, Gießen und dem Lahn-Dill-Kreis um vier (von 13) aus der überwiegend städtischen Regionskategorie, mit Waldeck-Frankenberg um einen (von fünf) aus der bedeutsam ländlichen Regionskategorie sowie mit dem Vogelsbergkreis um einen (von drei) aus der überwiegend ländlichen Regionskategorie¹⁷⁴. Danach lässt sich anhand der Typologisierung nach der Bevölkerungsdichte nicht eindeutig ableiten, welche der untersuchten Landkreise konvergieren bzw. divergieren (vgl. HANSEN und TEUBER 2007: 18). Für die Einkommenssituation ohne Nettotransfers errechnen sich wiederum nur marginale Abweichungen in den Teststatistiken. Auf dem 5 Prozent Signifikanzniveau kann für die zwei Landkreise Groß-Gerau und Waldeck-Frankenberg die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel nicht mehr verworfen werden. Sie würden damit vom gleichgewichtigen Wachstumspfad divergieren. Daraus ließe sich für diese beiden Landkreise ableiten, dass sie durch die EU-Agrarpolitik einen konvergenten Prozess aufweisen.

Allerdings ist noch einmal die große Vorsicht und Zurückhaltung bei der Interpretation der Ergebnisse für die einzelnen Zeitreihen zu betonen, da die Teststärke aufgrund der wenigen Beobachtungen relativ gering ist. Die getroffenen Aussagen hängen zudem entscheidend davon ab, welches Signifikanzniveau bei den Schätzungen unterstellt wird. Je höher es liegt, desto eher ist die Nullhypothese abzulehnen und desto mehr Regionen konvergieren. Schließlich ist anzumerken, dass bei dem Vergleich der Situationen mit und ohne EU-Agrarstützung nicht nur die Einkommensentwicklung einer Region variiert, sondern auch der gleichgewichtige Wachstumspfad als Mittelwert über alle Regionen (vgl. Gleichung 5.58). Der Wandel beispielsweise von einem konvergenten zu einem divergenten Prozess in den beiden alternativen Situationen und somit von der Stationaritätseigenschaft der Zeitreihe ($Y_{jt} - \bar{Y}_t$) zur Exis-

¹⁷³ Die Aussagen beziehen sich auf ein 5 Prozent Signifikanzniveau.

¹⁷⁴ Zur Einteilung der Landkreise und der kreisfreien Städte in Regionskategorien siehe Unterabschnitt 5.4.4.

tenz einer Einheitswurzel, kann demnach zum einen auf die Änderungen im Minuenden (Y_{jt}) und zum anderen auf jene des Subtrahenden (\bar{Y}_t) zurückgeführt werden. Welcher dieser Effekte dominiert, geht jedoch nicht aus der Analyse hervor.

5.6 Kritische Betrachtung der empirischen Analyse

Im vorliegenden Kapitel konnte am Beispiel der Bundesländer sowie der hessischen Regionen festgestellt werden, dass es in Folge der EU-Agrarstützung neben einer Verringerung räumlicher Erlösdiskrepanzen innerhalb der Landwirtschaft auch zu einem Abbau der gesamtgesellschaftlichen Einkommensdisparitäten kommt. Im Hinblick auf die längerfristigen Auswirkungen ließen die Schätzungen jedoch keine eindeutigen Aussagen darüber zu, ob die EU-Agrarstützung zu einer Förderung konvergenter Entwicklungen beiträgt oder diese eher konterkariert. Wie schon im vorangegangenen Kapitel hingen die Ergebnisse im hohen Maße von der Wahl der analysierten Regionen (beispielsweise alle Bundesländer *versus* nur die neuen) und der verwendeten Basiseinheit (Erlöse je Hektar *versus* Erlöse je Erwerbstätigem oder je Betrieb) ab.

Verschiedene Punkte mögen Anlass zur Kritik an der hier durchgeführten Untersuchung geben und gleichzeitig deren Erweiterungsmöglichkeiten aufzeigen. Auf einige von ihnen soll im Folgenden etwas näher eingegangen werden. So wurde zu Beginn des Abschnitts 5.3 angemerkt, dass die hypothetische Situation ohne Agrarstützung auf *Ceteris-paribus*-Bedingungen basiert. Kurzfristig werden vollkommen unelastische Angebots- und Vorleistungsnachfragerreaktionen der Landwirtschaft unterstellt. Der Rückgang der landwirtschaftlichen Erlöse wird dadurch tendenziell überschätzt, da zu erwarten ist, dass sich in der Situation ohne EU-Agrarstützung die relative Vorzüglichkeit zwischen den Produkten verschiebt. Demnach würde die Erzeugung bestimmter und bisher geförderter Produkte zumindest teilweise eingeschränkt, andere hingegen verstärkt erzeugt werden. Inwiefern die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse sich daraufhin ändern würde, lässt sich nicht ohne zusätzliche Berechnungen sagen. Deren Einarbeitung böte eine Reihe interessanter Ergänzungen für das vorliegende Kapitel.

Ferner kann angemerkt werden, dass nicht die Gewinne innerhalb der Landwirtschaft den Analysen zugrunde liegen, sondern die Erlöse. Als Hauptgrund dafür ist die starke Orientierung an der PSE-Methodik der OECD und deren Daten zur Agrarstützung aufzuführen. Sie macht es möglich, die Erlöse mit und ohne Begünstigungen aus der EU-Agrarpolitik auf eine konsistente Weise zu quantifizieren. Prinzipiell könnten ausgehend von den ermittelten Erlö-

sen dann die Gewinne berechnet werden, sofern Angaben zu den Kostenstrukturen existieren. Diese liegen zwar auf der Betriebsebene vereinzelt vor, jedoch nicht für ganze Regionen. Die Approximation derartiger Kosten wäre vor dem Hintergrund der unterschiedlichen Produktionsausrichtungen und Betriebsstrukturen in der Landwirtschaft zwar eine große Herausforderung, würde allerdings wertvolle Zusatzinformationen liefern. Für eine solche Analyse könnte dabei die in Kapitel 3 vorgestellte Methodik zur Schätzung verfahrensspezifischer Vorleistungskoeffizienten dienen.

Ein dritter Kritikpunkt mag sich auf die Berechnung der Belastungen für die Konsumenten und Steuerzahler beziehen. Auf der einen Seite stellt die Annahme eines regional einheitlichen Lebensmittelverbrauchs und Steuersatzes pro Kopf eine starke Vereinfachung dar (vgl. Abschnitt 5.3). Hier könnte die gewählte Vorgehensweise beispielsweise durch einen Steuersatz erweitert werden, welcher sich nach der Höhe des Einkommens richtet. Der in Deutschland vorherrschenden Progression im Steuersystem wäre damit eher Rechnung getragen. Wohlhabendere Regionen würden sich dementsprechend stärker an der Finanzierung der EU-Agrarpolitik beteiligen als einkommensschwächere, so dass die Umverteilung von reich zu arm größer wäre. Auf der anderen Seite könnte aufgeführt werden, dass es in der hypothetischen Situation ohne EU-Agrarstützung auch zu Anpassungen im Konsumverhalten der Gesellschaft insgesamt kommt. Erstens, weil eine Senkung der Preise für landwirtschaftliche Erzeugnisse auch eine Senkung der Nahrungsmittelpreise erwarten lässt. Zweitens, weil sich das verfügbare Einkommen als Folge der geringeren Steuerlast und des Wegfalls der Agrarstützung ändert. Derartige Wirkungen sind in der durchgeführten Untersuchung nicht berücksichtigt und es wird sowohl von einer Preis- als auch von einer Einkommenselastizität der Nachfrage von Null ausgegangen.

Die dargelegten Kritikpunkte und Erweiterungsmöglichkeiten verdeutlichen, dass die empirischen Ergebnisse des vorliegenden Kapitels nur als Annäherung zu erachten sind und nicht die Folgen der EU-Agrarstützung für regionale Erlös- und Einkommensdisparitäten mit letzter Genauigkeit messen. Vielmehr zeigt die durchgeführte Untersuchung methodische Ansätze auf, um die genannte Fragestellung quantitativ zu bearbeiten. Diese können, wie oben gezeigt, in der künftigen Forschung in vielerlei Hinsicht weitergeführt und vertieft werden.

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die regionalen Verteilungswirkungen der EU-Agrarstützung sind im Laufe der Zeit zu einem zentralen Thema der (agrar-) politischen und wissenschaftlichen Diskussion geworden. Als ein wesentlicher Grund hierfür ist die wachsende Bedeutung der wirtschaftlichen und sozialen Kohäsion als Politikbereich der EU aufzuführen. Zwar finden in der ökonomischen Literatur die Wirkungszusammenhänge zwischen der Begünstigung des Agrarsektors und regionalen Einkommensdisparitäten gerade in der jüngeren Vergangenheit verstärkt Beachtung, allerdings sind bestimmte Aspekte noch immer kaum untersucht. Die vorliegende Arbeit versucht, diese Forschungslücke durch qualitative und quantitative Analysen weiter zu schließen. Konkret lagen den einzelnen Kapiteln die folgenden Fragestellungen zugrunde. Erstens, was sind die Hauptinstrumente der EU-Agrarpolitik und zu welchen Umgestaltungen haben die Reformen der vergangenen Jahre geführt? Wie ausgeprägt ist das Protektionsniveau auf den wichtigsten landwirtschaftlichen Märkten? Zweitens, welche Entwicklungen zeigen die verfahrensbezogenen Faktoreinsatzmengen in der Landwirtschaft, und können daraus Aussagen zur effektiven Protektion abgeleitet werden? Drittens, wie hoch ist die EU-Agrarstützung auf der regionalen Ebene und was sind die maßgeblichen Determinanten? Ist die Verteilung in den letzten Jahren gleicher oder ungleicher geworden? Viertens, trägt die Agrarprotektion der EU zu einer Verringerung oder Vergrößerung regionaler Unterschiede in den Erlösen der Landwirtschaft bei? Wie verhält es sich mit den Einkommen in der Gesellschaft insgesamt und werden konvergente oder divergente Wachstumspfade beeinflusst?

Zur Beschreibung und Quantifizierung der EU-Agrarprotektion wird auf das umfangreiche Zahlenmaterial der OECD und insbesondere auf das *Producer Support Estimate* (PSE) zurückgegriffen. Die empirischen Analysen zum Ausmaß der agrarpolitischen Begünstigung von Regionen konzentrieren sich auf die Bundesrepublik Deutschland. Dabei werden zwei räumliche Aggregationsebenen unterschieden: zum einen die Bundesländer außer den Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg (NUTS 1-Ebene) und zum anderen die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte (NUTS 3-Ebene). Der betrachtete Zeitraum erstreckt sich hauptsächlich auf die Jahre von 1991 bis 2004, in denen es zu erheblichen Anpassungen in den agrarpolitischen Instrumenten der EU kam. Dort wo es die Datengrundlage zuließ, sind ebenfalls die Jahre ab 1979 bzw. 1986 mit erfasst. Auf den Produktmärkten werden Getreide, Raps, Zuckerrüben und wenn möglich Kartoffeln sowie Rindfleisch, Milch, Schweinefleisch und Schaffleisch berücksichtigt. Sie machen nicht nur den Großteil des landwirtschaftlichen Produktionswertes in Deutschland aus, sondern vereinen auch annähernd drei Viertel der gesamten EU-Agrarstützung auf sich.

Zu Beginn der vorliegenden Arbeit wird gezeigt, in welcher Weise sich die Zusammensetzung der EU-Agrarstützung, insbesondere seit der MacSharry-Reform, im Jahr 1992 gewandelt hat. Die mitunter weit über dem Weltmarktniveau liegenden administrativen Inlandspreise wurden gekürzt und als Ausgleich für die landwirtschaftlichen Erlösrückgänge wurden produktionsabhängige Zahlungen eingeführt bzw. ausgebaut. Dadurch haben sich die Gewichte innerhalb des Förderinstrumentariums verschoben. Doch blieb bis zum Jahr 2004 der Anteil der EU-Agrarstützung, dessen Erhalt an die gegenwärtige Produktion bestimmter Erzeugnisse gekoppelt war, oberhalb von 80 Prozent. Erst mit der Umsetzung der Fischler-Reform im Jahr 2005 kam es zu einer deutlichen Einschränkung der produktionsabhängigen Zahlungen und zu einer Ausweitung der produktionsunabhängigen Zahlungen, die sich auf historische Referenzgrößen beziehen.

Aus wohlfahrtstheoretischer Sicht sind die beschriebenen Entwicklungen positiv zu beurteilen. So haben auf der Nachfrageseite die Verzerrungen aufgrund der inländischen Preissenkung abgenommen. Auf der Angebotsseite richten sich die Effekte nach der Höhe der produktionsabhängigen Zahlung. Unter der Annahme, dass der Verlust an Produzentenrente infolge der reduzierten Preisstützung genau der Begünstigung aus der produktionsabhängigen Zahlung entspricht, führt der Politikwechsel *ceteris paribus* zu Wohlfahrtsgewinnen. Für die durchschnittlichen Transfereffizienzen alternativer agrarpolitischer Instrumente ergeben sich in Abhängigkeit von den Angebots- und Nachfragelastizitäten sowie von den möglichen Effekten auf die Weltmarktpreise unterschiedliche Werte. Grundsätzlich ist dabei die Transfereffizienz bei produktionsabhängigen Zahlungen höher als bei einer Marktpreisstützung. Die größtmögliche Transfereffizienz besitzt indes eine produktionsunabhängige Zahlung, da es sich hier um eine reine Umverteilung handelt. Wird von Verwaltungskosten dieses Instrumentes abstrahiert, sind die Wohlfahrtsgewinne der Produzenten identisch mit den Wohlfahrtsverlusten der Steuerzahler.

Mit Blick auf die einzelnen landwirtschaftlichen Märkte lässt sich feststellen, dass die EU-Agrarstützung einen großen Einfluss auf das Niveau der Erzeugererlöse ausübt. Im Durchschnitt der Jahre 1986 bis 1988 lag das *Percentage PSE* mit Ausnahme vom Schweinemarkt über 50 Prozent. Im Zeitablauf haben sich die jeweiligen Werte tendenziell etwas verringert, betragen im Durchschnitt der Jahre 2002 bis 2004 aber noch immer grundsätzlich mehr als 20 Prozent. Dabei können große Unterschiede in der Form der Begünstigung beobachtet werden. Auf dem Getreidemarkt wurde die Marktpreisstützung fast gänzlich abgebaut, dagegen macht sie auf dem Zuckerrübenmarkt und den Märkten für Milch und Schweinefleisch nach wie vor den Großteil der Agrarstützung aus. Auf dem Rindfleischmarkt ist der Anteil der Marktpreis-

stützung an der gesamten Agrarstützung trotz eines angestiegenen nominalen Protektionskoeffizienten zurückgegangen. Es ist hauptsächlich mit der Zunahme der produktionsabhängigen Zahlungen auf diesem Markt zu begründen, wodurch sich die relative Bedeutung der Marktpreisstützung reduziert hat. Die Preisbeziehung zwischen dem Inlandsmarkt und dem Weltmarkt in der Periode von 1986 bis 2004 war für die untersuchten Erzeugnisse nur schwach, was auf vergleichsweise restriktive Regelungen der EU im Außenhandel hindeutet. Lediglich für Raps wurden die Schwankungen des Weltmarktpreises vollkommen auf den Binnenmarkt übertragen, da hier kein Außenschutz besteht.

Infolge der EU-Agrarreformen in den 1990er Jahren sind auch Effekte auf die Vorleistungsnachfrage in der Landwirtschaft zu erwarten. Die theoretische Untersuchung hierzu zeigt, dass bei abnehmenden Grenzproduktivitäten die optimale Faktoreinsatzmenge bei einer Marktpreisstützung höher ist als bei produktionsabhängigen Zahlungen. Es ist auf die unterschiedliche Wirkung der beiden Instrumente auf die Erlösfunktion zurückzuführen. Während es bei einer Marktpreisstützung zu einer Drehung der Erlösfunktion kommt, haben produktionsabhängige Zahlungen eine Parallelverschiebung zur Folge. Letztere verzerren demnach nicht die Faktoreinsatzmenge. Dasselbe gilt für produktionsunabhängige Zahlungen, wobei zusätzlich zu beachten ist, dass sie nicht in die Berechnung des Gewinns bestimmter Erzeugnisse einfließen. Empirisch wurde die verfahrensbezogene Faktoreinsatzmenge aus den Daten der Regionalen Landwirtschaftlichen Gesamtrechnung (R-LGR) und basierend auf der Maximum-Entropie-Methode geschätzt. Unter anderem konnte festgestellt werden, dass die Faktoreinsatzmenge in der Getreideerzeugung im Zeitablauf zurückgegangen ist. Die wenigen Beobachtungspunkte ließen es allerdings nicht zu, den Zusammenhang zwischen dem Abbau der Preisstützung und der Faktoreinsatzmenge regressionsanalytisch zu überprüfen. Als Ursachen für die Schwankungen in den Faktoreinsatzmengen sind daher auch Änderungen der Faktorpreise zu nennen oder, beispielsweise im Pflanzenbau, jährlich variierende Aussaat- und Wachstumsbedingungen.

In einem weiteren Schritt wurde dargestellt, auf welche Weise aus dem ökonometrischen Modell zur Ermittlung der Faktoreinsatzmengen ebenfalls die effektive Protektion auf einzelnen Märkten berechnet werden kann. Unter der Annahme eines konstanten Mengengerüstes bedarf es dafür neben den Faktoreinsatzmengen ergänzend Angaben zur nominalen Protektion auf dem zu untersuchenden Produktmarkt sowie den Faktormärkten. Daraus lässt sich dann die Bruttowertschöpfung in den Situationen mit und ohne EU-Agrarpolitik ableiten. Am Beispiel des deutschen Schweinemarktes konnte nachgewiesen werden, dass die Erzeuger zu Beginn der 1990er Jahre durch die EU-Agrarpolitik schlechter gestellt wurden als unter Frei-

handelsbedingungen. Obgleich das Preisniveau auf dem inländischen Schweinemarkt oberhalb des Weltmarktniveaus lag, trugen die erhöhten Futterkosten, aufgrund der Preisstützung auf dem Getreidemarkt, zu der Benachteiligung bei. Seit Mitte der 1990er Jahre deutet die effektive Protektion auf eine Begünstigung der Schweinefleischerzeuger hin. Ein wesentlicher Grund für diesen Wandel ist in dem Abbau der Preisstützung auf dem Getreidemarkt zu sehen, wodurch sich die Futterkosten jenen unter Freihandelsbedingungen angenähert haben.

Bezüglich des regionalen Niveaus der Agrarstützung können innerhalb Deutschlands große Unterschiede festgestellt werden. Als wesentliche Ursache hierfür ist aufzuführen, dass seit Einführung der Marktordnungen der Hauptteil der agrarpolitischen Begünstigung auf bestimmte Erzeugnisse ausgerichtet ist. Daraus ergibt sich, in Abhängigkeit von den Produktionsausrichtungen und -intensitäten einzelner Regionen eine heterogene Verteilung der hektarbezogenen Agrarstützung. In dem Zusammenhang konnte gezeigt werden, dass diese Verteilung maßgeblich von der regionalen Bedeutung der Viehhaltung beeinflusst wird. Wird die Agrarstützung nicht je Hektar, sondern je landwirtschaftlichem Erwerbstätigen, je Betrieb oder als Anteil an den Erlösen berechnet, sind hinsichtlich der Begünstigung andere Verteilungsmuster festzustellen. Zusätzlich zu den genannten Bestimmungsfaktoren spielen dann auch die Betriebsgrößenstruktur und der Grad der Spezialisierung eine entscheidende Rolle. Aussagen zum regionalen Niveau der Agrarstützung hängen demnach davon ab, welche Variable als Basiseinheit dient. Generell lässt sich dabei sowohl für die Bundesländer als auch für die hessischen Landkreise und kreisfreien Städte sowohl eine positive Korrelation zwischen der Agrarstützung je Erwerbstätigem und je Betrieb beobachten als auch zwischen der Agrarstützung je Erwerbstätigem und je Hektar.

Im Zeitablauf hat sich die Streuung der Agrarstützung zwischen den Bundesländern mit Ausnahme der Streuung der hektarbezogenen Agrarstützung verringert, während für die hessischen Regionen eine Zunahme vorliegt. Auf der Bundesebene werden die Entwicklungen hauptsächlich von den Anpassungsprozessen in den neuen Bundesländern nach der Wiedervereinigung geprägt. So ist die Zahl der landwirtschaftlich Erwerbstätigen dort deutlich stärker zurückgegangen als in den alten Bundesländern. Dadurch haben die neuen Bundesländer im Niveau der Agrarstützung je Erwerbstätigem aufgeholt. Umgekehrt verhält es sich bei der Agrarstützung je Betrieb. Da in den vergleichsweise kleinstrukturierten alten Bundesländern die durchschnittliche Betriebsgröße stetig zugenommen, in den neuen Bundesländern hingegen reduziert hat, nähert sich das westdeutsche Niveau dem ostdeutschen an und die Streuung nimmt ab. Der Abstand im Niveau der hektarbezogenen Agrarstützung hat sich zwischen den alten und neuen Bundesländern indessen vergrößert und erklärt damit auch die Zunahme der

Streuung für dieses Maß. Zwischen den hessischen Landkreisen und kreisfreien Städten ist die wachsende Streuung der Agrarstützung durch die unterschiedlichen Entwicklungen in ländlichen und städtischen Regionen begründet. Letztere weisen einen größeren Rückgang der Produktionsintensität und einen langsameren Strukturwandel auf als die ländlichen Regionen und fallen im Niveau der Agrarstützung daher weiter zurück.

Die Reformen der EU-Agrarpolitik in den 1990er Jahren haben grundsätzlich keine Folgen für die regionale Verteilung der Agrarstützung. Der Grund dafür ist, dass die eingeführten bzw. weiter ausgebauten produktionsabhängigen Zahlungen auf die Erzeugnisse ausgerichtet waren, deren Preise reduziert wurden. Zu erwartende Erlösrückgänge sollten dadurch weitestgehend ausgeglichen werden. Es ist zwar einerseits davon auszugehen, dass die flächenbezogenen Zahlungen für Getreide und Ölsaaten, durch die Festlegung von Erzeugerregionen, zu Über- bzw. Unterkompensationen der Preissenkung geführt haben. Andererseits treten jedoch derartige Wirkungen nur kleinräumlich auf, d.h. innerhalb der Erzeugerregionen bzw. Bundesländer und nicht zwischen ihnen. Hinzu kommt, dass der Beitrag der pflanzlichen Erzeugung zur regionalen Streuung der Agrarstützung vergleichsweise gering ist. Änderungen der Streuung durch die beschriebenen Über- bzw. Unterkompensationen werden daher vermutlich von den Effekten überlagert, die sich aus Anpassungen der Produktionsstruktur und -intensität im Zeitablauf ergeben.

Es ist anzunehmen, dass der Ausbau produktionsunabhängiger Zahlungen und der Abbau produktionsabhängiger Zahlungen, im Rahmen der Fischler-Reform aus dem Jahr 2003, die Verteilung der EU-Agrarstützung zwischen den Bundesländern nicht wesentlich beeinflusst. Der Grund hierfür liegt in der Umsetzung der Beschlüsse in Deutschland, wonach kein Bundesland mehr als fünf Prozent der bisher erhaltenen produktionsabhängigen Zahlungen verlieren soll. Zwischen den einzelnen Regionen innerhalb eines Bundeslandes ist jedoch von deutlichen Änderungen in der Verteilung der EU-Agrarstützung auszugehen, da die produktionsunabhängigen Zahlungen mittelfristig einheitlich je Hektar sind und sich nicht nach bestimmten Produktionsverfahren richten.

Die theoretische Analyse zu den Auswirkungen einer politikinduzierten Begünstigung des Agrarsektors auf regionale Erlösdiskrepanzen innerhalb der Landwirtschaft führt zu den folgenden Ergebnissen. Eine für alle Regionen einheitliche Begünstigung ändert die absolute Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse, gemessen als Varianz, nicht. Die relative Streuung, gemessen als Variationskoeffizient, wird indessen verringert, da der Mittelwert der Erzeugerlöhne durch die Begünstigung ansteigt. Bei einer ungleichen Begünstigung der Regionen hän-

gen die Wirkungen von der konkreten Beziehung zwischen den landwirtschaftlichen Erlösen und der Begünstigung ab. Dabei lässt sich zeigen, dass selbst bei einer positiven Korrelation der beiden Größen der Variationskoeffizient und damit die relative Streuung abnehmen kann. Das gilt allerdings umso eher, je größer die absolute Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse und je kleiner jene der Begünstigung ist. Bei der Untersuchung regionaler Disparitäten hat demnach das gewählte Streuungsmaß einen großen Effekt auf die gewonnenen Ergebnisse. Sofern, wie im ersten EU-Kohäsionsbericht, neben dem Gini-Koeffizienten lediglich die Standardabweichung als Indikator verwendet wird (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 1996: 132, 156f), können wichtige Informationen verloren gehen. Es wäre aussagekräftiger, den entsprechenden Variationskoeffizienten stets mit auszuweisen. Das ist beispielsweise im aktuellen EU-Kohäsionsbericht der Fall, in welchem unter anderem mit diesem Streuungsmaß gearbeitet wird (vgl. EUROPÄISCHE KOMMISSION 2007b: 9, 24).

Aus der theoretischen Analyse zu den regionalen Umverteilungseffekten einer Agrarpolitik für die Gesellschaft insgesamt geht eine Vielzahl von Bestimmungsfaktoren hervor. Dazu zählen vor allem die Bedeutung der Landwirtschaft und das gesamtgesellschaftliche Einkommen in einer Region. Ersteres bestimmt das regionale Ausmaß der Begünstigung, letzteres das regionale Steueraufkommen und damit auch den Finanzierungsbeitrag an der Agrarpolitik. Erfolgt die Begünstigung der Landwirtschaft in Form einer Marktpreisstützung, ist für die Umverteilungseffekte zudem die Bevölkerungsdichte in einer Region relevant. Danach richtet sich die Nachfrage nach Nahrungsmitteln bzw. nach landwirtschaftlichen Erzeugnissen, woraus das Ausmaß der absoluten Benachteiligung abgeleitet werden kann. Unter der Annahme, die Agrarpolitik umfasst nur die beiden Instrumente einer Marktstützung und produktionsunabhängiger Zahlungen, können bezüglich der regionalen Wirkungen die folgenden Aussagen gemacht werden. Eine Region wird durch die Agrarpolitik eines Landes umso eher begünstigt, je kleiner der Finanzierungsanteil dieser Region an der Agrarpolitik ist, je größer ihr Selbstversorgungsgrad bei landwirtschaftlichen Erzeugnissen ist und je kleiner der entsprechende Selbstversorgungsgrad des Landes ist, in welchem die Region liegt.

Der empirischen Analyse zu den Wirkungen der EU-Agrarpolitik auf die landwirtschaftlichen Erlöse und die gesamtgesellschaftlichen Einkommen lag der Vergleich mit einer hypothetischen Situation ohne Politik zugrunde. Bezüglich der landwirtschaftlichen Erlöse lässt sich sowohl auf der Ebene der Bundesländer als auch für die hessischen Kreise und kreisfreien Städte ein positiver Zusammenhang zwischen der Höhe der landwirtschaftlichen Erlöse ohne Politik und der absoluten Agrarstützung nachweisen. In relativer Hinsicht und gemessen als *Percentage PSE* ist die Agrarstützung allerdings in den erlösschwächeren Regionen höher.

Grundsätzlich führt die EU-Agrarpolitik zu einer Verringerung der relativen Streuung in den landwirtschaftlichen Erlösen. Zudem kann beobachtet werden, dass sich der „streuungsmindernde“ Effekt der EU-Agrarpolitik seit Anfang der 1990er Jahre tendenziell vergrößert hat. Ein Zusammenhang mit den Reformen der EU-Agrarpolitik oder dem Ausmaß der Agrarstützung konnte jedoch nicht festgestellt werden, so dass eher Anpassungen der Produktionsstruktur und -intensität zu diesem Ergebnis führen.

Wird die Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse im Zeitablauf untersucht, liegt für die hessischen Regionen σ -Divergenz vor. Dagegen deuten die Ergebnisse für die Bundesländer auf eine konvergente Entwicklung hin, was erneut hauptsächlich durch die Anpassungsprozesse in den neuen Bundesländern nach der Wiedervereinigung erklärt werden kann. Anhand der Zerlegung der landwirtschaftlichen Erlöse in eine Strukturkomponente, d.h. Nutzfläche je Erwerbstätigem bzw. je Betrieb, und eine Intensitätskomponente, d.h. Erlöse je Hektar, können die folgenden Beobachtungen gemacht werden. Die konvergente Entwicklung der landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb in Deutschland beruht erneut hauptsächlich darauf, dass die Nutzfläche je Betrieb in den neuen Bundesländern abgenommen, in den alten Bundesländern indes zugenommen hat. Die hohen landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb in den neuen Bundesländern haben sich daher verringert und die vergleichsweise niedrigen Erlöse je Betrieb in den alten Bundesländern sind dagegen angestiegen. Die σ -Divergenz der landwirtschaftlichen Erlöse je Erwerbstätigem in den hessischen Regionen ist maßgeblich auf die zunehmende Streuung der Strukturkomponente zurückzuführen. Deren Anstieg ist wiederum mit dem unterschiedlichen Wachstum der Nutzfläche je Erwerbstätigem in den städtischen und ländlichen Regionen zu begründen. Die niedrigeren Erlöse je Erwerbstätigem in den städtischen Regionen fallen dadurch im Vergleich zu jenen in den ländlichen Regionen weiter zurück. Die σ -Divergenz der landwirtschaftlichen Erlöse je Betrieb in den hessischen Regionen ist dagegen mit der zunehmenden Streuung der Intensitätskomponente zu erklären. Dabei zeigen auch wieder die ländlichen Regionen ein größeres Wachstum als die städtischen Regionen, wodurch sich der Erlösabstand zwischen ihnen vergrößert hat.

Die Untersuchung zu den Umverteilungseffekten der EU-Agrarpolitik für die Gesellschaft insgesamt macht deutlich, dass die Mehrheit der Bundesländer und die Mehrheit der hessischen Regionen durch diese Politik benachteiligt werden. Dabei lässt sich erwartungsgemäß ein negativer Zusammenhang zwischen der Höhe der Nettotransfers aus der EU-Agrarpolitik und der Bevölkerungsdichte einer Region nachweisen. Außerdem besteht ein negativer Zusammenhang zwischen der Höhe der Nettotransfers und dem verfügbaren Einkommen einer Region. Hierdurch erklärt sich auch, weshalb die EU-Agrarpolitik zu einer Verringerung ge-

samtgesellschaftlicher Einkommensunterschiede zwischen den Regionen führt. Demnach findet eine Einkommensumverteilung von urbanen und wohlhabenden Regionen zu ländlichen und ärmeren Regionen statt. Es ist davon auszugehen, dass sich, vor dem Hintergrund der jüngsten Agrarreform, daran nicht grundlegend etwas ändern wird. Zwar werden mit einem weiteren Abbau der Marktpreisstützung die Belastungen der Konsumenten abnehmen, doch steigen durch den Ausbau produktionsunabhängiger Zahlungen gleichzeitig die Belastungen der Steuerzahler an. Solange in den urbanen Regionen das Pro-Kopf-Einkommen tendenziell höher liegt als in den ländlichen Regionen, reduzieren sich infolge der EU-Agrarpolitik Einkommensdisparitäten. Ein Einfluss der EU-Agrarpolitik auf Wachstumsentwicklungen im Pro-Kopf-Einkommen konnte nicht festgestellt werden. Für derartige Wirkungen erscheint der Anteil der Nettotransfers, mit durchschnittlich etwa einem Prozent am verfügbaren Einkommen, zu gering.

Die empirischen Ergebnisse weisen somit darauf hin, dass die EU-Agrarpolitik, obwohl es nicht zu ihren expliziten Aufgaben zählt, zu einem Abbau wirtschaftlicher Ungleichgewichte beiträgt. Insofern ist dieser Politikbereich konform mit dem Kohäsionsziel der EU, wonach Einkommensdisparitäten zwischen Regionen verringert werden sollen. Die dargestellten Umverteilungseffekte der EU-Agrarpolitik können dabei sozusagen als „Nebenwirkung“ der produktspezifischen Begünstigung landwirtschaftlicher Erzeuger betrachtet werden. Es ließ sich jedoch nicht eindeutig feststellen, ob die positiven Effekte der EU-Agrarpolitik im Hinblick auf das Kohäsionsziel im Zeitablauf zu- oder abgenommen haben. In dem Zusammenhang stellt sich die Frage, welche Folgen die agrarpolitische Neuausrichtung der EU hat. Deren Beantwortung mag Gegenstand künftiger quantitativer Untersuchungen sein. Die vorliegende Arbeit zeigt einige konzeptionelle und methodische Ansatzpunkte dazu auf.

Literaturverzeichnis

- ALLANSON, P. (2006): The Redistributive Effects of Agricultural Policy on Scottish Farm Incomes. In: Journal of Agricultural Policy 57 (1): 117-128.
- ALLANSON, P. (2007): Classical Horizontal Inequities in the Provision of Agricultural Income Support. In: Review of Agricultural Economics 29 (4): 656-671.
- ALLANSON, P. (2008): On the Characterisation and Measurement of the Redistributive Effect of Agricultural Policy. In: Journal of Agricultural Policy 59 (1): 169-187.
- AMT FÜR AMTLICHE VERÖFFENTLICHUNGEN DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFTEN (1975): Verordnung (EWG) Nr. 2259/75 des Rates vom 29. Oktober 1975 über die gemeinsame Marktorganisation für Schweinefleisch. L 282.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (1987): Einheitliche Europäische Akte. L 169.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (1992a): Verordnung (EG) Nr. 1765/92 des Rates vom 30. Juni 1992 zur Einführung einer Stützungsregelung für Erzeuger bestimmter landwirtschaftlicher Kulturpflanzen. L 181.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (1992b): Verordnung (EG) Nr. 2078/92 des Rates vom 30. Juni 1992 für umweltgerechte und den natürlichen Lebensraum schützende landwirtschaftliche Produktionsverfahren. L 215.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (1999a): Verordnung (EG) Nr. 1258/1999 des Rates vom 17. Mai 1999 über die Finanzierung der Gemeinsamen Agrarpolitik. L 160/103.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (1999b): Verordnung (EG) Nr. 1258/1999 des Rates vom 17. Mai 1999 über die Förderung der Entwicklung des ländlichen Raums durch den Europäischen Ausrichtungs- und Garantiefonds für die Landwirtschaft (EAGFL) und zur Änderung bzw. Aufhebung bestimmter Verordnungen. L 160/80.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (2002): Konsolidierte Fassung des Vertrags zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft. C 325/33.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (2003a): Verordnung (EG) Nr. 1782/2003 des Rates vom 29. September 2003 mit gemeinsamen Regeln für Direktzahlungen im Rahmen der Gemeinsamen Agrarpolitik und mit bestimmten Stützungsregelungen für Inhaber landwirtschaftlicher Betriebe etc.. L 270/1.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (2003b): Verordnung (EG) Nr. 1059/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 26. Mai 2003 über die Schaffung einer gemeinsamen Klassifikation der Gebietseinheiten für die Statistik (NUTS). L 154/1.
- AMTSBLATT DER EUROPÄISCHEN UNION (2005): Verordnung (EG) Nr. 1290/2005 des Rates vom 21. Juli 2005 über die Finanzierung der Gemeinsamen Agrarpolitik. L 209/1.
- ANDERS, S., J. HARSCHKE, R. HERRMANN und K. SALHOFER (2004): Regional Income Effects of Producer Support Under the CAP. In: Cahiers d'économie et sociologie rurales 73: 103-121.
- ANDERS, S., J. HARSCHKE, R. HERRMANN, K. SALHOFER und R. TEUBER (2007): The Interregional and Intertemporal Allocation of EU Producer Support: Magnitude and Determinants. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 27: 171-193.

- ANDERSON, J. und S. NAYA (1969): Substitution and Two Concepts of Effective Rate of Protection. In: *American Economic Review* 59 (4): 607-612.
- ANDERSSON, F. C. A. (2004): Decoupling: The Concept and Past Experience. SLI Working Paper, Swedish Institute for Food and Agricultural Economics: 50. Lund.
- ATHANASOPOULOS, G. und F. VAHID (2003): Statistical Inference and Changes in Income Inequality in Australia. In: *The Economic Record* 79 (247): 412-424.
- ATKINSON, A. B. (1970): On the Measurement of Inequality. In: *Journal of Economic Theory* 2 (3): 244-263.
- ATLANTISCHES INSTITUT (1971): Die Zukunft der Europäischen Landwirtschaft - Ein Vorschlag zur Neugestaltung der Gemeinsamen Agrarpolitik. Paris.
- BALTAGI, B. H. (2005): *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition. John Wiley and Sons Ltd, West Sussex.
- BALTAGI, B. H. und H. PESARAN (2007): Heterogeneity and Cross Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications. In: *Journal of Applied Econometrics* 22 (2): 229-232.
- BALTAGI, B. H., G. BRESSON und A. PIROTTE (2007): Panel Unit Root Tests and Spatial Dependence. In: *Journal of Applied Econometrics* 22 (2): 339-360.
- BARRO, R. J. und X. X. SALA-I-MARTIN (1995): *Economic Growth*. McGraw-Hill International Editions - Economic Series, Tokyo.
- BEARD, N. und A. SWINBANK (2001): Decoupled Payments to Facilitate CAP Reform. In: *Food Policy* 26 (2): 121-145.
- BEGG, I. (2003): Complementing EMU: Rethinking Cohesion Policy. In: *Oxford Review of Economic Policy* 19 (1): 161-179.
- BERNARD, A. B. und S. N. DURLAUF (1996): Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. In: *Journal of Econometrics* 71: 161-173.
- BIVAND, R. S. und R. J. BRUNSTAD (2003): Regional Growth in Western Europe: An Empirical Exploration of Interactions with Agriculture and Agricultural Policy. In: Fingleton, B. (Hrsg.): *European Regional Growth*. Springer, Berlin: 351-373.
- BIVAND, R. S. und R. J. BRUNSTAD (2006): Regional Growth in Western Europe: Detecting Spatial Misspecification Using the R Environment. In: *Papers in Regional Science* 85 (2): 277-297.
- BMELF Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (1982): *Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten*.
- BMELF Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (1994): *Die europäische Agrarreform*.
- BMVEL Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft (2005): *Meilensteine der Agrarpolitik - Umsetzung der europäischen Agrarreform in Deutschland*.
- BMVEL Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft: *Ernährungs- und Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung, verschiedene Jahrgänge*.

- BOHL, M. (1998): Konvergenz westdeutscher Regionen? Neue empirische Ergebnisse auf der Basis von Panel-Einheitswurzeltests. In: Konjunkturpolitik 44 (1): 82-99.
- BOLLMAN, R., I. TERLUIN, J. POST und F. GODESCHALK (2004): Comparative Analysis of Leading and Lagging Rural Regions in OECD Countries in the 1980s and 1990s. Paper to the Annual Meeting of the North American Regional Science Society. Seattle, 11-13 November.
- BRASILI, C., R. FANFANI und L. GUTIERREZ (2006): Convergence in the Agricultural Incomes: A Comparison between the US and EU. Contributed Paper to the International Association of Agricultural Economists Conference. Gold Coast (Queensland), Australia, 12-18 August.
- BRITZ, W. (2005): CAPRI Modelling System Documentation - Common Agricultural Policy Regional Impact Analysis. CAPRI Documentation, Bonn.
- BROWN, C. G. (1990): Distributional Aspects of CAP Price Support. In: European Review of Agricultural Economics 17: 289-301.
- BUCHHOLZ, H. E. (1977): Agrarmarkt: EWG-Marktordnungen. In: Albers, W. (Hrsg.): Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften (HdWW) Erster Band. Gustav Fischer, Stuttgart: 87-106.
- BUREAU, J. C. (2003): Enlargement and Reform of the EU Common Agricultural Policy: Impacts on the Western Hemisphere Countries. Final Report. Inter-American Development Bank, Washington.
- BURT, O. R. und R. M. FINLEY (1968): Statistical Analysis of Identities in Random Variables. In: American Journal of Agricultural Economics 50 (3): 734-744.
- CAHILL, C. und W. LEGG (1990): Estimation of Agricultural Assistance Using Producer and Consumer Subsidy Equivalents: Theory and Practice. In: OECD Economic Studies 13, Special Issues: Modelling the Effects of Agricultural Policies, 13-43. Paris.
- CHANG, Y. (2002): Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependence. In: Journal of Econometrics 110 (2): 261-292.
- CHIANG, A. C. (1984): Fundamental Methods of Mathematical Economics, Third Edition. McGraw-Hill International Editions - Economic Series, Tokyo.
- CHOI, I. (2001): Unit Root Tests for Panel Data. In: Journal of International Money and Finance 20: 249-272.
- CORDEN, W. M. (1966): The Structure of a Tariff System and the Effective Protective Rate. In: The Journal of Political Economy 74 (3): 221-237.
- COWELL, F. A. (1995): Measuring Inequality, Second Edition. LSE Handbooks in Economics Series. Prentice Hall Harvester Wheatsheaf, London.
- COWELL, F. A. und K. KUGA (1981): Inequality Measurement - An Axiomatic Approach. In: European Economic Review 15: 287-305.
- DEKKERS, G. J. M. und J. H. M. NELISSEN (2001): The Components of Income Inequality in Belgium: Applying the Shorrocks-Decomposition with Bootstrapping. In: CertER Discussion Paper 66. Tinbergen Institute and Erasmus University Rotterdam.

- DICKEY, D. A. und W. A. FULLER (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. In: *Journal of the American Statistical Association* 74 (366): 427-431.
- DICKEY, D. A. und W. A. FULLER (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: *Econometrica* 49 (4): 1057-1072.
- DINAN, D. (2005): *Ever Closer Union: An Introduction to European Integration*, Third Edition. Lynne Rieders, Boulder.
- DLUHOSCH, B. (1997). Convergence of Income Distributions: Another Measurement Problem. In: *Constitutional Political Economy* 8: 337-352.
- DUNFORD, M., R. HALL, A. SMITH und L. TSOUKAKIS (2001): Introduction. In: Hall, R., A. Smith und L. Tsoulakis: *Competitiveness and Cohesion in EU Policies*. Oxford University Press, Oxford: 1-28.
- ECKEY, R., R. KOSFELD und M. TÜRCK (2006): Räumliche Ökonometrie. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium WiSt* 10: 548-554.
- EEA European Environment Agency (2001): *Towards Agri-environmental Indicators - Integrating Statistical and Administrative Data With Land Cover Information*. Joint Research of Eurostat, DG Agriculture, DG Environment, Joint Research Center and European Environment Agency. Topic report 6. Kopenhagen.
- ENGLE, R. F. und C. W. J. GRANGER (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. In: *Econometrica* 55(2): 251-276.
- ERRINGTON, A. (1989): Estimating Enterprise Input-Output Coefficients from Regional Farm Data. In: *Journal of Agricultural Economics* 40 (1): 52-56.
- ESPON European Spatial Planning Observation Network (2004): *ESPON Project 2.1.3 - The Territorial Impact of CAP and Rural Development Policy*. Luxemburg.
- ESPOSTI, R. (2007): Regional Growth and Policies in the European Union: Does the Common Agricultural Policy Have a Counter-Treatment Effect? In: *American Journal of Agricultural Economics* 89 (1): 116-134.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (1981): *Studie über die Regionaleffekte der gemeinsamen Agrarpolitik*. Sammlung Studien, Reihe Regionalpolitik, Nr. 21, Brüssel.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (1996): *Erster Kohäsionsbericht*. Luxemburg.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2000): *Handbuch zur Landwirtschaftlichen und Forstwirtschaftlichen Gesamtrechnung LGR/FGR 97 (Rev. 1.1)*. Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften, Themenkreis 5, Reihe E. Luxemburg.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2001): *Einheit Europas, Solidarität der Völker, Vielfalt der Regionen, Zweiter Bericht über den wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalt*. Luxemburg.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2004): *Eine neue Partnerschaft für die Kohäsion - Konvergenz Wettbewerbsfähigkeit Kooperation, Dritter Bericht über den wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalt*. Luxemburg.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2005): *Finanzbericht 2005*. Luxemburg.

- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2007a): EU-Haushalt 2007 - Finanzbericht. Luxemburg.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2007b): Wachsende Regionen - Wachsendes Europa, Vierter Bericht über den wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalt. Luxemburg.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2008): Vorschlag für eine Verordnung des Rates mit gemeinsamen Regeln für Direktzahlungen im Rahmen der Gemeinsamen Agrarpolitik und mit bestimmten Stützungsregelungen für Inhaber landwirtschaftlicher Betriebe. KOM(2008) 306.
- EUROPEAN COMMISSION (2000): Agenda 2000 CAP Reform Decisions - Impact Analyses. Brüssel.
- EUROPEAN COMMISSION (2001): Study on the Impact of Community Agricultural Policies on Economic and Social Cohesion. Luxemburg.
- EUROPEAN COUNCIL (2005): Financial Perspective 2007-2013. CADREFIN 268. Brüssel.
- EUROSTAT: Economic Accounts for Agriculture, Long Series: Volume, Price, Values. Directorate-General for Agriculture, various issues.
- EU-ZAHLSTELLE HESSEN: Landwirtschaft und ländlicher Raum - Ausgezählte Fördermittel, verschiedene Jahrgänge.
- EVANS, P. (1998): Using Panel Data to Evaluate Growth Theories. In: International Economic Review 39 (2): 295-306.
- EVANS, P. und G. KARRAS (1996): Convergence Revisited. In: Journal of Monetary Economics 37 (2): 249-65.
- EZCURRA, R. und M. RAPÚN (2006): Regional Disparities and National Development Revisited - The Case of Western Europe. In: European Urban and Rural Studies 13 (4): 355-369.
- FAOSTAT Food and Agriculture Organization of the United Nations Statistical Database (2006). Online available at <http://faostat.fao.org/> (Accessed 14.11.2006).
- FENDEL, R. (2004): Paneldatenanalyse Teil 1: Theoretische Grundlagen. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium WiSt 12: 736-740.
- FENDEL, R., K. FUNKE und I. KOSKE (2006): Einheitswurzeltests für Paneldaten. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium WiSt 8: 422-427.
- FOURNIER, M. (2000): Inequality Decomposition by Factor Component - A New Approach Illustrated on the Taiwanese Case. Contributed Paper to the Econometric Society World Congress 2000. Seattle, 11-16 August.
- FRENKEL, M., K. FUNKE und I. KOSKE (2003a): Zeitreihenanalyse Teil 1: Stationarität und Integration. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium WiSt 9: 545-550.
- FRENKEL, M., K. FUNKE und I. KOSKE (2003b): Zeitreihenanalyse Teil 2: Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium WiSt 12: 735-740.
- GARDNER, B. (1983): Efficient Redistribution through Commodity Markets. In: American Journal of Agricultural Economics 65 (2): 225-234.
- GATT General Agreement on Tariffs and Trade (1988): Submission of PSE Data and Estimates - European Communities.

- GOLAN, A., G. JUDGE und D. MILLER (1996): Maximum Entropy Econometrics: Robust Estimation with Limited Data. John Wiley & Sons, New York.
- GOODWIN, B. K. und A. K. MISHRA (2006): Are "Decoupled" Farm Program Payments Really Decoupled? An Empirical Evaluation. In: American Journal of Agricultural Economics 88 (1): 73-89.
- GORN, P., R. HERRMANN und P. WAGNER (1994): Betriebswirtschaftliche und gesamtwirtschaftliche Analyse von Verteilungswirkungen der künftigen Agrarpolitik nach der EG-Agrarreform. In: Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank, Band 8: Verteilungswirkungen der künftigen EU-Agrarpolitik nach der Agrarreform. Frankfurt am Main: 197-256.
- GRAMS, M. (2006): Woher nehmen ...? EU-Haushaltsentwicklung und die GAP. In: Lange, J. (Hrsg.): Agrarpolitik zwischen Handelsliberalisierung und Haushaltsnot - Wie geht's weiter? Loccum Protokolle 06/06, Rehberg-Loccum: 31-49.
- GUTIERREZ, L. (2006): Panel Unit-root Tests for Cross-sectionally Correlated Panels: A Monte Carlo Comparison. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics 68 (4): 519-540.
- HALL R., A. SMITH und L. TSOUKALIS (2001): Competitiveness and Cohesion in EU Policies. Oxford University Press, Oxford.
- HANSEN, H. (2005): Effects of Agricultural Policy Measures on Gross Transfers to Farmers - Intertemporal and Interregional Evidence from the CAP. Contributed Paper to the XIth Congress of the European Association of Agricultural Economists. Copenhagen, Denmark, 24-27 August.
- HANSEN, H. (2006): Destabilising Farmers' Revenues by Shifting to Direct Payments? The Case of EU's Common Agricultural Policy. Poster Paper to the International Association of Agricultural Economists Conference. Gold Coast (Queensland), Australia, 12-18 August.
- HANSEN, H. (2007): Temporal Instability and Redistributive Dynamics of Gross Transfers Arising from EU's Common Agricultural Policy. In: Discussion Papers in Agricultural Economics 86. University of Giessen, Germany.
- HANSEN, H. (2008): Landwirtschaftliche Erlösdisparitäten in Deutschland und die Bedeutung der EU-Agrarpolitik. Papier anlässlich der 48. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.. Bonn, 24-26 September.
- HANSEN, H. und J. HARSCH (2006): Die Förderung landwirtschaftlicher Erzeugnisse durch die Europäische Agrarpolitik: Regionale Auswirkungen in Deutschland und Bestimmungsgründe. In: Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. Band 41: 471-481.
- HANSEN, H. und R. TEUBER (2007): Assessing the Impact of EU's Common Agricultural Policy on Income Redistribution and Regional Convergence. Contributed Paper to the 1st World Congress of the Spatial Econometric Association. Cambridge, United Kingdom, 11-14 May.
- HANSEN, H. und R. TEUBER (2008): Methodische Ansätze zur Messung von Konvergenz - Was lehrt uns die bisherige Forschung? In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium WiSt 5: 263-269.

- HANSEN, H. und Y. SURRY (2007): Die Schätzung verfahrensspezifischer Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland. In: Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. Band 42: 439-449.
- HARSCHKE, J. (2007): Regionale Inzidenz und ökonomische Bestimmungsgrößen der Gemeinsamen Europäischen Agrarpolitik. Habilitationsschrift.
- HARTMANN, M., M. HOFFMANN und P. M. SCHMITZ (1994): Allokations- und Verteilungswirkungen der EG-Agrarreformen. In: Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank, Band 8: Verteilungswirkungen der künftigen EU-Agrarpolitik nach der Agrarreform. Frankfurt am Main: 257-318.
- HECKELEI, T. und H. WOLFF (2002): Ansätze zur (Auf-) Lösung eines alten Methodenstreits: Ökonometrische Spezifikation von Programmierungsmodellen zur Agrarangebotsanalyse. In: Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. Band 37: 377-387.
- HELMBERGER, P. G. (1991): Economic Analysis of Farm Programs. McGraw-Hill, Inc. New York.
- HENNING, C. (2003): Entkoppelte Direktzahlungen: Meilenstein auf dem Weg zu einer rationalen Wirtschaftspolitik und Entwaffnung der Agrarlobbyisten? In: Agrarwirtschaft 52 (3): 137-139.
- HENRICHSMEYER, W. und H. P. WITZKE (1994): Agrarpolitik Band 2: Bewertung und Willensbildung. UTB Uni-Taschenbücher 1718. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart.
- HENRICHSMEYER, W., O. GANS und I. EVERS (1993): Einführung in die Volkswirtschaftslehre, 10. Auflage. UTB Uni-Taschenbücher 680. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart.
- HERRMANN, R. (1991): Werturteile und wissenschaftliche Agrarpolitik. In: Agrarwirtschaft 40 (7): 199-205.
- HERRMANN, R. (1993): Methoden zur Messung der Agrarprotektion. In: WISU - Das Wirtschaftsstudium 22 (10): 861-874.
- HESSISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT UND GEOLOGIE (2008): Umweltatlas Hessen. Im Internet verfügbar unter <http://atlas.umwelt.hessen.de/atlas/> (Zugriff am 08.01.2008).
- HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT (2005): Hessische Gemeindestatistik 2005 - Ausgewählte Strukturdaten aus Wirtschaft und Bevölkerung 2004.
- HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT (2006): Das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte in Hessen 1991 bis 2004 nach kreisfreien Städten und Landkreisen.
- HESSISCHES STATISTISCHES LANDESAMT: Hessische Kreiszahlen, Band 2, verschiedene Jahrgänge.
- HORNBAKER, R. H., B. L. DIXON und S. T. SONKA (1989): Estimating Production Activity Costs for Multioutput Firms with a Random Coefficient Regression Model. In: American Journal of Agricultural Economics 65 (4): 167-177.
- HUBBARD, L. und C. RITSON (1997): Reform of the CAP: From Mansholt to Mac Sharry. In: Ritson, C. und D. R. Harvey (Hrsg.): The Common Agricultural Policy. CAB International, London: 81-94.

- IM, K. S., M. H. PESARAN und Y. SHIN (2003): Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. In: *Journal of Econometrics* 115: 53-74.
- INGCO, M. (1995): Agricultural Trade Liberalization in the Uruguay Round - One Step Forward, One Step Back? In: *Policy Research Working Paper 1500*. The World Bank, Washington.
- ISLAM, N. (2003): What Have We Learnt From the Convergence Debate? In: *Journal of Economic Surveys* 17 (3): 309-362.
- JENKINS, S. P. (1995): Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86. In: *Economica* 62 (245): 29-63.
- JONGENEEL, R. A. (2003): Effective Prices' as a Device to Analyze the Impact of the Agenda 2000 and Mid-Term Review Policy Reforms on Dairy and Beef: Measurement and Simulation Results for Germany. In: *Agrarwirtschaft* 52 (7): 315-325.
- JÜRGENSEN, S. (1985): Bestimmung und Beurteilung von Protektion auf vertikal und horizontal verknüpften Märkten - Das Beispiel des EG-Schweine- und Futtermittelmarktes. Kieler Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel.
- JUST, R. E., D. ZILBERMAN und E. HOCHMAN (1983): Estimation of Multicrop Production Functions. In: *American Journal of Agricultural Economics* 65 (4): 770-780.
- JUST, R. E., D. ZILBERMAN, E. HOCHMAN und Z. BAR-SHIRA (1990): Input Allocation in Multicrop Systems. In: *American Journal of Agricultural Economics* 72 (1): 200-209.
- KEENEY, M. (2000): The Distributional Impact of Direct Payments on Irish Farm Incomes. In: *Journal of Agricultural Economics* 51 (2): 252-263.
- KENNEDY, P. (1998): *A Guide to Econometrics*, Fourth Edition. Blackwell Publishers Inc, Malden, Massachusetts.
- KEY, N. und M. J. ROBERTS (2008): Do Decoupled Payments Stimulate Production? Estimating the Effect on Program Crop Acreage Using Matching. Contributed Paper to the American Agricultural Economics Association Annual Meeting. Orlando, Florida, 27-29 July.
- KLAUSING, O. (1988): Die Naturräume Hessens. Schriftenreihe der Hessischen Landesanstalt für Umwelt, Heft Nr. 67.
- KOESTER, U. (1977a): EG-Agrarpolitik in der Sackgasse - Divergierende nationale Interessen bei der Verwirklichung der EWG-Agrarpolitik. Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden.
- KOESTER, U. (1977b): The Redistributive Effects of the Common Agricultural Financial System. In: *European Review of Agricultural Economics* 4 (4): 321-345.
- KOESTER, U. (1992): *Grundzüge der landwirtschaftlichen Marktlehre* 2. Auflage. WiSo Kurzlehrbücher, Reihe Volkswirtschaft. Verlag Franz Vahlen GmbH, München.
- KOESTER, U. (2001): Europäische Agrarpolitik: Ein Spannungsfeld divergierender Interessen. In: Ohr, R. und T. Theurl (Hrsg.): *Kompodium Europäische Wirtschaftspolitik*. Verlag Franz Vahlen, München: 311-362.
- KOESTER, U. (2003): EU-Agrarreform: Endlich ein Durchbruch? In: *Wirtschaftsdienst - Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 83 (3): 151-156.

- KOESTER, U. (2005): Grundzüge der landwirtschaftlichen Marktlehre 3. Auflage. WiSo Kurzlehrbücher, Reihe Volkswirtschaft. Verlag Franz Vahlen GmbH, München.
- KOESTER, U., H. THIELE, C.-J. CONRAD, E.-A. NUPPENAU, K. POGGENSEE und S. VON CRAMON-TAUBADEL (1994): Einkommensumverteilungen zwischen Betriebstypen und Regionen durch die künftige Agrarpolitik der Europäischen Union. In: Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank Band 8: Verteilungswirkungen der künftigen EU-Agrarpolitik nach der Agrarreform. Frankfurt am Main: 145-195.
- KUHLMANN, F. (1992): Zum 50. Todestag von Friedrich Aereboe: Einige Gedanken zu seiner Intensitätslehre. In: Agrarwirtschaft 41 (8/9): 222-230.
- KUHLMANN, F. (2005): Landwirtschaftliche Standortwirkungslehre. Vorlesungsmanuskript des Instituts für Betriebslehre der Agrar- und Ernährungswirtschaft. Justus-Liebig-Universität Giessen.
- KWIATKOWSKI, D., P. C. B. PHILLIPS, P. SCHMIDT und Y. SHIN (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. In: Journal of Econometrics 54: 159-178.
- LANDSIS (2004): Proposal on Agri-Environmental Indicators PAIS - Project Summary. Luxemburg.
- LEGG, W. (2003): Agricultural Subsidies: Measurement and Use in Policy Evaluation. In: Journal of Agricultural Economics 54 (2): 175-201.
- LENCE, S. H. und D. J. MILLER (1998): Recovering Output-Specific Inputs from Aggregate Input Data: A Generalized Cross-Entropy Approach. In: American Journal of Agricultural Economics 80 (4): 852-867.
- LEÓN, Y., L. PEETERS, M. QUINQU und Y. SURRY (1999): The Use of Maximum Entropy to Estimate Input-Output Coefficients from Regional Farm Accounting Data. In: Journal of Agricultural Economics 50 (3): 425-439.
- LEONARDI, R. (2006): The Impact and Added Value of Cohesion Policy - Cohesion in the European Union. In: Regional Studies 40 (2): 155-166.
- LEBMAN, C. (2005): Regionale Disparitäten in Deutschland und ausgesuchten OECD-Staaten im Vergleich. In: ifo Dresden berichtet 3: 25-33.
- LEVIN, A., C. F. LIN und C. S. J. CHU (2002): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. In: Journal of Econometrics 108 (1): 1-24.
- LIPPERT, C. (2006): Zur Relevanz der „Neuen Wirtschaftsgeografie“ für den deutschen Agrarsektor. In: Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. Band 41: 483-492.
- LLM Landesstelle für landwirtschaftliche Marktkunde (2002): Loseblattsammlung Marktwirtschaftliche Erzeugerberatung, Kapitel 2: Marktordnungen für pflanzliche und tierische Produkte. Schwäbisch Gmünd.
- MAAS, S. und P. M. SCHMITZ (2007): 50 Jahre Römische Verträge - Gemeinsame Agrarpolitik der EU. In: Wirtschaftsdienst 2: 94-100.

- MADDALA, G. S. und S. WU (1999): A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61: 631-652.
- MAURSETH, P. B. (2001): Convergence, Geography and Technology. In: Structural Change and Economic Dynamics 12: 247-276.
- MEYER, J. und S. VON CRAMON-TAUBADEL (2004): Asymmetric Price Transmission: A Survey. In: Journal of Agricultural Economics 55 (3): 581-611.
- MIDMORE, P. (1990): Estimating Input-Output Coefficients from Regional Farm Data - A Comment. In: Journal of Agricultural Economics 41 (1): 108-111.
- MONKE, E. und T. PETZEL (1984): Market Integration: An Application to International Trade in Cotton. In: American Journal of Agricultural Economics 66 (4): 481-487.
- MURRAY, D. (1978): Export Earnings Instability: Price, Quantity, Supply, Demand? In: Economic Development and Cultural Change 27 (1): 61-73.
- O'CONNELL, P. G. J. (1998): The Overvaluation of Purchasing Power Parity. In: Journal of International Economics 44 (1998): 1-19.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (1987a): National Policies and Agricultural Trade. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (1987b): National Policies and Agricultural Trade - Study on the European Economic Community. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (1988): Agricultural Policies, Markets and Trade - Monitoring and Outlook 1988. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (1989): Agricultural Policies, Markets and Trade - Monitoring and Outlook 1989. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (1995): Adjustment in OECD Agriculture: Issues and Policy Responses. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (1998): Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries. Economics Department Working Papers 189. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (1999): Agricultural Policies in OECD Countries - Monitoring and Evaluation. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2001): Decoupling: A Conceptual Overview. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2003): Measuring Regional Economies, Statistics Brief 3. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2005a): Agricultural Policies in OECD Countries - Monitoring and Evaluation. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2005b): Producer and Consumer Support Estimates OECD Database 1986-2005 User's Guide. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2005c): Producer and Consumer Support Estimates OECD Database 1986-2004. Online available at <http://>

- [oecd.org/topicstatsportal/0,2647,en_2825_494504_1_1_1_1_1,00.html](http://www.oecd.org/topicstatsportal/0,2647,en_2825_494504_1_1_1_1_1,00.html) (Accessed 25.10.2005).
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2006): Producer and Consumer Support Estimates OECD Database 1986-2005. Online available at http://www.oecd.org/document/55/0,3343,en_2825_494504_36956855_1_1_1_1,00.html (Accessed 10.06.2008).
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2007): Agricultural Policies in OECD Countries - Monitoring and Evaluation. Paris.
- OECD Organisation for Economic Co-operation and Development (2008): European Union: Estimates of Support to Agriculture - Definition and Sources.
- OFFERMANN, F., W. KLEINHANß und M. BERTELSMEIER (2003): Folgen der Beschlüsse zur Halbzeitbewertung der EU-Agrarpolitik für die deutsche Landwirtschaft. In: *Landbauforschung Völkenrode* 53 (4): 279-288.
- OH, K. Y. (1996): Purchasing Power Parity and Unit Roots Tests Using Panel Data. In: *Journal of International Money and Finance* 15 (3): 405-418.
- OSKAM, A. und G. MEESTER (2006): How Useful is the PSE in Determining Agricultural Support? In: *Food Policy* 31 (2): 123-141.
- OUDE LANSINK, A. (1999): Generalised Maximum Entropy and Heterogeneous Technologies. In: *European Review of Agricultural Economics* 26 (1): 101-115.
- PAPATHEODOROU, C. (1998): Inequality in Greece: An Analysis by Income Source. Discussion Paper DARP 39. London.
- PEETERS, L. und Y. SURRY (2003): Farm Cost Allocation Based on the Maximum Entropy Methodology: The Case of Saskatchewan Crop Farms. Agriculture and Agri-Food Canada (AAFC), Technical Report; 2121/E, Ottawa, Ontario.
- PERRON, P. (1991): Test Consistency with Varying Sampling Frequency. In: *Econometric Theory* 7: 341-368.
- PESARAN, M. H. (2004): General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. Working Paper, Trinity College, Cambridge.
- PETERS, R. (2002): Shaping the Second Pillar of the CAP. In: *EuroChoices* 1 (2): 20-21.
- PETRAKOS, G. und P. ARTELARIS (2006): Regional Convergence Revisited: A WLS Approach. Discussion Paper Series, 12 (11): 219-242.
- PHILLIPS, P. C. B. und P. PERRON (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regression. In: *Biometrika* 75 (2): 335-346.
- PRECKEL, P. V. (2001): Least Squares and Entropy: A Penalty Function Perspective. In: *American Journal of Agricultural Economics* 83 (2): 366-377.
- PROIETTI, T. (2005): Convergence in Italian Regional Per Capita GDP. In: *Applied Economics* 37 (5): 497-506.
- RAMANATHAN, R. (2002): *Introductory Econometrics with Applications*, Fifth Edition. South Western Thomson Learning, Ohio.

- RAPSOMANIKIS, G., HALLAM, D. und P. CONFORTI (2003): Market Integration and Price Transmission in Selected Food and Cash Crop Markets of Developing Countries: Review and Applications. In: Commodity Market Review 2003-2004, Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), Rom.
- REED, M. R. (2001): International Trade in Agricultural Products. Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- ROSENBLATT, J., T. MAYER, K. BARTHOLDY, D. DEMEKAS, S. GUPTA und L. LIPSCHITZ (1988): The Common Agricultural Policy of the European Community. Occasional Paper 62, International Monetary Fund (IMF), Washington.
- SACHS, L. (2004): Angewandte Statistik - Anwendung statistischer Methoden, 11. überarbeitete und aktualisierte Auflage. Springer, Berlin.
- SALA-I-MARTIN, X. X. (1996): The Classical Approach to Convergence Analysis. In: The Economic Journal 106: 1019-1036.
- SALA-I-MARTIN, X. X. (2003): Keynote Speech: Convergence and Divergence - Theoretical Underpinnings. In: Tumpel-Gugerell, G. und P. Mooslechner (Hrsg.): Economic Convergence and Divergence in Europe - Growth and Regional Development in an Enlarged European Union. Edward Elgar, Cheltenham: 117-127.
- SALHOFER, K. (1993): Eine wohlfahrtsökonomische Analyse des österreichischen Roggenmarktes. In: Agrarwirtschaft 42 (7): 2002.
- SALHOFER, K. und E. SCHMID (2004): Distributive Leakages of Agricultural Support: Some Empirical Evidence. In: Agricultural Economics 30 (1): 51-60.
- SCHMID, E., F. SINABELL und M. F. HOFREITHER (2006): Distributional Effects of CAP Instruments on Farm Household Incomes. Contributed Paper to the American Agricultural Economics Association Annual Meeting. Long Beach, California, 23-26 July.
- SCHMITT, G. (1994): Kann die Agrarpolitik die „Einkommensdisparität“ der Landwirtschaft verringern? Zu den Allokations- und Verteilungswirkungen von Subventionen und Transfers in der Landwirtschaft. Diskussionsbeitrag 9404. Institut für Agrarökonomie der Universität Göttingen.
- SCHÖPE, M. (1989): Fünf Jahre Anwendungspraxis der „Garantiemengenregelung“ für den EG-Milchmarkt. In: ifo-Schnelldienst 42 (4): 11-21.
- SEN, A. (1997): On Economic Inequality, Expanded Edition with a Substantial Annexe. Clarendon Paperbacks, London.
- SHERET, M. (1984): The Coefficient of Variation: Weighting Considerations. In: Social Indicators Research 15: 289-295.
- SHORROCKS, A. F. (1982): Inequality Decomposition by Factor Components. In: Econometrica 50 (1): 193-211.
- SHORROCKS, A. F. und J. E. FOSTER (1987): Transfer Sensitive Inequality Measures. In: Review of Economic Studies 54 (3): 485-497.
- STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2004): Erwerbstätigenrechnung - 20 Jahre Arbeitskreis Erwerbstätigenrechnung des Bundes und der Länder. Sonderheft Teil 1.

- STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006a): Regionale Landwirtschaftliche Gesamtrechnung R-LGR. Im Internet verfügbar unter http://statistik.baden-wuerttemberg.de/Landwirtschaft/LGR/Laender_home.asp (Zugriff am 25.11.2005).
- STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006b): Erwerbstätige in den alten Ländern der Bundesrepublik Deutschland 1970 bis 1991 sowie in deren kreisfreien Städten und Landkreisen 1980, 1985, 1987 bis 1991. Reihe 1/2, Band 1 (Ergebnisse der Revision 2005).
- STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006c): Erwerbstätige in den kreisfreien Städten und Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 1991 bis 2004 (Ergebnisse der Revision 2005). Reihe 2, Band 1.
- STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2008): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Im Internet verfügbar unter http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR/home.asp (Zugriff am 13.01.2008).
- STATISTISCHES BUNDESAMT (a): Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, Kapitel: Preise, verschiedene Jahrgänge.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (b): Land- und Forstwirtschaft und Fischerei, Fachserie 3, verschiedene Jahrgänge.
- STEINHAUSER, H., C. LANGBEHN und U. PETERS (1992): Einführung in die landwirtschaftliche Betriebslehre 5. Auflage. UTB Uni-Taschenbücher 113. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart.
- SWINBANK, A. (1993): CAP Reform, 1992. In: *Journal of Common Market Studies* 31 (3): 359-372.
- TANGERMANN, S. (1998): Reform der EU-Agrarpolitik und WTO-Verhandlungen. In: *Agrarwirtschaft* 47 (12): 443-452.
- TANGERMANN, S. (2005): Is the Concept of the Producer Support Estimate in Need of Revision? In: *OECD Food Agriculture and Fisheries Working Papers* 1.
- TANGERMANN, S. (2006): Response to the Article on "How Useful is the PSE in Determining Agricultural Support?" by Arie Oskam and Gerrit Meester. In: *Food Policy* 31 (2): 142-147.
- TARDITI, S. und E. CROCI ANGELINI (1982): Regional Redistributive Effects of Common Price Support Policies. In: *European Review of Agricultural Economics* 9 (3): 255-270.
- TARDITI, S. und G. ZANIAS (2001): Common Agricultural Policy. In: Hall R., A. Smith und L. Tsoukalis (Hrsg.): *Competitiveness and Cohesion in EU Policies*. Oxford University Press, Oxford: 179-215.
- THEIL, H. (1967): *Economics and Information Theory*. North-Holland, Amsterdam.
- THEURL, T. und E. MEYER (2001): Institutionelle Grundlagen der Europäischen Union, integrationspolitische Strategien und aktuelle Entwicklungsperspektiven. In: Ohr, R. und T. Theurl (Hrsg.): *Kompodium Europäische Wirtschaftspolitik*. Verlag Franz Vahlen, München: 41-203.
- THOMPSON, S. R., W. GOHOUT und R. HERRMANN (2002): CAP Reforms in the 1990s and their Price and Welfare Implications: The Case of Wheat. In: *Journal of Agricultural Economics* 53 (1): 1-13.

- VALDÉS, A. (1987): Agriculture in the Uruguay Round: Interests of Developing Countries. In: The World Bank Economic Review 1 (4): 571-593.
- VON WITZKE, H. und S. NOLEPPA (2007): Agricultural and Trade Policy Reform and Inequality: The Distributive Effects of Direct Payments to German Farmers under EU's New Common Agricultural Policy. Working Paper 79. Humboldt-Universität zu Berlin. Berlin.
- WALKENHORST, P. (2003): Regional Diversity, Policy Targeting and Agricultural Producer Support in Switzerland. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 23: 141-153.
- WANG, D. und W. G. TOMEK (2007): Commodity Prices and Unit Root Tests. In: American Journal of Agricultural Economics 89 (4): 873-889.
- WEISE, C. (2003): Europäische Strukturpolitik oder nationale Wirtschaftspolitik? Einfluss auf den Aufholprozess und Implikationen für die Mittelvergabe. In: Caesar, R., K. Lammers und H. E. Scharrer (Hrsg.): Konvergenz und Divergenz in der Europäischen Union - Empirische Befunde und wirtschaftspolitische Implikationen. Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden: 233-244.
- WEIB, D. (1995): Preis- und Wechselkursstransmission auf Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft - Theoretische Analyse und empirische Zusammenhänge am Beispiel des Bananenmarktes. Wissenschaftlicher Fachverlag, Giessen.
- WESTCOTT, P. C. und C. E. YOUNG (2004): Farm Program Effects on Agricultural Production: Coupled and Decoupled Payments. In: Burfisher, M. E. und J. Hopkins (Hrsg.): Decoupled Payments in a Changing Policy Setting. In: Agricultural Economic Report 838, United States Department of Agriculture USDA.
- WILLIAMSON, J. G. (1965): Regional Inequality and the Process of National Development: "A Description of the Patterns". In: Economic Development and Cultural Change 13 (4) Part II: 3-47.
- WINKLER, A. A. (1992): Neue Marktordnung für Ölsaaten 1992 (Rapsmarkt Aktuell). Buchedition Agrimedia oHG, Hamburg.
- WÖHLKEN, E. (1991): Einführung in die landwirtschaftliche Marktlehre. 3. Auflage. UTB Uni-Taschenbücher 793. Verlag Eugen Ulmer, Stuttgart.
- WOLTERS, J. und U. HASSLER (2006): Unit Root Testing. In: Allgemeines Statistisches Archiv 90 (1): 43-58.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2003): Introductory Econometrics - A Modern Approach, Second Edition. South Western Thomson Learning, Ohio.
- ZANIAS, G. (2002): The Distribution of CAP Benefits among Member States and the Impact of a Partial Re-nationalisation: A Note. In: Journal of Agricultural Economics 53 (1): 108-112.
- ZIETZ, J. und A. VALDÉS (1988): Agriculture in the GATT: An Analysis of Alternative Approaches to Reform. Research Report 70. International Food Policy Research Institute, Washington, USA.
- ZMP Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle: Marktbilanz, verschiedene Ausgaben und Jahrgänge.

Anhang 1

Klassifikation der Maßnahmen des *Producer Support Estimates* und des *Producer Subsidy Equivalents*

Producer Subsidy Equivalent (seit 1986)

- A) Marktpreisstützung
- B) Direktzahlungen (basierend auf der Produktionsmenge, der Flächennutzung oder Tierzahl sowie sonstigen Faktoren^{a)})
- C) Zahlungen, welche die Vorleistungskosten reduzieren
- D) Allgemeine Maßnahmen^{b)}
- E) Sonstige Zahlungen^{c)}

Producer Support Estimate (seit 1998)

- A) Marktpreisstützung
- Zahlungen basierend auf
- B) ... der Produktionsmenge
- C) ... der Flächennutzung oder Tierzahl
- D) ... historischen Ansprüchen
- E) ... dem Einsatz von Vorleistungen
- F) ... der Beschränkung des Vorleistungseinsatzes
- G) ... dem gesamten Betriebseinkommen
- H) Sonstige Zahlungen^{c)}

Producer Support Estimate (seit 2007)

- A) Stützung basierend auf der Produktionsmenge^{d)}
- Zahlungen basierend auf
- B) ... dem Einsatz von Vorleistungen
- C) ... gegenwärtiger *A, An, R, I*, wobei die Produktion erforderlich ist^{e)}
- D) ... nicht gegenwärtiger *A, An, R, I*, wobei die Produktion erforderlich ist^{e)}
- E) ... nicht gegenwärtiger *A, An, R, I*, wobei die Produktion nicht erforderlich ist^{e)}
- F) ... nicht produktspezifischen Kriterien
- G) Sonstige Zahlungen^{c)}

Anmerkungen: ^{a)} Zu den sonstigen Faktoren zählen unter anderem z.B. Ernteausfälle oder Lagerhaltung, aber auch Abgaben der Landwirte (negative Agrarstützung). ^{b)} Die allgemeinen Maßnahmen umfassen agrarpolitische Instrumente, die nicht direkt Zahlungen an die Landwirte induzieren, sondern sich längerfristig in einer Verringerung der sektoralen Kosten auswirken. Hierzu zählen Ausgaben zur Verbesserung der Infrastruktur, für Forschung, Beratung und Ausbildung sowie zur Durchführung von Kontrollen. ^{c)} In den sonstigen Zahlungen sind neben jenen Maßnahmen, die nicht in die anderen Kategorien eingeteilt werden können, auch Zahlungen auf der Ebene der OECD-Mitgliedsländer enthalten (z.B. Steuervergünstigungen). ^{d)} Hierzu zählen die Marktpreisstützung und Zahlungen basierend auf der Produktionsmenge. ^{e)} *A* steht für Fläche (*area*), *An* für die Anzahl der Tiere (*animal numbers*), *R* für Einnahmen (*receipts*) und *I* für Einkommen (*income*).

Quelle: (OECD 1987a: 102; 1999: 18, 87 ; 2005: 7ff; 2007: 67) und CAHILL und LEGG (1990: 15ff).

Anhang 2

Bestimmung der Integrationsordnung für die Preise ausgewählter landwirtschaftlicher Erzeugnisse, 1986-2004^{a)}

		Level (I(0))	Erste Differenzen (I(1))	Zweite Differenzen (I(2))	Dritte Differenzen (I(3))	Vierte Differenzen (I(4))	Fünfte Differenzen (I(5))
Erweiterter Dickey/Fuller-Test (ADF-Test)^{b)}							
Weizen	p_{eu}	1,075 (0,999)	-0,908 (0,925)	-5,927 (0,002)			
	p_w	-3,526 (0,073)	-2,826 (0,212)	-2,533 (0,310)	-2,384 (0,368)	-2,608 (0,284)	-5,375 (0,007)
Anderes Getreide	p_{eu}	0,146 (0,994)	-0,487 (0,970)	-4,860 (0,010)			
	p_w	-4,408 (0,017)					
Raps ^{c)}	p_{eu}	-2,421 (0,356)	-2,791 (0,222)	-3,320 (0,107)	-3,936 (0,046)		
	p_w	-2,421 (0,356)	-2,791 (0,222)	-3,320 (0,107)	-3,936 (0,046)		
Zucker- rüben ^{d)}	p_{eu}	-1,589 (0,748)	-3,990 (0,037)				
	p_w	-1,534 (0,770)	-3,209 (0,122)	-3,036 (0,160)	-2,970 (0,179)	-2,834 (0,218)	-3,514 (0,089)
Rind- fleisch	p_{eu}	-2,737 (0,238)	-3,533 (0,075)	-3,923 (0,044)			
	p_w	-1,410 (0,834)	-2,609 (0,282)	-3,659 (0,065)	-2,850 (0,210)	-2,042 (0,518)	-6,002 (0,003)
Milch ^{d)}	p_{eu}	-1,517 (0,779)	-2,212 (0,448)	-1,988 (0,554)	-2,816 (0,220)	-3,512 (0,089)	-4,541 (0,022)
	p_w	-3,661 (0,057)	-3,731 (0,055)	-3,268 (0,115)	-3,453 (0,092)	-3,583 (0,081)	-3,715 (0,067)
Schweine- fleisch	p_{eu}	-3,480 (0,079)	-3,869 (0,044)				
	p_w	-2,653 (0,266)	-3,479 (0,081)	-5,299 (0,006)			
Schaf- fleisch	p_{eu}	-2,001 (0,554)	-2,755 (0,233)	-3,543 (0,077)	-4,171 (0,033)		
	p_w	-1,518 (0,776)	-2,564 (0,299)	-3,565 (0,075)	-5,435 (0,006)		
Test nach Kwiatkowski, Phillips, Schmidt und Shin (KPSS-Test)^{e)} (Die kritischen Werte sind bei 1 Prozent = 0,216, bei 5 Prozent = 0,146 und bei 10 Prozent = 0,119)							
Weizen	p_{eu}	0,148					
	p_w	0,108	0,500				
Anderes Getreide	p_{eu}	0,134	0,143	0,500			
	p_w	0,182					
Raps	p_{eu}	0,066	0,500				
	p_w	0,066	0,500				
Zucker- rüben	p_{eu}	0,129	0,264				
	p_w	0,122	0,500				
Rind- fleisch	p_{eu}	0,149					
	p_w	0,133	0,088	0,197			
Milch	p_{eu}	0,208					
	p_w	0,179					
Schweine- fleisch	p_{eu}	0,500					
	p_w	0,118	0,428				
Schaf- fleisch	p_{eu}	0,168					
	p_w	0,092	0,288				

Anmerkungen: ^{a)} Es ist anzumerken, dass im Gegensatz zum ADF-Test die Nullhypothese beim KPSS-Test die Existenz einer stationären Zeitreihe ist. Beide Tests wurden mit Konstante und deterministischem Trend durchgeführt. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau hin. In Klammern sind die p-Werte angegeben. Beim KPSS-Test werden keine p-Werte ausgewiesen. Stattdessen sind die kritischen Werte auf dem 1, 5 und 10 prozentigen Signifikanzniveau ausgewiesen. ^{b)} Die Anzahl der Zeitverzögerungen ist mit Hilfe des Schwarz-Kriteriums bestimmt (vgl. FRENKEL et al. 2003: 548). ^{c)} Bei Raps entspricht der EU-Inlandspreis dem Weltmarktpreis, d.h. $p_{eu} = p_w$. ^{d)} Für die Zeitreihe der Zuckerrüben- und Milchpreise auf dem Weltmarkt sind die Integrationstests bei den fünften Differenzen abgebrochen worden. ^{e)} Zur Ermittlung der maximalen Verzögerungslänge wurde das in *EViews 6.0* automatisierte Verfahren nach NEWBY und WEST (1994) genutzt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anhang 3

Produkt- und Vorleistungskategorien in der Modellschätzung^{a)}

Landwirtschaftliche Erzeugnisse

- 1 **Getreide**
(mit Hartweizen, Weichweizen, Mais, Gerste, Roggen und Hafer und anderes Getreide)
- 2 **Futterpflanzen**
(mit Getreide, Futterhackfrüchte, Hülsenfrüchte, Ölsaaten, Klee, Klee gras, Luzerne, Grasanbau, Silomais, sonstige Futterpflanzen)
- 3 **Sonstige Marktfrüchte**
Ölsaaten, Eiweißpflanzen, Kartoffeln, Zuckerrüben
- 4 **Sonderkulturen**
Obst, Gemüse, Weinmost/Wein, Baumschulerzeugnisse, Blumen und Zierpflanzen
- 5 **Rinder und Kälber**
- 6 **Schweine**
- 7 **Milch**
- 8 **Sonstige tierische Erzeugnisse**
Schafe und Ziegen, Geflügel, Eier

Vorleistungen

- 1 **Spezifische Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion**
Saat- und Pflanzgut (mit Getreide einschließlich Reis, Kartoffeln, Handelsgewächse einschließlich Eiweißpflanzen, Gemüse, Baumschulerzeugnisse, einschließlich Saat- und Pflanzgut für Weihnachtsbäume, andere pflanzliche Erzeugnisse wie Blumenzwiebeln, Gras- und Kleesamen), Dünge- und Bodenverbesserungsmittel (mit Einnährstoffdüngern, Mehrnährstoffdüngern, organischen Düngemitteln, Bodenverbesserungsmittel wie Kalk, Torf), Pflanzenbehandlungs- und Schädlingsbekämpfungsmittel (mit Fungiziden, Insektiziden, Herbiziden, etc.)
- 2 **Zugekaufte Futtermittel^{b)}**
- 3 **Innerbetrieblich erzeugte und verbrauchte Futtermittel**
(unter Futtermittel fallen Einzelfuttermittel wie Getreide, Kartoffeln, Milch, Zusatzstoffe für die Tierernährung, Mischfuttermittel und Ergänzungsfuttermittel)
- 4 **Instandhaltungen**
Instandhaltung von Maschinen und Geräten (mit Instandhaltung und Reparaturen von Fahrzeugen, Maschinen und anderen Ausrüstungsgütern), Instandhaltung von baulichen Anlagen (mit Arbeitskosten für z.B. Maurer, verwendetem Material, etc.)
- 5 **Energie, Treib- und Schmierstoffe**
(mit Elektrizität)
- 6 **Sonstige Vorleistungen**
Tierarzt und Medikamente (mit Medikamenten und Honoraren), landwirtschaftliche Dienstleistungen, sonstige Güter und Dienstleistungen (mit Material und Kleinwerkzeugen, Mieten, Dienstleistungen von Transport-, Handels- und Lagerunternehmen, Abgaben und Beiträge für Berufs- und Wirtschaftsverbände ,etc.)

Anmerkungen: ^{a)} Die in der R-LGR einzeln aufgeführten Erzeugnisse bzw. Vorleistungen sind unterstrichen dargestellt. Die in dieser Arbeit zusammengestellten Kategorien sind fett gedruckt. ^{b)} In der R-LGR sind die gesamten Futtermittel angegeben und der Anteil, welcher davon innerbetrieblich erzeugt und verbraucht wird. Aus der Differenz hieraus wird die Kategorie „zugekaufte Futtermittel“ errechnet.

Quelle: STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006a), EUROPÄISCHE KOMMISSION (2000: 125 ff).

Anhang 4

Ergänzende Ergebnisse zur Schätzung verfahrensbezogener Faktoreinsatzmengen nach Gleichung (3.20) im Text

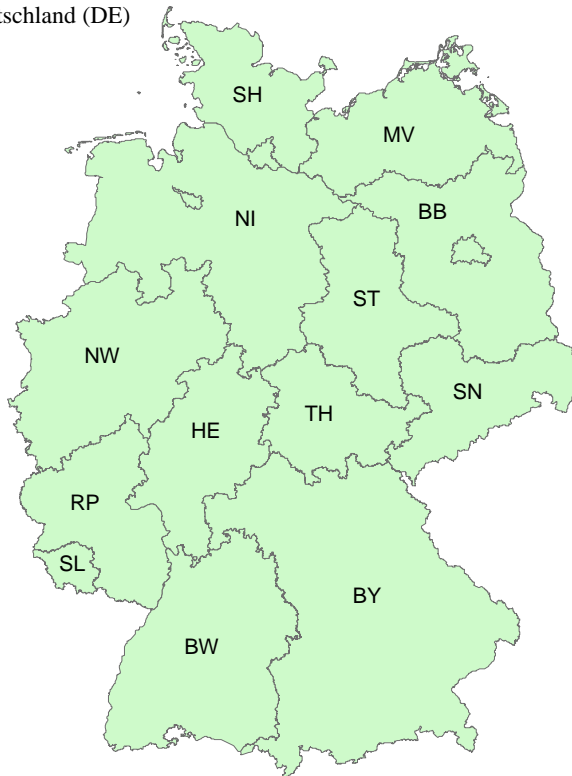
1. Spezifische Vorleistungsgüter der pflanzlichen Produktion (Koeffizienten entsprechen A_{1k} in Gleichung 3.20)							
	1991-1992	1993-1994	1995-1996	1997-1998	1999-2000	2001-2002	2003-2004
Getreide	0,198	0,197	0,201	0,179	0,177	0,184	0,179
Futterpflanzen	0,174	0,177	0,192	0,187	0,185	0,166	0,154
Sonstige Marktfrüchte	0,207	0,237	0,240	0,226	0,229	0,245	0,217
Sonderkulturen	0,120	0,159	0,172	0,185	0,165	0,200	0,169
Rinder und Kälber	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Schweine	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Milch	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Sonstige tierische Erzeugnisse	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2. Zugekaufte Futtermittel (Koeffizienten entsprechen A_{2k} in Gleichung 3.20)							
Getreide	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Futterpflanzen	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Sonstige Marktfrüchte	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Sonderkulturen	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Rinder und Kälber	0,273	0,289	0,253	0,224	0,234	0,164	0,208
Schweine	0,359	0,285	0,388	0,466	0,357	0,379	0,357
Milch	0,320	0,316	0,263	0,186	0,210	0,152	0,154
Sonstige tierische Erzeugnisse	0,241	0,282	0,284	0,314	0,305	0,287	0,244
3. Innerbetrieblich erzeugte Futtermittel (Koeffizienten entsprechen A_{3k} in Gleichung 3.20)							
Getreide	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Futterpflanzen	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Sonstige Marktfrüchte	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Sonderkulturen	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Rinder und Kälber	0,323	0,386	0,341	0,377	0,363	0,334	0,389
Schweine	0,303	0,228	0,226	0,127	0,147	0,141	0,105
Milch	0,415	0,487	0,483	0,606	0,576	0,624	0,533
Sonstige tierische Erzeugnisse	0,224	0,251	0,221	0,173	0,212	0,231	0,186
4. Instandhaltungen (Koeffizienten entsprechen A_{4k} in Gleichung 3.20)							
Getreide	0,072	0,052	0,047	0,049	0,044	0,044	0,058
Futterpflanzen	0,103	0,089	0,100	0,106	0,093	0,080	0,100
Sonstige Marktfrüchte	0,113	0,067	0,090	0,079	0,071	0,074	0,080
Sonderkulturen	0,070	0,068	0,072	0,077	0,064	0,077	0,082
Rinder und Kälber	0,128	0,178	0,136	0,152	0,148	0,136	0,151
Schweine	0,104	0,086	0,092	0,090	0,071	0,075	0,067
Milch	0,069	0,060	0,058	0,058	0,062	0,061	0,062
Sonstige tierische Erzeugnisse	0,139	0,105	0,105	0,108	0,085	0,088	0,087
5. Energie-, Treib- und Schmierstoffe (Koeffizienten entsprechen A_{5k} in Gleichung 3.20)							
Getreide	0,049	0,058	0,050	0,045	0,043	0,044	0,054
Futterpflanzen	0,065	0,087	0,089	0,084	0,072	0,063	0,074
Sonstige Marktfrüchte	0,066	0,063	0,076	0,066	0,060	0,064	0,066
Sonderkulturen	0,053	0,080	0,081	0,082	0,068	0,080	0,080
Rinder und Kälber	0,060	0,112	0,090	0,096	0,102	0,096	0,103
Schweine	0,040	0,050	0,052	0,047	0,043	0,047	0,042
Milch	0,030	0,042	0,041	0,041	0,047	0,048	0,048
Sonstige tierische Erzeugnisse	0,068	0,077	0,079	0,072	0,059	0,064	0,061
6. Sonstige Vorleistungen (Koeffizienten entsprechen A_{6k} in Gleichung 3.20)							
Getreide	0,136	0,122	0,115	0,108	0,103	0,101	0,117
Futterpflanzen	0,183	0,239	0,239	0,236	0,215	0,174	0,178
Sonstige Marktfrüchte	0,189	0,147	0,209	0,164	0,149	0,153	0,141
Sonderkulturen	0,133	0,165	0,178	0,183	0,152	0,178	0,161
Rinder und Kälber	0,142	0,204	0,182	0,190	0,213	0,193	0,192
Schweine	0,130	0,147	0,151	0,137	0,125	0,129	0,096
Milch	0,085	0,083	0,093	0,090	0,112	0,121	0,100
Sonstige tierische Erzeugnisse	0,159	0,158	0,157	0,149	0,132	0,139	0,115

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anhang 5

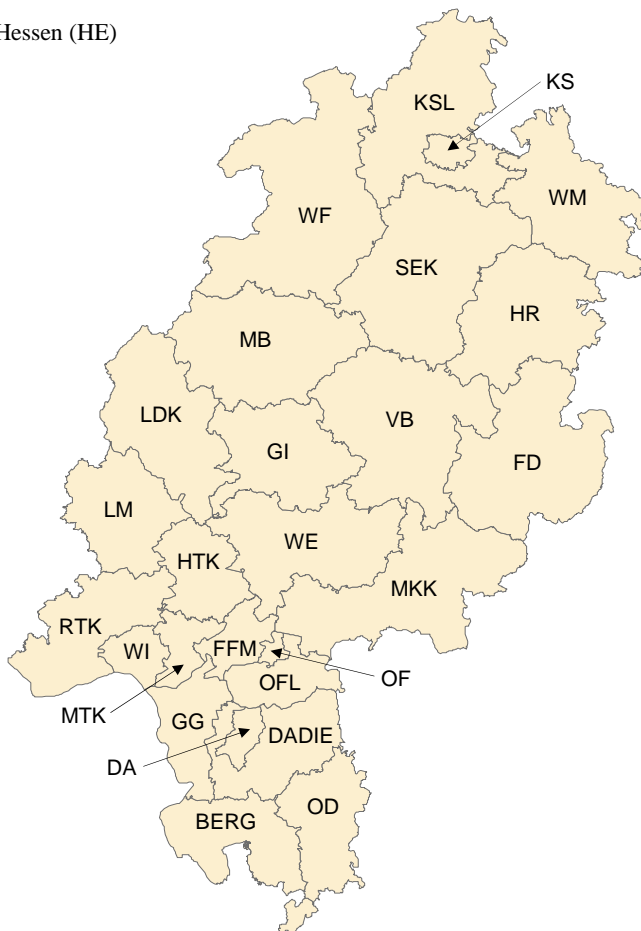
Untersuchungsregionen und verwendete Abkürzungen

a) Deutschland (DE)



DE	=	Deutschland
BW	=	Baden-Württemberg
BY	=	Bayern
BB	=	Brandenburg
HE	=	Hessen
MV	=	Mecklenburg-Vorpommern
NI	=	Niedersachsen
NW	=	Nordrhein-Westfalen
RP	=	Rheinland-Pfalz
SL	=	Saarland
SN	=	Sachsen
ST	=	Sachsen-Anhalt
SH	=	Schleswig-Holstein
TH	=	Thüringen

b) Hessen (HE)



HE	=	Hessen
DA	=	Darmstadt
FFM	=	Frankfurt am Main
OF	=	Offenbach
WI	=	Wiesbaden
BERG	=	Bergstraße
DADIE	=	Darmstadt-Dieburg
GG	=	Groß-Gerau
HTK	=	Hochtaunuskreis
MKK	=	Main-Kinzig-Kreis
MTK	=	Main-Taunus-Kreis
OD	=	Odenwald
OFL	=	Offenbach Landkreis
RTK	=	Rheingau-Taunus-Kreis
WE	=	Wetterau
GI	=	Gießen
LDK	=	Lahn-Dill-Kreis
LM	=	Limburg-Weilburg
MB	=	Marburg-Biedenkopf
VB	=	Vogelsberg
KS	=	Kassel
FD	=	Fulda
HR	=	Hersfeld-Rotenburg
KSL	=	Kassel Landkreis
SEK	=	Schwalm-Eder-Kreis
WF	=	Waldeck-Frankenberg
WM	=	Werra-Meißner-Kreis

Anhang 6

Betriebsgrößenstruktur und Transferzahlungen aus der EU-Agrarpolitik in Deutschland und den hessischen Regionen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro^{a)}

	Landwirtschaftlich genutzte Fläche je Betrieb (in Hektar)	PSE je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	PSE je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft ^{b)}	PSE je landwirtschaftlichem Betrieb	Percentage PSE (in Prozent)
DE^{c)}	40,44	671,77	13053,01	27163,54	42,0
BW	22,02	759,05	10196,84	16713,46	48,6
BY	24,02	770,53	12595,11	18493,68	46,2
BB	198,09	354,97	11761,42	70302,91	42,2
HE	29,60	507,40	8248,85	15016,73	41,7
MV	259,99	475,74	20360,96	123678,65	40,1
NI	45,39	757,16	16691,70	34382,52	37,3
NW	28,05	1085,38	13412,29	30441,61	39,5
RP	24,09	470,38	6587,61	11337,27	42,8
SL	42,54	326,37	6387,20	13863,21	43,2
SN	112,49	512,41	10026,21	57614,52	42,1
ST	235,36	487,21	16928,88	114679,35	38,6
SH	52,82	824,79	20547,81	43538,53	45,8
TH	156,51	532,48	13880,85	83346,22	40,3
HE^{d)}	29,57	583,87	9594,90	17265,32	42,3
DA	39,45	372,02	1653,65	14692,61	41,4
FFM	23,70	478,33	1522,81	11347,68	39,6
OF	15,80	333,69	439,36	5268,10	38,8
WI	21,81	477,36	2675,53	10415,48	39,8
BERG	25,93	516,97	6228,22	13406,44	44,9
DADIE	34,57	586,91	7563,13	20304,13	40,5
GG	40,38	462,90	6985,19	18706,97	39,4
HTK	30,20	474,55	5426,67	14335,63	43,5
MKK	27,55	563,87	8158,76	15532,11	46,6
MTK	23,65	456,84	3367,17	10809,63	44,0
OD	24,16	597,91	10403,76	14415,00	51,0
OFL	31,07	441,68	2495,36	13728,30	43,2
RTK	17,60	332,28	2641,18	5855,61	39,8
WE	37,94	599,98	13092,60	22770,07	40,9
GI	36,02	481,68	9163,32	17353,66	42,9
LDK	24,81	378,88	4975,00	9402,13	50,5
LM	42,40	553,12	13493,09	23450,83	43,5
MB	25,42	604,68	10641,63	15374,12	42,6
VB	32,91	614,42	14677,71	20215,24	43,8
KS	17,91	364,13	463,66	6520,20	36,7
FD	24,62	668,49	13329,92	16455,78	45,2
HR	26,40	585,85	10970,69	15469,37	42,6
KSL	35,98	557,41	11380,10	20061,13	39,1
SEK	32,23	716,67	16298,89	23111,81	37,9
WF	27,43	675,21	13728,66	18514,12	42,6
WM	34,43	556,48	11419,70	19161,69	41,2

Anmerkungen: ^{a)} Es sind die realen Werte zum Basisjahr 1995 angegeben. ^{b)} Neben den Erwerbstätigen in der Landwirtschaft umfasst diese Kategorie auch die Erwerbstätigen in der Forstwirtschaft und Fischerei. ^{c)} Die drei Stadtstaaten Hamburg, Berlin und Bremen sind nicht berücksichtigt. ^{d)} Die Abweichung hinsichtlich der Ergebnisse für Hessen als Bundesland und berechnet aus dem Durchschnitt der 26 hessischen Landkreise und kreisfreien Städte resultiert aus den unterschiedlichen Datengrundlagen, auf denen die Berechnungen basieren (siehe hierzu auch Abschnitt 4.3).

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Daten des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES, der ZMP-Marktbilanzen und den OECD-Statistiken.

Anhang 7

Zusammensetzung der EU-Agrarstützung je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche in Deutschland und den hessischen Regionen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro^{a)}

	Flächenbezogene Ausgleichszahlungen										
	Getreide	Winter- raps	für Getreide	für Winter- raps	Zucker- rüben	Kar- toffeln	Milch	Rind- / Kalb- fleisch	Schweine- fleisch	Schaf- fleisch	Summe
DE^{b)}	39,70	5,63	128,71	23,83	38,83	7,50	177,98	177,54	68,53	3,52	671,77
BW	35,93	3,35	111,53	13,18	22,28	1,72	164,04	348,53	52,78	5,70	759,05
BY	33,91	3,31	116,86	14,92	37,30	6,47	240,10	274,71	41,18	1,75	770,53
BB	29,83	5,31	114,59	22,60	10,87	3,28	108,91	37,13	20,44	2,01	354,97
HE ^{c)}	45,57	5,32	128,50	22,37	37,19	2,75	143,85	65,15	27,81	28,90	507,40
MV	46,86	14,25	134,49	51,97	26,09	5,20	109,53	75,79	11,26	0,30	475,74
NI	38,57	2,67	119,38	10,64	63,48	22,26	213,90	160,72	124,48	1,07	757,16
NW	44,02	2,65	143,14	11,30	71,24	10,49	194,84	343,47	259,92	4,32	1085,38
RP	33,23	3,24	94,84	11,64	45,50	4,53	120,76	116,32	36,54	3,77	470,38
SL	31,72	2,58	78,73	9,75	0,00	0,77	127,81	66,98	6,15	1,88	326,37
SN	41,67	9,47	157,54	45,96	24,79	3,39	184,82	30,31	13,79	0,66	512,41
ST	51,23	8,59	176,15	38,62	55,38	5,17	97,84	4,20	49,80	0,24	487,21
SH	41,80	9,13	122,72	40,42	18,03	2,36	256,49	294,25	32,11	7,49	824,79
TH	49,29	10,15	166,10	46,80	18,72	1,39	127,71	62,05	49,92	0,34	532,48
HE^{c)}	45,06	5,26	123,51	22,48	36,77	2,72	144,64	142,69	52,99	7,75	583,87
DA	41,34	0,81	121,93	3,59	93,14	9,97	19,78	40,64	39,18	1,63	372,02
FFM	65,96	3,22	160,46	12,13	169,49	8,50	18,81	11,07	21,63	7,08	478,33
OF	50,94	8,82	99,26	33,96	0,00	0,94	99,35	39,47	0,96	0,00	333,69
WI	54,83	3,44	142,37	14,89	153,46	15,99	17,82	48,52	22,19	3,86	477,36
BERG	26,33	0,17	80,96	0,85	67,63	11,72	112,88	184,14	27,07	5,23	516,97
DADIE	46,59	2,03	128,56	9,67	108,62	11,68	78,83	125,68	71,41	3,84	586,91
GG	41,26	1,10	148,33	5,67	130,68	22,15	18,18	54,12	38,47	2,94	462,90
HTK	52,55	5,24	136,88	22,92	63,66	3,46	75,19	90,87	12,71	11,07	474,55
MKK	34,55	3,74	95,61	14,16	26,77	1,81	146,63	208,35	22,44	9,81	563,87
MTK	58,02	3,02	161,61	13,69	124,54	3,46	36,15	41,51	11,35	3,49	456,84
OD	18,46	1,37	64,47	5,87	5,60	1,60	203,87	263,13	23,85	9,68	597,91
OFL	48,80	3,41	130,51	14,34	7,39	7,11	73,49	123,83	23,47	9,33	441,68
RTK	45,96	10,66	127,09	38,64	5,71	0,60	16,19	51,30	26,45	9,68	332,28
WE	62,74	6,15	147,57	24,88	110,98	4,32	101,42	98,30	36,84	6,78	599,98
GI	44,80	6,13	134,24	28,71	32,04	2,41	87,03	103,96	31,98	10,38	481,68
LDK	20,19	3,09	82,34	13,61	2,01	0,90	71,90	147,57	14,24	23,03	378,88
LM	47,83	7,24	140,23	29,48	18,31	1,36	146,00	130,97	26,20	5,51	553,12
MB	51,20	5,30	136,78	22,51	9,02	0,86	152,16	156,16	58,95	11,75	604,68
VB	36,21	4,36	99,07	18,93	3,37	0,32	211,23	185,51	49,20	6,23	614,42
KS	41,15	7,37	113,15	20,86	12,63	11,32	71,70	15,05	9,79	61,11	364,13
FD	30,72	3,91	91,90	15,65	1,30	0,60	236,14	229,37	51,11	7,78	668,49
HR	38,89	5,91	124,91	27,06	2,54	0,84	144,16	164,08	73,55	3,91	585,85
KSL	63,58	7,73	155,28	36,05	42,58	1,76	99,64	78,83	63,88	8,09	557,41
SEK	65,00	8,14	158,61	33,19	68,25	1,38	139,09	108,73	128,55	5,71	716,67
WF	42,21	5,20	116,59	23,73	4,20	0,51	253,01	165,12	58,33	6,30	675,21
WM	41,68	6,88	124,14	30,78	34,14	1,00	138,61	106,11	64,98	8,16	556,48

Anmerkungen: ^{a)} Es sind die realen Werte zum Basisjahr 1995 angegeben. ^{b)} Die drei Stadtstaaten Hamburg, Berlin und Bremen sind nicht berücksichtigt. ^{c)} Die Abweichung hinsichtlich der Ergebnisse für Hessen als Bundesland und berechnet aus dem Durchschnitt der 26 hessischen Landkreise und kreisfreien Städte resultiert aus den unterschiedlichen Datengrundlagen, auf denen die Berechnungen basieren (siehe hierzu auch Abschnitt 4.3).

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Daten des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES, der ZMP-Marktbilanzen und den OECD-Statistiken.

Anhang 8

Zusammensetzung der ausgezahlten Fördermittel für den ländlichen Raum in den hessischen Regionen je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche, jährlicher Durchschnitt 2003 bis 2004 in Euro^{a)}

	Ausgleichszulage	HEKUL	HELP	Einzelbetriebliche Investitionen	Marktförderung	Dorf- und Regionalentwicklung	Forst	Weinbau	Summe
HE	26,33	18,67	10,40	14,86	2,89	16,49	3,24	0,54	93,43
BERG	20,29	15,16	14,46	5,83	11,33	18,29	2,14	4,07	91,58
DADIE	2,66	6,47	12,79	7,54	5,87	12,00	1,82	0,66	49,81
GG	0,65	1,05	13,92	5,23	1,95	5,39	0,35	0,00	28,54
HTK	24,57	18,52	15,57	5,91	0,38	9,83	6,79	0,00	81,57
MKK	38,77	25,48	13,61	7,03	1,06	8,57	1,82	0,00	96,33
MTK	4,61	5,70	8,88	18,22	10,36	3,79	0,77	3,75	56,08
OD	47,61	21,74	20,40	14,46	2,17	20,34	6,34	0,00	133,05
OFL	12,90	9,81	20,67	36,84	2,59	1,56	2,09	0,00	86,44
RTK	23,08	16,29	14,34	37,89	0,87	12,37	5,09	15,23	125,17
WE	7,45	11,79	9,61	5,70	0,54	4,96	3,39	0,00	43,44
GI	11,28	22,93	8,91	10,32	0,08	25,34	3,45	0,00	82,30
LDK	50,46	54,64	11,63	0,80	0,00	29,23	3,17	0,00	149,93
LM	12,65	13,82	8,10	18,63	7,24	9,78	0,55	0,00	70,76
MB	25,15	18,33	12,19	15,39	0,17	16,01	3,37	0,00	90,60
VB	39,09	35,08	7,30	15,56	1,88	21,65	4,01	0,00	124,57
FD	53,82	30,73	9,61	14,56	8,63	17,96	3,28	0,00	138,60
HR	39,20	19,67	8,15	10,53	0,16	31,85	3,98	0,00	113,54
KSL	7,16	7,46	7,33	17,31	0,00	19,34	3,03	0,00	61,63
SEK	12,85	5,91	7,35	26,67	7,15	13,86	4,32	0,00	78,12
WF	36,78	15,73	8,11	17,03	0,09	13,70	1,82	0,00	93,28
WM	37,63	18,55	15,44	16,45	1,00	29,27	4,78	0,00	123,13
Kreisfreie Städte	2,75	12,41	10,10	33,15	7,02	7,51	6,11	0,00	79,04

Anmerkungen: ^{a)} Es sind die realen Werte zum Basisjahr 1995 angegeben.

Quelle: EU-ZAHLSTELLE HESSEN und eigene Berechnungen.

Anhang 9

Annahmen für die Dekomposition eines Streuungsmaßes nach Shorrocks

Es sei angenommen, dass eine Zufallsvariable Y aus I unterschiedlichen Komponenten besteht, welche additiv miteinander verknüpft sind:

$$(9.1) \quad Y = \sum_{i=1}^I Y_i .$$

Zudem soll $I(Y)$ ein Streuungsmaß $I(Y)$ für Y sein. Nach SHORROCKS (1982) lässt sich nun $I(Y)$ in I Beiträge S_i (mit $i = 1, \dots, I$) zerlegen. Dabei ist S_i eine Funktion der Streuung der *iten* Komponente, d.h. $I(Y_i)$, und eine Funktion des Anteils von Y_i an Y , geschrieben als Φ_i (vgl. hierzu auch FOURNIER 2000: 3ff), so dass gilt: $S_i = (I(Y), \Phi_i)$.

Für die Dekomposition des Streuungsmaßes $I(Y)$ stellt SHORROCKS (1982) die folgenden sechs Annahmen auf:

Annahme 1: a) Das Streuungsmaß $I(y)$ ist stetig und symmetrisch.
b) Wenn $Y = \mu e$ mit $e = 1, 1, \dots, 1$, dann ist $I(Y) = 0$.

Annahme 2: Der Beitrag S_i an der Streuung von Y ist

- a) stetig in Y_i und
- b) unabhängig von der Reihenfolge der einzelnen Bestandteile von Y .

Annahme 3: Der Beitrag S_i an der Streuung von Y wird nicht von dem Disaggregationsgrad der anderen Komponenten $Y_{i \neq k}$ von Y beeinflusst, d.h.

$$S_i(Y_1, \dots, Y_k; K) = S_i(Y_1, Y - Y_1; 2) .$$

Annahme 4: Die Summe der Streuung der einzelnen Komponenten Y_i ergibt die Streuung von Y , d.h.

$$I(Y) = \sum_{i=1}^I S_i .$$

Annahme 5: Ist eine Komponente Y_i gleichverteilt, so ist ihr Beitrag zur Streuung von Y gleich Null.

Annahme 6: Besteht Y aus zwei Komponenten Y_1 und Y_2 und lässt sich die Komponente Y_1 durch eine Permutation als Y_2 schreiben, dann ist $S_1 = S_2$.

Anhang 10

Beweis der natürlichen Dekomposition eines Streuungsmaßes am Beispiel der ungewichteten Varianz und für zwei Zufallsvariablen

Es sind die beiden Zufallsvariablen X und Y gegeben, welche additiv miteinander verknüpft sind und für deren Summe

$$(10.1) \quad Z = X + Y$$

gelten soll. Die Varianz von Z kann als Summe der Varianzen von X und Y , zuzüglich einem Interaktionseffekt dargestellt werden (vgl. SACHS 2004: 497) als:

$$(10.2) \quad \sigma^2(Z) = \sigma^2(X) + \sigma^2(Y) + 2 \operatorname{cov}(X, Y), \text{ bzw. ausgeschrieben}$$

$$\sigma^2(Z) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))^2 + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (y_i - \mu(Y))^2 + 2 \left[\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))(y_i - \mu(Y)) \right].$$

Um für jeden Bestandteil von Z (hier X und Y) nur einen Beitrag zur Varianz von Z zu erhalten, schlägt SHORROCKS (1982: 194) eine „natürliche Dekomposition“ vor, bei welcher der Interaktionseffekt gleichmäßig auf die Varianzen von X und Y verteilt wird. Angewendet auf Gleichung (9.2) ergibt sich

$$(10.3) \quad \begin{aligned} \sigma^2(Z) &= \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))^2 + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))(y_i - \mu(Y)) \\ &\quad + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (y_i - \mu(Y))^2 + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))(y_i - \mu(Y)), \text{ bzw. durch Ausklammern} \\ \sigma^2(Z) &= \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I [(x_i - \mu(X))^2 + (x_i - \mu(X))(y_i - \mu(Y))] \\ &\quad + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I [(y_i - \mu(Y))^2 + (x_i - \mu(X))(y_i - \mu(Y))]. \end{aligned}$$

Das Ausmultiplizieren der beiden Ausdrücke in den eckigen Klammern führt zu:

$$\begin{aligned} \sigma^2(Z) &= \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I [x_i^2 - 2x_i\mu(X) + \mu^2(X) + x_i y_i - x_i\mu(Y) - \mu(X)y_i + \mu(X)\mu(Y)] \\ &\quad + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I [y_i^2 - 2y_i\mu(Y) + \mu^2(Y) + x_i y_i - x_i\mu(Y) - \mu(X)y_i + \mu(X)\mu(Y)]. \end{aligned}$$

Durch Umformung kann die Gleichung auch geschrieben werden als

$$\begin{aligned} \sigma^2(Z) &= \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I [x_i^2 + x_i y_i - x_i\mu(X) - x_i\mu(Y) - \mu(X)x_i - \mu(X)y_i + \mu^2(X) + \mu(X)\mu(Y)] \\ &\quad + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I [y_i x_i + y_i^2 - y_i\mu(X) - y_i\mu(Y) - \mu(Y)x_i - \mu(Y)y_i + \mu(Y)\mu(X) + \mu(Y)^2]. \end{aligned}$$

Dieser Ausdruck kann vereinfacht werden zu

$$(10.4) \quad \sigma^2(Z) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))(x_i + y_i - \mu(X) - \mu(Y)) \\ + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (y_i - \mu(Y))(x_i + y_i - \mu(X) - \mu(Y)).$$

Da $x_i + y_i = z_i$ und $\mu(X) + \mu(Y) = \mu(Z)$ folgt aus Gleichung (10.4)

$$(10.5) \quad \sigma^2(Z) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))(z_i - \mu(Z)) \\ + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (y_i - \mu(Y))(z_i - \mu(Z)),$$

mit $\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))(z_i - \mu(Z)) = \text{cov}(Z, X)$ und $\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (y_i - \mu(Y))(z_i - \mu(Z)) = \text{cov}(Z, Y)$,

so dass gilt:

$$(10.6) \quad \sigma^2(Z) = \text{cov}(Z, X) + \text{cov}(Z, Y).$$

Anhang 11

Herleitung von Gleichung (5.7) im Text

Die gewichtete Varianz für die Summe aus dem Einkommen yf in J Regionen und der Begünstigung S_j kann nach Gleichung (5.6) im Text geschrieben werden als:

$$(11.1) \quad \sigma_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S_j - \mu_w)^2 \quad \text{mit} \quad \mu_w = \sum_{j=1}^J w_j (yf_j + S_j) = \sum_{j=1}^J w_j yf_j + \sum_{j=1}^J w_j S_j.$$

Durch Einsetzen von μ_w , ergibt sich hieraus:

$$(11.2) \quad \sigma_w^2 = \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j + S_j - \sum_{j=1}^J w_j yf_j - \sum_{j=1}^J w_j S_j \right)^2.$$

Ausmultiplizieren und Umformen führt zu:

$$\begin{aligned} &= \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j^2 + yf_j S_j - yf_j \sum_{j=1}^J w_j yf_j - yf_j \sum_{j=1}^J w_j S_j \right) \\ &\quad + \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j S_j + S_j^2 - S_j \sum_{j=1}^J w_j yf_j - S_j \sum_{j=1}^J w_j S_j \right) \\ &\quad + \sum_{j=1}^J w_j \left(- yf_j \sum_{j=1}^J w_j yf_j - S_j \sum_{j=1}^J w_j yf_j + \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2 + \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right) \left(\sum_{j=1}^J w_j S_j \right) \right) \\ &\quad + \sum_{j=1}^J w_j \left(- yf_j \sum_{j=1}^J w_j S_j - S_j \sum_{j=1}^J w_j S_j + \left(\sum_{j=1}^J w_j S_j \right) \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right) + \left(\sum_{j=1}^J w_j S_j \right)^2 \right) \\ &= \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j^2 - 2 yf_j \sum_{j=1}^J w_j yf_j + \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right)^2 \right) \\ &\quad + \sum_{j=1}^J w_j \left(S_j^2 - 2 S_j \sum_{j=1}^J w_j S_j + \left(\sum_{j=1}^J w_j S_j \right)^2 \right) \\ &\quad + \sum_{j=1}^J w_j \left(2 yf_j S_j - 2 yf_j \sum_{j=1}^J w_j S_j - 2 S_j \sum_{j=1}^J w_j yf_j + 2 \left(\sum_{j=1}^J w_j yf_j \right) \left(\sum_{j=1}^J w_j S_j \right) \right) \\ &= \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j - \sum_{i=1}^J w_i yf_i \right)^2 + \sum_{j=1}^J w_j \left(S_j - \sum_{i=1}^J w_i S_i \right)^2 \\ &\quad + 2 \sum_{j=1}^J w_j \left(yf_j - \sum_{i=1}^J w_i yf_i \right) \left(S_j - \sum_{i=1}^J w_i S_i \right) \\ &= \sigma_w^2(yf_j) + \sigma_w^2(S_j) + 2 \text{cov}_w(yf_j, S_j). \end{aligned}$$

Anhang 12

Herleitung der ungewichteten Varianz und des quadrierten Variationskoeffizienten für zwei Beobachtungswerte

Allgemein ist die ungewichtete Varianz definiert als:

$$(12.1) \quad \sigma^2(X) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (x_i - \mu(X))^2.$$

Für zwei Beobachtungswerte x und hx ergibt sich hieraus:

$$(12.2) \quad \sigma^2(X) = \frac{1}{2} \left((x - \mu(X))^2 + (hx - \mu(X))^2 \right).$$

Das Ausmultiplizieren führt zu:

$$(12.3) \quad \sigma^2(X) = \frac{1}{2} \left(x^2 - 2x\mu(X) + \mu(X)^2 + (hx)^2 - 2hx\mu(X) + \mu(X)^2 \right).$$

Dieser Ausdruck kann vereinfacht werden zu:

$$(12.4) \quad \sigma^2(X) = \frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 2x\mu(X) - 2hx\mu(X) + 2\mu(X)^2 \right).$$

Durch Ausklammern ergibt sich:

$$(12.5) \quad \sigma^2(X) = \frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 2\mu(X)(x + hx) + 2\mu(X)^2 \right).$$

Da $\mu(X) \times \sum_{i=1}^I x_i = I \times \mu(X)^2$ bzw. im vorliegenden Fall $\mu(X) \times (x + hx) = 2\mu(X)^2$ kann Gleichung (11.5) auch geschrieben werden als:

$$(12.6) \quad \sigma^2(X) = \frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 4\mu(X)^2 + 2\mu(X)^2 \right) \text{ bzw.}$$

$$(12.7) \quad \sigma^2(X) = \frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 2\mu(X)^2 \right).$$

Der quadrierte Variationskoeffizient ist demnach:

$$(12.8) \quad \sigma^2(X)/\mu(X)^2 = \frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 2\mu(X)^2 \right) / \mu(X)^2 \text{ bzw.}$$

$$= \frac{\frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 2 \left(\frac{x + hx}{2} \right)^2 \right)}{\left(\frac{x + hx}{2} \right)^2}.$$

Anhang 13

Herleitung von Ungleichung (5.17) im Text

$$(13.1) \quad \frac{\frac{1}{2} \left(x^2 + (hx)^2 - 2 \left(\frac{x+hx}{2} \right)^2 \right)}{\left(\frac{x+hx}{2} \right)^2} > \frac{\frac{1}{2} \left((x+S)^2 + (hx+bS)^2 - 2 \left(\frac{x+S+hx+bS}{2} \right)^2 \right)}{\left(\frac{x+S+hx+bS}{2} \right)^2}$$

Um den Ausdruck rechts des Ungleichheitszeichens zu vereinfachen, wird $x + S + hx + bS = U$ gesetzt. Zunächst sollen nur die Ausdrücke links und rechts des Ungleichheitszeichens durch Ausmultiplizieren umgeformt werden:

$$(13.2) \quad \frac{\frac{1}{2} \left(x^2 + h^2 x^2 - 2 \left(\frac{x^2 + 2hx^2 + h^2 x^2}{4} \right) \right)}{\frac{x^2 + 2hx^2 + h^2 x^2}{4}} > \frac{\frac{1}{2} \left(x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2 - \frac{1}{2} U^2 \right)}{\frac{U^2}{4}}.$$

Diese Ungleichung kann weiter vereinfacht werden zu:

$$(13.3) \quad \frac{x^2 + h^2 x^2 - 0,5(x^2 + 2hx^2 + h^2 x^2)}{0,5(x^2 + 2hx^2 + h^2 x^2)} > \frac{x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2 - 0,5U^2}{0,5U^2}.$$

Wird der Ausdruck auf der linken Seite der Ungleichung ausmultipliziert und werden im Zähler und Nenner $0,5x^2$ ausgeklammert, so ergibt sich

$$(13.4) \quad \frac{0,5x^2(1+h^2-2h)}{0,5x^2(1+h^2+2h)} > \frac{x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2 - 0,5U^2}{0,5U^2} \text{ bzw.}$$

$$(13.5) \quad \frac{1+h^2-2h}{1+h^2+2h} > \frac{x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2 - 0,5U^2}{0,5U^2}.$$

Durch Multiplikation der Ungleichung XII.6 mit $(1+h^2+2h)$ und $0,5U^2$ ergibt sich:

$$(13.6) \quad 0,5U^2 + 0,5h^2U^2 - hU^2 > (1+h^2+2h)(x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2 - 0,5U^2).$$

Das Ausmultiplizieren des Ausdrucks rechts vom Ungleichheitszeichen führt zu:

$$(13.7) \quad 0,5U^2 + 0,5h^2U^2 - hU^2 > x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2 - 0,5U^2$$

$$+ h^2 x^2 + 2h^2 Sx + h^2 S^2 + h^4 x^2 + 2bSh^3 x + b^2 h^2 S^2 - 0,5h^2 U^2$$

$$+ 2hx^2 + 4Shx + 2hS^2 + 2h^3 x^2 + 4bSh^2 x + 2b^2 hS^2 - hU^2 .$$

Da $-hU^2$ auf beiden Seiten der Ungleichung vorkommt, kürzt es sich heraus. Zudem können jeweils die Summanden $0,5U^2$ und $0,5h^2 U^2$ zusammengelegt werden:

$$(13.8) \quad U^2 + h^2 U > x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2$$

$$+ h^2 x^2 + 2h^2 Sx + h^2 S^2 + h^4 x^2 + 2bSh^3 x + b^2 h^2 S^2$$

$$+ 2hx^2 + 4Shx + 2hS^2 + 2h^3 x^2 + 4bSh^2 x + 2b^2 hS^2 .$$

Wird $U^2 = x^2 + Sx + hx^2 + bSx + Sx + S^2 + Shx + bS^2 + hx^2 + Shx + h^2 x^2 + bShx$

$$+ bSx + bS^2 + bShx + b^2 S^2$$

$$= x^2 + S^2 + h^2 x^2 + b^2 S^2 + 2Sx + 2hx^2 + 2bSx + 2Shx + 2bS^2 + 2bShx$$

eingesetzt, so entsteht:

$$(13.9) \quad x^2 + S^2 + h^2 x^2 + b^2 S^2 + 2Sx + 2hx^2 + 2bSx + 2Shx + 2bS^2 + 2bShx$$

$$+ h^2 (x^2 + S^2 + h^2 x^2 + b^2 S^2 + 2Sx + 2hx^2 + 2bSx + 2Shx + 2bS^2 + 2bShx)$$

$$> x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2$$

$$+ h^2 x^2 + 2h^2 Sx + h^2 S^2 + h^4 x^2 + 2bSh^3 x + b^2 h^2 S^2$$

$$+ 2hx^2 + 4Shx + 2hS^2 + 2h^3 x^2 + 4bSh^2 x + 2b^2 hS^2 , \text{ bzw. durch Ausmultiplizieren}$$

$$(13.10) \quad x^2 + S^2 + h^2 x^2 + b^2 S^2 + 2Sx + 2hx^2 + 2bSx + 2Shx + 2bS^2 + 2bShx$$

$$+ h^2 x^2 + h^2 S^2 + h^4 x^2 + b^2 h^2 S^2 + 2h^2 Sx + 2h^3 x^2 + 2bh^2 Sx + 2Sh^3 x$$

$$+ 2bh^2 S^2 + 2bSh^3 x$$

$$> x^2 + 2Sx + S^2 + h^2 x^2 + 2bShx + b^2 S^2$$

$$+ h^2 x^2 + 2h^2 Sx + h^2 S^2 + h^4 x^2 + 2bSh^3 x + b^2 h^2 S^2$$

$$+ 2hx^2 + 4Shx + 2hS^2 + 2h^3 x^2 + 4bSh^2 x + 2b^2 hS^2 .$$

Diese Ungleichung kann vereinfacht werden zu:

$$(13.11) \quad 2bSx + 2bS^2 + 2Sh^3 x > 2Shx + 2hS^2 + 2bSh^2 x .$$

Dividiert durch $2S$ ergibt:

$$(13.12) \quad bx + bS + h^3 x > hx + hS + bh^2 x \text{ bzw. durch Umstellen}$$

$$(13.13) \quad h^3 x - hx - hS > bh^2 x - bx - bS .$$

Durch Ausklammern entsteht:

$$(13.14) \quad h(h^2 x - x - S) > b(h^2 x - x - S) .$$

Dividiert durch $(h^2 x - x - S)$ ergibt:

$$(13.15) \quad h > b .$$

Anhang 14

Landwirtschaftliche Erlöse mit und ohne EU-Agrarpolitik in Deutschland und den hessischen Regionen, jährlicher Durchschnitt 2002 bis 2004 in Euro^{a)}

	Landwirtschaftliche Erlöse ohne EU-Agrarpolitik ^{b)} ...			Landwirtschaftliche Erlöse mit EU-Agrarpolitik ^{b)} ...		
	je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft ^{c)}	je landwirtschaftlichem Betrieb	je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft ^{c)}	je landwirtschaftlichem Betrieb
DE^{d)}	926,38	18022,17	37560,48	1598,15	31075,18	64724,02
BW	803,28	10803,54	17737,35	1562,33	21000,37	34450,81
BY	895,70	14687,77	21552,94	1666,23	27282,88	40046,62
BB	484,99	16097,63	96142,05	839,96	27859,04	166444,96
HE	709,39	11536,47	21044,26	1216,79	19785,32	36060,99
MV	708,88	30381,96	184474,90	1184,62	50742,92	308153,55
NI	1271,29	28036,35	57930,63	2028,45	44728,05	92313,15
NW	1664,37	20556,56	46740,46	2749,75	33968,84	77182,07
RP	627,30	8792,14	15181,55	1097,68	15379,76	26518,82
SL	428,23	8384,83	18246,21	754,60	14772,03	32109,42
SN	702,52	13774,59	79139,91	1214,93	23800,80	136754,43
ST	774,75	26930,10	182462,18	1261,96	43858,98	297141,53
SH	976,46	24344,58	51668,02	1801,25	44892,39	95206,55
TH	786,37	20558,91	123035,64	1318,85	34439,76	206381,86
HE^{e)}	795,10	13074,22	23528,32	1378,97	22669,12	40793,63
DA	524,93	2348,17	20789,16	896,95	4001,82	35481,77
FFM	729,20	2311,37	17280,89	1207,53	3834,19	28628,57
OF	525,41	692,75	8314,16	859,10	1132,11	13582,27
WI	720,72	4024,26	15731,47	1198,08	6699,79	26146,95
BERG	634,33	7612,27	16460,20	1151,30	13840,49	29866,63
DADIE	862,16	11080,88	29832,45	1449,07	18644,01	50136,59
GG	711,21	10693,08	28712,35	1174,11	17678,28	47419,32
HTK	615,92	7043,62	18616,19	1090,47	12470,29	32951,82
MKK	645,23	9336,95	17787,61	1209,10	17495,71	33319,72
MTK	579,68	4270,43	13730,44	1036,52	7637,60	24540,07
OD	591,77	9986,63	13840,06	1171,68	20390,39	28255,05
OFL	578,64	3271,20	18011,88	1020,32	5766,55	31740,18
RTK	503,33	3997,72	8865,54	835,61	6638,90	14721,15
WE	865,20	18877,73	32837,72	1465,18	31970,33	55607,79
GI	641,44	12214,00	23124,33	1123,12	21377,31	40477,99
LDK	371,55	4880,04	9229,01	750,43	9855,04	18631,14
LM	718,11	17519,46	30462,24	1271,23	31012,55	53913,07
MB	814,30	14364,94	20716,47	1418,98	25006,57	36090,59
VB	788,23	18876,20	25965,62	1402,65	33553,91	46180,87
KS	628,33	798,88	11238,96	992,46	1262,54	17759,16
FD	810,69	16221,81	19985,21	1479,18	29551,73	36440,98
HR	788,92	14813,45	20848,55	1374,77	25784,14	36317,92
KSL	867,02	17711,38	31215,41	1424,43	29091,49	51276,55
SEK	1173,81	26766,28	37862,26	1890,48	43065,17	60974,07
WF	909,65	18545,43	24971,83	1584,86	32274,09	43485,95
WM	793,79	16336,64	27350,11	1350,27	27756,34	46511,80

Anmerkungen: ^{a)} Es sind die realen Werte zum Basisjahr 1995 angegeben. ^{b)} Die landwirtschaftlichen Erlöse werden aus den Gleichungen (5.30) und (5.31) in Kapitel 5.3 errechnet. ^{c)} Neben den Erwerbstätigen in der Landwirtschaft umfasst diese Kategorie auch die Erwerbstätigen in der Forstwirtschaft und Fischerei. ^{d)} Die drei Stadtstaaten Hamburg, Berlin und Bremen sind nicht berücksichtigt. ^{e)} Die Abweichung hinsichtlich der Werte für Hessen resultiert aus den unterschiedlichen Datengrundlagen, die den Berechnungen zugrunde liegen (siehe hierzu auch Kapitel 4.2).

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Grundlage des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES, ZMP-Marktbilanzen, Daten zum PSE aus den OECD-Statistiken.

Anhang 15

Herleitung des ungewichteten Theil-Indexes aus dem Shannon'schen Entropiemaß

Für die Verteilung einer Variablen Z über I Merkmalsträger, ist nach THEIL (1967) die Entropie definiert als:

$$(15.1) \quad H(e) = -\sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{I \mu(Z)} \ln\left(\frac{Z_i}{I \mu(Z)}\right).$$

Bei Gleichverteilung gilt für die Entropie:

$$(15.2) \quad H(e) = -\sum_{i=1}^I \frac{1}{I} \ln\left(\frac{1}{I}\right).$$

Der Theil-Index (T) errechnet sich nun aus der Differenz der maximal möglichen Entropie von Z (Gleichung 15.2) und der tatsächlichen (Gleichung 15.1), d.h.

$$\begin{aligned} (15.3) \quad T(Z) &= -\sum_{i=1}^I \frac{1}{I} \ln\left(\frac{1}{I}\right) - \left(-\sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{I \mu(Z)} \ln\left(\frac{Z_i}{I \mu(Z)}\right)\right) \\ &= -\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (\ln I - \ln I) + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} (\ln Z_i - \ln(I \mu(Z))) \\ &= -\frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (-\ln I) + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} (\ln Z_i - \ln I - \ln \mu(Z)) \\ &= -\frac{1}{I} I (-\ln I) + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} \left(\ln\left(\frac{Z_i}{\mu(Z)}\right) - \ln I\right) \\ &= \ln I + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \left(\frac{Z_i}{\mu(Z)} \ln\left(\frac{Z_i}{\mu(Z)}\right) - \frac{Z_i}{\mu(Z)} (\ln I)\right) \\ &= \ln I + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} \ln\left(\frac{Z_i}{\mu(Z)}\right) - \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} (\ln I) \\ &= \ln I + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^N \frac{Z_i}{\mu(Z)} \ln\left(\frac{y_i}{y}\right) - \frac{1}{I \mu(Z)} (\ln I) \sum_{i=1}^I Z_i. \end{aligned}$$

Da $\sum_{i=1}^I Z_i = I \mu(Z)$, folgt:

$$\begin{aligned} (15.4) \quad T(Z) &= \ln I + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} \ln\left(\frac{y_i}{\mu(Z)}\right) - \frac{1}{I \mu(Z)} (\ln I) \times I \mu(Z) \\ &= \ln I + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} \ln\left(\frac{Z_i}{\mu(Z)}\right) - \ln I \\ &= \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \frac{Z_i}{\mu(Z)} \ln \frac{Z_i}{\mu(Z)}. \end{aligned}$$

Anhang 16

Ergänzende Regressionsergebnisse zum Abschnitt 5.4.2

Tabelle a: Erklärung der Entwicklung des gewichteten Theil-Indexes (multipliziert mit 1000) für die landwirtschaftlichen Erlöse mit EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE
Konstante	79,433 (0,001)	22,341 (0,000)	61,662 (0,029)	96,645 (0,000)	195,447 (0,034)	42,258 (0,000)
Trend	-0,193 (0,615)	0,608 (0,000)	-0,595 (0,264)	4,875 (0,000)	-5,044 (0,012)	1,017 (0,000)
Percentage PSE	-76,372 (0,083)	-30,770 (0,001)	-14,756 (0,791)	-51,134 (0,158)	196,067 (0,297)	-29,015 (0,066)
Korrigiertes R ²	0,113	0,915	-0,049	0,949	0,444	0,841
F-Statistik	1,826 (0,207)	70,663 (0,000)	0,694 (0,520)	122,869 (0,000)	6,198 (0,016)	35,333 (0,000)

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle b: Erklärung der Entwicklung des gewichteten Variationskoeffizienten (in Prozent) und des Theil-Indexes (multipliziert mit 1000) für die landwirtschaftlichen Erlöse mit EU-Agrarstützung in Hessen, 1979 bis 2004^{a)}

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	σ_w/μ_w	$T_w \times 1000$	σ_w/μ_w	$T_w \times 1000$	σ_w/μ_w	$T_w \times 1000$
Konstante	12,036 (0,000)	7,410 (0,001)	28,487 (0,000)	42,339 (0,000)	24,650 (0,000)	30,190 (0,000)
Trend	0,350 (0,000)	0,553 (0,000)	0,931 (0,000)	4,258 (0,000)	0,243 (0,000)	0,745 (0,000)
Percentage PSE	-0,066 (0,027)	-10,689 (0,022)	-0,076 (0,022)	-32,614 (0,024)	-0,067 (0,019)	-16,525 (0,021)
AR(1) ^{a)}	0,438 (0,037)	0,467 (0,024)	0,636 (0,000)	0,671 (0,000)		
Korrigiertes R ²	0,888	0,886	0,979	0,980	0,749	0,819
F-Statistik	64,312 (0,000)	62,946 (0,000)	377,414 (0,000)	396,112 (0,000)	38,301 (0,000)	57,581 (0,000)

^{a)} Der Durbin/Watson-Test deutete bei einigen Schätzungen auf Autokorrelation hin. In diesen Fällen wurde das Cochrane/Orcutt-Verfahren angewendet und ein autoregressiver Fehlerprozess erster Ordnung (AR(1)) in die ursprüngliche Regressionsgleichung eingefügt (vgl. RAMANATHAN 392ff). Nach dieser Prozedur konnte keine Autokorrelation mehr festgestellt werden.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle c: Erklärung der Differenz zwischen den Theil-Indizes (multipliziert mit 1000) der landwirtschaftlichen Erlöse mit und ohne EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	DE	HE	DE	HE	DE	HE
Konstante	-15,456 (0,000)	-2,944 (0,000)	-12,210 (0,000)	-3,634 (0,008)	-7,818 (0,265)	-3,319 (0,000)
Trend	0,667 (0,030)	-0,232 (0,003)	-0,122 (0,611)	-0,378 (0,015)	-1,305 (0,123)	-0,529 (0,000)
Korrigiertes R ²	0,281	0,487	-0,059	0,401	0,119	0,725
F-Statistik	6,075 (0,030)	13,330 (0,003)	0,272 (0,611)	8,041 (0,015)	2,758 (0,123)	35,313 (0,000)

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anhang 17

Entwicklung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse in den alten und neuen Bundesländern

Tabelle a: Gewichtete Variationskoeffizienten (in Prozent) für die landwirtschaftlichen Erlöse mit und ohne EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004^{a)}

Jahr	Alte Bundesländer Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse ...			Neue Bundesländer Streuung der landwirtschaftlichen Erlöse ...		
	je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft	je landwirtschaftlichem Betrieb	je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche	je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft	je landwirtschaftlichem Betrieb
1991	21,0 (27,4)	32,2 (36,2)	42,5 (46,7)	13,6 (17,9)	23,1 (29,9)	40,3 (47,9)
1992	21,9 (30,6)	33,2 (39,0)	43,1 (49,5)	17,3 (16,9)	22,0 (21,9)	29,0 (29,8)
1993	20,5 (26,4)	32,4 (36,3)	41,7 (46,3)	16,6 (16,3)	23,9 (24,2)	36,8 (37,5)
1994	20,1 (26,0)	32,6 (37,4)	41,5 (46,7)	13,8 (14,4)	20,9 (22,4)	32,8 (33,9)
1995	21,3 (26,3)	33,5 (38,2)	43,1 (48,2)	14,4 (15,6)	30,5 (31,7)	34,5 (35,6)
1996	22,5 (26,2)	30,5 (33,5)	41,6 (45,1)	16,7 (19,4)	31,4 (32,6)	31,6 (33,0)
1997	22,5 (27,0)	30,4 (34,2)	42,2 (46,7)	15,2 (16,8)	31,1 (32,5)	32,3 (34,1)
1998	20,0 (25,8)	29,9 (35,0)	40,6 (46,5)	14,0 (14,7)	27,0 (28,2)	30,0 (31,6)
1999	22,7 (27,9)	32,8 (39,1)	46,9 (53,3)	14,0 (14,7)	26,7 (28,0)	30,5 (32,1)
2000	23,3 (26,7)	31,7 (35,3)	45,4 (49,3)	16,9 (18,5)	28,2 (29,1)	32,0 (33,1)
2001	25,8 (30,4)	34,3 (39,3)	47,4 (52,6)	14,0 (14,8)	28,2 (28,4)	32,2 (32,7)
2002	23,9 (29,7)	31,0 (36,3)	43,9 (49,9)	14,6 (16,0)	27,2 (29,2)	31,4 (33,7)
2003	24,6 (30,2)	32,0 (37,8)	45,4 (52,1)	17,2 (19,9)	30,8 (34,0)	34,1 (37,5)
2004	26,0 (29,9)	32,6 (37,4)	47,0 (52,2)	14,7 (15,2)	28,7 (29,5)	33,0 (33,8)

Anmerkungen: ^{a)} Die Streuung in der hypothetischen Situation ohne EU-Agrarstützung ist in Klammern angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle b: Durchschnittliche Verminderung der Streuung landwirtschaftlicher Erlöse als Folge der EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004 in Prozent^{a)}

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer
σ_w/μ_w	-19,1	-7,8	-12,8	-5,5	-10,6	-5,0

Anmerkungen: ^{a)} Siehe Tabelle 5.2 im Text zur Berechnung der einzelnen Werte.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle c: Erklärung der Entwicklung des gewichteten Variationskoeffizienten (in Prozent) für die landwirtschaftlichen Erlöse mit EU-Agrarstützung, 1991 bis 2004^{a)}

	... je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche		... je Erwerbstätigem in der Landwirtschaft		... je landwirtschaftlichem Betrieb	
	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer
Konstante	27,319 (0,000)	19,099 (0,001)	35,250 (0,000)	35,056 (0,003)	41,690 (0,000)	30,641 (0,009)
Trend	0,346 (0,000)	-0,019 (0,853)	-0,036 (0,700)	0,431 (0,049)	0,369 (0,013)	-0,220 (0,291)
Percentage PSE	-0,171 (0,044)	-0,088 (0,437)	-0,068 (0,502)	-0,261 (0,238)	-0,017 (0,901)	-0,091 (0,678)
Korrigiertes R ²	0,725	-0,116	-0,126	0,319	0,367	-0,023
F-Statistik	18,157 (0,000)	0,325 (0,729)	0,272 (0,767)	4,046 (0,048)	4,773 (0,032)	0,853 (0,452)

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anhang 18

Bevölkerungsdichte, verfügbares Einkommen und agrarpolitisch induzierte Nettotransfers für die Bundesländer und die hessischen Regionen sowie Ergebnisse der separaten ADF-Schätzungen

	Einwohner je Quadrat-kilometer (2002-2004)	Verfügbares Einkommen pro Kopf ^{a)} (2002-2004)	Nettotransfers der EU-Agrarpolitik pro Kopf (2002-2004) ^{a)}	Separate ADF-Schätzungen für das verfügbare Einkommen, 1991 bis 2004 ^{c)}			
				mit Nettotransfers		ohne Nettotransfers	
				t-Wert	p-Wert	t-Wert	p-Wert
DE^{c)}	231	15335,15	- 126,65				
BW	299	16666,94	- 172,21	- 3,570	(0,074)	- 3,801	(0,052)
BY	176	16173,69	- 72,27	- 1,774	(0,658)	- 1,345	(0,827)
BB	87	12909,69	- 91,18	- 5,081	(0,011)	- 5,000	(0,012)
HE	288	16043,03	- 212,34	- 0,905	(0,923)	- 1,014	(0,904)
MV	75	12212,99	96,49	- 3,462	(0,095)	- 10,390	(0,000)
NI	168	14807,36	- 26,55	- 1,164	(0,874)	- 1,401	(0,800)
NW	530	16169,16	- 184,61	- 3,347	(0,111)	- 3,603	(0,079)
RP	204	14909,28	- 193,25	- 3,323	(0,110)	- 2,871	(0,202)
SL	413	14682,38	- 251,57	- 2,873	(0,208)	- 2,067	(0,515)
SN	235	12987,49	- 166,98	- 6,345	(0,001)	- 5,768	(0,003)
ST	123	12400,36	- 49,50	- 7,491	(0,000)	- 7,588	(0,000)
SH	179	14730,57	21,04	- 3,961	(0,048)	- 5,082	(0,011)
TH	147	12589,70	- 97,31	- 2,526	(0,313)	- 2,828	(0,220)
HE^{b)}	288	16038,31	- 201,99				
DA	1137	15915,18	- 270,17	- 2,796	(0,223)	- 2,764	(0,232)
FFM	2591	15724,68	- 272,27	- 3,388	(0,096)	- 3,445	(0,089)
OF	2658	14266,07	- 274,53	- 2,707	(0,250)	- 2,689	(0,255)
WI	1335	16685,12	- 266,45	- 5,783	(0,004)	- 5,725	(0,004)
BERG	369	16319,37	- 230,00	- 3,495	(0,083)	- 3,453	(0,088)
DADIE	440	16541,33	- 223,97	- 1,840	(0,627)	- 1,854	(0,621)
GG	555	15514,36	- 243,81	- 3,910	(0,044)	- 3,722	(0,059)
HTK	471	23157,34	- 251,37	- 3,511	(0,081)	- 3,538	(0,078)
MKK	293	16052,04	- 213,52	- 4,541	(0,017)	- 4,543	(0,017)
MTK	1002	19072,21	- 260,70	- 2,978	(0,181)	- 2,922	(0,195)
OD	161	14793,14	- 171,76	- 3,093	(0,152)	- 3,011	(0,169)
OFL	946	17644,67	- 267,13	- 1,787	(0,652)	- 1,828	(0,633)
RTK	228	16879,32	- 242,51	- 0,017	(0,989)	- 0,034	(0,988)
WE	271	16358,59	- 169,79	- 3,129	(0,148)	- 2,801	(0,227)
GI	299	14802,64	- 213,16	- 4,158	(0,030)	- 4,161	(0,030)
LDK	246	16377,55	- 243,04	- 5,581	(0,004)	- 5,298	(0,006)
LM	238	14965,52	- 175,51	- 3,061	(0,155)	- 3,127	(0,141)
MB	201	13785,08	- 157,74	- 3,813	(0,055)	- 3,660	(0,068)
VB	81	14684,80	57,94	- 4,204	(0,028)	- 4,459	(0,019)
KS	1819	13887,82	- 273,83	- 2,015	(0,540)	- 2,074	(0,512)
FD	159	14985,27	- 80,54	- 2,751	(0,236)	- 2,820	(0,216)
HR	118	14757,68	- 107,60	- 3,209	(0,126)	- 3,498	(0,082)
KSL	190	15079,19	- 157,90	- 0,579	(0,955)	- 0,633	(0,950)
SEK	125	14516,38	- 18,50	- 1,493	(0,767)	- 1,760	(0,654)
WF	92	15207,04	- 0,38	- 4,278	(0,028)	- 3,568	(0,082)
WM	109	14493,93	- 84,62	- 2,775	(0,229)	- 2,754	(0,235)

Anmerkungen: ^{a)} Es sind die realen Werte zum Basisjahr 1995 angegeben. ^{b)} Die Abweichung hinsichtlich der Werte für Hessen resultiert aus den unterschiedlichen Datengrundlagen, die den Berechnungen zugrunde liegen (siehe hierzu auch Kapitel 4.2). ^{c)} Die Berechnungen beziehen sich auf die Gleichung (5.54) im Text. Die erweiterten ADF-Tests wurden mit Konstante und deterministischen Trend durchgeführt. Die fett gedruckten Werte weisen auf eine statistische Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau hin.

Quelle: Angaben des STATISTISCHEN BUNDESAMTES und des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES (2005). Eigene Berechnungen auf der Grundlage von Daten des HESSISCHEN STATISTISCHEN LANDESAMTES, der STATISTISCHEN ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2008), der ZMP-Marktbilanzen und den OECD-Statistiken.

Anhang 19

Entwicklung der Streuung der verfügbaren Einkommen pro Kopf

Tabelle a: Gewichtete Variationskoeffizienten (in Prozent) der verfügbaren Einkommen pro Kopf in den Situationen mit und ohne EU-Agrarpolitik, 1991 bis 2004^{a)}

Jahr	Bundesländer	Hessische Regionen	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer
1991	21,5 (21,3)	10,5 (10,8)	4,5 (4,8)	3,7 (4,4)
1992	17,7 (17,6)	9,7 (9,8)	4,0 (4,2)	3,5 (3,9)
1993	14,4 (14,4)	9,7 (9,9)	3,8 (3,9)	2,8 (3,2)
1994	12,8 (12,8)	9,6 (9,8)	3,7 (3,8)	2,7 (3,0)
1995	11,0 (11,0)	9,5 (9,7)	3,5 (3,7)	2,2 (2,6)
1996	9,7 (9,8)	9,4 (9,6)	3,4 (3,5)	2,5 (2,9)
1997	9,7 (9,8)	9,7 (9,9)	3,8 (3,9)	2,5 (2,9)
1998	9,7 (9,8)	9,9 (10,0)	4,0 (4,2)	2,2 (2,8)
1999	9,0 (9,2)	10,0 (10,2)	3,9 (4,1)	1,9 (2,6)
2000	8,9 (9,1)	10,7 (10,8)	4,0 (4,2)	1,9 (2,5)
2001	9,2 (9,3)	11,0 (11,1)	4,3 (4,5)	2,0 (2,6)
2002	8,9 (9,0)	11,3 (11,4)	4,1 (4,3)	2,2 (2,8)
2003	8,8 (9,0)	11,1 (11,1)	4,1 (4,3)	2,3 (2,9)
2004	9,1 (9,2)	11,6 (11,6)	4,3 (4,5)	2,4 (2,9)

Anmerkungen: ^{a)} Die Streuung in der hypothetischen Situation ohne EU-Agrarstützung ist in Klammern angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle b: Gewichtete Theil-Indices (multipliziert mit 1000) der verfügbaren Einkommen pro Kopf in den Situationen mit und ohne EU-Agrarpolitik, 1991 bis 2004^{a)}

Jahr	Bundesländer	Hessische Regionen	Alte Bundesländer	Neue Bundesländer
1991	26,079 (25,554)	5,368 (5,683)	1,048 (1,155)	0,700 (0,970)
1992	17,346 (16,997)	4,515 (4,709)	0,815 (0,877)	0,620 (0,744)
1993	11,172 (11,145)	4,564 (4,771)	0,720 (0,786)	0,400 (0,527)
1994	8,760 (8,803)	4,499 (4,706)	0,681 (0,743)	0,363 (0,450)
1995	6,329 (6,417)	4,364 (4,572)	0,627 (0,689)	0,233 (0,344)
1996	4,957 (5,010)	4,283 (4,463)	0,572 (0,626)	0,323 (0,424)
1997	4,891 (4,985)	4,493 (4,668)	0,724 (0,784)	0,306 (0,424)
1998	4,870 (5,052)	4,655 (4,840)	0,826 (0,895)	0,240 (0,399)
1999	4,213 (4,405)	4,799 (4,981)	0,775 (0,862)	0,181 (0,337)
2000	4,149 (4,307)	5,369 (5,499)	0,811 (0,892)	0,181 (0,312)
2001	4,339 (4,503)	5,681 (5,803)	0,931 (1,017)	0,200 (0,334)
2002	4,063 (4,221)	5,942 (6,049)	0,857 (0,947)	0,241 (0,383)
2003	4,018 (4,161)	5,734 (5,813)	0,853 (0,944)	0,260 (0,412)
2004	4,284 (4,430)	6,230 (6,266)	0,936 (1,020)	0,292 (0,436)

Anmerkungen: ^{a)} Die Streuung in der hypothetischen Situation ohne EU-Agrarstützung ist in Klammern angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle c: Streuung der verfügbaren Pro-Kopf-Einkommen in den Untersuchungsregionen

	1991-1992		1997-1998		2003-2004		1991-2004	
	$\sigma_w/\mu_w^a)$	$T_w^b)$	$\sigma_w/\mu_w^a)$	$T_w^b)$	$\sigma_w/\mu_w^a)$	$T_w^b)$	$\sigma_w/\mu_w^a)$	$T_w^b)$
Alte Bundesländer								
... in der Situation mit Agrarpolitik	4,26	0,92	3,91	0,77	4,20	0,89	3,94	0,79
... in der Situation ohne Agrarpolitik	4,45	1,01	4,07	0,84	4,40	0,98	4,13	0,86
Relative Änderung der Streuung als Folge der Agrarpolitik (in Prozent)	-4,31	-8,13	-3,96	-7,67	-4,55	-9,01	-4,46	-8,64
Neue Bundesländer								
... in der Situation mit Agrarpolitik	3,64	0,66	2,33	0,27	2,34	0,28	2,44	0,30
... in der Situation ohne Agrarpolitik	4,11	0,85	2,86	0,41	2,90	0,42	2,96	0,44
Relative Änderung der Streuung als Folge der Agrarpolitik (in Prozent)	-11,59	-22,43	-18,59	-33,98	-19,27	-34,96	-17,66	-32,48

Anmerkungen: ^{a)} Der Variationskoeffizient ist in Prozent angegeben. ^{b)} Der Theil-Index ist mit 1000 multipliziert.

Quelle: Eigene Berechnungen.

ISBN 978-3-86955-105-0



9 783869 551050