

Pufahl, Andrea; Weiss, Christoph R.

Article

Effekte von Agrarumweltmaßnahmen und der Ausgleichszulage auf den betrieblichen Faktoreinsatz: Ergebnisse einer Propensity-Score-Matching-Analyse

German Journal of Agricultural Economics (GJAE)

Provided in Cooperation with:

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. (GEWISOLA)

Suggested Citation: Pufahl, Andrea; Weiss, Christoph R. (2010) : Effekte von Agrarumweltmaßnahmen und der Ausgleichszulage auf den betrieblichen Faktoreinsatz: Ergebnisse einer Propensity-Score-Matching-Analyse, German Journal of Agricultural Economics (GJAE), ISSN 2191-4028, Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M., Vol. 59, Iss. 1, pp. 13-29, <https://doi.org/10.52825/gjae.v59i1.1768>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/304788>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Effekte von Agrarumweltmaßnahmen und der Ausgleichszulage auf den betrieblichen Faktoreinsatz: Ergebnisse einer Propensity-Score-Matching-Analyse

Effects of Agri-Environment Programs and the Less-Favoured Area Scheme on Farm Input Use: Results from Propensity Score Matching

Andrea Pufahl
Johann Heinrich von Thünen-Institut, Braunschweig

Christoph R. Weiss
Wirtschaftsuniversität Wien, Österreich

Zusammenfassung

In diesem Artikel wird ein semi-parametrisches Matching-Verfahren (Propensity Score Matching) verwendet, um die Effekte von Agrarumweltmaßnahmen und der Ausgleichszulage für benachteiligte Gebiete in Deutschland auf den Faktoreinsatz (Boden, Arbeit, Kapital, Vieh, Pflanzenschutz- und Düngemittel) und den Umsatz zu analysieren. Die Ergebnisse zeigen einen signifikant positiven Effekt beider Programme auf das betriebliche Flächenwachstum (insbesondere auf Grünland), infolgedessen sich die Viehbesatzdichte verringert. Die Teilnahme an Agrarumweltmaßnahmen bewirkt darüber hinaus eine signifikante Verringerung der Düngemittelausgaben je Hektar. Für beide Programme ist kein signifikanter Effekt auf den betrieblichen Umsatz festzustellen. Die Stärke der Programmeffekte nimmt mit zunehmender Höhe der je Hektar erhaltenen Programmpayments zu.

Schlüsselwörter

Evaluation; Agrarumweltmaßnahmen; Ausgleichszulage; Propensity Score Matching

Abstract

The paper applies a semi-parametric matching approach (propensity score matching) to evaluate the effects of agri-environment (AE) programs and the less-favoured area (LFA) scheme on input use (land, labour, capital, livestock, fertilizer and pesticides) and farm output of individual farms in Germany. The analysis reveals a positive and significant effect of both farm programs on the area under cultivation, in particular on grassland, resulting in a decrease of cattle livestock density. Furthermore, participation to AE

programs significantly reduced the purchase of fertilisers. For both farm programs, no significant effect on farm sales is observed. Furthermore, the magnitude of program effects increases along with increasing program payments.

Key words

Evaluation; agri-environment programs; less-favoured area scheme; propensity score matching

1. Einleitung

Der Einfluss agrarpolitischer Programme auf die landwirtschaftlichen Faktor- und Produktmärkte bleibt ein zentraler Diskussionsgegenstand in den verschiedenen Verhandlungsrunden der Welthandelsorganisation. Agrarpolitische Instrumente, welche die Erzeugung landwirtschaftlicher Produkte direkt oder indirekt (über den Faktoreinsatz) beeinflussen, werden im Allgemeinen als handelsverzerrend eingestuft. Wirkungsanalysen konzentrieren sich daher häufig auf produktions- und agrarstrukturelle Aspekte, wobei die Effekte einzelner Instrumente sehr vielfältig sein können. Dies sei am Beispiel von Agrarumweltprogrammen kurz illustriert, die seit den 1990er Jahren als fester Bestandteil der europäischen und US-amerikanischen Agrarpolitik etabliert sind (LAMBERT et al., 2006; OSTERBURG und STRATMANN, 2002).

So zeigen Studien, dass Umweltprogramme einen Einfluss auf die Aufgabe landwirtschaftlicher Betriebe (AHEARN, YEE und KORB, 2005), auf die Betriebsgröße (AHEARN, YEE und HUFFMAN, 2002; OSTERBURG und STRATMANN, 2002) und die Arbeitsmarktpartizipation von Familienarbeitskräften (AHEARN, EL-OSTA

und DEWBRE, 2006) haben können. Demgegenüber scheinen die Produktionseffekte von Umweltprogrammen neutral oder negativ zu sein (OSTERBURG und STRATMANN, 2002; SALHOFER und STREICHER, 2005). Eine Evaluierung von Umweltprogrammen vor dem Hintergrund ihrer politischen Ziele gestaltet sich häufig schwierig, zumal mit diesen Programmen oft verschiedene, teilweise widersprüchliche oder „versteckte“ Ziele verfolgt werden, die schwer zu operationalisieren sind. Insofern die Ziele einer Maßnahme nicht klar definiert sind, ist auch eine Beurteilung des Grades der Zielerreichung unmöglich.

Neben offenen Fragen hinsichtlich der Zielerreichung agrarpolitischer Maßnahmen lassen sich an Hand der zuvor genannten Studien auch eine Reihe methodischer Aspekte aufzeigen, welche eine Evaluation von Politikinterventionen erschweren. So wirken einzelne Maßnahmen nicht nur direkt auf die am Programm teilnehmenden Betriebe, sondern entfalten auch indirekte Wirkungen auf nicht teilnehmende Betriebe, zum Beispiel über die Anpassung auf den Produkt- und Faktormärkten. Häufig bietet die ökonomische Theorie nur mit Einschränkungen Hinweise auf diese Wirkungskanäle sowie auf die adäquate Spezifikation eines empirischen Modells (welche Variablen müssen berücksichtigt werden, was ist die korrekte funktionale Form, ...).

Ferner ist die Teilnahme an agrarpolitischen Programmen in der Regel freiwillig. Ein Betriebsleiter wird sich nur dann für die Programmteilnahme entscheiden, wenn die Kosten der Teilnahme niedriger sind als der in Aussicht stehende Nutzen. Die Kosten und der Nutzen der Teilnahme hängen wiederum von den Charakteristika des Betriebes bzw. des Unternehmerhaushaltes ab. Insbesondere in einzelbetrieblichen Analysen ist daher mit sehr heterogenen Politikeffekten zu rechnen: Der Effekt einer Maßnahme wird von Betrieb zu Betrieb verschieden sein.

Und schließlich resultiert aus der Freiwilligkeit der Programmteilnahme das „klassische Problem der Evaluation“: Da sich Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer bereits vor der Programmteilnahme systematisch voneinander unterscheiden, muss die empirische Analyse eine Trennung zwischen dem „kausalen“ Effekt der Programmteilnahme und dem „Selektionseffekt“ vornehmen. Ohne Korrektur des Selektionseffektes wird der „kausale“ Effekt der Programmteilnahme verzerrt gemessen (über- oder unterschätzt).

In der vorliegenden Arbeit wird ein semi-parametrisches Matching-Verfahren (Propensity Score Matching) zur Wirkungsanalyse von Agrarumwelt-

programmen und der Ausgleichszulage für benachteiligte Gebiete auf einzelbetrieblicher Ebene eingesetzt. Der Ansatz des Propensity Score Matchings zählt zum Standard-Instrumentarium für die Evaluation von Arbeitsmarktprogrammen (CALIENDO, 2006; HECKMAN, LALONDE und SMITH, 1999), für die Evaluierung agrarpolitischer Programme wird dieses Verfahren bislang vergleichsweise selten angewendet (LYNCH, GRAY und GEOGHEGAN (2007), HENNING und MICHALEK (2008a) sowie PUFAHL und WEISS (2009)).

Der Vorteil von Matching-Verfahren gegenüber regressionsanalytischen Ansätzen besteht primär darin, dass weniger restriktive Annahmen hinsichtlich der korrekten Spezifikation des empirischen Modells und der Verteilung von Merkmalen getroffen werden müssen. Weiterhin wird die Annahme homogener Programmeffekte fallen gelassen, dass heißt, der Programmeffekt kann zwischen einzelnen Betrieben variieren. Und schließlich ermöglicht das Propensity Score Matching die Kontrolle von „Selektionseffekten“ und somit eine weniger verzerrte Schätzung der „kausalen“ Effekte der Programmteilnahme.¹

Das Anliegen dieses Beitrages ist nicht die Evaluation von Agrarumweltmaßnahmen und der Ausgleichszulage im Hinblick auf ihre meist sehr vage und allgemein formulierten agrarpolitischen Ziele (Umwelt, Einkommen). Vielmehr folgen wir dem Ansatz vorliegender Studien und analysieren die Effekte der Programmteilnahme auf den Faktoreinsatz (Boden, Arbeit, Kapital, Vieh, Pflanzenschutz- und Düngemittel) und den Umsatz.

In Kapitel 2 werden die betrachteten agrarpolitischen Programme kurz vorgestellt.² Die verwendeten Methoden und Daten sind in Kapitel 3 beschrieben. Eine Darstellung der empirischen Ergebnisse erfolgt in Kapitel 4. Der Beitrag schließt mit einer Zusammenfassung und Ergebnisdiskussion in Kapitel 5.

¹ Die aktuelle Diskussion über die Vor- und Nachteile nicht-/semi-parametrischer Evaluationsmethoden und deren theoretischen Implikation in dieser Zeitschrift (HENNING und MICHALEK, 2008b; MARGARIAN, 2008) wird am Ende dieses Beitrags kurz aufgegriffen.

² Für eine ausführliche Beschreibung beider Programme vgl. PLANKL, RUDOW und KLOCKENBRING (2004) und OSTERBURG und STRATMANN (2002); zur aktuellen Umsetzung beider Programme in den deutschen Bundesländern vgl. TIETZ (2008).

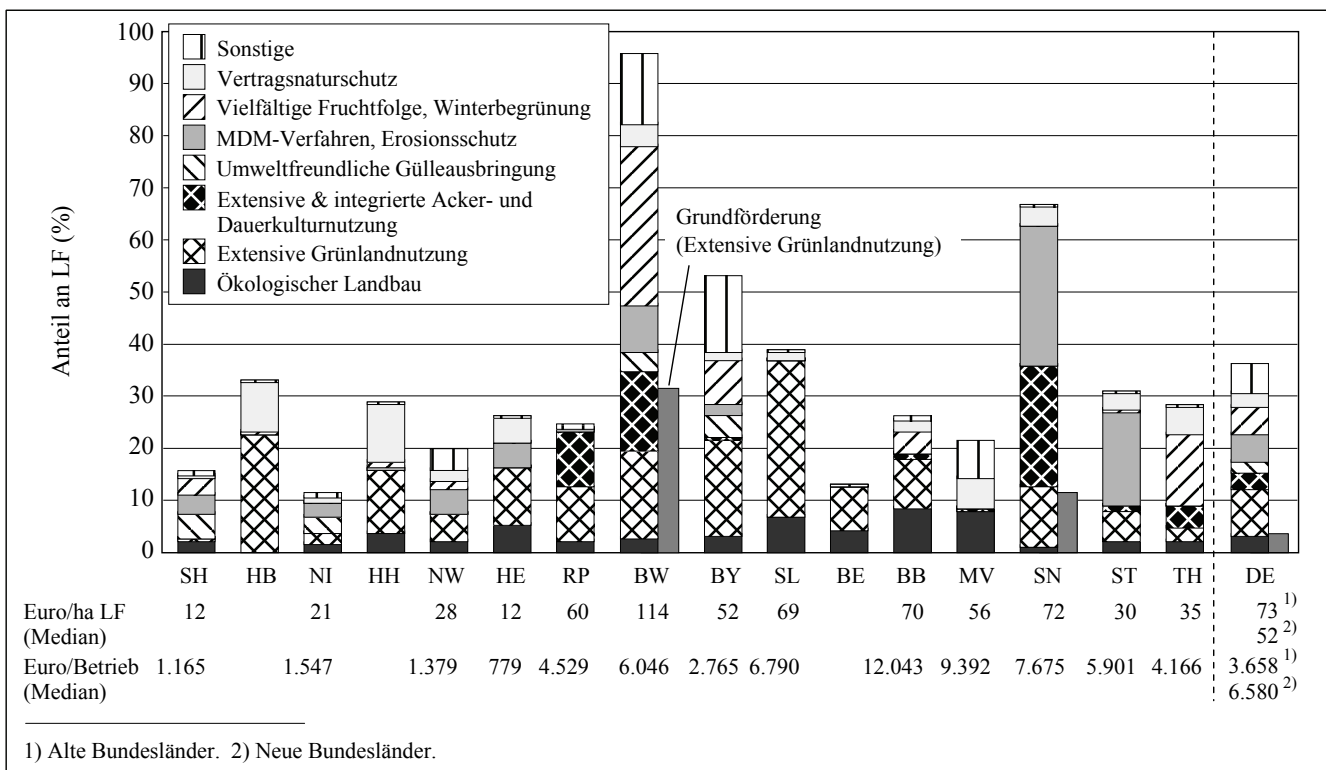
2. Agrarumweltprogramme und die Ausgleichszulage für benachteiligte Gebiete

In der Europäischen Union (EU) wurden im Jahr 2005 etwa 14 % (6,8 Mrd. Euro) des Budgets der Gemeinsamen Agrarpolitik für den Politikbereich „Ländliche Entwicklung“ verausgabt, davon 2,0 Mrd. Euro für Agrarumweltmaßnahmen (AUM) und 1,1 Mrd. Euro für die Ausgleichszulage (AZ) (EU-KOM, 2006a; 2006b). Im Jahr 2005 beliefen sich die Ausgaben der ländlichen Entwicklungspolitik in Deutschland auf 1,5 Mrd. Euro. Die Kosten hierfür wurden zu etwa 54 % von der EU und zu 46 % durch Bund und Länder getragen. Der überwiegende Anteil der öffentlichen Ausgaben für die Ländliche Entwicklung in Deutschland entfiel auf AUM (49 %, 633 Mio. Euro); ein deutlich geringerer Anteil auf die AZ (18 %, 278 Mio. Euro). Diese Zahlen illustrieren, dass beide Maßnahmen zu den Kerninstrumenten der Ländlichen Entwicklungspolitik in der EU und in Deutschland zählen (BMELV, 2006).

Agrarumweltmaßnahmen wurden als flankierende Maßnahmen der MacSharry-Reform 1992 mit den Zielen Einkommenssicherung, Marktentlastung und Umweltschutz eingeführt (VO (EWG) 2078/1992). Seit Einführung der Verordnung zur Entwicklung des Ländlichen Raumes (VO (EG) 1257/1999) dienen Agrarumweltmaßnahmen ausschließlich umweltbezogenen Zielen: Landwirtschaftliche Betriebe erhalten flächenbezogene Kompensationszahlungen, welche die Kosten für die Anwendung umweltfreundlicher Produktionsverfahren decken sollen. Die Teilnahme an Agrarumweltprogrammen ist freiwillig und an die Einhaltung von Bewirtschaftungskriterien gebunden, welche über die „gute fachliche Praxis“ hinausgehen. Die Bundesländer bieten mehr als 100 verschiedene Teilmaßnahmen im Rahmen von Agrarumweltprogrammen an. Das Gros dieser Maßnahmen zielt auf die Reduzierung des Dünge- und Pflanzenschutzmitteleinsatzes auf Grünland und Ackerland ab (vgl. Abbildung 1).

Die regionale Inanspruchnahme von Agrarumweltmaßnahmen ist in grünlandstarken und ertrags-

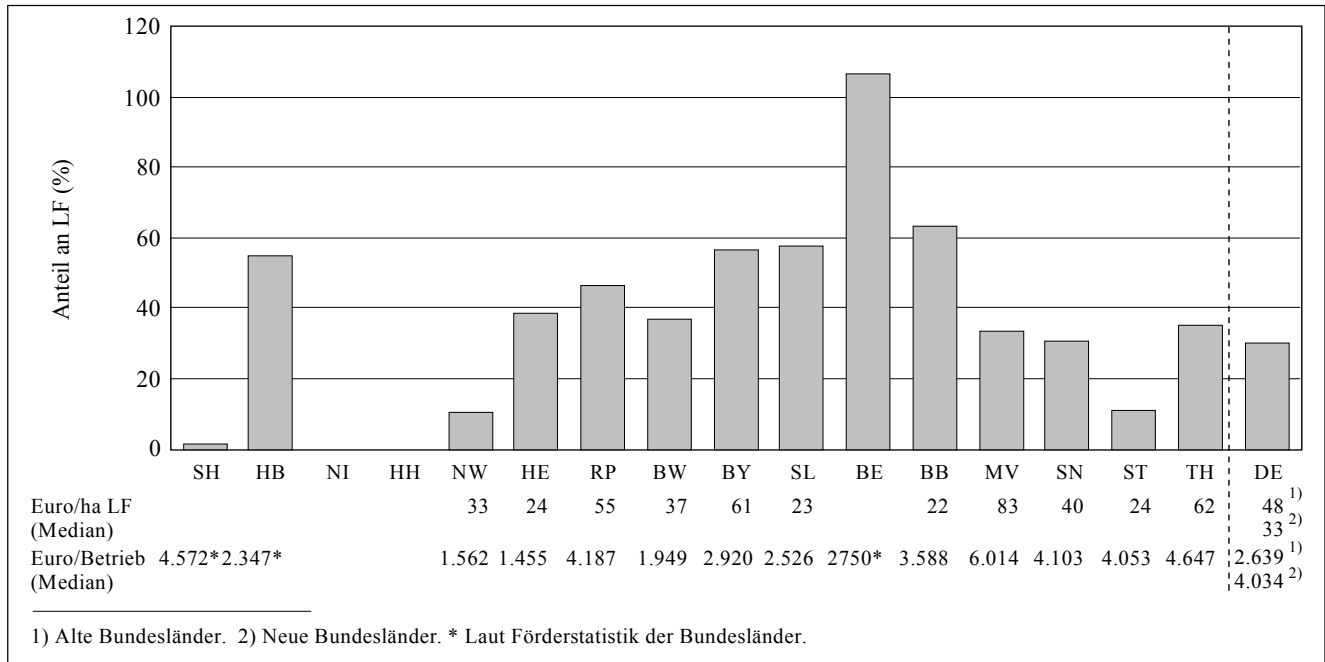
Abbildung 1. Anteil* der durch Agrarumweltmaßnahmen (2004) geförderten LF und durchschnittliche AUM-Zahlungen je Betrieb und je Hektar LF



Hinweise: Abkürzungen vgl. Tabelle A1. Euro/ha LF bzw. Euro/Betrieb: Erhaltene AUM-Zahlungen bezogen auf die gesamte LF des Betriebes bzw. je Betrieb, berechnet auf Basis von LAND-Data. * Der Anteil der geförderten Fläche bezieht sich auf die geförderte Bruttofläche; durch verschiedene Agrarumweltmaßnahmen geförderte Flächen werden doppelt gezählt.

Quellen: nach OSTERBURG (2004), aktualisiert; eigene Berechnungen auf Basis von LAND-DATA (Wirtschaftsjahr 2003/04), ART (2005), DOLUSCHITZ et al. (2006), FAL, ARUM und BFH (2006), FREISTAAT THÜRINGEN (2008), IfIS (2005), LANDGESELLSCHAFT SACHSEN-ANHALT MBH (2005a; 2005b), RAMBOLL MANAGEMENT (2005), ZALF (2005a; 2005b)

Abbildung 2. Anteil der durch die Ausgleichszulage (2000) geförderten LF und durchschnittliche AZ-Zahlungen je Betrieb und je Hektar LF



Hinweise: Abkürzungen vgl. Tabelle A1. Euro/ha LF bzw. Euro/Betrieb: Erhaltene AZ-Zahlungen bezogen auf die gesamte LF des Betriebes bzw. je Betrieb, berechnet auf Basis von LAND-Data.

Quellen: PLANKL et al. (2006); eigene Berechnungen auf Basis von LAND-DATA (Wirtschaftsjahr 1999/2000)

schwachen Regionen sehr hoch (OSTERBURG et al., 1997), während die Akzeptanz von Agrarumweltmaßnahmen in landwirtschaftlichen Gunstlagen eher gering ist. So werden zum Beispiel in Baden-Württemberg und Sachsen über 50 % der landwirtschaftlichen Fläche (LF) gefördert, während in Niedersachsen und Schleswig-Holstein weniger als 20 % der LF unter den Auflagen von Agrarumweltmaßnahmen bewirtschaftet werden (vgl. Abbildung 1). Die Mindestprämien für die im Rahmen der Gemeinschaftsaufgabe für Agrarstruktur und Küstenschutz (GAK) angebotenen Agrarumweltmaßnahmen je Hektar LF (2000-2003) betrugen 125 Euro/ha LF für die Grünlandextensivierung und 150 Euro/ha LF für den Ökologischen Landbau (BMVEL, 2000). Der Median der jährlichen AUM-Zahlungen liegt in den analysierten Buchführungsbetrieben bei 3 700 Euro („Alte Bundesländer“) bzw. 6 600 Euro („Neue Bundesländer“) je Betrieb.

Die Einführung der Ausgleichszulage für Berggebiete und bestimmte benachteiligte Gebiete erfolgte im Jahr 1975 durch die Europäische Richtlinie 75/268/EWG. Erklärtes Ziel dieser Maßnahme war der Erhalt der landwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit in Gebieten mit ungünstigen Standortbedingungen und damit der Erhalt der landwirtschaftlichen Flächennutzung sowie einer Mindestbevölkerungsdichte.

Zur Teilnahme an der Ausgleichszulage berechnigt sind landwirtschaftliche Betriebe, welche Flächen in ausgewiesenen Gebietskulissen bewirtschaften.³ Die Teilnahme erfolgt freiwillig und war nur im ersten Verpflichtungszeitraum an die Bedingung geknüpft, die geförderte Fläche noch mindestens fünf Jahre weiter zu bewirtschaften. Etwa 30 % der LF Deutschlands werden durch die Ausgleichszulage gefördert, wobei Brandenburg, das Saarland und Bayern mit über 50 % der LF deutlich über dem Bundesdurchschnitt, Sachsen-Anhalt und Nordrhein-Westfalen mit unter 15 % LF deutlich darunter liegen (vgl. Abbildung 2). Niedersachsen und Hamburg haben die Bewilligung der Ausgleichszulage im Jahr 1997 vollständig eingestellt. Schleswig-Holstein gewährt die Ausgleichszulage nur noch in einer reduzierten Gebietskulisse, welche die Halligen und küstennahe Gebiete umfasst. Die im Bundesdurchschnitt gezahlte Ausgleichszulage beträgt 68 Euro/ha und variiert zwischen 28 Euro/ha (Brandenburg) und 127 Euro/ha (Schleswig-Holstein).

³ Die Bundesländer haben dahingehend weitere Bestimmungen getroffen (Festlegung von Bagatell- und Prosperitätsgrenzen, Ausschluss bestimmter Bodennutzungsformen von der Förderung etc.). Die Ausgleichszahlung in Gebieten mit umweltspezifischen Einschränkungen wird nicht betrachtet.

Die durchschnittliche Förderhöhe je Betrieb beträgt etwa 2 000 Euro in den „Alten Bundesländern“ und 7 000 Euro in den „Neuen Bundesländern“ (PLANKL et al., 2006: 21).

3. Methoden und Daten

3.1 Methoden

Als Ausgangspunkt der vorliegenden mikroökonomischen Evaluation dient RUBINS (1974) Theorie kausaler Effekte (für eine Diskussion vgl. HOLLAND, 1986). Unterschieden werden Individuen (landwirtschaftliche Betriebe) mit und ohne Programmteilnahme. Der Effekt der Programmteilnahme entspricht der Differenz zwischen dem beobachteten Ergebnis (z. B. dem Umsatz) bei einer Programmteilnahme (Nicht-Teilnahme) und dem hypothetischen Ergebnis, welches der Betrieb im Fall der Nicht-Teilnahme (Teilnahme) erreicht hätte.

Die Programmteilnahme ist mit $D=1$, die Nicht-Teilnahme mit $D=0$ gekennzeichnet. Y^1 (Y^0) repräsentiert im Folgenden das Ergebnis im Fall der Teilnahme (Nicht-Teilnahme) am Programm. In Evaluationen interessiert zumeist der mittlere Effekt der Programmteilnahme auf die Teilnehmer (Average Treatment effect on the Treated, ATT), $ATT = E(Y^1 - Y^0 | D=1) = E(Y^1 | D=1) - E(Y^0 | D=1)$.

Der ATT misst den durchschnittlichen Effekt des Programms in der Gruppe der teilnehmenden Betriebe. Der letzte Term der Gleichung, das hypothetische Ergebnis eines Teilnehmers im Fall der Nicht-Teilnahme, kann jedoch nicht beobachtet werden. Würde die Programmteilnahme rein zufällig erfolgen, könnte $E(Y^0 | D=1)$ durch das beobachtete Ergebnis der Nicht-Teilnehmer $E(Y^0 | D=0)$ ersetzt werden: Der Erwartungswert des Ergebnisses von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern in der Referenzsituation ohne das Programm wäre gleich groß ($E(Y^0 | D=1) = E(Y^0 | D=0)$).

Die Annahme einer zufälligen Programmteilnahme ist jedoch für die Evaluation agrarpolitischer Programme nicht haltbar. Da die Teilnahme freiwillig erfolgt und an Zugangsvoraussetzungen gebunden ist, wird sich ein Betriebsleiter nur dann für die Programmteilnahme entscheiden, wenn die Kosten der Teilnahme niedriger sind als der in Aussicht stehende Nutzen. Kosten und Nutzen der Programmteilnahme hängen wiederum von den Charakteristika des Betriebes und des Haushaltes ab, woraus systematische

Unterschiede zwischen den beiden Gruppen (der Teilnehmer und der Nicht-Teilnehmer) resultieren. Das Ergebnis von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern wäre in der Referenzsituation ohne das agrarpolitische Programm nicht gleich: $E(Y_i^0 | D=1) \neq E(Y_i^0 | D=0)$.

Die Differenz beider Terme entspricht dem Selektionseffekt, der für eine unverzerrte Schätzung des Programmeffektes zu kontrollieren ist.

Die von RUBIN (1977) vorgeschlagene Lösung basiert auf der Idee, die unterschiedlichen Charakteristika von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern in der empirischen Analyse explizit zu berücksichtigen. Unter der Annahme, dass bei gegebenen Merkmalsausprägungen (X) das hypothetische Ergebnis eines Betriebes unabhängig von seinem Teilnahmezustand ist (Conditional Independence Assumption, CIA: $Y^0, Y^1 \perp D | X$) gilt, dass (nach einer Berücksichtigung der beobachteten Unterschiede) das mittlere, potentielle Ergebnis ohne Teilnahme von teilnehmenden und nicht teilnehmenden Betrieben gleich ist: $E(Y^0 | D=1, X) = E(Y^0 | D=0, X)$. Um das hypothetische Ergebnis eines Teilnehmers ohne Teilnahme zu approximieren, wird ein vergleichbarer Betrieb ohne Teilnahme als Referenzgröße (Kontrollbetrieb) verwendet („matching“).

ROSENBAUM und RUBIN (1983) zeigen, dass das Matching auf Basis des Propensity Scores $p(X)$ ausreichend ist, um eine Gleichverteilung der Merkmale zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern zu erreichen. Der Propensity Score ist definiert als die bedingte Wahrscheinlichkeit eines Betriebes, aufgrund der beobachteten Merkmalsausprägungen X als Teilnehmer klassifiziert zu werden $p(X) \equiv \Pr(D=1 | X)$ („selection on observables“).

Leider kann der Selektionseffekt nicht immer vollständig durch die Kontrolle beobachteter Unterschiede in $p(X)$ beseitigt werden. HECKMAN, ICHIMURA und TODD (1997) empfehlen daher die Durchführung einer Differenz-in-Differenz-Schätzung (DiD -Schätzer). Das Subskript t repräsentiert einen Zeitpunkt nach und t' einen Zeitpunkt vor dem Programmstart. Gemessen wird die Ergebnisänderung von vergleichbaren Teilnehmern und Kontrollbetrieben vor und nach der Programmdurchführung: $ATT = E(Y_t^1 - Y_{t'}^0 | D=1, p(X)) - (Y_{t'}^0 - Y_{t'}^0 | D=0, p(X))$.

Der Propensity Score wird durch ein binäres Logit-Modell geschätzt (WOOLDRIDGE, 2002). Für den Vergleich mehrerer Programme empfiehlt LECHNER (2002), den Propensity Score in separaten binären

Logit-Modellen zu schätzen.⁴ Die Auswahl vergleichbarer Teilnehmer- und Kontrollbetriebe erfolgt dann auf Basis des Propensity Scores.⁵ Hierfür wird in dieser Arbeit ein Caliper 1:1 Schätzer ohne Wiederholung verwendet (COCHRAN und RUBIN, 1973). In diesem Verfahren wird die maximal zulässige Differenz (Caliper) zwischen dem Propensity Score von Teilnehmer- und Kontrollbetrieben definiert. Teilnehmerbetriebe, für die kein Kontrollbetrieb innerhalb der definierten Differenz gefunden wird, scheiden aus der Analyse aus. Der verwendete Greedy Algorithmus (SAS-Programm von PARSON, 2001) beruht auf einem variablen Caliper: Im ersten Schritt werden jene Kontrollbetriebe Teilnehmern zugeordnet, die einen bis auf fünf Nachkommastellen identischen Propensity Score haben. In den folgenden Schritten wird der Propensity Score bis auf eine Nachkommastelle (im Fall von AUM nur bis auf vier Nachkommastellen) aufgerundet und das Matching wiederholt. Die Robustheit der Ergebnisse des Greedy Matchings wird im Vergleich zu zwei alternativen Schätzern beurteilt (1:1 Caliper Schätzer ohne Wiederholung und mit fixem Caliper (0,00001) sowie einem Kernel Schätzer).⁶ Die alternativen Schätzungen wurden mit dem STATA Programm Psmatch2 ausgeführt (LEUVEN und SIANESI, 2003).

3.2 Daten

Die empirische Analyse basiert auf einem Paneldatensatz (LAND-Data) von etwa 32 000 buchführenden Betrieben in Deutschland für den Zeitraum 2000 bis 2005 (Wirtschaftsjahre 1999/2000 bis 2004/2005).⁷ Es

liegen Informationen zu den betrieblichen Merkmalen (Flächeneinsatz, Arbeits- und Kapitaleinsatz, Viehbestand, Umsatz etc.) und zur Höhe der Programmzahlungen für Agrarumweltmaßnahmen (AUM) und die Ausgleichszulage (AZ) je Betrieb vor. Eine Unterscheidung der verschiedenen Agrarumweltmaßnahmen (Grünlandextensivierung, Vertragsnaturschutz etc.) ist auf Basis der verwendeten Daten nicht möglich.⁸ Ebenso fehlen Informationen zum Umfang und zur Prämienhöhe der tatsächlich durch AUM und AZ geförderten Flächen. Aus diesem Grund wird die je Betrieb erhaltene Summe der AUM- bzw. AZ-Zahlungen (Mittelwert 2001 bis 2005) auf die gesamte LF des Betriebes im Jahr 2000 bezogen, unabhängig davon wie viel Hektar LF tatsächlich gefördert wurden (vgl. Tabelle 2). Diese berechnete, hektarbezogenen Prämienhöhe liegt deutlich unter den für AUM und AZ gewährten, hektarbezogenen Prämiensätzen, da in der Regel nicht die gesamte LF des Betriebes im Rahmen von AUM oder AZ gefördert wird. Die Verknüpfung regionaler Merkmale mit dem einzelbetrieblichen Datensatz erfolgt auf Kreisebene. Die Definition der Variablen sowie deren Quellen ist Tabelle A1 im Anhang zu entnehmen.

Tabelle 1 stellt die Definition von Teilnehmer- und Nicht-Teilnehmerbetrieben dar. Von den insgesamt etwa 32 000 Betrieben werden 19 337 bzw. 23 120 für die empirische Analyse verwendet. Die übrigen Betriebe scheiden aufgrund fehlender Beobachtungen, einer Programmteilnahme an Agrarumweltmaßnahmen im Referenzjahr 2000 bzw. einer zu kurzen Dauer der Programmteilnahme aus. Für die Analyse der Effekte von Agrarumweltmaßnahmen (der Ausgleichszulage) stehen 10 013 (7 462) Teilnehmer und 9 324 (15 658) Nicht-Teilnehmer zur Verfügung. Der Teilnahmestatus eines Betriebes wird auf Basis der erhaltenen Programmzahlungen definiert. Teilnehmer an Agrarumweltmaßnahmen haben im Referenzjahr (2000) keine und von 2001 bis 2005 kontinuierlich positive Programmzahlungen erhalten. Teilnehmer an der Ausgleichszulage haben in allen Jahren zwischen 2000 und 2005 positive Programmzahlungen erhalten.⁹ Betriebe aus der Referenzgruppe

⁴ Alternativ könnte auch ein multinominales Logit-Modell geschätzt werden, sofern es sich um voneinander unabhängige Programme handelt. Sollen ordinal skalierte Intensitäten eines Programms verglichen werden, kann der Propensity Score durch ein „ordered“ Logit-Modell geschätzt werden (IMBENS, 2000; LECHNER, 2002).

⁵ Eine notwendige Voraussetzung hierfür ist, dass eine ausreichende Zahl von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern mit gleichen Propensity Scores vorhanden sind (Common Support Condition, LECHNER, 2000).

⁶ Eine detaillierte Beschreibung der Verfahren würde den Rahmen dieser Arbeit deutlich sprengen. Der interessierte Leser sei auf HECKMAN, ICHIMURA und TODD (1997), REINOWSKI (2006), SMITH und TODD (2005) und BECKER und ICHINO (2002) verwiesen.

⁷ Die verwendete Stichprobe umfasst etwa 7 % aller landwirtschaftlichen Betriebe in Deutschland. Die Stichprobe ist nicht repräsentativ, da große Haupterwerbsbetriebe überrepräsentiert sind und Nebenerwerbsbetriebe sowie

Betriebe der „Neuen Bundesländer“ nahezu vollständig fehlen.

⁸ Eine Ausnahme stellen ökologisch wirtschaftende Betriebe dar, die jedoch zahlenmäßig unbedeutend sind.

⁹ Eine identische Definition von Teilnehmern an Agrarumweltmaßnahmen sowie der Ausgleichszulage hätte zu einer zu geringen Anzahl von Teilnehmer-Beobachtungen für Ausgleichszulage geführt (PUFAHL und WEISS, 2007).

Tabelle 1. Auswahlkriterien und Programmteilnahme

	AUM	AZ
Betriebe mit Beobachtungen von 2000 bis 2005	32 035	
Für die empirische Analyse verwendete Betriebe	19 337	23 120
Programmtteilnahme (Teilnehmerbetriebe)		
$D_{AUM}=1$: Betriebe ohne Programmzahlungen im Referenzjahr 2000 und positiven Programmzahlungen in allen Jahren zwischen 2001 bis 2005 (fünf Jahre)	10 013	
$D_{AZ}=1$: Betriebe mit positiven Programmzahlungen in allen Jahren zwischen 2000 bis 2005 (sechs Jahre)		7 462
Nicht-Teilnahme (Kontrollbetriebe)		
$D_{AUM}=0, D_{AZ}=0$: Betriebe ohne Programmzahlungen in allen Jahren zwischen 2000 bis 2005	9 324	15 658
Nicht für die empirische Analyse verwendete Beobachtungen	12 698	8 915
Betriebe mit fehlenden Werten einzelner Variablen	4 477	5 508
Betriebe mit Programmtteilnahme im Referenzjahr (2000)	656	
Betriebe mit AUM-Teilnahme (weniger als fünf Jahre)	7 565	
Betriebe mit AZ-Teilnahme (weniger als sechs Jahre)		3 407

Hinweise: Für die Ausgleichszulage (AZ) liegen vergleichsweise wenige Beobachtungen von Teilnehmern vor, die im Referenzjahr 2000 nicht am Programm teilgenommen haben. Aus diesem Grund wird der Effekt der Programmtteilnahme als Ergebnisänderung zwischen zwei Zeitpunkten der Teilnahme bzw. Nicht-Teilnahme gemessen (AZ-Teilnehmer haben bereits im Referenzjahr 2000 eine Ausgleichszulage erhalten).

Quelle: eigene Berechnungen

der Nicht-Teilnehmer haben zwischen 2000 und 2005 keine Programmzahlungen erhalten (in keinem Jahr). Aus der empirischen Analyse ausgeschlossen werden hier jene Betriebe, die lediglich in einzelnen Jahren Programmzahlungen erhalten haben.

Aufgrund der weniger restriktiven Abgrenzung von Teilnehmern am Programm der Ausgleichszulage (diese haben bereits im Referenzjahr Programmzahlungen erhalten) werden die Effekte der Programmtteilnahme an diesem Programm vermutlich unterschätzt. Welchen Effekt die Programmtteilnahme auf den Faktoreinsatz und den Umsatz hat, wird im folgenden Abschnitt analysiert.

4. Ergebnisse

4.1 Propensity Score Matching

Die bedingte Wahrscheinlichkeit der Teilnahme an Agrarumweltmaßnahmen und der Ausgleichszulage wird in zwei Logit-Modellen geschätzt. Tabelle A1 im Anhang weist die geschätzten Koeffizienten für beide Modelle aus. Im Modell werden jeweils Faktoren berücksichtigt, die aufgrund theoretischer Überlegungen einen Einfluss auf die Teilnahmeentscheidung haben. Unter der Annahme eines gewinnmaximierenden Verhaltens landwirtschaftlicher Betriebe und fixer

Prämiensätze werden vorrangig Betriebe mit geringen Anpassungskosten an Agrarumweltmaßnahmen teilnehmen. Die Entscheidung zur Programmtteilnahme wird daher maßgeblich durch betriebsindividuelle Faktoren beeinflusst: Eine hohe Flächenausstattung, eine niedrige Rinderbesatzdichte, eine geringe Bodenqualität und geringe Ausgaben für Düngemittel je Hektar begünstigten beispielsweise die Teilnahme an AUM (vgl. Tabelle A1). Diese Betriebe wirtschaften bereits vor der Programmtteilnahme vergleichsweise extensiv und müssen nur geringe betriebliche Anpassungen im Zuge der AUM-Teilnahme vornehmen. Untersuchungen in Baden-Württemberg und Österreich bestätigen diesen Zusammenhang (BAUDOUX, KAZENWADEL und DOLUSCHITZ, 1997; SALHOFFER und STREICHER, 2005).

Im Fall der AZ liegt weniger eine Selbstselektion zur Programmtteilnahme (wie bei AUM) als vielmehr eine politisch motivierte Selektion von Teilnehmern vor. Förderfähig sind im wesentlichen Betriebe, die Flächen in benachteiligten Gebieten bewirtschaften. Der Selektionsmechanismus zur Teilnahme an der Ausgleichszulage kann demnach durch Kriterien beschrieben werden, die der Abgrenzung der benachteiligten Gebietskulisse zu Grunde liegen (geringe Bodengüte, hohe Höhenlage, geringe Besiedlungsdichte, vgl. Tabelle A1).

Für jeden Betrieb wird aus den geschätzten Koeffizienten der Logit-Modelle der Propensity Score berechnet, auf dessen Grundlage das Matching erfolgt. Die Kontrolle des Selektionseffektes durch das Matching ist erfolgreich, wenn die Unterschiede zwischen den Merkmalen der Teilnehmer und Kontrollbetriebe beseitigt werden. Tabelle 2 vergleicht die Mittelwerte von Teilnehmer- und Kontrollbetrieben für beide Programme vor und nach dem Matching. Vor dem Matching unterscheiden sich teilnehmende Betriebe in nahezu allen Merkmalen signifikant von den Kontrollbetrieben. Ein Vergleich zwischen den Spalten (1) und (2) zeigt beispielsweise, dass Teilnehmer an Agrarumweltmaßnahmen eine signifikant höhere Flächenausstattung (insbesondere mit Grünland), einen höheren Arbeitskräfteeinsatz und niedrigere Ausgaben für Düngemittel je Hektar aufweisen. Vergleichbare Unterschiede sind auch zwischen Teilnehmer- und Kontrollbetrieben beim Programm der Ausgleichszulage festzustellen (dies zeigt ein Vergleich der Spalten (5) und (6)). An dieser Stelle ist eine

Analogie zu den Ergebnissen der Logit-Analyse festzustellen: Merkmale mit einem signifikanten Erklärungsbeitrag der Programmteilnahme (vgl. Tabelle A1), weisen vor dem Matching besonders große Unterschiede zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern auf (vgl. Tabelle 2).

In den Spalten (3) und (4) sind die Mittelwerte relevanter Merkmale für Teilnehmer und Kontrollbetriebe an Agrarumweltmaßnahmen nach dem Matching dargestellt. Die Unterschiede zwischen den Mittelwerten beider Gruppen sind nun viel geringer und in keinem Fall auf einem Niveau von 5 % signifikant von Null verschieden. Gleiches gilt für einen Vergleich von Teilnehmer- und Kontrollbetrieben im Fall der Ausgleichszulage (vgl. Spalten (7) und (8)).

Von den 10 013 (7 462) in der Stichprobe enthaltenen Teilnehmern an Agrarumweltmaßnahmen (der Ausgleichszulage) werden 1 460 (1 693) einem vergleichbaren Kontrollbetrieb zugeordnet. Für viele Teilnehmer kann jedoch kein vergleichbarer Kontrollbetrieb gefunden werden, da sich die Teilnehmer zu

Tabelle 2. Vergleich von Mittelwerten (Häufigkeiten (n)) für ausgewählte Merkmale im Referenzjahr 2000

Merkmal	Agrarumweltmaßnahmen				Ausgleichszulage			
	Vor Matching		Nach Matching		Vor Matching		Nach Matching	
	Kontrolle (1)	Teilnehmer (2)	Kontrolle (3)	Teilnehmer (4)	Kontrolle (5)	Teilnehmer (6)	Kontrolle (7)	Teilnehmer (8)
Landw. genutzte Fläche	3,896	3,994	3,952	3,976	3,926	4,024	3,898	3,879
Grünland	1,792	2,303	1,987	2,051	1,646	2,774	2,245	2,190
Anteil Pachtland	3,510	3,788	3,622	3,584	3,546	3,828	3,668	3,606
Arbeitskräfte	0,298	0,441	0,335	0,350	0,340	0,436	0,419	0,410
Arbeitskräfte (je 100 ha)	1,007	1,052	0,988	0,979	1,019	1,018	1,126	1,136
Außerbetriebliche AK	1,243	1,120	1,215	1,151	1,269	1,067	1,135	1,088
Kapital (je ha)	2,364	2,413	2,360	2,345	2,408	2,365	2,479	2,474
Rinderbesatz	2,610	3,013	2,765	2,840	2,442	3,499	3,089	3,045
Rinderbesatz (je HFF)	0,463	0,462	0,459	0,470	0,448	0,499	0,541	0,538
PSM (je ha)	-2,731	-2,678	-2,762	-2,745	-2,546	-2,976	-2,730	-2,696
Dünger (je ha)	-2,428	-2,556	-2,453	-2,444	-2,405	-2,627	-2,497	-2,507
Umsatz	4,776	4,676	4,734	4,749	4,787	4,646	4,686	4,668
Umsatz (je ha)	0,882	0,682	0,781	0,773	0,862	0,622	0,791	0,789
AUM/AZ-Zahlungen (je ha)*	0,000	0,078	0,000	0,044	0,000	0,043	0,000	0,025
Norddeutschland (n)	3 786	774	512	517	5 927	13	16	13
Westdeutschland (n)	4 623	903	559	553	5 250	1 608	424	427
Süddeutschland (n)	760	8 186	365	350	4 233	5 644	1 177	1 205
Ostdeutschland (n)	155	150	24	40	248	197	76	48
insgesamt (n) Betriebe	9 324	10 013	1 460	1 460	15 658	7 462	1 693	1 693

Hinweise: Definition der Variablen und Datenquellen vgl. Tabelle A1. Fett gedruckte Werte kennzeichnen die statistische Signifikanz im t-Test für die Gleichheit der Mittelwerte auf einem Niveau von kleiner 5 %. Mit Ausnahme der letzten fünf Variablen ist durchweg der natürliche Logarithmus der einzelnen Variablen ausgewiesen (vgl. Tabelle A1). *AUM/AZ-Zahlungen (je ha) = Programmmittelwerte je Betrieb (Mittelwert 2001-2005)/LF des Betriebes (2000).

Quelle: eigene Berechnungen

stark von den nicht-teilnehmenden Betrieben unterscheiden. Zudem stehen verhältnismäßig wenig Kontrollbetriebe zur Verfügung (vgl. Tabelle 1).

Durch das Matching werden vor allem Teilnehmer selektiert, die relativ geringe Programmzahlungen je Hektar LF (im Mittelwert 2001 bis 2005) aufweisen. So beträgt die mittlere Höhe der AUM-Zahlungen (AZ-Zahlungen) in allen Teilnehmerbetrieben 78 Euro/ha (43 Euro/ha) und in den selektierten Teilnehmerbetrieben 43 Euro/ha (25 Euro/ha). Selektierte Teilnehmer nehmen vermutlich nur mit einem Teil ihrer betrieblichen LF an einem der beiden Programme teil. Dies dürfte wiederum Auswirkungen auf die Höhe der Programmeffekte haben. Dem Zusammenhang zwischen der Höhe der Programmzahlungen und der Höhe der Programmeffekte wird in Kapitel 4.3 nachgegangen.

4.2 Effekte der Programmteilnahme

Der durchschnittliche Effekt der Programmteilnahme wird in der *DiD*-Schätzung durch den Vergleich der Ergebnisänderung von Teilnehmern (i) und Kontrollbetrieben (j) im Zeitraum von 2000 bis 2005 ermittelt. Der kausale Effekt der Programmteilnahme auf die Teilnehmer (ATT) berechnet sich als die mittlere Differenz der Ergebnisänderung beider Gruppen:

$$ATT = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \Delta Y_i^1 - \sum_{j=1}^N \Delta Y_j^0 \right)$$

Ein positiver (negativer) Wert des ATT zeigt, dass für Teilnehmer höhere (geringere) Änderungsraten des Ergebnisses Y beobachtet werden als für Kontrollbetriebe.

Tabelle 3 stellt den Effekt der Programmteilnahme für Agrarumweltmaßnahmen und die Ausgleichszulage dar. Die Spalten (1) und (2) enthalten die mittleren, relativen Änderungsraten des Ergebnisses von Teilnehmern (ΔY_i^1) und Kontrollbetrieben (ΔY_j^0). Die Spalten (3) und (4) weisen die Differenz zwischen den Werten der Spalten (1) und (2) sowie die zugehörige t -Statistik aus. Um die quantitative Bedeutung eines Effektes abzuschätzen, ist in Spalte (5) die Effektstärke dargestellt.¹⁰

Für beide Programme weisen Teilnehmerbetriebe ein signifikant höheres Flächenwachstum („Landw. genutzte Fläche“) auf als Kontrollbetriebe. Zwischen 2000 und 2005 hat sich die landwirtschaftlich genutzte Fläche von Teilnehmern an Agrarumweltmaßnahmen (der Ausgleichszulage) im Durchschnitt um 7,6 % (7,8 %) erhöht, während Kontrollbetriebe mit 2,4 % (5,8 %) ein deutlich geringeres Flächenwachstum aufweisen. Der ATT in Höhe von 5,2 % (für Agrarumweltmaßnahmen) bzw. 2,0 % (für die Ausgleichszulage) entspricht der Differenz beider Wachstumsraten und ist auf einem Niveau von 1 % bzw. 5 % signifikant von Null verschieden.

Der positive Effekt der Programmteilnahme auf die landwirtschaftlich genutzte Fläche bestätigt die Resultate von OSTERBURG und STRATMANN (2002). Das höhere Flächenwachstum der Teilnehmerbetriebe ist vermutlich auf die Flächenbindung der Programmzahlungen zurückzuführen. Eine Ausweitung der förderfähigen Flächen scheint eine profitable Unternehmensstrategie zu sein: Die Betriebe wachsen durch die Ausdehnung der Fläche statt über die Erhöhung der Nutzungsintensität. Die Teilnahme an Agrarumweltmaßnahmen ist darüber hinaus häufig an eine minimale bzw. maximale Viehbesatzdichte gebunden. Teilnehmende Betriebe mit zu hoher Viehbesatzdichte pachten in der Regel eher Fläche zu als den Viehbesatz zu reduzieren (vgl. ZEDDIES und DOLUSCHITZ, 1996). So weisen Teilnehmer an Agrarumweltmaßnahmen (an der Ausgleichszulage) ein um 6,0 % (5,3 %) signifikant höheres Wachstum des Pachtflächenanteils („Anteil Pachtland“) auf als vergleichbare Kontrollbetriebe. Teilnehmer wachsen zu etwa gleichen Teilen über Grünland- und Ackerflächen, Kontrollbetriebe hingegen wachsen fast ausschließlich durch eine Ausweitung der Ackerflächen. Während in Betrieben, die an Agrarumweltmaßnahmen (am Programm der Ausgleichszulage) partizipieren, die Grünlandfläche („Grünland“) um 5,5 % (4,7 %) zunimmt, ist für Kontrollbetriebe eine Reduktion um 5,8 % (5,6 %) zu beobachten. Der Effekt der Programmteilnahme, bezogen auf die Grünlandfläche, beträgt somit 11,3 % (10,3 %). Dies entspricht einer zusätzlichen Grünlandfläche von durchschnittlich 1,65 ha (0,19 ha) je Betrieb (2000 bis 2005). Die Irrtumswahrscheinlichkeit beider Effekte liegt unter 1 %.

Diese Zunahme der Grünlandfläche infolge der Programmteilnahme ist auf zwei Aspekte zurückzuführen: Die Programmzahlungen verringern die Nutzungskosten und verbessern die innerbetriebliche Wettbewerbsfähigkeit des Grünlandes, z. B. gegenüber Futtermais (vgl. OSTERBURG, 2004: 12). Darüber

¹⁰ Die Effektstärke entspricht der Differenz der mittleren Ergebnisänderung in Teilnehmer- und Kontrollbetrieben, geteilt durch die Quadratwurzel der gepoolten Varianz beider Gruppen (COHEN, 1988).

Tabelle 3. Wachstumsraten von Teilnehmer- und Kontrollbetrieben und Effekte der Programmteilnahme auf die Teilnehmer (ATT)

Ergebnis	Teilnehmer ΔY_i^1 (1)	Kontrollb. ΔY_j^0 (2)	ATT $\Delta Y_i^1 - \Delta Y_j^0$ (3)	t-Wert (Signifikanz) (4)	Effektstärke d (5)
Agrarumweltmaßnahmen					
Landwirt. genutzte Fläche	0,076	0,024	0,052	6,08 ***	0,22
Grünland	0,055	-0,058	0,113	4,62 ***	0,17
Anteil Pachtland	0,043	-0,017	0,060	1,80 *	0,07
Arbeitskräfte	-0,010	-0,016	0,006	0,60	0,02
Arbeitskräfte (je 100 ha)	-0,086	-0,040	-0,046	-3,90 ***	-0,14
Außerbetriebliche AK	0,033	0,046	-0,013	-0,21	-0,01
Kapital (je ha)	0,040	0,065	-0,025	-1,33	-0,05
Rinderbesatz	-0,213	-0,174	-0,039	-1,39	-0,05
Rinderbesatz (je HFF)	-0,112	-0,049	-0,063	-3,72 ***	-0,14
PSM (je ha)	0,104	0,059	0,045	0,97	0,04
Dünger (je ha)	0,100	0,164	-0,064	-2,18 **	-0,08
Umsatz	0,066	0,046	0,020	1,12	0,04
Umsatz (je ha)	-0,007	0,029	-0,036	-2,05 **	-0,08
Ausgleichszulage					
Landwirt. genutzte Fläche	0,078	0,058	0,020	2,57 **	0,09
Grünland	0,047	-0,056	0,103	4,92 ***	0,17
Anteil Pachtland	0,024	-0,029	0,053	1,91 *	0,07
Arbeitskräfte	-0,009	-0,015	0,006	0,71	0,02
Arbeitskräfte (je 100 ha)	-0,087	-0,073	-0,014	-1,25	-0,04
Außerbetriebliche AK	0,088	0,151	-0,063	-1,09	-0,04
Kapital (je ha)	-0,016	0,021	-0,037	-2,13 **	-0,07
Rinderbesatz	-0,140	-0,180	0,040	1,62	0,06
Rinderbesatz (je HFF)	-0,112	-0,046	-0,066	-4,33 ***	-0,15
PSM (je ha)	0,072	0,061	0,011	0,22	0,01
Dünger (je ha)	0,138	0,160	-0,022	-0,78	-0,03
Umsatz	0,088	0,066	0,022	1,43	0,05
Umsatz (je ha)	0,010	0,016	-0,006	-0,39	-0,01

Hinweise: Definition der Variablen und Datenquellen vgl. Tabelle A1. Sterne kennzeichnen die statistische Signifikanz im t-Test für die Gleichheit der Mittelwerte auf einem Niveau von 1 % ***, 5 % ** und 10 % *. Effektstärke (d): sehr klein ($<0,2$), klein ($0,2 \leq |d| < 0,5$). Die ausgewiesenen Größen in den Spalten (1) und (2) entsprechen der Differenz der logarithmierten Werte der Variablen und sind daher als Wachstumsraten zu interpretieren.

Quelle: eigene Berechnungen

hinaus besteht für einzelne Agrarumweltmaßnahmen ein Verbot des Grünlandumbruchs bzw. ein Gebot zum Erhalt des Umfangs der betrieblichen Grünlandfläche (REITER et al., 2006: 11).

Die Programmteilnahme hat keinen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf die Anzahl der betrieblichen Arbeitskräfteeinheiten („Arbeitskräfte“) oder auf die außerbetriebliche Erwerbsbeteiligung des Betriebsleiterpaares („außerbetriebliche AK“). Infolge des Flächenwachstums verringert sich jedoch der flächenbezogene Arbeitseinsatz („Arbeitskräfte je 100 ha“) in Teilnehmerbetrieben stärker als in Kontrollbetrieben. Im Fall von Agrarumweltmaßnahmen ist dieser Effekt signifikant von Null verschieden: Der flächenbezogene Arbeitseinsatz verringert sich in teilnehmenden Betrieben um 8,6 %, während dieser

in Kontrollbetrieben um lediglich 4,0 % abnimmt. Der ATT beträgt -4,6 %.

Ähnliche Effekte sind hinsichtlich des Kapitaleinsatzes („Kapital je ha“) zu beobachten. Bedingt durch das deutliche Flächenwachstum sinkt der Kapitaleinsatz je Hektar, bei Teilnehmerbetrieben im Falle der Ausgleichszulage signifikant stärker als bei Nicht-Teilnehmerbetrieben (der ATT beträgt -1,6 %). Für Agrarumweltprogramme sind keine signifikanten Auswirkungen der Programmteilnahme auf den Kapitaleinsatz je Hektar zu beobachten.

Ein zentrales Ziel vieler Agrarumweltmaßnahmen ist die Reduzierung der Nutzungsintensität landwirtschaftlicher Flächen, z. B. durch die Verringerung der Viehbesatzdichte und des Einsatzes chemischer Dünge- und Pflanzenschutzmittel. Im Gegensatz dazu

ist die Teilnahme am Programm der Ausgleichszulage an keine nennenswerten Umweltauflagen gebunden. Bezogen auf den Rinderbesatz („*Rinderbesatz*“) sind für kein Programm signifikante Effekte zu beobachten. Bedingt durch das Flächenwachstum verringert sich der Rinderbesatz je Hektar Hauptfutterfläche („*Rinderbesatz je HFF*“) in Teilnehmerbetrieben wesentlich stärker (jeweils -11,2 % für beide Programme) als in Kontrollbetrieben (-4,9 % bei Agrarumweltprogrammen und -4,6 % beim Programm der Ausgleichszulage). Der *ATT* bezogen auf die Viehbesatzdichte beträgt -6,3 % (bei Agrarumweltmaßnahmen) bzw. -6,6 % (bei der Ausgleichszulage) und ist in beiden Fällen hochsignifikant von Null verschieden. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt OSTERBURG (2004: 14) für den Zeitraum der Wirtschaftsjahre 1990/91 bis 1998/99.

Teilnehmer und Kontrollbetriebe verzeichnen eine vergleichbare Zunahme der monetären Ausgaben für Pflanzenschutzmittel je Hektar („*PSM je ha*“). Hinsichtlich der Düngemittelausgaben je Hektar („*Dünger je ha*“) ist lediglich im Fall von Agrarumweltmaßnahmen eine signifikante Reduktion zu beobachten (*ATT* = -6,4 %). Dies bestätigt die Ergebnisse von OSTERBURG und STRATMANN (2002). Ursachen für den verhältnismäßig geringen Effekt der Teilnahme an Agrarumweltmaßnahmen auf die Reduzierung des Pflanzenschutz- und Düngemittelaufwandes sind die Anwendung von AUM auf bereits relativ extensiv bewirtschafteten Teilflächen, insbesondere auf Grünland (REITER et al., 2006: 32), eine vergleichsweise geringe Akzeptanz von Input-reduzierenden Maßnahmen auf Ackerflächen sowie die Förderung von nicht auf Inputreduzierung ausgerichteten Agrarumweltmaßnahmen (z. B. späte Mahd).

Der Effekt der Programmteilnahme auf den betrieblichen Umsatz („*Umsatz*“) ist für beide Programme positiv, jedoch nicht signifikant von Null verschieden. Für Agrarumweltmaßnahmen ist dies durch den Rückgang des Umsatzes je Hektar („*Umsatz je ha*“) zu begründen (*ATT* = -3,6 %), der wiederum in Zusammenhang mit der Reduzierung der Nutzungsintensität steht.

Die in Tabelle 3 (Spalte (5)) ausgewiesenen Effektstärken sind entsprechend der Orientierungswerte von COHEN (1988) als sehr gering ($d < 0,2$) und gering ($0,2 < d < 0,5$) einzustufen. Bei der Beurteilung der Relevanz des *ATT* ist zu berücksichtigen, dass beide Programme hohe Akzeptanzraten aufweisen und im Gegensatz zu den Direktzahlungen der Ersten Säule der Gemeinsamen Agrarpolitik nur

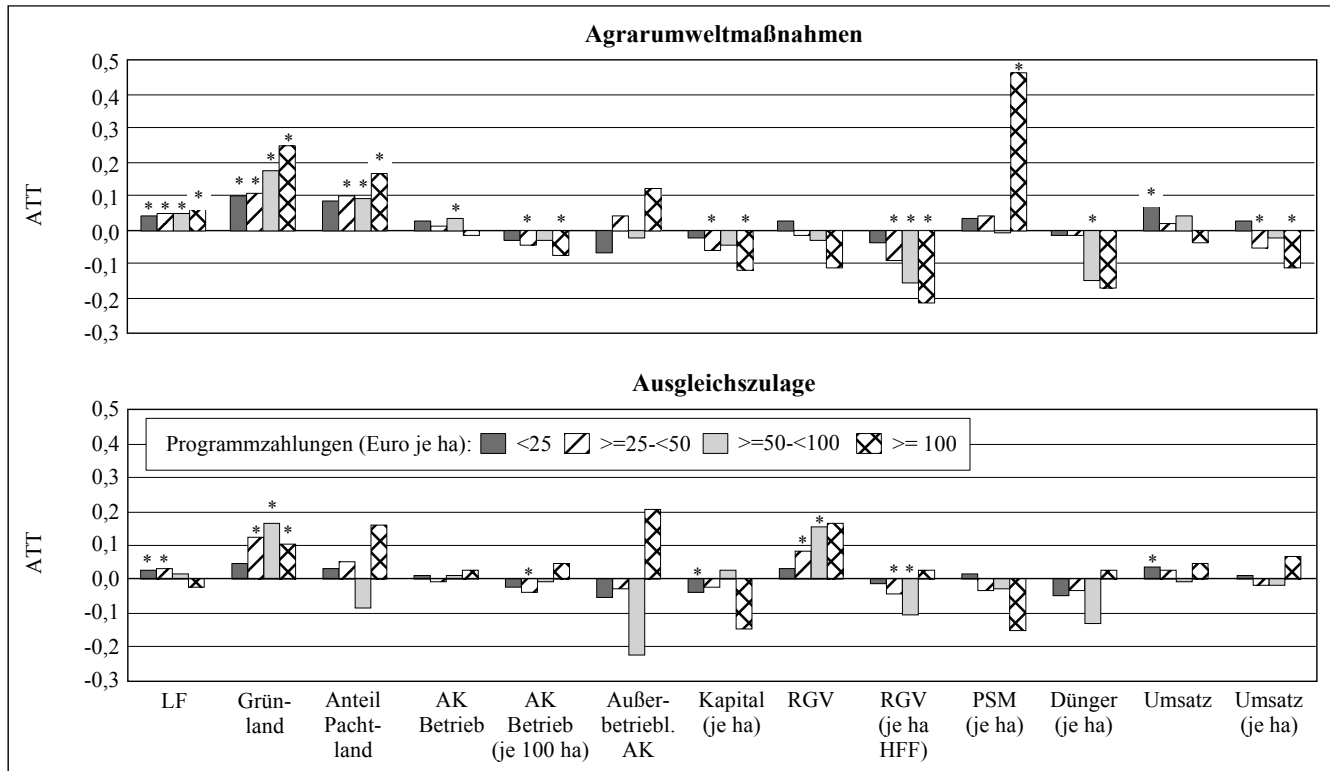
auf einen Teil aller landwirtschaftlichen Betriebe (die Teilnehmer) wirken. Insbesondere am Bodenmarkt können Teilnehmer eine bessere Wettbewerbsposition erlangen als ihre nicht am Programm teilnehmenden Nachbarn. Inwieweit durch die Programme agrarstrukturell relevante Effekte entstehen, ist nur in einer aggregierten Analyse zu klären.

Das Matching-Verfahren beruht auf der Annahme, dass die Programmteilnahme nur den teilnehmenden Betrieb beeinflusst („Stable Unit Treatment Value Assumption“, SUTVA, vgl. WOOLDRIDGE, 2002). Indirekte Effekte der Programmteilnahme auf andere Betriebe, unabhängig von ihrem Teilnahmestatus, sind damit per Annahme ausgeschlossen. Inwieweit beispielsweise die zusätzliche Nachfrage nach landwirtschaftlich genutzter Fläche zu einem Anstieg der Bodenpreise führt und welche (indirekten) Effekte sich daraus auch für nicht teilnehmende Betriebe ergeben, muss im Rahmen der vorliegenden Analyse vollständig ausgeblendet werden. Die Vernachlässigung indirekter Effekte zählt aus der Sicht der Autoren zu den gravierendsten Schwächen einer Anwendung von Matching-Verfahren für die mikroökonomische Wirkungsanalyse agrarpolitischer Maßnahmen. Dies gilt unabhängig vom konkret verwendeten Matching-Verfahren.

Der Vergleich der Ergebnisse des Greedy Matchings (Tabellen 2 und 3) mit denen alternativer Schätzverfahren¹¹ lässt sich wie folgt zusammenfassen: Der Selektionseffekt wird durch das Greedy Matching vollständig, durch das alternative Caliper Matching weitgehend und durch den Kernel Schätzer nur unzureichend kontrolliert. Ursächlich hierfür ist, dass beim Greedy und Caliper Matching Teilnehmer ohne einen vergleichbaren Kontrollbetrieb aus der Analyse ausscheiden, während beim Kernel Matching ein variierender Teil alle Nicht-Teilnehmerbetriebe zur Konstruktion eines hypothetischen Kontrollbetriebes dient. Die Vorzeichen, das Niveau und die Signifikanz der *ATTs* des Greedy und des alternativen Caliper Matchings stimmen, mit wenigen Ausnahmen, überein. Die in Tabelle 2 präsentierten Ergebnisse können als relativ robust gegenüber der Wahl des Schätzverfahrens angesehen werden.

¹¹ Die Ergebnisse der alternativen Schätzverfahren werden auf Anfrage von den Autoren zugesandt.

Abbildung 3. Effekte der Programmteilnahme auf die Teilnehmer (*ATT*), differenziert nach Programmmzahlungen je Hektar LF¹⁾



Hinweise: Definition der Variablen und Datenquellen vgl. Tabelle A1. Ein Stern (*) kennzeichnet die statistische Signifikanz im t-Test für die Gleichheit der Mittelwerte auf einem Niveau von <5 % und einer Effektstärke mit $d > 0,1$.

¹⁾ Programmmzahlungen je Hektar = Programmmzahlungen je Betrieb (Mittelwert 2001-2005)/LF des Betriebes (2000)

Quelle: eigene Berechnungen

4.3 Heterogenität von Programmeffekten

Die Stärke des Effektes der Programmteilnahme wird vermutlich zwischen einzelnen Betrieben variieren, zum Beispiel in Abhängigkeit der Betriebsgröße, des Bundeslandes und der Höhe der Programmmzahlungen je Hektar (heterogene Programmeffekte). Die Programmmzahlungen je Hektar¹² können als Maß der „Intensität der Programmteilnahme“ interpretiert werden. Die in Tabelle 2 selektierten Teilnehmerbetriebe weisen deutlich geringere Programmmzahlungen je Hektar auf als der Durchschnitt aller teilnehmenden Betriebe in den Buchführungsdaten. Hieraus ergibt sich die Frage, ob die in Tabelle 3 geschätzten Effekte der Programmteilnahme durch den Ausschluss von Teilnehmern mit hohen Programmmzahlungen verzerrt sind und systematisch unterschätzt werden.

Erste Hinweise zur Beantwortung dieser Frage ergeben sich aus Abbildung 3. Dargestellt ist der *ATT* getrennt nach der Höhe der Programmmzahlungen je Hektar für vier Gruppen (Zahlungen unter 25 Euro/ha, zwischen 25 und 50 Euro/ha, zwischen 50 und 100 Euro/ha sowie über 100 Euro/ha). Die Ergebnisse lassen einen positiven Zusammenhang zwischen der Stärke der Programmeffekte und der Höhe der Programmmzahlungen je Hektar erkennen. Mit steigenden Programmmzahlungen nimmt die Stärke des Programmeffektes zu. Demzufolge ist davon auszugehen, dass die in Tabelle 3 präsentierten Effekte der Programmteilnahme tendenziell unterschätzt werden.

Ein Zusammenhang zwischen der Höhe der Programmmzahlungen je Hektar und dem Programmeffekt ist insbesondere für jene Merkmale zu beobachten, für die in den vorhergehenden Analysen signifikante Effekte der Programmteilnahme festzustellen waren. So steigt zum Beispiel der *ATT* von Agrarumweltmaßnahmen für die Veränderung der Grünlandfläche von 9,6 % in der Gruppe mit geringen Prämien (<25 Euro/ha) bis auf 24,7 % in der Gruppe mit den höchsten Prämien (>100 Euro/ha) an. Die Effekt-

¹² Wie zuvor erwähnt werden die Programmmzahlungen je Hektar als Summe der Programmmzahlungen an den Betrieb (im Mittel der Jahre 2001 bis 2005) in Relation zur landwirtschaftlich genutzten Fläche des Betriebes (im Jahr 2000) berechnet.

stärke erhöht sich dementsprechend von $d = 0,1$ (<25 Euro/ha) auf $d = 0,4$ (>100 Euro/ha). Im Gegensatz zu den Ergebnissen in Tabelle 3 ist für die Ausgleichszulage ein signifikant positiver Effekt auf den Rinderbesatz für Betriebe mit Prämien über 25 Euro/ha zu beobachten. Das Niveau des *ATT* steigt hier von 8,0 % in Betrieben mit Prämien zwischen 25 und 50 Euro je Hektar bis 16,2 % in Betrieben mit Prämien über 100 Euro/ha.

Die Ergebnisse für Merkmale, für die in Tabelle 3 kein eindeutiger Effekt der Programmteilnahme festzustellen war, ändern sich mit zunehmenden Programmzahlungen nur marginal oder weisen eine große Varianz in Abhängigkeit vom Umfang der Programmzahlungen auf. Teilnehmer an Agrarumweltmaßnahmen mit Programmzahlungen von über 100 Euro/ha verzeichnen beispielsweise eine um 46,2 % höhere Zunahme der Ausgaben für Pflanzenschutzmittel je Hektar als vergleichbare Kontrollbetriebe. Dieser zunächst überraschend deutliche Anstieg der Ausgaben für Pflanzenschutzmittel könnte auf die Förderung von konservierenden Bodenbearbeitungsmethoden (WALDORF und GRIMM, 2002) oder auf eine Verschiebung der Nutzungsintensität von geförderten hin zu nicht geförderten Flächen (verstärkte Grundfuttergewinnung durch Mais- statt durch Grassilage) erklärt werden.

4. Zusammenfassung und Diskussion

Im vorliegenden Beitrag wird ein semi-parametrischer Propensity-Score-Matching-Ansatz zur Analyse der Effekte von Agrarumweltmaßnahmen und der Ausgleichszulage für benachteiligte Gebiete auf den betrieblichen Umsatz und Faktoreinsatz (Boden, Arbeit, Kapital, Vieh, Pflanzenschutz- und Düngemittel) in Deutschland (2000 bis 2005) verwendet.

Die Analyse zeigt, dass beide Programme einen positiven Effekt auf das Flächenwachstum haben. Die Wachstumsrate der landwirtschaftlich genutzten Fläche bzw. der Grünlandfläche ist in Teilnehmerbetrieben im Mittel signifikant höher als in Betrieben ohne Teilnahme. Da die Höhe der Programmzahlung primär an den Faktor Boden gebunden ist, scheint die Ausweitung der förderfähigen Flächen eine Strategie der Gewinnmaximierung zu sein. Diese These wird insbesondere für Agrarumweltmaßnahmen untermauert, da sich die Nutzungsintensität und damit auch die Produktivität infolge der Programmteilnahme signifikant verringert. Der Effekt beider Politikmaß-

nahmen (Agrarumweltmaßnahmen und Ausgleichszulage) auf den betrieblichen Umsatz ist nicht signifikant von Null verschieden. Im Durchschnitt aller Betriebe ist somit kein statistisch abgesicherter, produktionsfördernder Effekt der analysierten Programme zu beobachten.

Die empirischen Ergebnisse bestätigen die These heterogener Programmeffekte: Die Höhe der Programmeffekte nimmt mit steigenden Programmzahlungen je Hektar zu. Weitere Ursachen heterogener Programmeffekte sind die Dauer und die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme (PUFAHL und WEISS, 2007, 2009). Darüber hinaus dürfte auch die mehrmalige Teilnahme an einem Programm einen Einfluss auf das Ergebnis sowie auf die nachfolgende Entscheidung zur Programmteilnahme haben. Sequentielle Matching-Verfahren (LECHNER, 2004) bieten eine Möglichkeit, den Effekt mehrmaliger Programmteilnahmen und/oder Teilnahmen mit unterschiedlicher Dauer zu analysieren.

Die relativen Vor- und Nachteile des Matching-Ansatzes gegenüber parametrischen Evaluationsmethoden wurden in der Literatur bereits seit einiger Zeit diskutiert (jüngst auch in dieser Zeitschrift von HENNING und MICHALEK (2008a) sowie MARGARIAN (2008)) und müssen daher an dieser Stelle nicht im Detail erneut beschrieben werden. Besonders hervorzuheben ist aus der Sicht der Autoren jedoch die relative Vorzüglichkeit von Matching-Verfahren hinsichtlich der (a) weniger restriktiven Annahmen über die korrekte Spezifikation eines empirischen Modells sowie (b) der vergleichsweise einfachen Kommunikation der Ergebnisse an ein nicht-wissenschaftliches Publikum. Die konkrete Anwendung verschiedener Matching-Verfahren zur Evaluierung agrarpolitischer Maßnahmen im Rahmen der vorliegenden Arbeit zeigt jedoch auch einige Schwächen dieser Methode auf. So besteht eine wesentliche Voraussetzung für die Anwendbarkeit von Matching-Verfahren in der Verfügbarkeit einer großen Zahl an Beobachtungen,¹³ weshalb sich dieser Ansatz primär für mikroökonomische Evaluierungen (Betriebe, Personen, Haushalte) eignet. Selbst auf der Basis eines vergleichsweise umfangreichen Datensatzes (ca. 32 000 Betriebe) hat sich in der vorliegenden Arbeit gezeigt, dass für viele

¹³ „Propensity score matching is ‚data hungry‘ not only in terms of the number of variables required to estimate participation and outcomes, but also in the number of participants and non-participants entering the matching process“ (BRYSON, DORSETT und PURDON, 2002: 14).

Teilnehmer kein vergleichbarer Kontrollbetrieb gefunden werden kann.

Eine Evaluierung von Politikmaßnahmen durch einen Matching-Ansatz auf einzelbetrieblicher (Mikro-)Ebene vernachlässigt ferner indirekte Effekte einer Maßnahme, die auf einer sektoralen oder makroökonomischen Ebene relevant werden können. Anpassungen auf Produkt- und Faktormärkten als Folge agrarpolitischer Maßnahmen entfalten ihre Wirkungen auch auf jene Betriebe, die an dem betrachteten Programm nicht unmittelbar teilgenommen haben. Eine adäquate Abbildung dieser Effekte ist im Rahmen einer Matching-Analyse auf der Basis einzelbetrieblicher Beobachtungen nicht möglich und kann aus der Sicht der Autoren (je nach Art der analysierten Politikmaßnahme) eine gravierende Einschränkung der Aussagekraft des Matching-Ansatzes darstellen.¹⁴

Trotz der genannten Einschränkungen betrachten wir das verwendete Matching-Verfahren als wertvolle Ergänzung der bislang angewandten Methoden zur Evaluierung agrarpolitischer Programme mit einer Teilnehmer/Nicht-Teilnehmer-Struktur. Eine Herausforderung für zukünftige Analysen wird es sein, heterogene Programmeffekte von Maßnahmen ausführlicher zu analysieren zumal Verteilungseffekte (wer profitiert in welchem Umfang von einer bestimmten Maßnahme) besonders in Zeiten knapper Finanzmittel in der wirtschaftspolitischen Diskussion weiter an Bedeutung gewinnen werden.

Literatur

- AHEARN, M.C., H. EL-OSTA und J. DEWBRE (2006): The impact of coupled and decoupled government subsidies on off-farm labor participation of U.S. farm operators. In: *American Journal of Agricultural Economics* 88 (2): 393-408.
- AHEARN, M.C., J. YEE und W.E. HUFFMAN (2002): The impact of government policies on agricultural productivity and structure: Preliminary results. *Research in Agricultural and Applied Economics*: <http://agecon.lib.umn.edu/>, Stand: 26.7.2007.
- AHEARN, M.C., J. YEE und P. KORB (2005): Effects of differing farm policies on farm structure and dynamics. In: *American Journal of Agricultural Economics* 87 (5): 1182-1189.
- ART (Forschungsgruppe Agrar- und Regionalentwicklung Triesdorf) (2005): Aktualisierung der Halbzeitbewertung des Plans zur Entwicklung des ländlichen Raumes in Bayern. Im Auftrag des Bayerischen Staatsministeriums für Landwirtschaft und Forsten, Triesdorf.
- BAUDOUX, P., G. KAZENWADEL und R. DOLUSCHITZ (1997): Agrarumweltprogramme: Betriebliche Wirkungen und Einstellungen von Landwirten. In: *Agrarwirtschaft* 46 (4/5): 184-197.
- BBR (Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung) (2004): Indikatoren und Karten zur Raumentwicklung, INKAR Ausgabe 2004. Bonn.
- BECKER, S.O. und A. ICHINO (2002): Estimation of average treatment effects based on propensity scores. In: *The Stata Journal* 2 (4): 358-377.
- BKG (Bundesamt für Kartographie und Geodäsie) (2006): Basis-DLM - Digitales Landschaftsmodell Deutschland. CD-ROM.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2006): Bundestabelle. Stand April 2006, unveröffentlicht.
- (2000): GAK-Rahmenplan 2000-2003. BMVEL: <http://bmvel.zadi.de/gak/>, Stand: 11.04.2006.
- BRYSON, A., R. DORSETT und S. PURDON (2002): The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Active Labour Market Policies. Working Paper No. 4. Policy Studies Institute and National Centre for Social Research, London.
- CALIENDO, M. (2006): Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies. *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems* 568. Springer, Heidelberg.
- COCHRAN, W. und D.B. RUBIN (1973): Controlling bias in observational studies. *Sankhya: The Indian Journal of Statistics* 35 (4): 417-446.
- COHEN, J. (1988): *Statistical power analysis for the behavioral science*. 2nd ed. Hillsdale, New Jersey.
- COUNCIL REGULATION (EC) No 1257/1999 of 17 May 1999 on support for rural development from the European Agricultural Guidance and Guarantee Fund (EAGGF) and amending and repealing certain Regulations. VO (EWG) 2078/92
- No 2078/92 of the 30 June 1992 on agricultural production methods compatible with the requirements of the protections of the environment and the maintenance of the countryside. VO 75/268/EWG.
- COUNCIL DIRECTIVE of 28 April of 1975 on mountain and hill farming in certain less-favoured countries (75/268/EEC).
- DOLUSCHITZ, R., B. FORSTNER, G. FRIEMEL, W. GROSSKOPF, K.-H. KAPPELMANN, R. LENZ, R. PLANKL, A. TSCHMARKE, und H. WENDT (2006): Up-date der Halbzeitbewertung des EPLR Baden-Württemberg 2000-2004. Maßnahmen- und Entwicklungsplan Ländlicher Raum – EPLR Baden-Württemberg 2000-2006. Im Auftrag des Landes Baden-Württemberg. Ministerium für Ernährung und den Ländlichen Raum: <http://www.landwirtschaft-mlr.baden-wuerttemberg.de/servlet/PB/menu/1040914/index.html>, Stand: 22.06.2006.
- EU-KOM (Europäische Kommission) (2006a): EU-Budget 2005. Europäische Kommission, DF Finanzplanung und Haushalt: <http://eur.lex.europa.eu/budget/www/index-en.htm>, Stand: 10.01.2008.

¹⁴ Diese Kritik gilt in gleicher Weise auch für Anwendungen parametrischer Verfahren auf einer einzelbetrieblichen Ebene. Auch dort werden Rückwirkungseffekte auf Güter- und Faktormärkte typischerweise ignoriert, es sei denn, die Analyse ist in ein umfangreiches empirisches Modell zur Abbildung des Gesamtsektors (bzw. der Gesamtwirtschaft) eingebunden.

- (Europäische Kommission, Generaldirektion Landwirtschaft) (2006b): 35. Finanzbericht über den Europäischen Ausrichtungs- und Garantiefonds für die Landwirtschaft, Abteilung Garantie. Haushaltsjahr 2005. KOM(2006) 512 endgültig. Brüssel.
- FAL (Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft, Institut für Ländliche Räume), ARUM (Arbeitsgemeinschaft Umwelt und Stadtplanung) und BFH (Bundesanstalt für Holzforschung) (2006): Aktualisierung der Halbzeitbewertung der Entwicklungspläne für den ländlichen Raum für die Bundesländer Bremen, Hamburg, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen und Schleswig-Holstein. FAL, Institut für Ländliche Räume, Braunschweig.
- FREISTAAT THÜRINGEN (2008): Entwicklungsplan für den ländlichen Raum 2000-2006. Lagebericht für das Jahr 2005. EAGFL - Abteilung Garantie. Unveröffentlicht.
- HECKMAN, J., H. ICHIMURA und P.E. TODD (1997): Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. In: *Review of Economic Studies* 64 (4): 605-654.
- HECKMAN, J., R.J. LALONDE und J. SMITH (1999): The economics and econometrics of active labor market programs. In: Ashenfelter, O. und D.E. Card (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*. Vol. III. Elsevier, Amsterdam: 1865-2097.
- HENNING, H.C.A. und J. MICHALEK (2008a): Ökonometrische Methoden der Politikevaluation: Meilensteine für eine sinnvolle Agrarpolitik der 2. Säule oder akademische Fingerübung. In: *Agrarwirtschaft* 57 (3/4): 232-243.
- (2008b): Theoretische Grundlagen und die Rolle parametrischer und nicht-parametrischer Modellansätze in der Politikevaluation. Replik zu Anne Magarian. In: *Agrarwirtschaft* 57 (7): 348-349.
- HOLLAND, P.W. (1986): Statistics and causal inference. In: *Journal of American Statistical Association* 81 (396): 945-960.
- IFLS (Institut für ländliche Strukturforchung) (2005): Aktualisierung der Halbzeitbewertung des rheinland-pfälzischen Entwicklungsplans "Zukunftsinitiative für den ländlichen Raum" (ZIL) im Zeitraum 2000-2006. Im Auftrag des Ministeriums für Wirtschaft, Verkehr, Landwirtschaft und Weinbau (MWVLW) des Landes Rheinland-Pfalz. Frankfurt am Main.
- IMBENS, G.W. (2000): The role of the propensity score estimating dose-response function. In: *Biometrika* 87 (3): 706-710.
- LAMBERT, D.M., P. SULLIVAN, R. CLAASSEN und L. FOREMAN (2006): Conservation-compatible practices and programs. Who participates? In: *Economic Research Report* (14). USDA.
- LAND-DATA GMBH (2006): Buchführungsdaten landwirtschaftlicher Betriebe für die Wirtschaftsjahre 1999/2000 bis 2004/2005. URL: <http://www.landdata.de>, Stand: 07.09.2007.
- LANDGESELLSCHAFT SACHSEN-ANHALT MBH (2005a): Aktualisierung der Halbzeitbewertung des EPLR Sachsen-Anhalt. Im Auftrag des Ministeriums für Landwirtschaft und Umwelt (MLU) des Landes Sachsen-Anhalt. MLU: <http://www.mlu.sachsen-anhalt.de>, Stand: 22.06.2006.
- (2005b): Aktualisierung der Halbzeitbewertung des EPLR Sachsen. Im Auftrag des Sächsischen Ministeriums für Umwelt und Landwirtschaft (SMUL). SMUL: http://www.smul.sachsen.de/de/wu/aktuell/foerderung/index_819.html, Stand: 22.06.2006.
- LECHNER, M. (2000): A note on the common support problem in applied evaluation studies. Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen: <http://www.siaw.unisg.ch/lechner>, Stand: 26.10.2006.
- (2002): Program heterogeneity and propensity score matching: An application to the evaluation of active labor market policies. In: *The Review of Economics and Statistics* 84 (2): 205-220.
- (2004): Sequential matching estimation of dynamic causal models. IZA Discussion Paper 1042. Bonn.
- LEUVEN, E. und B. SIANESI (2003): PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. RePEc, Research Papers in Economics: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>, Stand: 4.12.2006.
- LYNCH, L., W. GRAY und J. GEOGHEGAN (2007): Are farmland preservation program easement restrictions capitalized into farmland prices? What can a propensity score matching analysis tell us? In: *Review of Agricultural Economics* 29 (3): 502-509.
- MARGARIAN, A. (2008): Diskussionsbeitrag zu: Henning, H.C.A. und J. Michalek: Ökonometrische Methoden der Politikevaluation: Meilenstein für eine sinnvolle Agrarpolitik der 2. Säule oder akademische Fingerübung? In: *Agrarwirtschaft* 57 (3/4). In: *Agrarwirtschaft* 57 (7): 346-347.
- OSTERBURG, B. (2004): Assessing long-term impacts of agri-environmental measures in Germany. OECD Workshop on evaluation agri-environmental policies. Session 4. Evaluation of payments. Paris, 6-8 December 2004.
- OSTERBURG, B. und U. STRATMANN (2002): Die regionale Agrarumweltpolitik in Deutschland unter dem Einfluss der Förderangebote der Europäischen Union. In: *Agrarwirtschaft* 51 (5): 259-279.
- OSTERBURG, B., J. WILHELM und H. NIEBERG (1997): Darstellung und Analyse der regionalen Inanspruchnahme von Agrarumweltmaßnahmen gemäß VO (EWG) 2078/92 in Deutschland. Arbeitsbericht der FAL 8/97. Braunschweig.
- PARSON, L.S. (2001): Reducing bias in a propensity score matched-pair sample using greedy matching techniques. Proceedings of the 26th Meeting of the SAS International User Group (SUGI 26): <http://www2.sas.com/proceedings/sugi26/p214-26.pdf>, Stand: 05.10.2006.
- PLANKL, R., H. BRAND-SABEN, R. DAUB, H. DOLL, C. POHL und K. RUDOW (2006): Aktualisierung der Halbzeitbewertung der Ausgleichszulage in benachteiligten Gebieten 2002 bis 2004. Länderübergreifender Bericht. FAL, Institut für Betriebswirtschaft, Agrarstruktur und ländliche Räume, Braunschweig.
- PLANKL, R., K. RUDOW und C. KLOCKENBRING (2004): Ausgleichszulage in benachteiligten Gebieten. In: *Berichte über Landwirtschaft* 82 (1): 26-57.

- PUFAHL, A. und C.R. WEISS (2009): Evaluating the effects of farm programs: Results from propensity score matching. In: *European Review of Agricultural Economics* (im Druck).
- (2007): Evaluating the effects of farm programs: Results from propensity score matching. Department of Economics Working Paper Series 113. Vienna University of Economics and Business Administration: <http://epub.wu-wien.ac.at/wp/>, Stand: 20.12.2007.
- RAMBÖLL MANAGEMENT (2005): Update der Halbzeitbewertung des EPLR 2000-2006. Im Auftrag des Ministeriums für Ernährung, Landwirtschaft, Forsten und Fischerei des Landes Mecklenburg-Vorpommern. Hamburg.
- REINOWSKI, E. (2006): Mikroökonomische Evaluation und das Selektionsproblem. In: *Zeitschrift für Evaluation* 2006 (2): 187-226.
- REITER, K., W. ROGGENDORF, T. RUNGE und G. SCHNAUT (2006): Aktualisierung der Halbzeitbewertung des NRW-Programms Ländlicher Raum. Kapitel 6: Agrarumweltmaßnahmen – Kapitel VI der VO (EG) Nr. 1257/1999. FAL, Institut für Betriebswirtschaft, Agrarstruktur und ländliche Räume, Braunschweig.
- ROSENBAUM, P.R. und D.B. RUBIN (1983): The central role of propensity score in observational studies for causal effects. In: *Biometrika* 70 (1): 41-55.
- RUBIN, D.B. (1974): Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. In: *Journal of Educational Psychology* 66 (5): 688-701.
- (1977): Assignment to treatment group on the basis of a covariate. In: *Journal of Educational Statistics* 2 (1): 1-26.
- SALHOFFER, K. und G. STREICHER (2005): Self-selection as a problem in evaluation agri-environmental programs. In: Ortner, K.M. (Hrsg.): *Assessing rural development policies of the Common Agricultural Policies. Selection of papers from the 87th EAAE-Seminar of the European Association of Agricultural Economics (EAAE)*, Kiel: 203-215.
- SMITH, J.A. und P.E. TODD (2005): Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? In: *Journal of Econometrics* 125 (1-2): 305-353.
- STAT (Statistical Office of Germany and of German States) (2005): *Statistic regional. Data for districts and towns in Germany*. Düsseldorf.
- TIETZ, A. (Hrsg.) (2008): *Ländliche Entwicklungsprogramme 2007 bis 2013 in Deutschland im Vergleich – Finanzen, Schwerpunkte, Maßnahmen. Sonderheft. Landbauforschung Völkenrode, Braunschweig*.
- WALDORF, N. und S. GRIMM (2002): „Systemvergleich Bodenbearbeitung“ – Ökologische Auswirkungen von verschiedenen Bodenbearbeitungsverfahren. In: *Informationen für die Pflanzenproduktion, Sonderheft 1/2003*.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge.
- ZALF (Zentrum für Agrarlandschafts- und Landnutzungsforschung e.V.) (2005a): Aktualisierung der Halbzeitbewertung des Plans zur Entwicklung des ländlichen Raumes gemäß VO (EG) Nr. 1257/1999 des Landes Berlin. Im Auftrag der Senatsverwaltung für Wirtschaft, Arbeit und Frauen. ZALF: http://www.zalf.de/home_zalf/download/soz/KULAP2_endbericht_berlin.pdf, Stand: 22.06.2006.
- (2005b): Aktualisierung der Halbzeitbewertung des Plans zur Entwicklung des ländlichen Raumes gemäß VO (EG) Nr. 1257/1999 des Landes Brandenburg. Im Auftrag des Ministeriums für Ländliche Entwicklung, Umwelt und Verbraucherschutz des Landes Brandenburg, Potsdam.
- ZAV (Federal Employment Agency) (2005): *Unemployed persons on district level*. Federal Employment Agency: <http://www.pub.arbeitsamt.de/hst/services/statistik/000000/html/start/index.shtml>, Stand: 26.06.2005.
- ZEDDIES, J. und R. DOLUSCHITZ (1996): *Marktentlastungs- und Kulturlandschaftsausgleich (MEKA) – Wissenschaftliche Begleituntersuchungen und Auswirkungen. Agrarforschung in Baden-Württemberg, Band 25*. Eugen Ulmer, Stuttgart.

Kontaktautorin:

DR. ANDREA PUFAHL

Johann Heinrich von Thünen-Institut

Institut für Ländliche Räume

Bundesallee 50, 38116 Braunschweig

E-Mail: andrea.pufahl@vti.bund.de

Tabelle A1. Definition der verwendeten Variablen, Quellenangaben und geschätzte Koeffizienten der Logit-Modelle zur Erklärung der Programmteilnahme an Agrarumweltmaßnahmen (AUM) und der Ausgleichszulage (AZ)

Variable (Abkürzung)	Definition	AUM		AZ		Quelle
		Schätzer	p	Schätzer	p	
Konstante (AUM=1, AZ=1)		-14,297	***	1,756		
<i>Betriebliche Merkmale</i>						
LF	ln Landwirtschaftlich genutzte Fläche (ha)	1,815	***			1)
LF (quardiert)	ln Landwirtschaftlich genutzte Fläche (ha)	-0,242	***			1)
Grünland	ln Grünland (ha)	0,340	***			1)
Anteil Grünland	ln Anteil Grünland an LF (%)			0,549	***	1)
Anteil Pachtland	ln Anteil Pachtland an LF (%)	0,057	**	0,054	**	1)
Arbeitskräfte	ln Arbeitskrafteinheiten (AKE) je Betrieb	0,058		-0,252	***	1)
Außerbetriebliche Arbeitskräfte	ln außerbetriebliche AKE Betriebsleiterpaar	0,015				1)
Außerbetriebliche BL	ln außerbetrieblicher AKE Betriebsleiter	0,065				1)
Viehbestand (je 100 ha)	ln Großvieheinheiten (je 100 ha)	0,021				1)
Rinderbesatz	ln Großvieheinheiten Rind	0,031		0,031		1)
Rinderbesatz (je HFF)	ln Großvieheinheiten Rind (je Hauptfutterfläche)	-0,508	***	-0,350	***	1)
Kapital (je ha)	ln Eigen- und Fremdkapital o. Boden (TEuro je ha)	-0,142	***			1)
Dünger (je ha)	ln Ausgaben Dünger (TEuro je ha)	-0,187	***	-0,160	***	1)
PSM (je ha)	ln Ausgaben Pflanzenschutzmittel (TEuro je ha)	0,135	***	-0,017		1)
Tierprämien (je ha)	ln Tierprämien (TEuro je ha)	-0,032	**			1)
Flächenprämien (je ha)	ln Flächenprämien (TEuro je ha)	-0,218	***	0,018		1)
AZ-Zahlungen (je ha)	AZ Prämie (TEuro je ha)	2,663	*			1)
AUM-Zahlungen (je ha)	AUM Prämie (TEuro je ha)					1)
Teilnahme AUM	Teilnahme an Agrarumweltmaßnahmen (ja=1, nein=0)			-0,047		1)
Teilnahme AZ	Teilnahme an der Ausgleichszulage (ja=1, nein=0)	0,358	***			1)
Ord. Ergebnis	Ordentliches Ergebnis (TEuro)	0,004	***	0,007	***	1)
Ord. Ergebnis (je ha)	Ordentliches Ergebnis (TEuro je ha)			-0,266	***	1)
Ord. Ergebnis + PA (je AK)	Ordentliches Ergebnis + Personalaufwand (TEuro je AKE)	-0,001				1)
Umsatz	ln Umsatz (TEuro)	0,711	**			1)
Umsatz (je ha)	ln Umsatz (TEuro je ha)	-1,025	***	-0,840	***	1)
Ldw. Bildung (Uni/FH)	Ldw. Uni/FH-Abschluss Betriebsleiter (ja=1, nein=0)	0,251	***	0,036		1)
Ldw. Bildung (Techniker)	Ldw. Technikerabschluss Betriebsleiter (ja=1, nein=0)	0,341	*			1)
Ldw. Bildung (Jahre)	Ldw. Berufsausbildung (Anzahl Ausbildungsjahre)	0,035				1)
Nldw. Bildung (Uni/FH)	Nicht-Ldw. Uni/FH-Abschluss Betriebsleiter (ja=1, nein=0)	-0,073		-0,351	***	1)
Ackerbaubetrieb	Ackerbaubetrieb (ja=1, nein=0)	-0,153		-0,122		1)
Futterbaubetrieb	Futterbaubetrieb (ja=1, nein=0)	-0,362	***	-0,024		1)
Veredlungsbetrieb	Veredlungsbetrieb (ja=1, nein=0)	-0,231	*			1)
Gemischtbetrieb	Gemischtbetrieb (ja=1, nein=0)	-0,212	*	0,178		1)
LVZ	Landwirtschaftliche Vergleichszahl (Index)	-0,010	***	-0,201	***	1)
Höhe	Meter über Normal Null (N. N.)	0,003	***	0,004	***	2)
<i>Regionale Merkmale</i>						
Quote	Arbeitslosenquote (%)	0,066	***			3)
BWS Landwirtschaft	Bruttowertschöpfung Landwirtschaft (TEuro)	0,001	**	0,006	***	4)
BIP (pro Kopf)	ln Bruttoinlandsprodukt (pro Kopf, TEuro)	0,244	***	0,286	***	4)
Einwohnerdichte	ln Einwohner (je km ²)	0,267		-2,098	***	4)
EAD	ln Einwohner (je Arbeitsplatz)	0,055		1,219	**	5)
Erreichbarkeit	Minuten Fahrzeit zum nächsten Oberzentrum	0,008	***	-0,008	**	5)
Regland	Anteil Bevölkerung in ländlichen Gemeinden	-0,014	***	0,005		5)
Pachtpreis (je ha)	ln (Ø Acker-/Grünland) Pachtpreis (Euro je ha)			-0,005	***	1)
Anteil Futterbau	Anteil Futterbaubetriebe im Kreis (%)	-0,023	***	-0,022	***	4)
Anteil Ackerbau	Anteil Ackerbaubetriebe im Kreis (%)	-0,005	**	-0,034	***	4)
Anteil Veredlung	Anteil Veredlungsbetriebe im Kreis (%)	0,003		-0,170	***	4)
Anteil Gemischt	Anteil Gemischtbetriebe im Kreis (%)	0,097	***	0,346	***	4)
Nord	Schleswig-Holstein (SH), Hamburg (HH), Bremen (HB), Niedersachsen (NI)	-0,034		-8,078	***	1)
West	Nordrhein-Westfalen (NW), Hessen (HE), Rheinland-Pfalz (RP), Saarland (SL)	-0,840	***	0,297	***	1)
Süd	Baden-Württemberg (BW), Bayern (BY)	3,830	***			1)
Ost	Berlin (BE), Brandenburg (BB), Mecklenburg-Vorpommern (MV), Sachsen (SN), Sachsen-Anhalt (SA), Thüringen (TH)					1)
Anzahl Beobachtungen		19.337		23.120		
LR Chi-Quadrat (Pseudo R ² angepasst)		14.483*** (0,70)		20.909*** (0,83)		
% richtiger Vorhersagen insg./Kontrollbetr./Teilnehmer		87/91/84		93/95/88		

Abkürzungen: p = Signifikanzniveau, ln = Natürlicher Logarithmus, AKE = Arbeitskrafteinheiten, ha = Hektar, TEuro = 1 000 Euro. Ldw. = Landwirtschaftlich(e)

Hinweise: Der Begriff „Regionale Merkmale“ bezieht sich auf die Merkmale von Kreisen und kreisfreien Städten. Sterne kennzeichnen die statistische Signifikanz der Schätzer auf einem Niveau von 1 % ***, 5 % ** oder 10 % *.

Quellen: eigene Berechnungen auf Basis von 1) LAND-Data GmbH (2006), 2) BKG (2006), 3) ZAV (2005), 4) STAT (2005), 5) BBR (2004)