



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

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

Institutionelle Grundlagen der Agrarprotektion: Eine polit-ökonomische Analyse der Agrarpolitik in den Mittel- und Osteuropäischen Ländern

Institutional Foundation of Agricultural Protection: The Case of EU-Accession and Agricultural Policy in Eastern European Countries

Christian H.C.A. Henning, Kim Carolin Krause und Carsten Struve

Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Zusammenfassung

Der Artikel befasst sich mit der polit-ökonomischen Analyse der Agrarpolitik in den Mittel- und Osteuropäischen Staaten (MOEL), die der EU beitreten wollen. Explizit wird die Wirkung von politischen Institutionen auf den politischen Einfluss der Agrarlobby und damit auf das Agrarprotektionsniveau in diesen Ländern untersucht. Darüber hinaus wird analysiert, ob der EU-Beitritt bei gegebenen spezifischen politischen und ökonomischen Rahmenbedingungen der individuellen Länder politisch durchsetzbar ist. Im Einzelnen beinhalten die empirischen Analysen folgende Ergebnisse: (i) Der politische Einfluss der Agrarlobby variiert signifikant zwischen den analysierten Ländern. (ii) Der politische Einfluss der Agrarlobby wird signifikant durch politische Institutionen bestimmt. (iii) Bei Annahme konstanter ökonomischer Strukturen für den nichtlandwirtschaftlichen Sektor in den MOEL ist der EU-Beitritt in diesen Staaten dem verwendeten Ansatz folgend nur dann politisch durchsetzbar, wenn die gemeinsame Finanzierung der GAP gemäß dem Grundsatz der „Finanziellen Solidarität“ beibehalten wird. Umgekehrt gilt, dass bei Beibehaltung dieses Finanzierungssystems die ökonomische Ineffizienz der zukünftigen GAP in einer erweiterten EU noch vergrößert wird.

Schlüsselwörter

formal model of legislative decision-making, political economy of GAP, EU-enlargement

Abstract

The impact of political institutions, e.g. the organization of legislature, election and party systems, on agricultural protection has hardly been taken into account explicitly in theoretical and empirical studies, yet. In this framework the paper investigates to what extent political institutions explain observed variances in the political power of the agrarian population in the ten Central and Eastern European Countries / Candidates (CEEC) applying for an accession to the EU. Moreover, it is analyzed to what extent EU-accession will be politically feasible given the specific political and economic framework conditions of the individual states. In particular, empirical analyses imply the following results: (i) The political power of the agrarian population varies significantly among the analyzed countries. (ii) The political weights are significantly determined by political institutions. (iii) Analyzing to what extent EU-accession is politically feasible in the CEEC-states we can show that political feasibility of EU-accession crucially depends on keeping the rule of financial solidarity. Contrary, keeping the rule of financial solidarity implies that future CAP will become even more inefficient in economic terms.

Key words

formal model of legislative decision-making, political economy of GAP, EU-enlargement

1. Einleitung

Die Tatsache, dass der Agrarsektor in Industrieländern in der Regel hoch subventioniert, hingegen in Entwicklungsländern besteuert wird, ist schon lange bekannt (SWINNEN, 1994; TYERS und ANDERSON, 1992; MILLER, 1991, 1988). Aus wohlfahrtökonomischer Sicht sind Steuern und Subventionen ineffizient, da sie die Gesamtwohlfahrt der Gesellschaft verringern, sofern sie die Divergenz zwischen sozialen und privaten Preisen vergrößern. Warum trotzdem ineffiziente Agrarpolitiken sowohl in Industrie- als auch in Entwicklungsländern fortbestehen, versuchen polit-ökonomische Studien zu erklären. Sie konzentrieren sich auf den politischen Entscheidungsfindungsprozess und verstehen Agrarpolitik als das Ergebnis von politischen Verhandlungsprozessen zwischen verschiedenen Interessengruppen, die eine möglichst günstige Wohlfahrts- bzw. Einkommensumverteilung zu erzielen versuchen (PELTZMANN, 1976; BECKER, 1983; KRUEGER, SCHIFF und VALDES, 1988; GARDNER, 1987; SWINNEN, 1994; TYERS und ANDERSON, 1992; MILLER, T., 1991; ZUSMAN, 1976). Die resultierende Politik wird durch die relative politische Verhandlungsmacht der verschiedenen Interessengruppen und durch die ökonomisch determinierte Transformationsmöglichkeit von Wohlfahrten zwischen diesen Gruppen bestimmt. Je größer die politische Macht einer Gruppe und je leichter es ist, Einkommen zu Gunsten dieser Gruppe umzuverteilen, desto höher ist c.p. das politisch neuverteilte Einkommen im polit-ökonomischen Gleichgewicht für diese Gruppe. In diesem Rahmen existieren zahlreiche polit-ökonomische Ansätze, die verzerrte Agrarpolitiken erklären, aber bei der spezifischen Modellierung unterschiedlichen Strategien folgen. Hier unterscheidet man generell zwischen zwei Ansätzen: Dies sind zum einen interessengruppenorientierte Ansätze (PELTZMANN, 1976; BECKER, 1983), die den Entscheidungsfindungsprozess als Verhandlungsprozess zwischen zahlreichen Interessengruppen interpretieren. Und zum anderen existieren wählerorientierten Ansätze (TYERS und ANDERSON, 1992; SWINNEN, 1994; DE GROOTER und TSUR, 1991; MAGEE und BROCK, 1978), die politische Entscheidungsfindungen als eine Interaktion zwischen Wählern und Politikern darstellen. Obwohl die bestehenden polit-ökonomischen Modelle zweifellos einige der empirischen Phänomene der Agrarpolitik erklären, konzentrieren sich diese Modelle ausschließlich auf ökonomische und demographische Faktoren und ver-

nachlässigen völlig politische Faktoren, wie z.B. die Bedeutung von politischen Institutionen im politischen Entscheidungsprozess. Dies überrascht vor allen Dingen auch deshalb, da gemeinhin akzeptiert wird, dass politische Institutionen, wie Wahlsysteme und die Organisation der Legislative einschließlich formaler Entscheidungsregeln, einen signifikanten Einfluss auf Politikergebnisse haben (MILLER, G., 1997; WEINGAST et al., 1981; BINSWANGER und DEINIGER, 1997). Darüber hinaus binden internationale Organisationen, wie die Weltbank und der International Monetary Fund (IMF), ihre finanzielle Hilfe an bestimmte Voraussetzungen - so z.B. an das Bestehen von spezifischen demokratischen Institutionen (z.B. freie Wahlen). Trotzdem werden bisher weder in theoretischen noch in empirischen polit-ökonomischen Analysen der Agrarpolitik die politischen Institutionen als relevante Determinanten von agrarpolitischen Entscheidungen berücksichtigt.

Innerhalb dieses Rahmens stellt die vorliegende Arbeit einen ersten Versuch dar, die Wirkung von politischen Institutionen auf die Agrarpolitik sowohl auf theoretischem als auch empirischem Niveau systematisch zu analysieren. Pars pro toto wird untersucht, in welchem Ausmaß politische Institutionen beobachtete Varianzen der politischen Macht der agrarischen Bevölkerung in den zehn Mittel- und Osteuropäischen Beitrittskandidaten-Ländern (MOEL)¹ erklären können. Darüber hinaus wird analysiert, ob der EU-Beitritt bei gegebenen politischen und ökonomischen Rahmenbedingungen der individuellen MOEL politisch durchsetzbar sein wird.

2. Das theoretische Modell

Auf die zehn MOEL wird ein einfaches generelles polit-ökonomisches Gleichgewichtsmodell angewendet. Theoretisch entspricht das Modell einem politischen Tauschmodell, das das politische Marktmodell von TYERS und ANDERSON insoweit verallgemeinert, als *multiple* politische Agenten, die ihre individuelle politische Unterstützung ihrer spezifischen Klientel maximieren, in das Modell aufgenommen werden. Auf Basis einer reduzierten Form des politischen Tauschmodells wird die Wirkung einiger ausgewählter politischer Institutionen auf die aggregierte politische Macht der landwirtschaftlichen Bevölkerung empirisch analysiert.

Betrachtet wird ein polit-ökonomisches System, das aus einem ökonomischen System (ES) und einem politischen System (PS) besteht. Das ökonomische System hat zwei Sektoren: einen landwirtschaftlichen Sektor (A) und einen Industriesektor (M). Jeder Sektor produziert jeweils ein Gut, X_A bzw. X_M . Jeder Sektor verwendet einen speziellen immobilen Faktor K_A bzw. K_M . K_A erfasst landwirtschaftliches Kapital und Boden, und K_M erfasst Industriekapital. Für beide immobile Faktoren wird ein fixes Angebot angenommen. Darüber hinaus nutzen beide Sektoren den Faktor Arbeit als variablen Input. L_A und L_M kennzeichnen die Menge an Arbeit, die im Agrarsektor bzw. im Industriesektor beschäftigt wird. Arbeit wird als perfekt mobiler Faktor angesehen, wobei das Gesamtangebot an Arbeit L

ebenfalls als fix angenommen wird. Weiterhin kennzeichnen P_A und P_M den inländischen Preis für das landwirtschaftliche bzw. das im Industriesektor produzierte Gut. P_L kennzeichnet den inländischen Lohnsatz. Beide Güter sollen handelbar sein, wobei P_A^w und P_M^w den entsprechenden Weltmarktpreis für die jeweiligen Güter darstellen. Der Faktor Arbeit ist nicht handelbar. Die Produktionstechnologie der landwirtschaftlichen und industriellen Produktion kann durch eine beschränkte Profitfunktion dargestellt werden:

$$(1) \quad \Pi^i(p_i, p_L, K_i) \quad i = A, M$$

Die Gesellschaft S besteht aus landwirtschaftlicher und nichtlandwirtschaftlicher Bevölkerung. Die landwirtschaftliche Bevölkerung verfügt über den quasi-fixen Produktionsfaktor K_A , während die nichtlandwirtschaftliche Bevölkerung den quasi-fixen Produktionsfaktor K_M besitzt. Des Weiteren liefern die landwirtschaftliche und nichtlandwirtschaftliche Bevölkerung eine fixe Menge an Arbeit L_A^S und L_M^S . Da im ökonomischen Gleichgewicht ein kleines Land ohne Preisinterventionen angenommen wird, entspricht der Preis eines Gutes dem Weltmarktpreis, und der inländische Lohnsatz ergibt sich aus dem inländischen Arbeitsmarktgleichgewicht:

$$(2) \quad \sum_{i=A,M} (\Pi_L^i(p_i, p_L, K_i) - L_i^S) = 0$$

Im Gleichgewicht erhalten die landwirtschaftliche und nichtlandwirtschaftliche Bevölkerung folgendes nominales Bruttoeinkommen (Y_i^0):

$$(3) \quad Y_i^0 = \Pi^i + L_i^S P_L$$

Zunächst wird angenommen, dass der Staat keine Eingriffe vornimmt. Dies impliziert, dass keine Steuereinnahmen erzielt werden und somit das Bruttoeinkommen dem Nettoeinkommen entspricht. Des Weiteren wird angenommen, dass jeweils alle Mitglieder der landwirtschaftlichen und nichtlandwirtschaftlichen Bevölkerung identisch sind. Die Präferenzen eines Landwirts bzw. eines Nichtlandwirts können durch eine indirekte Nutzenfunktion v_i ($i=A,M$) ausgedrückt werden. Das Nettoeinkommen der landwirtschaftlichen und nichtlandwirtschaftlichen Bevölkerung (Y_i^r) wird gemäß dieser Nutzenfunktion $v_i(p, Y_i^r)$ für den Konsum von landwirtschaftlichen und industriellen Gütern ausgegeben:

$$(4) \quad C_j^i = - \frac{v_{P_j}^i}{v_{Y_i}^i}$$

$i, j = A, M$

Das Nettoexportangebot (NE_j) ergibt sich im Gleichgewicht aus:

$$(5) \quad NE_j = X_j - \sum_i C_j^i$$

$$X_j = \Pi_j^j$$

Wird nun hingegen angenommen, dass der Staat Eingriffe in Form von Agrarpolitik vornimmt, so ändert sich das

¹ Die hier betrachteten Länder umfassen Bulgarien, Rumänien, Estland, Lettland, Litauen, Polen, Ungarn, Tschechische Republik, Slowenien und Slowakische Republik.

Bild. Es sollen zwei unterschiedliche Politikinstrumente zur Unterstützung der landwirtschaftlichen Bevölkerung betrachtet werden, zum einen die Preispolitik (α) und zum zweiten Transferzahlungen für quasi-fixe Faktoren (β). Die Preispolitik wird in Form des nominalen Protektionskoeffizienten modelliert, während die Transferzahlungen als fixe Zahlungen pro quasi-fixer Faktor-Einheit modelliert werden. Diese Politikintervention wird das ökonomische Gleichgewicht in der altbekannten Weise verschieben. So impliziert Preispolitik einen höheren inländischen Preis für landwirtschaftliche Güter und damit größere Profite (Renten) für die quasi-fixen landwirtschaftlichen Faktoren. Darüber hinaus implizieren höhere inländische Outputpreise im Agrarsektor einen höheren inländischen Lohnsatz P_L . Insgesamt steigt das nominale Einkommen der landwirtschaftlichen Bevölkerung, da sowohl die Profite als auch das Arbeitseinkommen durch die Agrarpreispolitik steigen. Im Gegensatz dazu sinkt insgesamt das nominale Bruttoeinkommen der nichtlandwirtschaftlichen Bevölkerung, solange die landwirtschaftliche Bevölkerung im Industriesektor als Nettoanbieter des Faktors Arbeit auftritt. Zusätzlich impliziert die Agrarpolitik Netto-Budgetausgaben $B(\alpha, \beta)$:

$$(6) \quad B(\alpha, \beta) = NE_A P_A^w (\alpha - 1) + K_A \beta$$

Es wird angenommen, dass die Nettoausgaben über Steuern finanziert werden, wobei t_A und t_M die Steueranteile der landwirtschaftlichen und nichtlandwirtschaftlichen Bevölkerung kennzeichnen. Dabei gilt $t_A + t_M = 1$ mit $t_i \geq 0$ ($i=A, M$). Sofern also der Staat agrarpolitische Eingriffe tätigt, entspricht das Nettoeinkommen im Gleichgewicht nicht mehr dem Bruttoeinkommen.

Das ökonomische Gleichgewicht für *exogen* gegebene Agrarpolitik α und β ist leicht zu berechnen. Insbesondere kann unter einem gegebenen ökonomischen System ES der politische Transformationssurface $T(Y_A^r, Y_M^r, \alpha, \beta)$ entsprechend der Einkommensumverteilung zwischen landwirtschaftlicher und nichtlandwirtschaftlicher Bevölkerung, die durch Agrarpreis- und -transferpolitik erzielt wird, berechnet werden. Der Transformationssurface T wird dabei entscheidend durch die spezifischen Charakteristika des ökonomischen Systems ES bestimmt (siehe GARDNER, 1987; SWINNEN, 1994; BECKER, 1983; TYERS und ANDERSON, 1992).

Bisher wurde Agrarpolitik als exogene Variable angenommen. Um Agrarpolitik *endogen* erklären zu können, berücksichtigen polit-ökonomische Ansätze explizit den politischen Entscheidungsfindungsprozess innerhalb des politischen Systems PS. Natürlich sollten agrarpolitische Entscheidungen, analog zu der Modellierung von ökonomischen Systemen, als ein Gleichgewicht innerhalb des politischen Systems modelliert werden. Zu diesem Zweck wird in den oben erwähnten polit-ökonomischen Modellen ein einfaches politisches System mit einem *unitären* politischen Akteur angenommen. Obwohl die zahlreichen polit-ökonomischen Modelle in ihrer detaillierten Modellierungsstrategie sehr unterschiedlich verfahren, entsprechen sie alle dem folgenden reduzierten Ansatz:

$$(7) \quad \begin{aligned} & \text{Max}_{\alpha, \beta} S(W_A, W_M) \\ & \text{s.t. : } T(W_A, W_M, \alpha, \beta) = 0 \end{aligned}$$

Dabei kennzeichnet W_i die Wohlfahrt der landwirtschaftlichen bzw. nichtlandwirtschaftlichen Bevölkerung. $S(w)$ entspricht einer politischen Unterstützungsfunktion, die die Reaktion des politischen Systems reflektiert, welche durch die realisierte Sozialgruppenwohlfahrt w ausgelöst wird. Dabei entsprechen die spezifischen Eigenschaften von S den spezifischen Eigenschaften des politischen Systems.

Um nun den expliziten Einfluss von politischen Institutionen auf das polit-ökonomische Gleichgewicht zu analysieren, wird im Gegensatz zu früheren Ansätzen unterstellt, dass das politische System aus n politischen Agenten $g=1, \dots, n$ besteht. Jeder individuelle Agent versucht, seine politische Unterstützung zu maximieren. Analog zu den Voter-support-Modellen wird die politische Unterstützung der Agenten durch die Wähler durch politikinduzierte Wohlfahrtsänderungen beeinträchtigt. Dabei wird angenommen, dass jeder individuelle Agent einem speziellen Wahlbezirk zugeordnet ist, in dem er gewählt wird. Dementsprechend wird weiter angenommen, dass die politische Unterstützung eines individuellen Agenten durch seine individuelle Unterstützungsfunktion $S_g(Y_A^r, Y_M^r)$ bestimmt wird. Analog zu SWINNEN und TYERS und ANDERSON wird unterstellt, dass S_g eine monoton steigende Funktion ist, die bezüglich des neuverteilten Einkommens einen konkaven Verlauf aufweist. D.h. die marginale Unterstützung sinkt c.p. mit zunehmender Höhe des neuverteilten Einkommens. Unter dieser Annahme ergeben sich die präferierten agrarpolitischen Positionen der individuellen Politiker (α_g und β_g) aus der Maximierung der individuellen politischen Unterstützung:

$$(8) \quad \begin{aligned} & (\alpha_g, \beta_g) = \arg \max S_g(Y_i^r) \\ & \text{s.t. } T(Y_i^r, \alpha, \beta) = 0 \end{aligned}$$

Die individuellen präferierten Politikpositionen (α_g, β_g) der individuellen politischen Agenten werden gemäß dem konstitutionell bestimmten legislativen Entscheidungsbildungsprozess zu dem abschließenden Agrarpolitikresultat (α^*, β^*) aggregiert. Die Modellierung dieses Prozesses ist ein komplexes Unterfangen. In diesem Zusammenhang wird ein politisches Tauschmodell verwendet, das durch HENNING (2000, siehe auch PAPPY und HENNING, 1998) vorgeschlagen wurde. Dieses politische Tauschmodell verallgemeinert dabei ein politisches Tauschmodell, das ursprünglich von COLEMAN (1966) vorgeschlagen wurde, und verbindet es mit einem von WEINGAST und MARSHALL vorgeschlagenen politischen Tauschmodell (1988)².

Die Legislative besteht aus n politischen Agenten ($g=1, \dots, n$) und ist wie folgt organisiert. Es existiert ein Ausschuss-System von m Ausschüssen Co_1, \dots, Co_m , wobei das Ausschuss-System eine Partition der Menge der politischen Agenten ist. D.h. jeder politische Agent ist Mitglied genau eines Ausschusses. Darüber hinaus ist jeder Ausschuss für ein spezifisches Politikfeld zuständig. Ein Politikfeld besteht aus allen Politiken, die einen bestimmten Bereich der Gesellschaft regeln. Entsprechend ist die Landwirtschaft eines der Politikfelder und wird durch den landwirtschaftli-

² Zur detaillierten Modellierung des legislativen Entscheidungsbildungsprozesses und des politischen Tauschansatzes siehe HENNING, 2000 oder 2002.

chen Ausschuss Co_A geregelt. Innerhalb des Agrarpolitikfeldes wird Agrarpolitik α^* , β^* von den individuellen politischen Präferenzen der Ausschussmitglieder gemäß der folgenden Mean-voter-Entscheidungsregel abgeleitet³:

$$(9) \quad \begin{aligned} \alpha^* &= \sum_{g \in Co_A} C_{g\alpha} \cdot \alpha_g \\ \beta^* &= \sum_{g \in Co_A} C_{g\beta} \cdot \beta_g \\ \sum_{g \in Co_A} C_{gj} &= 1 \\ j &= \alpha, \beta \end{aligned}$$

C_{gj} kennzeichnet dabei die politische Kontrolle bzw. das politische Gewicht der individuellen Position eines politischen Agenten g bezüglich der Agrarpolitik j . Die tatsächliche politische Kontrolle wird durch das politische Tauschgleichgewicht bestimmt. Gemäß dem Ansatz von HENNING (2000, 2002) wird das politische Tauschgleichgewicht in zwei Schritten abgeleitet. In einem ersten Schritt erfolgt der politische Tausch von generellen Kontrollrechten über Politikfelder, indem politische Agenten Sitze in den jeweiligen Ausschüssen erwerben. Entsprechend dem Ansatz von WEINGAST und MARSHALL (1988) erfolgt die Verteilung der Ausschusssitze anhand einer Auktion. Dabei bieten die politischen Agenten für Sitze in genau den Ausschüssen, über die Politikfelder kontrolliert werden, die für ihre Wiederwahl relevant sind. In einem zweiten Schritt ergibt sich die jeweilige Politik innerhalb eines Ausschusses aus dem politischen Tausch von Kontrollressourcen über verschiedene Politikdimensionen des betreffenden Politikfeldes. Sowohl die Auktion für die Ausschusssitze als auch der Tausch von Kontrollrechten über Politikdimensionen innerhalb eines Ausschusses wird durch das Interesse der politischen Agenten, wiedergewählt zu werden, bestimmt. Dabei lässt sich zeigen, dass das Unterstützungs-Maximierungsproblem in Gleichung (8) durch eine räumliche Politikpräferenz $U_g(d_g(\alpha), d_g(\beta))$ approximiert werden kann, wobei $d_g(\alpha)$ und $d_g(\beta)$ die euklidische Distanz zwischen der gewählten Politik (α^* und β^*) und dem entsprechenden Idealpunkt des Agenten (α_g und β_g) kennzeichnen.

Zur Vereinfachung wird im Folgenden unterstellt, dass Agrarpolitik eindimensional ist. Der agrarpolitische Mix ist auf eine spezifische Relation zwischen Preis- und Transferpolitik (α_0, β_0) fixiert, und Politiker können nur die Intensität λ variieren. Ihre präferierte Politik entspricht demnach $\lambda(\alpha_0, \beta_0)$. In diesem Fall entspricht die abschließende Politik direkt der Mean-voter Position, die in Gleichung (9) definiert ist. Die individuellen Gewichte der Ausschussmitglieder werden durch die konstitutionell fixierten legislativen Entscheidungsregeln bestimmt. Insbesondere kann gezeigt werden, dass die Gewichte C_{ij} gerade der Wahrscheinlichkeit entsprechen, dass die Idealposition eines Ausschussmitgliedes das Ergebnis des antizipierten nichtkooperativen legislativen Verhandlungsprozesses des Baron-Ferejohn-Typs ist (BARON und FERREJOHN, 1989⁴). Darüber hinaus

korrespondieren die individuellen Gewichte mit klassischen Abstimmungsmachtindices wie zum Beispiel der Shapley-Shubik- oder der Banzhaf-Index, die für gegebene politische Systeme empirisch berechnet werden können (HENNING, 2002).

3. Politische Institutionen und Agrarprotektion

Da das abschließende Politikergebnis das Resultat eines konstitutionell bestimmten legislativen Entscheidungsprozesses über alle individuellen Politikpositionen der politischen Agenten ist, kommt der Organisation der Legislativen eine entscheidende Bedeutung zu. Interessant ist es nun zu untersuchen, inwieweit bestimmte legislative Organisationsformen systematisch zu einer erhöhten Agrarprotektion führen.

So führt beispielsweise ein Zwei-Kammern-System generell zu einer Erhöhung des Gewichts der ländlichen Bevölkerung (LIJPHART, 1999). Politikpräferenzen eines politischen Agenten variieren systematisch mit der demographischen Struktur des Wahlbezirks, in dem er gewählt wird (SWINNEN, 1994: 2, WEINGAST und MARSHALL, 1988: 136). Folglich haben politische Agenten, die in einem ländlichen Wahlbezirk wiedergewählt werden, c.p. höhere Präferenzen für Agrarprotektion als politische Agenten, die in einem städtischen Wahlbezirk gewählt werden. Vergleicht man ein zentrales politisches System mit einem Ein-Kammer-Parlament und ein föderales System mit einem Zwei-Kammer-Parlament, wobei die zweite Kammer regional gewählt wird, so impliziert dies im letzteren Fall c.p. einen höheren Anteil an politischen Agenten im Parlament mit politischen Präferenzen für Agrarprotektionen. Da der Auktionsmechanismus durch die Politikpräferenzen der politischen Agenten gesteuert wird, ist in einem föderalen System der Anteil der politischen Agenten, die für eine hohe Agrarprotektion sind, im Agrarausschuss vergleichsweise höher als dieser Anteil im gesamten Parlament. Infolgedessen ist auch gemäß der Mean-voter-Entscheidungsregel die abschließende Politik in einem Zwei-Kammern-System verglichen mit einem Ein-Kammer-System stärker in Richtung Agrarprotektion verzerrt. Das Letztere gilt speziell auch dann, wenn man berücksichtigt, dass die Sitzverteilung in einer zweiten regionalen Kammer oft zu Gunsten der ländlichen Räume verzerrt ist (LIJPHART, 1999: 207). In diesem Zusammenhang sollte auch nicht vergessen werden, dass föderale Systeme c.p. eine stärkere Repräsentation von ländlichen Minderheiten erlauben. So bezeichnet bereits Duverger die französische zweite Kammer als „Agrarkammer“ (LIJPHART, 1999: 186).

Aus der gleichen Argumentation heraus folgt, dass ein starkes Zwei-Kammern-System (ein System mit formal gleicher legislativer Entscheidungsmacht für beide Kammern) verglichen mit einem schwachen Zwei-Kammern-System (die zweite Kammer ist der ersten untergeordnet) stärker zu einer verzerrten Agrarpolitik tendiert (siehe LIJPHART, 1999: 205).

Neben der Organisation der Gesetzgebung soll auch der systematische Einfluss des Wahlsystems auf das Agrarprotektionsniveau hervorgehoben werden. Im Einzelnen wird behauptet, dass die nationale Agrarpolitik c.p. umso mehr

³ Zur detaillierten Ableitung der Mean-voter-Entscheidungsregel siehe HENNING, 2000.

⁴ Für einen detaillierten Beweis siehe HENNING, 2002.

die Präferenzen der Mehrheit der Wähler widerspiegelt, je stärker das Wahlsystem einem Mehrheitswahlsystem gleicht. Vice versa gilt, je stärker das Wahlsystem einem Verhältniswahlrecht gleicht, desto stärker wird die Agrarpolitik in Richtung des Partikularinteresses von organisierten Minderheiten verschoben.

Politikwissenschaftler definieren Wahlsysteme hauptsächlich über folgende drei Variable: (1) die Wahlformel, d.h. der Mechanismus, durch den abgegebene Wählerstimmen in parlamentarische Sitze transformiert werden, (2) die Wahlkreisgröße, d.h. die Anzahl der Kandidaten, die in einem Wahlbezirk gewählt werden und (3) die Prozenzhürde, d.h. das Minimum an Wählerstimmen, das eine Partei erzielen muss, um im Parlament vertreten zu sein.

Das Wahlsystem kann auf Grundlage dieser drei Variablen in verschiedene Typen unterteilt werden, die sich über ein reines Mehrheitswahlsystem bis zu einem reinen Verhältniswahlsystem erstrecken (siehe LIJPHART, 1999: 143). In der Politiktheorie ist es allgemein akzeptiert, dass Mehrheitswahlsysteme im Vergleich zu Verhältniswahlsystemen zu einer höheren Wählerdisproportionalität tendieren (in Form einer Unterrepräsentation von Minderheiten im Parlament). Gemäß unseren obigen Darlegungen wird folglich in Industrieländern die Agrarpolitik umso stärker zu Gunsten der landwirtschaftlichen Bevölkerung verschoben sein, je stärker das Wahlsystem einem Verhältniswahlrecht gleicht.

Darüber hinaus ist die Gründung einer Bauernpartei, die darauf spezialisiert ist, das landwirtschaftliche Interesse zu vertreten, unter einem Verhältniswahlrecht verglichen mit einem Mehrheitswahlrecht wahrscheinlicher. Allerdings wird die Existenz oder die Gründung von kleinen Parteien, die Partikularinteressen vertreten, nicht allein durch das Wahlsystem bestimmt (siehe LIJPHART, 1999). Jedoch wird neben einem Verhältniswahlrecht die Existenz einer Bauernpartei c.p. das agrarpolitische Gleichgewicht stärker zu Gunsten der landwirtschaftlichen Bevölkerung verschieben. Dies folgt daraus, dass die Existenz einer Bauernpartei, als formale Organisation, signifikant die Organisationskosten der landwirtschaftlichen Bevölkerung verringert (siehe GARDNER, 1987).

4. Empirische Analyse

4.1 Schätzung der nationalen politischen Gewichte

Allgemein können die politischen Gewichte der landwirtschaftlichen Bevölkerung (δ) bei gegebenen beobachteten Agrarpolitiken und einem spezifizierten ökonomischen System ES auf Basis der ersten Ableitung des Maximierungsproblem (8) geschätzt werden. Im polit-ökonomischen Gleichgewicht gilt, dass die Grenzrate der Substitution politischer Unterstützung, die aus der politischen Unterstützungsfunktion S abgeleitet wird, gerade gleich der Grenzrate der Transformation ist, die aus dem ökonomischen System T abgeleitet wird. Formal gilt:

$$(10) \quad \frac{S_A}{S_M} = \frac{T_A}{T_M}$$

Unter Annahme der folgenden Cobb-Douglas-Form:

$$(11) \quad S(Y_A^r, Y_M^r) = [Y_A^r]^\delta [Y_M^r]^{1-\delta},$$

folgt:

$$(12) \quad \frac{S_A}{S_M} = \frac{\delta}{(1-\delta)} * \frac{Y_M^r}{Y_A^r}$$

Weiterhin kann die Grenzrate der Transformation lokal von dem ökonomischen Gleichgewicht, das durch die Politik $(\alpha, \beta)^* = \lambda^*(\alpha_0, \beta_0)$ impliziert wird, abgeleitet werden. Daher gilt formal:

$$(13) \quad \frac{T_A}{T_M} = \frac{\frac{\partial Y_M^r}{\partial \lambda}}{\frac{\partial Y_A^r}{\partial \lambda}}$$

Die Kombination der Gleichungen (12) und (13) ergibt:

$$(14) \quad \frac{\delta}{1-\delta} = \frac{\frac{\partial Y_M^r}{\partial \lambda} Y_A^r}{\frac{\partial Y_A^r}{\partial \lambda} Y_M^r} = \frac{\left(\frac{d \ln Y_M^r}{d \ln \lambda} \right)}{\left(\frac{d \ln Y_A^r}{d \ln \lambda} \right)} = \frac{E_\lambda^M}{E_\lambda^A}$$

$$\Rightarrow \delta = \frac{E_\lambda^M}{\left(1 + \frac{E_\lambda^M}{E_\lambda^A} \right)}$$

E_λ^J ($J=A, M$) entspricht gerade der durch die Politik induzierten prozentualen Änderung des realen Nettoeinkommens der landwirtschaftlichen bzw. nichtlandwirtschaftlichen Bevölkerung, wenn sich die Politikintensität λ um 1 % ändert. Die verschiedenen E_λ^J können von der linearisierten Form des ökonomischen Originalmodells abgeleitet werden (siehe beispielsweise DE JANVRY et al., 1991). Ein bedeutender Vorteil der linearisierten Form besteht darin, dass sie leicht auf Basis von allgemeinen statistischen Daten nationaler Berechnungen⁵ und Schätzung relevanter aggregierter

⁵ Im Einzelnen wird hierfür der Anteil des Agrarsektors am BIP, am Außenhandel, an der Erwerbsbevölkerung und der Anteil der landwirtschaftlichen (ländlichen) Bevölkerung benötigt. Hinzu kommt der Anteil landwirtschaftlicher Güter am Konsum. Um gegebene Schätzungen der Preiselastizitäten zu einem konsistenten System von Preiselastizitäten zu kalibrieren, werden die Profitanteile benötigt. Für die verschiedenen Länder wurden Daten nationaler und sektoraler Berechnungen für spezielle Jahre zwischen 1997-1999, die von der Europäischen Union herausgegeben wurden, zu Grunde gelegt. Das Datenmaterial wurde durch spezifische Länderreports der Weltbank, der FAO oder der OECD vervollständigt. Analog zu DE JANVRY et al. (1991) wurden die Elastizitäten aus verfügbaren ökonometrischen Schätzungen entnommen und dann zu einem konsistenten System kalibriert. Nationale Protektionsniveaus werden anhand der PSE-Maße gemessen (siehe OECD Definition), die ebenfalls durch die EU herausgegeben wurden. Bei der Schätzung der nationalen politischen Gewichte wurde angenommen, dass die agrarpolitischen Inter-

Preis- und Einkommenselastizitäten kalibriert werden kann. Eine Gesamtspezifikation der entsprechenden Profit- und der indirekten Nutzenfunktion ist somit nicht mehr notwendig.

Da für die Schätzung des disaggregierten Modells die hierfür benötigte empirische Datengrundlage nicht zur Verfügung stand (d.h. Daten zu den individuell präferierten Politikpositionen der relevanten Politiker), wurde das politökonomische Gleichgewicht gemäß der reduzierten Form in Gleichung (8) approximiert. Unter Annahme einer aggregierten Cobb-Douglas-Unterstützungsfunktion wurde auf Grundlage der verfügbaren ökonomischen Daten und beobachtbaren nationalen Protektionsniveaus das politische Gewicht der landwirtschaftlichen Bevölkerung für jedes Land der MOEL geschätzt.

Die empirischen ökonomischen Daten, die benutzt wurden, um das ökonomische System zu kalibrieren, sind in Tabelle 1 aufgeführt. Wie aus Tabelle 1 zu erkennen ist, variiert die ökonomische Struktur signifikant zwischen den MOEL. Die ökonomische Bedeutung des Agrarsektors, die anhand des BIP-Anteils des Agrarsektors gemessen wird, ist für Bulgarien (15 %), Rumänien (13,9 %) und Litauen (10 %) recht hoch. Ein leicht verändertes Bild ergibt sich für die Bedeutung des Agrarsektors, wenn man den Anteil der ländlichen Bevölkerung als Maßstab zu Grunde legt. Hier kann im Vergleich zu den EU-15-Staaten eine relative hohe Bedeutung für alle MOEL, mit Anteilen von 25 % bis 48 %, beobachtet werden. Analog dazu variiert auch das Bruttoinlandsprodukt signifikant unter den MOEL mit einem BIP pro Kopf von 25 KKS für Rumänien bis zu 67 KKS für Slowenien.

Gemäß der gegebenen hohen Varianz der ökonomischen Struktur variiert auch die Grenzrate der Transformation, die weiter oben definiert wurde, signifikant zwischen den MOEL: Wie aus Tabelle 2 ersichtlich, ist die mittels Agrarpreis- und Agrartransferpolitik erzielte relative Einkommensumverteilung in Slowenien, Ungarn und der Tschechischen Republik extrem kostspielig. So muss die nichtland-

wirtschaftliche Bevölkerung in diesen Ländern zwischen 1,8 % und 2,6 % ihrer Wohlfahrt aufgeben, um eine 1%ige Erhöhung des landwirtschaftlichen Einkommens zu erzielen. Dagegen ist die relative Einkommensumverteilung in den Baltischen Staaten und Rumänien relativ günstig. In den Baltischen Staaten muss die nichtlandwirtschaftliche Bevölkerung lediglich 0,2 % ihrer Wohlfahrt aufgeben, um eine 1%ige Wohlfahrtssteigerung der landwirtschaftlichen Bevölkerung zu erreichen. In Rumänien ist diese Relation mit 0,6 % leicht höher. In Bulgarien, Polen und der Slowakischen Republik kommt es hingegen fast zu einem direkten Einkommenstransfer, da hier eine etwa genau 1%ige Verringerung des relativen Einkommens der nichtlandwirtschaftlichen Bevölkerung zu einer 1%igen Erhöhung des relativen Einkommens der landwirtschaftlichen Bevölkerung führt.

Im Wesentlichen sind die beobachteten Merkmale des Transformationsurface, analog zu den Ausführungen von TYERS und ANDERSON und auch GARDNER, durch den Anteil der landwirtschaftlichen Erwerbsbevölkerung und die Angebots- und Nachfrageelastizitäten bestimmt. Je höher demnach der Anteil der landwirtschaftlichen Erwerbsbevölkerung und je elastischer das Angebot und die Nachfrage, desto kostspieliger ist c.p. die mittels Agrarprotektionen zu erreichende Einkommensumverteilung zu Gunsten der landwirtschaftlichen Bevölkerung. Slowenien, mit dem schlechtesten Transformationsurface, erweist sich vor diesem Hintergrund als gutes Beispiel. Es ist mit Abstand das reichste MOE-Land, für das die größten Angebots- und Nachfrageelastizitäten beobachtet werden können. Darüber hinaus hat Slowenien mit einem Wert von 48 % den größten Anteil an landwirtschaftlicher Bevölkerung (vgl. Tabelle 1). Daher sind in Slowenien nicht nur die deadweight costs sehr hoch, sondern zusätzlich ist die relative marginale politische Unterstützung gemäß den Gleichungen (11, 12) sehr niedrig.

Doch auch wenn man die empirisch beobachtete Agrarpolitik vergleicht, scheint die ökonomisch bestimmte Grenzrate

der Transformation nur einen geringen Einfluss auf das Agrarprotektionsniveau zu haben. So hat Slowenien bei beobachtbarem ungünstigsten Transformationsurface gemäß seinem PSE-Maß von 42 % (vgl. Tabelle 1) das höchste Agrarprotektionsniveau, das dem EU-Niveau gleich kommt. Auf der anderen Seite haben MOE-Länder mit einem günstigen Transformationsurface für das landwirtschaftliche Einkommen, wie z.B. Lettland, Estland und Rumänien, ein extrem niedriges Agrarprotektionsniveau gemäß den PSE-Maßen von unter 10 %.

Das beobachtete Agrarprotektionsniveau kann also offensichtlich kaum allein durch ökonomische Faktoren erklärt werden. Vielmehr müssen zusätzlich politische Faktoren berücksichtig

werden, die die politische Verhandlungsmacht der landwirtschaftlichen Interessengruppen bestimmen.

Betrachtet man nun die politische Macht der Agrarlobby (vgl. Tabelle 2), so ist es vor diesem Hintergrund nicht

Tabelle 1: Empirisch ökonomische Daten der MOEL

| | PSE-Maß (%) [*] | BIP-Anteil der Landwirtschaft (%) ^{**} | Anteil der ländlichen Bevölkerung (%) ^{***} | BIP pro Kopf in KKS in Preisen 1999, EU-15 = 100 ^{****} |
|------------------|--------------------------|-------------------------------------------------|------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------|
| Lettland | 8 | 5 | 26 | 29 |
| Litauen | 18 | 10 | 26 | 33 |
| Estland | 9 | 3,6 | 25 | 38 |
| Bulgarien | 5 | 15 | 32 | 27 |
| Rumänien | 9 | 13,9 | 43 | 25 |
| Slowak. Republik | 25 | 4,5 | 40 | 49 |
| Tsch. Republik | 11 | 3,7 | 34 | 60 |
| Polen | 22 | 3,8 | 36 | 38 |
| Ungarn | 16 | 5 | 34 | 49 |
| Slowenien | 42 | 4 | 48 | 67 |
| EU-15 | 42 | 2,2 | 21 | 100 |

Quelle: ^{*}OECD (1997), ^{**}CIA (2000), ^{***}ZMP (2000), ^{****}EUROSTAT (2002)

ventionen Preisprotektionen entsprechen. Bei gegebener gegenwärtiger nationaler Agrarpolitik in den MOEL erscheint diese Annahme realistisch, obwohl einige Länder schon Direktzahlungssysteme verwenden.

weiter verwunderlich, dass die gemäß Gleichung (14) berechneten politischen Gewichte der landwirtschaftlichen Bevölkerung zwischen den MOEL signifikant variieren. Wie aus Tabelle 2 hervorgeht, weist Slowenien mit 0,887 das höchste politische Gewicht der landwirtschaftlichen Bevölkerung auf. Danach folgen Ungarn und Polen mit Gewichten von 0,748 und 0,690. Während für die Slowakische Republik und die Tschechische Republik relativ hohe politische Gewichte um 0,650 erreicht werden, sind diese für die Baltischen Staaten und Bulgarien mit unter 0,200 relativ niedrig. Im Verhältnis zu dem recht hohen Anteil landwirtschaftlicher Bevölkerung von 43 % (vgl. Tabelle 1) wurde auch für Rumänien ein relativ geringes politisches Gewicht von 0,349 ermittelt.

Zusammenfassend kommen die empirischen Analysen zu folgenden Ergebnissen:

Obwohl alle MOEL, die sich auf den EU-Beitritt vorbereiten, im großen Ausmaß das agrarpolitische System der EU übernehmen, variiert das Agrarprotektionsniveau signifikant zwischen den MOEL. Diese Varianzen können nicht allein durch ökonomische Faktoren erklärt werden. Vielmehr scheint, gemäß den hier zu beobachtenden signifikanten Varianzen, die politische Verhandlungsmacht der landwirtschaftlichen Bevölkerung eine entscheidende Rolle zu spielen. Darüber hinaus ist die empirisch beobachtete Relation zwischen Agrarprotektionsniveau, der berechneten politischen Verhandlungsmacht und der ökonomisch bestimmten Einkommenstransformation sehr komplex. Dies bedeutet, dass die nationalen Agrarprotektionsniveaus das Ergebnis von Interaktionen politischer und ökonomischer Faktoren sind und nicht allein durch die einseitige Betrachtung ökonomischer Faktoren ausreichend erklärt werden können.

Tabelle 2: Relative Einkommensumverteilung und relatives politisches Gewicht der landwirtschaftlichen Bevölkerung in den MOEL

| | Relative Einkommensumverteilung | Relatives politisches Gewicht der landwirtsch. Bevölkerung |
|----------------------|---------------------------------|------------------------------------------------------------|
| Lettland | 0,2 | 0,155 |
| Litauen | 0,2 | 0,156 |
| Estland | 0,2 | 0,183 |
| Bulgarien | 1,0 | 0,188 |
| Rumänien | 0,6 | 0,348 |
| Slowakische Republik | 1,0 | 0,639 |
| Tsch. Republik | 1,8 | 0,663 |
| Polen | 1,2 | 0,690 |
| Ungarn | 2,1 | 0,748 |
| Slowenien | 2,6 | 0,887 |

Quelle: Eigene Berechnung

4.2 Empirische Analyse der Wirkung politischer Institutionen

Bei gegebenen geschätzten nationalen politischen Gewichten (δ) besteht der nächste Schritt darin zu prüfen, inwieweit die beobachteten Varianzen der nationalen politischen Macht durch beobachtete Varianzen in der institutionellen

Ausgestaltung des politischen Systems erklärt werden können. Deshalb werden auf Grundlage des vorgestellten theoretischen Modells nun folgende drei Hypothesen abgeleitet, die in einem weiteren Schritt dann anhand einer reduzierten Form des Modells getestet werden.

Hypothese 1: Die Existenz einer zweiten Kammer hat einen signifikant positiven Einfluss auf das politische Gewicht der Agrarlobby.

Hypothese 2: Das Wahlsystem hat einen signifikanten Einfluss auf das politische Gewicht der Agrarlobby. Je stärker das Wahlsystem dem Idealtypus der Verhältniswahl entspricht, um so höher ist das politische Gewicht der Agrarlobby.

Hypothese 3: Die Existenz einer Bauernpartei erhöht signifikant das politische Gewicht der Agrarlobby.

4.2.1 Modellvariablen und ökonometrische Schätzung

Um nun die Hypothesen zu testen, werden politische Variablen definiert, die (a) die Organisation der Legislative, (b) das Wahlsystem und (c) die Kosten der Organisation der landwirtschaftlichen Interessengruppen abbilden. Daran anschließend wird das in Abschnitt 4.1 ermittelte nationale politische Gewicht (δ) der Agrarlobby in den MOELändern in Abhängigkeit von den definierten politischen Variablen und entsprechenden ökonomischen Variablen anhand einer reduzierten Form des vorgestellten Modells ökonometrisch geschätzt.

4.2.1.1 Definition politischer Variablen

Die im einzelnen verwendeten politischen Variablen sind in Tabelle 3 aufgeführt.

Die Organisation der Legislative umfasst in dem Modell zwei Variablen. Zum einen wurde gemessen, ob in den verschiedenen MOEL eine zweite Kammer existiert. Zum anderen wurde mit einer Präsidentschaftsvariablen gemessen, ob das nationale politische System über einen Präsidenten verfügt. Da keines der analysierten politischen Systeme dem Präsidialsystem des US-Typs oder dem Semi-Präsidialsystem des französischen Typs entspricht, wurde allerdings keine signifikante Bedeutung dieser Variablen erwartet.

Das Wahlsystem wird in drei Variablen untergliedert. Zum einen wird anhand eines Indexes abgebildet, inwieweit das nationale Wahlsystem einem Mehrheitswahlrecht bzw. einem Verhältniswahlrecht entspricht. Der Index liegt in einem Intervall zwischen 0 und 1, wobei 0 ein reines Mehrheitswahlrecht und 1 ein reines Verhältniswahlrecht kennzeichnet.

Des Weiteren soll überprüft werden, inwieweit Teilkomponenten des Wahlsystemindex konkret die Wahlkreisgröße - die Anzahl der Mandate je Wahlkreis - und eine Prozenzhürde, die Durchsetzungsfähigkeit der Landwirte beeinflussen. Es sollte darauf verwiesen werden, dass die beiden letztgenannten auch wiederum in den Index einfließen, so dass Multikollinearität entstehen kann. Um diesem Argument zu begegnen, wurden die Schätzungen auch ohne Wahlkreisgröße und Prozentklausel durchgeführt.

Tabelle 3: Verwendete politische Variablen der MOEL

| | Zweite Kammer | Präsident-schaft | Wahl-system-index* | Wahlkreis-größe | Prozent-hürde in % | Bauern-partei** |
|-----------------------|---------------|------------------|--------------------|-----------------|--------------------|-----------------|
| Letland | 0 | 0 | 0,7 | 40 | 5 | 0 |
| Litauen | 0 | 1 | 0,55 | 1 | 0 | 0 |
| Estland | 0 | 0 | 0,5 | 6 | 2 | 0 |
| Bulgarien | 0 | 1 | 0,5 | 8 | 4 | 1 |
| Rumänien | 1 | 1 | 0,5 | 8 | 3 | 0 |
| Slowakische Republik | 0 | 1 | 0,8 | 37,5 | 5 | 0 |
| Tschechische Republik | 1 | 1 | 0,8 | 25 | 5 | 0 |
| Poland | 1 | 1 | 0,5 | 10 | 5 | 1 |
| Ungarn | 0 | 0 | 0,85 | 4,1 | 4 | 1 |
| Slowenien | 1 | 1 | 0,9 | 11 | 0 | 1 |

Quellen: CIA, 2000; * nach NOHLEN (2000); **<http://www.europeanforum.net> [20.12.2001]

rung festgehalten, in welchen MOEL eine Bauernpartei, als Vertretung des landwirtschaftlichen Interesses, im Parlament vertreten ist.

4.2.1.2 Ökonometrische Schätzung

Zur Analyse des Einflusses politischer Institutionen auf die politische Verhandlungsmacht der landwirtschaftlichen Bevölkerung wurden lineare Kleinstquadrat Reg-

Obwohl an dieser Stelle nicht explizit auf die Wechselwirkung zwischen Wahl- und Parteiensystem eingegangen werden soll, muss berücksichtigt werden, dass politikwissenschaftliche Standardtheorien (vgl. SATORI, 1976) einen klaren Zusammenhang zwischen diesen beiden Variablen postulieren. Insofern ergibt sich eine Multikollinearität zwischen dem Wahlsystemindex und dem Bauernpartei-Dummy, so dass die geschätzten Koeffizienten des Bauernpartei-Dummies in Tabelle 4 nur mit einer gewissen Vorsicht inhaltlich interpretiert werden sollten.

Der Anteil der landwirtschaftlichen Bevölkerung wird als Approximationsmaß für die Free-rider-Problematik berücksichtigt. Die Größe einer sozioökonomischen Gruppe ist jedoch nur ein approximativer Indikator für die Free-rider-Problematik und die implizierten Organisationskosten einer Interessengruppe. Die tatsächliche politische Verhandlungsmacht einer Gruppe wird hingegen wesentlich durch die formale Organisation des Gruppeninteresses bestimmt. D.h. wenn eine Gruppe relativ groß ist und auch wenn dies sogar hohe Free-rider-Probleme und somit hohe Organisationskosten bedeutet, so kann trotzdem der Fall eintreten, dass diese Gruppe aus bestimmten Gründen ihr politisches Interesse gut organisieren kann. In einem solchen Fall wäre die Gruppengröße ein irreführender Indikator. Daher ist es notwendig, die formale Organisation der Interessengruppe zu kontrollieren. So existieren z.B. formale Interessengruppen oder politische Parteien, die sich darauf spezialisiert haben, partikuläre Interessen sozioökonomischer Gruppen zu repräsentieren. Aus diesem Grund wird neben dem Anteil der landwirtschaftlichen Bevölke-

regressionsanalysen durchgeführt. Hierzu wurden die nationalen Gewichte δ als endogene Variable und die einzelnen oben erklärten politischen Variablen als exogene Variablen eingesetzt. Die wesentlichen Ergebnisse sind in Tabelle 4 dargestellt.

Tabelle 4: Ergebnisse der linearen Regressionsanalyse

| | Modell 1 | Modell 2 | Modell 3 | Modell 4 | Modell 5 | Modell 6 | Modell 7 |
|-----------------------------|---------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Angepasstes R ² | 0,49 | 0,01 | 0,65 | 0,72 | 0,68 | 0,76 | 0,75 |
| Variable | Koeffizienten | | | | | | |
| Konstante | -0,759 | -0,367 | -0,532 | -0,532 | -0,702** | -0,178 | -0,410* |
| Zweite Kammer | 0,152 | 0,136 | 0,189 | 0,190 | | 0,237** | 0,245** |
| Präsident-schaft | 0,033 | -0,116 | 0,004 | | | | |
| Wahl-system-index | 1,207 | | 0,975* | 0,970** | 0,832* | 0,860* | 1,069** |
| Wahlkreis-größe | -0,007 | 0,004 | | | | | |
| Prozent-hürde | 0,043 | 0,005 | | | | | |
| Anteil ländl. Bevölkerung | 0,008 | 0,021 | 0,006 | 0,006 | 0,016* | | |
| Bauernpartei | 0,073 | 0,192 | 0,162 | 0,162 | 0,148 | 0,194* | 0,181* |
| BIP-Anteil des Agrarsektors | | | | | | -0,014 | |

* signifikant bei 10 % Signifikanzniveau; ** signifikant bei 5 % Signifikanzniveau

Quelle: Eigene Berechnung

Aufgrund der Problematik begrenzter endogener Variablen wurden sämtliche Modelle auch mit logistischen Schätzungen überprüft (STRUVE, 2002). Da sich in den Vorzeichen und den signifikanten Variablen aber keine Veränderungen ergaben, wird hier nicht weiter darauf eingegangen.

Die theoretisch abgeleiteten Hypothesen werden durch die Regressionsanalysen teilweise bestätigt.

Die Analysen zeigen, dass ein Zwei-Kammern-System und ein Wahlsystem auf Grundlage eines Verhältniswahlrechts die politische Verhandlungsmacht der landwirtschaftlichen Bevölkerung signifikant erhöht. Die Existenz eines Präsidenten hat keinen signifikanten Einfluss auf das politische Gewicht. Dies war theoretisch abzuleiten, da der Präsident in keinem der MOE-Länder eine signifikante legislative Entscheidungsmacht besitzt.

Aufgrund der Multikollinearität zwischen der Wahlkreisgröße, der Prozentklausel und dem Wahlsystemindex sind die Aussagen der Modelle 1 und 2 schwierig zu bewerten. Darüber hinaus gilt für die Wahlkreisgröße und die Prozenzhürde, dass die geschätzten Vorzeichen nicht den theoretisch erwarteten Vorzeichen entsprechen (vgl. Modell 1 in Tabelle 4). Nimmt man den Index für das Wahlsystem aus der Regressionsgleichung heraus, so ergibt sich zumindest für den Schätzer der Wahlkreisgröße das richtige Vorzeichen, beide Schätzer (für Wahlkreisgröße und Prozenzhürde) sind aber weiterhin nicht signifikant (siehe Modell 2 in Tabelle 4). Insgesamt jedoch bestätigen die Schätzergebnisse, dass Institutionen einen signifikanten Einfluss auf die Verhandlungsmacht sozio-ökonomischer Gruppen ausüben. Aufgrund der beschränkten Datengrundlage halten wir weitere Forschungsarbeiten auf diesem Gebiet für notwendig, um diese Ergebnisse zu bestätigen.

Im Gegensatz zu vorherigen Studien (siehe GARDNER, 1987) konnte kein signifikanter Einfluss des landwirtschaftlichen Bevölkerungsanteils oder des BIP-Anteils des Agrarsektors auf die politische Verhandlungsmacht festgestellt werden (siehe Regressionsergebnisse in Tabelle 4). Da die landwirtschaftliche Bevölkerung signifikant mit der Anzahl der Kammern im Parlament korreliert ist, wird sie zumindest für eine 10 %-Fehlerwahrscheinlichkeit dann statistisch signifikant, wenn die Variable für die zweite Kammer aus der Schätzung herausgenommen wird (siehe Tabelle 4, Modell 5). Doch die Aufnahme der Variablen für die zweite Kammer in das Modell führt zu einem wesentlich besseren Schätzergebnis, wenn das angepasste R^2 zu Grunde gelegt wird. Darüber hinaus ist die Kammer-Variable in Modell 7 bei einem Signifikanzniveau von 5 % hoch signifikant.

Des Weiteren deutet die ökonomische Schätzung auf einen positiven Einfluss der Bauernpartei. Indem nicht signifikante Variablen schrittweise ausgeschlossen werden, erhalten wir ein Endmodell, das die Kammer-Variable, den Index für das Wahlsystem und die Bauernpartei-Variable mit einschließt (vgl. Tabelle 4, Modell 7). In diesem Modell ist die Variable für die Bauernpartei zumindest für ein Signifikanzniveau von 10 % signifikant.

Quantitativ betrachtet scheint das Wahlsystem den höchsten Einfluss auf die politische Verhandlungsmacht der Agrarlobby zu haben. Danach folgt die Organisation der Legislative, während die Organisation des landwirtschaftlichen Interesses den geringsten Einfluss auf politische Macht zu haben scheint. Im Einzelnen bedeutet dies, dass der Übergang von einem Ein-Kammer-System hin zu einem Zwei-Kammern-System eine durchschnittliche Erhöhung der politischen Verhandlungsmacht von 50 % beinhaltet, wobei die Einführung einer Bauernpartei die politische Macht durchschnittlich um 39 % erhöht. Wandelt man das Wahlsystem von dem meistens beobachteten Mehrheitswahlrecht in den MOEL zu einem Verhältniswahlrecht, kommt es zu einem durchschnittlichen Anstieg der politischen Macht der landwirtschaftlichen Bevölkerung von 90 %.

4.2.2 Analyse der politischen Durchsetzbarkeit des EU-Beitritts

BROCKMEIER et al. (2002) folgend bewirkt die Erweiterung auch ohne Direktzahlungen eine Wohlfahrtserhöhung der in GTAP (Global Trade Analysis Project) erfassten Länder /

Regionen Osteuropas. Die Wohlfahrtsumverteilung kann jedoch sowohl zwischen den verschiedenen Staaten als auch innerhalb der Staaten zwischen den verschiedenen sozioökonomischen Gruppen stark signifikant variieren. Einzelne nationale sozioökonomische Gruppen können sogar einen gesamten Wohlfahrtsverlust erleiden. So verlieren nach FROBERG und WEBER (2002) die Konsumenten der CEEC leicht, während die Produzenten stark gewinnen. Daher sind aus polit-ökonomischer Sicht die Folgen der Wohlfahrtsumverteilung für die Durchführbarkeit der Erweiterung von entscheidender Bedeutung. Geläufig ist in diesem Zusammenhang, dass die MOEL einen sozialen Wohlfahrtsgewinn im Agrarsektor realisieren werden, wohingegen die EU-15 einen Nettogewinn im Industriesektor erzielen wird. Dies ergibt sich zum einen aus dem komparativen Vorteil der MOEL im Agrarbereich (verglichen mit der EU-15). Zum anderen impliziert die spezifische Organisation der GAP einen zusätzlichen Nettowohlfahrtstransfer von der EU-15 zu den MOEL. Letzteres folgt direkt aus dem Grundsatz der „Finanziellen Solidarität“ und der Tatsache, dass die MOEL mit einem vergleichsweise niedrigen Pro-Kopf-Einkommen nur einen extrem geringen Anteil am Gesamtbudget tragen werden. Folglich werden die MOEL unter dem EU-Regime im Wesentlichen nur einen geringen Teil der budgetären Ausgaben, die durch ihre nationalen Agrarprotektionsniveaus verursacht werden, finanzieren müssen. Anders sähe das bei einer rein nationalen Finanzierung der Agrarprotektion aus (vgl. KOESTER, 1976 und 1996).

Der Grundsatz der Finanziellen Solidarität wurde als eine ineffiziente politische Institution, die systematisch höhere Protektionsniveaus herbeiführt, die Budgetausgaben aufbläst und die ökonomische Ineffizienz der GAP begünstigt, heftig kritisiert (KOESTER, 1976, 1996; HENNING, 2002). Aus diesem Grund wird über die GAP-Reform diskutiert, den Grundsatz der Finanziellen Solidarität abzuschaffen und die GAP-Ausgaben wieder zu re-nationalisieren. Je stärker eine zukünftige GAP-Reform den Abbau der gemeinsamen Finanzierung der GAP-Ausgaben vorsieht, desto geringer ist c.p. der soziale Wohlfahrtstransfer von der EU-15 zu den MOEL. Folglich wäre dann auch der EU-Beitritt der MOEL um so unattraktiver.

Auf der anderen Seite kann leicht gezeigt werden, dass die Renationalisierung der GAP-Ausgaben ein polit-ökonomisches Gleichgewicht impliziert, das mit einem geringeren EU-Agrarprotektionsniveau einhergeht und damit auch zu einer höheren ökonomischen Effizienz der GAP führt (HENNING et al., 2001).

Folglich besteht ein trade-off zwischen der ökonomischen Effizienz der GAP (d.h. der Gesamtsumme der ökonomischen Wohlfahrt, die in einer vergrößerten EU realisiert wird) und der politischen Durchsetzbarkeit des EU-Beitritts (d.h. der spezifischen Wohlfahrtsumverteilung sowohl zwischen der EU und den MOEL als auch zwischen den sozioökonomischen Gruppen innerhalb der MOEL).

Anhand des vorgestellten Modells wird nun analysiert, ob der EU-Beitritt aus nationaler Sicht der MOEL politisch durchsetzbar ist. Im Wesentlichen impliziert die Prognose des partialen polit-ökonomischen Gleichgewichts des EU-Beitritts zwei Veränderungen⁶: (1) Das Agrarprotektionsni-

⁶ Tatsächlich tritt noch eine dritte Veränderung auf, da sich auch der politische Mix ändern würde. Zur Vereinfachung

veau steigt vom aktuellen nationalen Niveau auf das EU-Niveau an. (2) Gemäß dem Grundsatz der Finanziellen Solidarität des GAP-Systems ändert sich der nationale Anteil am Ausgabenbudget von $t_n=1$ (rein nationale Finanzierung) zu einem geringeren Anteil $t_n < 1$.

Für die weitere Analyse wird wie folgt verfahren: (1) Es wird angenommen, dass das nationale PSE-Niveau bis auf das EU-Niveau von 50 % ansteigt. (2) Im Folgenden werden die maximalen nationalen Budgetanteile berechnet. Hierbei handelt es sich um die nationalen Ausgabenanteile am EU-Gesamtbudget, bei denen der EU-Beitritt in den MOEL gerade noch durchsetzbar wäre. Beachtet werden sollte hierbei, dass diese Anteile neben den nationalen Anteilen an den EU-Budgetausgaben auch die nationalen deadweight costs beinhalten. Unter der Annahme, dass die MOEL die vollen Direktzahlungen erhalten, können diese maximalen nationalen Budgetanteile formal wie folgt berechnet werden:

$$(15) \quad t_n = \frac{\delta_n}{(1 - \delta_n)} \frac{dY_A^r}{dY_M^r} \bigg|_{\omega_{EU}} \frac{Y_M^r}{Y_A^r}$$

Die entsprechend Gleichung (15) berechneten maximalen nationalen Budgetanteile sind Tabelle 5 zu entnehmen.

Tabelle 5: Nationale Budgetanteile der MOEL

| | nationale Budgetanteile | maximale nationale Budgetanteile |
|-------------------------|-------------------------|----------------------------------|
| Lettland | 0,13 | 0,49 |
| Litauen | 0,10 | 0,69 |
| Estland | 0,24 | 0,66 |
| Bulgarien | 0,09 | 0,36 |
| Rumänien | 0,5 | 0,32 |
| Slowak. Republik | 0,23 | 0,64 |
| Tsch. Republik | 0,29 | 0,32 |
| Polen | 0,23 | 0,55 |
| Ungarn | 0,19 | 0,44 |
| Slowenien | 0,98 | 0,89 |

Quelle: vgl. WEISE et al. (2002); eigene Berechnung

Zusätzlich enthält Tabelle 5 die sich im Jahr 2007 durch die Finanzierung der nationalen Direktzahlungen ergebenden nationalen Budgetanteile, die von WEISE et al. (2001: 123) für die MOEL berechnet wurden⁷. Dabei wird angenommen, dass die europäische Agrarpolitik in einer erweiterten EU fortbestehen wird und die MOEL die vollen Direktzahlungen erhalten. Hieraus können nun Schlussfolgerungen bezüglich der politischen Durchsetzbarkeit des EU-Beitritts innerhalb der MOEL gezogen werden.

vernachlässigen wir diese Änderung in unseren Simulationsanalysen jedoch. Dies kann mindestens dadurch begründet werden, dass der Großteil der Beitrittskandidaten sich schon auf die EU-Agrarpolitik umgestellt hat.

⁷ Die nationalen Budgetanteile geben an, wie viel Euro das jeweilige Land zahlen muss, wenn 1 Euro für Direktzahlungen in diesem Land ausgegeben wird. Beispielsweise muss Rumänien nur 5 Cent zahlen, um 1 Euro Direktzahlung zu generieren, während Slowenien 98 Cent zahlen muss.

Wie aus Tabelle 5 ersichtlich, würde bei nationaler Finanzierung der EU-Politik (Abschaffung des Grundsatzes der Finanziellen Solidarität: $t_n = 1$) der EU-Beitritt in kaum einem der MOE-Länder politisch durchsetzbar sein: Eine Ausnahme stellt Slowenien dar. Hier liegen die berechneten nationalen Budgetanteile zumindest relativ dicht bei 1. Wenn man die möglichen Wohlfahrtsgewinne im Industriesektor einmal vernachlässigt, hängt folglich die politische Durchsetzbarkeit des EU-Beitritts entscheidend von dem Grundsatz der Finanziellen Solidarität ab.

Wird dieser Grundsatz beibehalten, so scheint unter gegebenen berechneten maximalen nationalen Budgetanteilen die politische Durchsetzbarkeit in den meisten MOEL kein Problem darzustellen: Für fast alle MOEL liegen diese maximalen Anteile weit über den entsprechenden nationalen Budgetanteilen, die WEISE et al. (2002) berechnet haben. Die einzige Ausnahme bildet wieder Slowenien, wo der von WEISE et al. (2002) berechnete Budgetanteil, der sich bei Übertragung der direkten Transferzahlungen einstellt, bereits über dem maximalen Budgetanteil liegt, der die politische Durchsetzbarkeit garantiert.

Bei der Interpretation dieser Ergebnisse muss man bedenken, dass Simulationsanalysen nur partielle politökonomische Analysen darstellen, da Wohlfahrtsgewinne oder -verluste im Industriesektor, die durch den EU-Beitritt ausgelöst werden, vernachlässigt wurden. Bei dieser komparativ statischen Wohlfahrtsanalyse wurden also allgemeine Integrationsvorteile, wie z.B. der Zugewinn eines Rechtssystems, außer Acht gelassen. Natürlich kann insgesamt aufgrund der aus dem EU-Beitritt resultierenden Wohlfahrtsgewinne für den Industriesektor die politische Durchsetzbarkeit noch erreicht werden. Aktuelle Diskussionen auf sowohl akademischem als auch politischem Niveau nehmen an, dass die MOEL hauptsächlich über die Nettowohlfahrtsgewinne im Agrarsektor von einem EU-Beitritt profitieren werden.

Die Simulationsergebnisse zeigen jedoch, dass bei gegebenen Annahmen ein trade-off zwischen politischer Durchsetzbarkeit des EU-Beitritts und ökonomischer Effizienz der GAP besteht. Empirisch gesehen muss dieser trade-off in internationalen Verhandlungen zwischen den aktuellen EU-Mitgliedern und den Beitrittskandidatenländern gelöst werden. Verfolgt man die fortlaufenden Verhandlungen, so scheint die EU-15 dazu bereit, umfassende Reformen der GAP einer baldigen Realisierung der EU-Erweiterung zu opfern.

Nimmt man hingegen eine umfassende GAP-Reform vor der Erweiterung an, so zeigen unsere Regressionsanalysen, dass konstitutionelle Reformen eine Möglichkeit darstellen, die politische Durchführbarkeit des Beitritts in den MOEL zu erreichen. Insbesondere wäre dies die Einführung eines Wahlsystems, das stärker einem Verhältniswahlrecht entspricht, oder die Einführung einer zweiten Kammer.

Literatur

- BARON, D.P. und FEREJOHN, J. (1989): Bargaining in legislatures. In: *The American Political Science Review* 83 (4): 1181-1206.
- BECKER, G. (August 1983): A theory of competition among pressure groups for political influence. In: *Quarterly Journal of Economics* 98 (3): 371-400.

- BINSWANGER, H. and DEININGER, K. (December 1997): Explaining agricultural and agrarian policies in developing countries. In: *Journal of Economic Literature* 35: 1958-2005.
- BROCKMEIER, M., C. HEROK and P. SALAMON (2002): Agrarsektor und Osterweiterung der EU im Gesamtwirtschaftlichen Kontext. In: Osterweiterung der EU: 65. Wissenschaftliche Tagung der Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute am 25. und 26. April 2002. Wilkens, Herbert: 79-110.
- CIA (2000): <http://www.gia.gov/cia/pblications/factbook/> (20.12.2000).
- COLEMAN, J. (1966): The possibility of a social welfare function. In: *American Economic Review* 56 (5): 1105-1122.
- DE GROTER, H. und Y. TSUR (1991): Explaining price policy bias in agriculture: The calculus of support-maximizing politicians. In: *American Journal of Agricultural Economics* 73 (4): 1244-1254.
- DE JANVRY, A., A. FARGEIX und E. SADOULET (1991): Political economy of stabilization programs: feasibility, growth and welfare. In: *Journal of Policy Modeling* 13 (3): 317-345.
- EUROPAFORUM (2001): <http://www.europeanforum.net> [20.12.2001].
- EUROSTAT (2002): The European Commission - Forecast for the Candidate Countries. Spring 2002. European Commission; DG ECFIN (2002), Brüssel.
- FROHBERG, K. und G. WEBER (2002): „Auswirkungen der EU-Osterweiterung im Agrarbereich. Discussion paper Nr. 42. In: http://www.iamo.de/dp_42.pdf
- GARDNER, B. (1987): Causes of U.S. farm commodity programs. In: *Journal of Political Economy* 95 (2): 290-310.
- HENNING, CH. (2000): Macht und Tausch in der Europäischen Agrarpolitik. Campus Verlag, Frankfurt / New York.
- (April 2002): Institutional foundation of economically inefficient agricultural policy within the EU-System: A neoclassical approach. Paper for the 2002 annual meeting of the European Public Choice Society, Belgirate, Italy.
- HENNING, CH., TH. GLAUBEN und A. WALD (2001): Die Europäische Agrarpolitik im Spannungsfeld von Osterweiterung und WTO-Verhandlung. Eine polit-ökonomische Analyse der jüngsten Agrarreform unter besonderer Berücksichtigung von Deutschland und Frankreich. In: *Agrarwirtschaft* 50 (3): 147-162.
- KOESTER, U. (1976): Die EG-Agrarpolitik in der Sackgasse. Nomos-Verlag, Baden-Baden.
- (1996): Gemeinsame Agrarmarktordnung. In: Ohr, R. (eds.): Europäische Integration. Kohlhammer, Stuttgart: 141-171.
- KRUEGER, A., M. SCHIFF und A. VALDES (1988): Agricultural incentives in developing countries: measuring the effects of sectoral and economywide policies. *World Bank Economic Review* 2: 255-272.
- LJPHART, A. (1999): Patterns of democracy. Government forms and performance in thirty-six countries. Yale University Press.
- MAGEE, S. und W. BROCK (May 1978): The economics of special interest policies: the case of the tariff. In: *American Economic Review* 68 (2): 246-250.
- MILLER, G. (September 1997): The impact of economics on contemporary political science. In: *Journal of Economic Literature* 35 (3): 1173-1204.
- MILLER, T. (1991): Agricultural price policies and political interest group competition. In: *Journal of Policy Modeling* 13 (4): 489-513.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development)(1997): Agricultural policies in transition economies: trends in policies and support. Paris.
- NOHLEN, D. (2000): Wahlrecht und Parteiensysteme. Leske & Budrich, Opladen.
- PAPPI, F. und CH. HENNING (1998): Policy networks: more than a metaphor? In: *Journal of Theoretical Politics* 10 (4): 553-575.
- PELTZMAN, S. (August 1976): Toward a more general theory of regulation. In: *Journal of Law and Economic* 19 (2): 211-240.
- SARTORI, G. (1976): Parties and Party Systems: A Framework for Analysis. Cambridge University Press
- STRUVE, C. (2002): Die Bedeutung politischer Institutionen für Agrarprotektionismus und EU-Beitritt der MOEL-Staaten. Masterarbeit am Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts Universität zu Kiel.
- SWINNEN, J.F. (February 1994): A positive theory of agricultural protection. In: *American Journal of Agricultural Economics* 76 (1): 1-14.
- TYERS, R. und K. ANDERSON (1992): Disarray in world food markets. Cambridge University Press.
- WEINGAST B, K. SHEPSLE und Ch. JOHNSEN (1981): The political economy of benefits and costs: a neoclassical approach to distributive policies. In: *Journal of Political Economy* 89 (4): 642-664.
- WEINGAST, B. und W. MARSHALL (February 1988): The industrial organization of congress; or, why legislators, like firms, are not organized as markets. In: *Journal of Political Economy* 96 (1): 132-163.
- WEISE, Ch., M. BANSE, W. BODE, B. LIPPERT, F. NÖLLE, S. TANGERMANN (2002): Die Finanzierung der EU-Osterweiterung. Nomos-Verlag, Baden-Baden.
- ZMP (Zentrale Markt- und Preisberichterstattung)(2000): Agrarmärkte in Zahlen - Mittel- und Osteuropa 2000 - Tier- und Pflanzenproduktion. ZMP, Bonn.
- ZUSMAN, P. (June 1976): The incorporation and measurement of social power in Economic models. In: *International Economic Review* 17 (2): 447-432.

Kontaktautor:

Prof. Dr. Dr. Christian Henning

Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Institut für Agrarökonomie

Olshausenstr. 40, 24098 Kiel

Tel.: 04 31 - 880-44 53, Fax: 04 31 - 880-13 97,

e-mail: chenning@agric-econ.uni-kiel.de