
Hoffmann, M.; Schmitz, P. M.: Landwirtschaft und Makroökonomie – Abbildung ausgewählter Zusammenhänge mit einem Var-Modell. In: Bauer, S.; Herrmann, R.; Kuhlmann, F.: Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft – Analyse, einzelwirtschaftliche Strategien, staatliche Einflussnahme. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 33, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1997), S.359-370.

LANDWIRTSCHAFT UND MAKROÖKONOMIE -ABBILDUNG AUSGEWÄHLTER ZUSAMMENHÄNGE MIT EINEM VAR-MODELL-

von

M. HOFFMANN und P. M. SCHMITZ*

1 Einleitung

Betrachtet man den Schrumpfungsprozeß der Landwirtschaft über die letzten Jahrzehnte, ist zu beobachten, daß mit ihm eine deutliche Funktionsverlagerung von landwirtschaftlichen Tätigkeiten an vor- und nachgelagerte Bereiche und damit eine verstärkte Integration der Landwirtschaft in das volkswirtschaftliche Gesamtgefüge einherging. Der Blick über die Grenzen hinaus zeigt ebenfalls, daß der auch international immer stärker werdende Wettbewerb eine effizientere Arbeitsteilung zwischen den Sektoren einer Volkswirtschaft erfordert. Schritte in Richtung einer weiteren Öffnung wurden in den letzten Jahren mit den GATT-Beschlüssen, dem Europäischen Binnenmarkt und der Perspektive auf eine engere Einbindung der mittel- und osteuropäischen Staaten getan. Somit ist in Zukunft mit einem weiteren Rückgang der sektorspezifischen Sonderregelungen für die Landwirtschaft und einen stärkeren Einfluß der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen zu rechnen. Vor diesem Hintergrund erscheint es besonders interessant zu betrachten, welche Zusammenhänge bereits bisher zwischen dem makroökonomischen Umfeld und Agrarsektorgrößen bestehen. Nach einigen theoretischen Überlegungen und der Beschreibung des methodischen Vorgehens sollen in diesem Beitrag die Ergebnisse einer empirischen Untersuchung vorgestellt werden.

2 Theoretische Überlegungen

Nachdem zunächst exogene und isolierte Veränderungen makroökonomischer Variablen im Rahmen partieller Agrarsektormodelle untersucht wurden, bauen viele neuere Untersuchungen auf -zum Teil sehr umfangreichen- simultanen Gleichgewichtsmodellen auf. Bei ihnen wird a priori eine Einteilung in endogene und exogene Variablen vorgenommen, und zur Identifikation der verschiedenen Gleichungen werden Nullrestriktionen vorgegeben, d.h. der Einfluß mancher Variablen auf bestimmte andere Variablen wird von vornherein ausgeschlossen. Seit Mitte der 80er Jahre finden, ausgehend von den U.S.A., neuere Methoden der Zeitreihenanalyse verstärkt Anwendung. Hierzu gehört die Analyse mit Hilfe vektorautoregressiver Systeme (VAR), die auf die genannten a-priori-Restriktionen verzichten und die *Dynamik* der Prozesse stärker in den Vordergrund stellen. Dieser Ansatz wird hier gewählt und die mit ihm gewonnenen Ergebnisse vorgestellt. Als die vier die Makroökonomie beschreibenden Größen werden der reale Außenwert der Währung, der Zinssatz, das Bruttoinlandsprodukt und die Inflationsrate berücksichtigt. Für den Agrar- und Ernährungsbereich werden die Exporte der Ernährungswirtschaft und die Erzeugerpreise für landwirtschaftliche Produkte als zwei Schlüsselgrößen des Sektors aufgenommen.

Von allen genannten Makrovariablen können potentielle Wirkungen auf den Agrarsektor ausgehen:

- Der reale Wechselkurs, definiert als nominaler Wechselkurs multipliziert mit dem Verhältnis des ausländischen und inländischen Verbraucherpreisindex, bzw. sein Kehrwert, der reale

* Dipl. Volksw. M. Hoffmann und Prof. Dr. P. M. Schmitz, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen, Diezstr. 15, 35390 Gießen.

Außenwert, ist bestimmend für das reale Preisverhältnis zwischen in- und ausländischen handelbaren Waren. Er ist somit ein wichtiger Aspekt bei der Beurteilung der internationalen preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Produkte und kann darüber auch auf die heimischen Preise zurückwirken.

- Der Zinssatz berührt die landwirtschaftlichen Produktionskosten ebenso wie die Kreditkosten. Außerdem muß der Effekt auf die Lagerhaltung berücksichtigt werden, deren Rentabilität vom Abzinsungsfaktor der zukünftig erwarteten Erträge abhängt. Dieselbe Überlegung gilt generell für die Vermögenswerte der Landwirtschaft, etwa für den Boden, dessen Wert über eine erhöhte Abzinsung der zukünftig erwarteten Erträge c.p. bei steigenden Zinsen im Wert sinkt.
- Mit der zunehmenden Verflechtung zwischen Land- und Gesamtwirtschaft rückte die Bedeutung der außerlandwirtschaftlichen Preisentwicklung stärker ins Bewußtsein. Je nachdem, ob die Vorleistungspreise stärker oder schwächer als die Agrarpreise steigen, und je nach Anteil der Vorleistungen am Produktionswert sind in der Richtung unterschiedliche Einflüsse denkbar.
- Ein steigendes Bruttoinlandsprodukt kann trotz bei vielen Produkten geringer Einkommenselastizität der Nachfrage zu einem erhöhten Absatz an Agrargütern führen. Als Indikator für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung spielt das Bruttoinlandsprodukt auch eine Rolle bei der Entscheidung über Abwanderung aus oder Verbleib in der Landwirtschaft, d.h. bei der Allokation der Arbeit.

Eine solche partielle Betrachtung der Einflußfaktoren ist unbefriedigend, wenn zwischen den Variablen enge Verflechtungen bestehen, die eine Betrachtung des Gesamtsystems nahelegen und zu verschiedenen Konstellationen an Variablenausprägungen führen können. Daß dies der Fall ist, soll im folgenden an einem makroökonomischen Modell kurz erläutert werden (vgl. RIVERA-BATIZ und RIVERA-BATIZ 1985; KRUGMAN und OBSTFELD 1994).

Nach der monetären Wechselkursstheorie wird der inländische Zinssatz auf dem heimischen Geldmarkt bestimmt (vgl. Abbildung 1). Die Geldnachfrage sinkt aufgrund der erhöhten Opportunitätskosten der Geldhaltung mit steigenden Zinsen, was zu dem negativen Zusammenhang zwischen Geldnachfrage und Zinssatz führt. Der Schnittpunkt zwischen Geldangebots- und Geldnachfragekurve bestimmt zunächst den Zinssatz. Damit bei dem sich ergebenden Zinssatz die Zinsparität eingehalten wird, muß sich der Wechselkurs entsprechend anpassen. Es wird von der dauernden Gültigkeit der ungesicherten Zinsparität ausgegangen, wonach die internationale Zinsdifferenz zugunsten des Inlands gleich dem erwarteten Abwertungssatz der heimischen Währung sein muß, damit die reale Ertragsersparnis bei Anlage im In- und im Ausland gleich ist. Der fallende Verlauf der Kurve der erwarteten DM-Erträge aus Auslandsanlagen erklärt sich wie folgt: Bei gegebenem zukünftig erwarteten Wechselkurs führt eine heutige Aufwertung dazu, daß die für die Zukunft erwartete weitere Aufwertung geringer (wenn der zukünftige Wechselkurs unter dem bisherigen liegt) oder die für die Zukunft erwartete Abwertung größer ist (wenn die Erwartungen auf eine schwächere Währung gerichtet sind). Beides macht eine Anlage in inländischen Papieren unattraktiver, was nur durch einen steigenden Zinssatz ausgeglichen werden kann. Damit der DM-Ertrag aus einer inländischen und einer ausländischen Anlage bei erhöhtem Inlandszins, wie er etwa durch eine vermehrte Geldnachfrage (L) aufgrund steigenden Einkommens ($Y_2 > Y_1$) zu erwarten ist, gleich ist, muß die inländische Währung aufwerten ($E_2 < E_1$). Es ergibt sich so ein negativer Zusammenhang zwischen Einkommen (Y) und Wechselkurs (E), der durch die AA-Kurve beschrieben wird. Die Theorien, die stärker auf die Vorgänge in der Zahlungsbilanz ausgerichtet sind, argumentieren dagegen, daß ein steigendes heimisches Einkommen mit einer verstärkten Importnachfrage einhergeht, die auf eine Verschlechterung der Leistungsbilanz wirkt. Damit das Zahlungsbilanzgleichgewicht eingehalten wird, muß hier der Wechselkurs

steigen, d.h. die Wahrung abwerten, um diese Verschlechterung aufzuhalten. Dieser Zusammenhang wird durch die ansteigende Kurve DD verdeutlicht (vgl. Abbildung 2).

Abbildung 1: Konstruktion der AA-Kurve

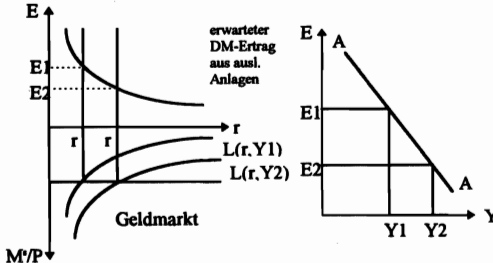
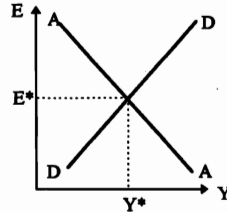


Abbildung 2: Gleichgewicht



Quelle: KRUGMANN und OBSTFELD (1994), S. 448, 449

Betrachtet man beide Ansatze als Teile eines Ganzen, die jeweils unterschiedliche Aspekte herausgreifen (Geldmarkt bzw. Zahlungsbilanz) kann man Einkommen und Wechselkurs simultan durch den Schnittpunkt der beiden Kurven bestimmen (E^* und Y^* in Abbildung 2). Zugleich ist damit der gleichgewichtige Zinssatz endogen festgelegt.

Jede temporare oder dauerhafte anderung der als exogen angenommenen Variablen, z. B. der Geldmenge, der auslandischen Zinsen oder der Staatsausgaben, hat nun ihrerseits eine neue Variablenkonstellation der endogenen Groen Einkommen, Wechselkurs und Zinssatz zur Folge, die sich in Ausma und in der Richtung der Anpassung vollig unterscheiden konnen. Ein Beispiel soll das verdeutlichen.

Eine temporar **restriktive Geldpolitik** fuhrt bei Konstanz des heimischen und auslandischen Preisniveaus, der auslandischen Zinsen und des langfristig erwarteten Wechselkurses zu einer Verlagerung der AA-Kurve in Abbildung 2 zum Ursprung. Damit verbunden sind

- eine Aufwertung der heimischen Wahrung;
- ein Ruckgang der aggregierten Nachfrage und sinkende Realeinkommen;
- bei insgesamt steigenden heimischen Zinsen.

Eine temporar **expansive Fiskalpolitik** fuhrt demgegenuber zu einer Verlagerung der DD-Kurve in Abbildung 2 nach rechts mit der Folge, da

- die heimische Wahrung wie im Fall einer restriktiven Geldpolitik aufwertet;
- die aggregierte Nachfrage und die Realeinkommen dagegen ansteigen
- und die heimischen Zinsen steigen.

Bei den hier ausgewahlten Politikanderungen ergeben sich demnach gleichgerichtete Wirkungen auf die Wechselkurse und die Zinsen, aber gegenlaufige Effekte auf Einkommen, Beschaftigung und aggregierte Nachfrage. Wie deshalb eine Wahrungsaufwertung aus gesamtwirtschaftlicher und/oder sektoraler Sicht zu beurteilen ist, hangt entscheidend von der Ursache oder, weicher formuliert, von der Herkunft der Storung im System ab, die zu einer Aufwertung fuhrt. Der zeitliche Verlauf der Wirkungen auf einzelne Variablen wird daruber hinaus stark durch Erwartungsanderungen, etwa im Hinblick auf die Inflation oder den Wechselkurs, mitgepragt, die die jeweiligen induzierten Variablenbewegungen verstarken und mitunter in ihren Richtungen umkehren konnen (z.B. Wechselkurs-Overshooting).

- Diese theoretischen Überlegungen lassen es sinnvoll erscheinen, bei einer empirischen Analyse
- zu beachten, daß die Beziehungen der Makrovariablen untereinander nicht stets eindeutig sind, sondern sich je nach dem zeitlichen Profil und je nach Herkunft der exogenen Störungen verändern können;
 - die interdependenten Makrovariablen nicht isoliert zu betrachten, sondern als Makroumfeld simultan zu berücksichtigen;
 - auf eine Vorwegfestlegung von exogenen und endogenen Variablen und die Vorgabe von Nullrestriktionen zu verzichten;
 - dem zeitlichen Ablauf der Reaktionen des Systems, das heißt der Dynamik, mehr Raum zukommen zu lassen.

Diese Überlegungen finden bei der Konstruktion vektorautoregressiver Systeme (VAR) Berücksichtigung.

3 Methodisches Vorgehen

Bevor ein ökonometrisches System -nicht nur ein VAR, sondern auch alle anderen Zeitreihenmodelle- aufgestellt werden kann, sollten die betrachteten Zeitreihen daraufhin untersucht werden, ob es sich um sogenannte stationäre Prozesse handelt. Ein solcher stationärer Prozeß ist durch einen konstanten Mittelwert und eine zeitunabhängige, endliche Varianz gekennzeichnet (KIM, 1994, S. 5) - Eigenschaften, die bei vielen ökonomischen Reihen nicht gegeben sind. Sind Zeitreihen nicht stationär, wird ihr Zusammenhang aber dennoch mit OLS oder ähnlichen Methoden geschätzt, kann es zu Ergebnissen kommen, die signifikante Beziehungen zwischen den Variablen nahelegen, selbst wenn die Reihen völlig unabhängig voneinander sind. Dies wird häufig als 'spurious regression' bezeichnet (vgl. im folgenden BANERJEE u.a., 1993, S. 70-81). Die t-Werte und andere Teststatistiken sind hier nicht interpretierbar, und die goodness-of-fit-Maße werden zu hoch ausgewiesen. Es stehen mehrere Tests zur Verfügung, mit denen Zeitreihen auf ihre Stationarität oder Nicht-Stationarität hin untersucht werden können. Als der bekannteste kann der Augmented-DICKEY-FULLER-Test gelten. Nicht-stationäre Variablen müssen in Differenzenform in eine Regression eingebracht werden, wobei bei ökonomischen Variablen i.d.R. eine einfache Differenzenbildung ausreichend ist, um die Reihe stationär zu machen, da meist die Veränderung bzw. bei logarithmierten Reihen die Veränderungsrate eine Konstanz des Mittelwerts und der Varianz aufweist. Die Aufnahme von Zeitreihen in Differenzenform hat den Nachteil, daß lediglich Zusammenhänge zwischen den *Veränderungen* der Reihen untersucht werden, Beziehungen zwischen den *absoluten Werten* aber nicht abgebildet werden können. Dies ist aber dann möglich, wenn die betrachteten Variablen kointegriert sind, d.h. eine Linearkombination aus ihren Niveauperläufen stationär ist. Daher ist es ratsam, die Variablen auf Kointegrationsbeziehungen zu untersuchen, um diese Informationen für eine effiziente Schätzung nutzen zu können. Neben anderen Möglichkeiten kann auch in einem VAR nach Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen gesucht werden.

Als Grundform eines vektorautoregressiven Systems (VAR) kann im Fall von zwei Variablen folgender Ausdruck bezeichnet werden:

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } Z_t = \begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix}$$

Z_t enthält also die Gegenwartswerte aller im Modell enthaltenen Variablen. Sie werden auf ihre eigenen bis zu k Perioden zurückliegenden Vergangenheitswerte sowie die aller anderen im Modell enthaltenen Variablen regressiert. In die einzelnen Gleichungen gehen die kontemporären Werte der jeweils anderen Variablen nicht ein, weil es sich bei einem VAR nicht um ein strukturelles Modell, sondern um die reduzierte Form eines solchen Modells handelt, in dem alle Variablen als endogen betrachtet werden. Da auf der rechten Seite nur verzögerte (gelagte) Variablen auftauchen, kann jede einzelne Gleichung unter der Annahme, daß keine Autokorrelation der Residuen auftritt, konsistent mit der Methode der OLS geschätzt werden (CHAREMZA und DEADMAN 1992, S. 183). Um eine Autokorrelation der Residuen zu verhindern, sollte die Lag-Länge k geeignet gewählt werden. Da bei der Konstruktion der VARs mit zusätzlich aufgenommenen Variablen und/oder Lags die Freiheitsgrade schnell sinken, können zumeist nur kleinere Modelle konstruiert werden. Viele empirische Untersuchungen gehen daher nicht über einen Umfang von sechs Variablen hinaus.

Ein VAR-System kann nach einigen Erweiterungen und Umformungen auch in der sogenannten Error-Correction-Form oder Fehlerkorrekturform geschrieben werden (CHAREMZA und DEADMAN 1992, S. 196-198):

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t$$

mit $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i$

und $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

Der erste Term auf der rechten Seite beschreibt die kurzfristige Dynamik des Systems, während der zweite Term die Anpassung an ein langfristiges Gleichgewicht beschreibt (Error-Correction-Term), das durch die Kointegrationsbeziehungen, wenn sie denn existieren, abgebildet wird. Entscheidend für die Existenz von Kointegrationsbeziehungen ist der Rang der Matrix Π . Bei n Variablen im System hat die Matrix Π die Dimension $(n \times n)$ und kann damit höchstens den Rang n haben bzw. maximal $n-1$ unabhängige Linearkombinationen der Variablen aufweisen. Nach dem 'GRANGER Repräsentationstheorem' kann gezeigt werden, daß

- bei einem Rang der Matrix Π von $r = n$ der Prozeß stationär ist, also alle Variablen in Z_t stationär sind;
- bei einem Rang $r < n$ die Matrix Π unter Verwendung zweier $(n \times r)$ -Matrizen wie folgt dargestellt werden kann: $\Pi = \alpha \cdot \beta'$.

Die Matrix β wird als Kointegrationsmatrix bezeichnet. Während Z_t integriert vom Grade Eins, $I(1)$, ist, ist die Linearkombination $\beta' Z_t$ stationär, d.h. $I(0)$. Die Matrix β selbst besteht aus den r Kointegrationsspaltenvektoren β_1, \dots, β_r . Die Kointegrationsbeziehungen können mit der sogenannten JOHANSEN-Prozedur ermittelt werden (vgl. CHAREMZA und DEADMAN 1992, S. 198-201 und ausführlich bei BANERJEE u.a. 1993, S. 263-266).

Da alle hier einbezogenen Terme stationär sind, kann es -anders als bei einer Regression mit nicht-stationären Variablen- nicht zu einer 'spurious regression' kommen. Zusätzlicher Vorteil dieser Darstellung ist, daß -anders als bei einer Regression ausschließlich mit differenzierten Variablen- die langfristigen Zusammenhänge der Niveauvariablen nicht aus der Betrachtung ausgeschlossen werden. Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht führen dazu, daß der Error-Correction-Term ungleich Null ist, d.h. eine Differenz zwischen dem Gleichgewicht und der augenblicklichen Situation vorliegt. Durch seine Aufnahme wird das System über die Zeit zum Gleichgewicht zurückkehren.

Eine Analyse mit Hilfe eines VARs kann also helfen, die *Dynamik* ökonomischer Prozesse besser zu verstehen. Die autoregressiven Parameter erklären, wie sich jede Variable im Zeitablauf verhält bei gegebenen Vergangenheitswerten aller Variablen. Untersuchungen der Effekte einer exogenen Veränderung in einer unabhängigen Variablen sind hier also nicht möglich, da der Verlauf *aller* Variablen durch die Dynamik des *Gesamtsystems* spezifiziert ist. Vielmehr wird versucht abzubilden, wie der normalerweise zu erwartende, durch die autoregressiven Terme gegebene weitere Verlauf des Systems verändert wird, wenn unerwartete Schocks auftreten. Dazu wird die autoregressive Form in eine moving-average-Darstellung transformiert, um die Ermittlung sogenannter Impulse-Response-Funktionen zu ermöglichen (vgl. HAMILTON 1994; LÜTKEPOHL und REIMERS 1992). Dies hat den Vorteil, daß die Koeffizienten in dieser Darstellung genau beschreiben, wie ein Schock in einer Variable den Verlauf jeder anderen Variable in dem System verändert gegenüber dem Verlauf, der zu erwarten gewesen wäre, wenn der Schock nicht aufgetreten wäre. Der Schock in einer Variablen wird über ihren Fehlerterm eingebracht. Problematisch ist hierbei allerdings, daß die Fehlerterme der verschiedenen Gleichungen oft kontemporär korreliert sind, die Kovarianzmatrix also keine Diagonale ist. Um dennoch den isolierten Einfluß eines Schocks in einer Variable abbilden zu können, besteht die Möglichkeit einer Orthogonalisierung der Fehlerterme, die so vorgenommen wird, daß die entstehenden Fehler nicht über die Gleichungen hinweg korreliert sind. Es stehen hierzu mehrere Verfahren zur Verfügung, etwa die CHOLESKY-Zerlegung und die strukturelle Zerlegung nach BERNANKE. Insbesondere bei der CHOLESKY-Zerlegung kann die Anordnung der Variablen eine Rolle spielen: Der Schock in einer Variablen wird hier um den Anteil korrigiert, der zustandekommt, weil in den davorliegenden Variablen kontemporär ebenfalls Schocks auftreten. Im Zusammenhang mit einem VAR empfiehlt es sich generell, bei der Interpretation der Reaktionen als Kausalität vorsichtig zu sein. Unproblematischer ist die Interpretation der Impulse-Response-Funktionen dahingehend, daß sie beschreiben, wie durch die neue Information über die Variable y die Vorhersage über den künftigen Verlauf der anderen Variablen angepaßt werden sollte.

4 Empirische Ergebnisse

Als Beispiel einer Anwendung der vorgestellten Methoden sollen im folgenden die Beziehungen zwischen den Exporten an Gütern der Ernährungswirtschaft (in Mengenangaben, Exern), dem Index der landwirtschaftlichen Erzeugerpreise (Perz) und einigen makroökonomischen Variablen für Westdeutschland betrachtet werden. Als Makrovariablen werden hierbei der nominale Zinssatz (i), die Inflationsrate (ΔPLH), das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) und der reale Außenwert der DM (realaw) betrachtet¹. Alle Variablen außer der Umlaufrendite wurden logarithmiert aufgenommen. Alle Variablen stellten sich in einem Augmented-DICKEY-FULLER-Test als erst in Differenzenform stationär heraus. Mit den genannten Größen wurde nun ein VAR konstruiert. Es wurden vierteljährliche Daten für die Periode 1976:1 bis 1994:4 verwendet und vier Lags einbezogen, um einer möglichen Saisonstruktur entgegenzukommen. Verschiedene Tests zeigen, daß die Schätzungen den Annahmen genügen, d.h. etwa keine Autokorrelation der Residuen und keine

¹ In dieser Untersuchung wird darauf verzichtet, die Geldmenge aufzunehmen. Zum einen beruht diese Entscheidung auf der Überlegung, daß die Politikvariable der Bundesbank nicht die Geldmenge, sondern der (kurzfristige) Zinssatz ist. Zudem zeigt sich in vielen Modellen, die neben der Geldmenge auch Finanzvariablen wie Zinsen aufnehmen, daß die Rolle der Geldmenge stark reduziert wird, da ein Großteil ihres Erklärungswerts nun vom Zins übernommen wird. Ebenso wurde darauf verzichtet, einen Realzins aufzunehmen, da der für die Entscheidungsfindung relevante ex-ante-Realzins nicht ermittelt werden kann und daher die Gefahr besteht, daß durch die Art der Preisbereinigung die längerfristigen Preiserverwartungen in Zeiten hoher (geringer) Inflation über(unter-)schätzt werden. Auch wird ein direkterer Einfluß der Fiskalpolitik auf die Nominal- als auf die Realzinsen gesehen.

Heteroskedastizität vorliegen und die geschätzten Parameter konstant sind. Das Modell kann also als datenkongruent angesehen werden.

Die Untersuchung des Systems auf Kointegrationsbeziehungen mit der JOHANSEN-Methode legt die Existenz einer solchen langfristigen Beziehung zwischen den Variablen nahe, wobei allerdings nicht alle Variablen in der langfristigen Beziehung eine Rolle spielen. Der gefundene Kointegrationsvektor kann auf die Form $Lrealaw = 1.6 * LBIPP91 + 1 * Lexern - 0.02368 * Trend$ restringiert werden. Langfristig legt die Kointegrationsbeziehung also einen steigenden realen Außenwert der DM bei steigendem Bruttoinlandsprodukt und steigenden Exporten nahe. Die Ernährungsexporte können als Proxy für die Gesamtexporte angesehen werden, und exportstarke Nationen haben i.d.R. eine recht starke Währung. Betrachtet man das reale Bruttoinlandsprodukt als Ausdruck der Produktivität eines Landes, so kann auch hier gesagt werden, daß hohe Produktivitätssteigerungen nach der Theorie von Balassa mit einer Stärkung der Währung verbunden sind. Zwar wäre diese Interpretation eindeutiger, wenn die Produktivitätsrelation gegenüber dem Ausland (in Form der relativen Bruttoinlandsprodukte pro Kopf) betrachtet würde. Da die Bundesrepublik aber dauerhaft gegenüber den 18 Vergleichsländern einen positiven Produktivitätsabstand hatte (BUNDESBANK 1995, S. 27), fängt der hier gefundene positive Zusammenhang zwischen realem Außenwert und Bruttoinlandsprodukt diese relative Produktivitätsentwicklung in ihrer Wirkung auf den realen Außenwert ein. Daß kein langfristiger Zusammenhang zwischen dem realen Wechselkurs und dem Kapitalmarktzins festzustellen ist, mag zum einen daran liegen, daß hier der Nominal- und nicht der Realzins einbezogen wurde. Auch hier ist außerdem zu beachten, daß die Theorie einen Einfluß der Realzinsdifferenz zum Ausland als Bestimmungsgröße des realen Außenwertes nahelegt. Ein weiterer Grund könnte sein, daß langfristig die Kapitalverzinsung zwischen In- und Ausland durch Kapitalströme ausgeglichen wird, die Differenz also Null ist und als solche keine Bestimmungsgröße für die langfristige Entwicklung des realen Außenwertes sein kann (BUNDESBANK 1995, S. 28).

Der Kointegrationszusammenhang kann umgestellt werden zu:

$$ECM = 1 * Lrealaw - 1.6 * LBIPP91 - 1 * Lexern + 0.02368 * Trend$$

Diese Darstellung zeigt die langfristige Beziehung zwischen den Variablen als Fehlerkorrekturmechanismus. Im langfristigen Gleichgewicht gilt $ECM=0$, bei $ECM \neq 0$ weicht die beobachtete Situation vom langfristigen Gleichgewicht ab, und es ist in der Folgezeit mit einer Anpassungsreaktion in Richtung auf das Gleichgewicht zu rechnen.

Nun wurde ein weiteres VAR konstruiert, das alle Variablen in Differenzenform aufnimmt, daneben aber auch den Fehlerkorrekturausdruck berücksichtigt, der die Anpassung an eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung in Niveauform der Variablen angibt. Die Tests auf die Güte der Schätzungen ergeben wieder keine Probleme. Der Fehlerkorrekturterm geht in die Gleichungen aller in ihm enthaltenen Variablen signifikant ein. Der Vektor ist nicht als strukturelle Gleichung zu interpretieren, sondern bildet quasi eine Klammer um die gemeinsame Dynamik der Variablen und hält sie langfristig in der Gleichgewichtsbeziehung.

Mit einem durch Herausnahme dreier nicht-signifikanter Lags leicht im Umfang reduzierten System wurde nun die Vorhersagefähigkeit innerhalb der Untersuchungsperiode analysiert. Dazu wurden die letzten sieben Perioden bei der Schätzung nicht berücksichtigt, sondern aus der Dynamik des Systems vorhergesagt. Dabei wurde einmal für die jeweils nächste Vorhersage der tatsächlich realisierte Wert der Variablen und Lags in der Vorperiode eingesetzt, bei einer zweiten Version die für die Vorperioden selbst aus dem System vorhergesagten Werte. Vergleicht man den vorhergesagten Verlauf jeweils mit dem

tatsächlichen Verlauf, ergeben sich nur in 3 von insgesamt 84 Fällen Vorhersagen außerhalb des 95%-Konfidenzintervalls. Alles in allem bildet das System die Daten also gut ab.

Mit einer Impulse-Response-Analyse wird das dynamische Verhalten der Variablen an Schocks in den auf einen Schock folgenden zwei Jahren untersucht. Eine Festlegung der Variablenreihung, wie sie bei COLESKY von Bedeutung ist, fällt bei vierteljährlichen Daten nicht leicht. Hier wurde die Annahme getroffen, daß das Preisniveau nur von verzögerten Werten der anderen Variablen getroffen wird. Damit wird eine gewisse Preisrigidität unterstellt. Der Zinssatz, der v.a. durch den U.S. Kapitalmarktzins und die deutschen Geldmarktzinsen beeinflusst wird (vgl. KAEHLER und KORN 1995), wird als innerhalb des Systems kontemporär allenfalls von der Inflationsrate zu beeinflussen betrachtet. Ob und wie stark dies der Fall sein wird, hängt davon ab, wie sehr ein Schock in der Inflationsrate die weiteren Preiserwartungen berührt, die dann über den FISHER-Effekt auf die langfristigen Zinsen wirken. Ebenso davon, wie stark die Geldpolitik auf die Inflation reagiert und dies an die längerfristigen Zinsen weitergegeben wird. Danach wird der reale Außenwert angeordnet², gefolgt von den Ernährungsexporten. Als fünfte Größe wird das Bruttoinlandsprodukt plazierte. Da nicht zu erwarten ist, daß ein Schock in den Erzeugerpreisen kontemporär auf die anderen Variablen wirkt, steht der Erzeugerpreisindex der Landwirtschaft an letzter Stelle.

Abbildung 3 zeigt, daß ein positiver Schock im realen Außenwert nach kurzer Zeit die Entwicklung der Ernährungsexporte signifikant dämpft³. Die Verteuerung der deutschen Ernährungsgüter aus Sicht des Auslands führt also tatsächlich zu einer reduzierten Nachfrage. Zwar ist langfristig ein positiver Zusammenhang zwischen Ernährungsexporten (die einen Anteil von etwa 5,6% an den deutschen Gesamtexporten ausmachen) und dem realen Außenwert der DM festzustellen. Allerdings sprechen einige Gründe dafür anzunehmen, daß die Exporte der Ernährungswirtschaft auch langfristig bei einem erhöhten Außenwert eine weniger dynamische Entwicklung durchmachen als Exporte anderer Wirtschaftsbereiche. Ernährungsgüter können noch immer als recht standardisiert gelten, so daß hier stärkere Substitutionsbeziehungen als in einigen anderen Sektoren vorherrschen werden. Allerdings ist nicht von einem sofortigen Einbruch der Exporte auszugehen. Vielmehr bestätigt auch die vorliegende Analyse die häufige Feststellung, daß der negative Effekt erst nach etwa einem Quartal zum Tragen kommt. Gründe dafür können zum einen bestehende Verträge, aber auch die Möglichkeit der Absicherung gegen Wechselkursrisiken an den Terminmärkten sein. Außerdem sind viele Anbieter bereit, kurzfristig die Gewinnmargen zu reduzieren, um ihre Marktanteile zu halten ('pricing for the market').

Die Reaktion der Ernährungsgüterexporte auf einen Schock im realen Bruttoinlandsprodukt verläuft gedämpfter. Mittelfristig kann trotz der geringen Einkommenselastizität der Nachfrage nach Ernährungsgütern mit einer Mehrnachfrage auch nach heimischen Gütern bei steigenden Einkommen gerechnet werden, was c.p. die Exportmenge reduziert. Der später positive Effekt des realen Bruttoinlandsprodukts auf die Exporte kann möglicherweise damit erklärt werden, daß das erhöhte Bruttoinlandsprodukt einen Konjunkturschub abbildet, der auch auf die Wirtschaftstätigkeit in den Partnerländern belebend wirkt und deren Nachfrage nach ausländischen -und hier eben auch deutschen- Waren steigert.

² Hält man den realen Wechselkurs über seine Beeinflussung der Politik der Bundesbank (vgl. CLARIDA und GERTLER, 1996) für kontemporär den Zinssatz bestimmend, läßt sich diese Größe vorziehen. Die Impulse-Response-Funktionen unterscheiden sich allerdings nicht von denen der obigen Reihung.

³ Da die Grünen Kurse nur für landwirtschaftliche Rohprodukte und einige recht geringfügig weiterverarbeitete Produkte gelten, Produkte höherer Verarbeitungsstufen dagegen den Marktkursen unterliegen, ist die Betrachtung des realen Außenwerts der DM aufgrund des hohen Anteils des Handels mit weiterverarbeiteten Ernährungsgütern als geeignet anzusehen.

Ein positiver Inflationsschock führt ebenfalls nach einer Periode zu einer negativen Veränderung der Exporte. Die Exporte erholen sich aber bald wieder, was insbesondere dadurch zu begründen ist, daß die Inflation einen starken Trend zur Selbstkorrektur aufweist, d.h. auf einen positiven Schock Perioden schwächeren Preisniveauwachstums folgen.

Ein Anstieg im Zinssatz kann als Anstieg der Ertragsersparungen interpretiert werden. Sind diese Erwartungen nicht falsch, können die steigenden Exporte als Ausdruck eben dieser erhöhten wirtschaftlichen Dynamik angesehen werden. Mit der Zeit werden allerdings die 'klassischen' dämpfenden Effekte einer Zinserhöhung etwa in Form einer Aufwertungstendenz oder steigender Preise aufgrund erhöhter Produktionskosten durchschlagen.

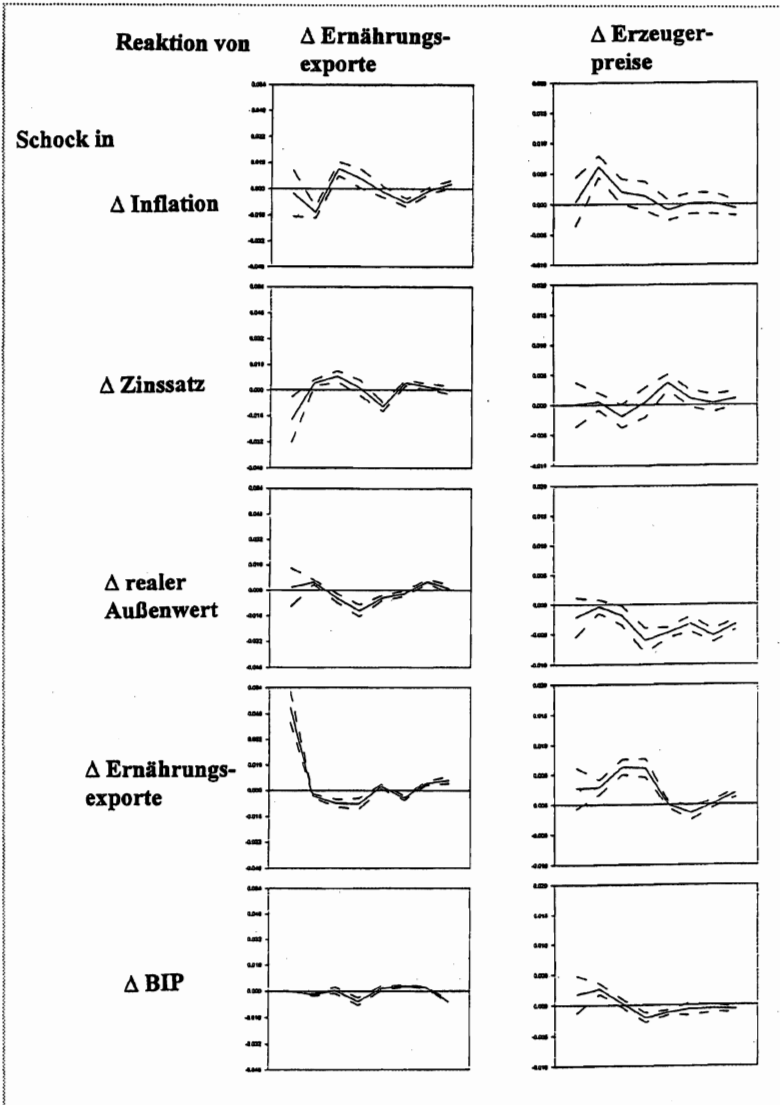
Die Erzeugerpreise werden durch eine reale Aufwertung ebenfalls deutlich negativ getroffen. Nach der vorliegenden Analyse kann also trotz des sogenannten 'switch-over' nicht davon ausgegangen werden, daß das agrimonetäre System tatsächlich in der Lage war, die Erzeugerpreise von Veränderungen im realen Wechselkurs zu isolieren. Zu beachten ist nämlich, daß die tatsächlichen Marktpreise von den Marktordnungspreisen, deren Umrechnung aus ECU in die nationalen Währungen mit den Grünen Kursen vorgenommen wird, abweichen können, und dies in der Regel auch tun (MANEGOLD 1996, S. 44, 48). Zwar korrigiert dann kein administrativ festgelegter Zusammenhang die Erzeugerpreise sofort dem Aufwertungssatz gegenüber dem ECU entsprechend nach unten, doch sind Preissenkungen unausweichlich, wenn die Märkte im In- und Ausland gehalten werden sollen.

Ein Inflationsschock hat über die folgenden zwei Perioden einen positiven Einfluß auf die Entwicklung der Produzentenpreise, der auch in den Folgeperioden nicht korrigiert wird. Die Erzeugerpreise werden also tendenziell von der allgemeinen Preisniveauentwicklung mitgezogen.

Der Zinseinfluß auf die Erzeugerpreise kann als moderat bezeichnet werden. Ein erhöhter Zinssatz wirkt auf der Produktionsseite über erhöhte Kosten produktionsdämpfend, was auf eine Preissteigerung deutet. Wird bei einem höheren Zinssatz aber etwa das Konsumniveau zugunsten der Ersparnis reduziert, legt dies einen sinkenden Preis nahe. Mittelfristig scheint der Effekt auf der Angebotsseite den nachfrageseitigen Effekt überzukompensieren. Der mittelfristig geringfügig negative Einfluß eines positiven Schocks im Bruttoinlandsprodukt läßt sich möglicherweise dadurch erklären, daß in ihm ein Produktivitätsschock abgebildet wird, der auch im Agrarsektor die Produktion stärker als die Nachfrage erhöht. Das Ernährungsgewerbe hat als nachgelagerter Bereich einen Einfluß auf die Marktsituation in der Landwirtschaft, was auch der deutlich positive Einfluß eines Schocks in den Ernährungsexporten auf die landwirtschaftlichen Erzeugerpreise zeigt.

Bei den Verflechtungen der Makrovariablen untereinander ergeben sich ebenfalls interessante Ergebnisse. Das reale Bruttoinlandsprodukt wird durch einen Schock im realen Außenwert nach einem ähnlichen Muster wie die Exporte getroffen. Der Gleichlauf läßt sich damit erklären, daß es sich bei den Exporten um einen Teil des Bruttoinlandsprodukts selbst handelt. Es ist weiterhin zu beobachten, daß nach kurzer Anpassungszeit ein deutlich dämpfender Effekt von einem positiven Schock im realen Außenwert auf den Zinssatz ausgeht. Dies steht in Übereinstimmung mit einer Studie von CLARIDA und GERTLER (1996), wonach die Bundesbank einen Anstieg im realen Wechselkurs häufig zum Anlaß nahm, unter Hinweis auf eine reduzierte Inflationsgefahr eine weniger restriktive Politik einzuleiten. Das Politikinstrument der Bundesbank, der kurzfristige Zins, wird in diesem Fall abgesenkt. Schlägt dies nach einer Anpassungsfrist auf den längerfristigen Zins durch, so ergibt sich das hier zu betrachtende Bild. Mißt man den kurzfristigen Zinsen nicht diesen prominenten Einfluß auf die längerfristigen Zinsen zu, läßt sich der zinsenkende Effekt einer Aufwertung auch durch verringerte Inflationserwartungen und den FISHER-Effekt begründen.

Abbildung 3: Impulse-Response-Funktionen zu den Agrarvariablen



Quelle: Eigene Ergebnisse.

5 Zusammenfassung

Landwirtschaft und Makroökonomie stehen in einem komplexen, interdependenten und im Zeitverlauf variierenden ökonomischen Wechselspiel. Es fällt schwer, a priori eindeutig die exogenen und endogenen Variablen in diesem Wirkungsgefüge modellscharf voneinander zu trennen und sie somit zur Grundlage eines simultanen (strukturellen) Gleichgewichtsmodells zu machen. Vektorautoregressive (VAR)-Modelle verzichten auf die Vorwegenteilung in exogene und endogene Variablen, können aber erste wichtige Vernetzungen im System offenlegen und über die Impulse-Response-Funktionen den Einfluß verschiedener Schocks auf ausgewählte Variablen in ihrem zeitlichen Profil deutlich machen.

Die wichtigsten empirischen Ergebnisse des Beitrags werden nun abschließend zusammengefaßt. Sie sind nicht im strengen Sinne als Kausalitätsbeziehungen zu interpretieren, sondern entsprechend dem VAR-Ansatz als dynamische Systemzusammenhänge.

- Die Nahrungsmittelexporte reagieren mit einer Verzögerung von einem Quartal deutlich kontraktiv auf eine DM-Aufwertung.
- Die Reaktion der Nahrungsmittelexporte auf einen Anstieg des realen Sozialprodukts ist langfristig ebenfalls positiv, verläuft allerdings wesentlich gedämpfter als beim Währungsschock. Das Zinsgeschehen ist für die Nahrungsmittelexporte dagegen kaum von Bedeutung.
- Die landwirtschaftlichen Erzeugerpreise reagieren trotz des agrimonetären Systems sehr sensibel auf Veränderungen des realen Außenwerts der DM.
- Bei steigenden Zinsen ergeben sich langfristig über die Kostenseite moderate preissteigernde Effekte.
- Das Ernährungsgewerbe hat als nachgelagerter Bereich einen signifikanten Einfluß auf die Landwirtschaft. Ein Anstieg der Nahrungsmittelexporte erhöht die landwirtschaftlichen Erzeugerpreise.

Gerade der letzte Aspekt könnte von großer Bedeutung für die Zukunft der Landwirtschaft sein. Im globalen Wettbewerb um die Nahrungsmittelmärkte der Welt sitzen Landwirte, Verarbeiter und Händler in einem Boot.

Summary

Agricultural and macroeconomic variables build a complex and interdependent system which makes it difficult to justify a priori restrictions to allow for identifiable structural models. VAR models avoid these a priori restrictions. Impulse-response-functions can portray the reaction of the system variables to certain unexpected shocks. It can be shown that food exports are negatively affected by a revaluation of the DM. There is a positive relation between the real GDP and food exports over the longer term while the interest rate shows no clear influence on food exports. Producer prices for agricultural products respond quite sensitively to shocks in the real value of the DM in spite of the agrimonetary system. On the other hand, agricultural producer prices show only moderate price increases with rising interest rates because of higher production costs. The performance of the food industry is a very important factor for the agricultural sector as prices are increased significantly when a positive shock to food exports occurs.

Literaturverzeichnis

- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J.W.; HENDRY, D.F. (1993): *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford
- CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D.F. (1992): *New Directions in Econometric Practice. General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. Aldershot
- CLARIDA, R.; GERTLER, M. (1996): *How the Bundesbank Conducts Monetary Policy*. März
- DEUTSCHE BUNDESBANK (1995): *Gesamtwirtschaftliche Bestimmungsgründe der Entwicklung des realen Außenwerts der D-Mark*. Monatsbericht August der Deutschen Bundesbank, S. 19-40
- HAMILTON, J. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton 1994
- KAEHLER, J.; KORN, O. (1995): *Wirkungszusammenhänge zwischen Zinsen und makroökonomischer Aktivität*. Baden-Baden
- KIM, R.-J. (1994): *Analyse kointegrierter Modelle*. Frankfurt
- KRUGMAN, P.R.; OBSTFELD, M. (1994): *International Economics. Theory and Policy*. New York
- LÜTKEPOHL, H.; REIMERS, H.-E. (1992): *Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems*. In: Journal of Economic Dynamics and Control, 16, S. 53-78
- MANEGOLD, D. (1996): *Das gegenwärtige Agrimonetäre System der EU*. Anlage zum Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats: Zur künftigen Gestaltung des Agrimonetären Systems in der EU. Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Angewandte Wissenschaft, 452, Bonn
- RIVERA-BATIZ, F.L.; RIVERA-BATIZ, L. (1985): *International Finance and Open Economy Macroeconomics*. New York