

Schlote, Klaus Wilhelm

**Working Paper — Digitized Version**

## Zu den Einflußfaktoren am deutschen Aktienmarkt bei festen und flexiblen Wechselkursen

Kiel Working Paper, No. 363

**Provided in Cooperation with:**

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

*Suggested Citation:* Schlote, Klaus Wilhelm (1989) : Zu den Einflußfaktoren am deutschen Aktienmarkt bei festen und flexiblen Wechselkursen, Kiel Working Paper, No. 363, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/46896>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

# Kieler Arbeitspapiere Kiel Working Papers

---

Arbeitspapier Nr. 363

Zu den Einflußfaktoren am deutschen  
Aktienmarkt bei festen und flexiblen  
Wechselkursen

von

Klaus Wilhelm Schlote

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342-0787

Institut für Weltwirtschaft  
2300 Kiel, Düsternbrooker Weg 120

Arbeitspapier Nr. 363

Zu den Einflußfaktoren am deutschen  
Aktienmarkt bei festen und flexiblen  
Wechselkursen

von

Klaus Wilhelm Schlote

A 1256 / 89 *Weltwirtschaft  
Kiel*

März 1989

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

ISSN 0342 - 0787

	Seite:
1. Einleitung .....	1
2. Theoretische Konzepte .....	2
1. Konventionelles Bewertungsmodell .....	2
2. Der Effekt der realen Geldmenge .....	3
3. Theorie der Vermögensnachfrage .....	4
3. VAR-Schätzmethoden .....	7
4. Empirische Analyse .....	9
1. Daten und Untersuchungszeitraum .....	9
2. Aktienkurse und Produktion .....	10
3. Aktienkurse und reale Geldmenge .....	11
4. Aktienkurse, reale Geldmenge und Produktion .....	12
5. Aktienkurse, reale Geldmenge und Vermögensnachfrage .....	13
6. Aktienkurse und Vermögensnachfrage .....	14
1. Alternative ausländische Anlage .....	14
2. Alternative in- und ausländische Anlage .....	16
5. Zusammenfassung und Ausblick .....	19
Anhang .....	21
Literaturverzeichnis .....	23

### Tabellen

Tabelle 1 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.1. mit 1. Differenzen der Logarithmen ...	24
Tabelle 2 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.1. mit logarithmierten Zeitreihen .....	25
Tabelle 3 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.2. mit 1. Differenzen der Logarithmen ...	26
Tabelle 4 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.2. mit logarithmierten Zeitreihen .....	27

### Schaubilder

Schaubild 1 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.2. ( $s_{ger}^r$ , prod) .....	29
Schaubild 2 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.3. ( $Ml^r$ , $s_{ger}^r$ ) .....	30
Schaubild 3 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.4. ( $Ml^r$ , $s_{ger}^r$ , prod) .....	31
Schaubild 4 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.5. ( $s_{us}^{DM^r}$ , $Ml^r$ , 3-m-i $^r$ , $s_{ger}^r$ ) .....	32
Schaubild 5 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.6.1. ( $s_{us}^{DM^r}$ , $f^r$ , $s_{ger}^r$ ) .....	33

Schaubild 6 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell	
4.6.1. ( $s_{us}^{DM^r}$ , $f^r$ , $s_{ger}^r$ ) mit logarithmierten Zeitreihen .....	34
Schaubild 7 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell	
4.6.2. ( $s_{us}^{DM^r}$ , $f^r$ , $3-m-i^r$ , $s_{ger}^r$ ) .....	35
Schaubild 8 - Impuls/Antwort-Folgen im Modell	
4.6.2. ( $s_{us}^{DM^r}$ , $f^r$ , $3-m-i^r$ , $s_{ger}^r$ ) mit logarithmierten Zeitreihen .....	36

## 1. Einleitung

Nach dem Börsenkrach vom Oktober 1987 war vielfach befürchtet worden, daß mit einer weltweiten Rezession ähnlich wie Anfang der 30er Jahre - zu rechnen sei. Diese Befürchtungen erwiesen sich aber als falsch. Denn in vielen Industrieländern erzielte das Bruttosozialprodukt 1988 die höchsten Zuwachsraten in dem nunmehr seit 1982 anhaltenden Aufschwung. Auch für 1989 wird erwartet, daß die gute Konjunktur - wenn auch leicht vermindert - anhält. Daß es nicht zu einer Rezession kam, wird im allgemeinen der expansiven Geldpolitik zugeschrieben. Unmittelbar nach dem Crash stellten die Zentralbanken reichlich Liquidität zur Verfügung, so daß es nicht zu Zahlungsschwierigkeiten bei Banken und Wertpapierhäusern mit negativen Folgen für ihre Funktion als Finanzvermittler (financial intermediation) wie 1929 kam (Barro, 1987, S. 466). Zwar wurde dieser Liquiditätseinschuß nach Überwindung der kritischen Phase allmählich neutralisiert, aber die Geldpolitik blieb auch 1988 in vielen Ländern eher expansiv. Die Aktienkurse fielen nicht weiter und erholten sich im Verlauf von 1988, obschon sie im allgemeinen noch ein gutes Stück von dem Niveau vor dem Crash entfernt sind.

Es stellt sich somit die Frage, ob der Aktienmarkt ein brauchbarer Indikator für die wirtschaftliche Aktivität ist und welchen Einfluß die Liquiditätsversorgung auf den Aktienmarkt hat. Die Indikatorfunktion des Aktienmarktes kann durch Entwicklungen an ausländischen Börsen, insbesondere der amerikanischen, beeinträchtigt werden, wenn der deutsche Aktienmarkt von internationalen Börsenereignissen abhängig wäre. Für eine Abhängigkeit bzw. einen Zusammenhang spricht, daß der Börsencrash 1987 in den USA initiierte und weltweit die Aktienmärkte in Mitleidenschaft zog.

Mit dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems fester Wechselkurse und der Einführung flexibler Wechselkurse im März 1973 sind

weitere Einflußfaktoren des Aktienmarktes hinzugekommen, die die Indikatorfunktion des Aktienmarktes für die wirtschaftliche Aktivität verwässert haben könnten. Dazu zählen Wechselkursänderungen und das Verhalten ausländischer Investoren. Ausländische Investoren sind insbesondere seit Anfang der 80er Jahre ein bestimmendes Element am deutschen Aktienmarkt geworden.

Im folgenden wird die Indikatorfunktion des Aktienmarktes für die wirtschaftliche Aktivität zunächst theoretisch begründet. Danach wird der Einfluß der Liquiditätsversorgung anhand des Effekts der realen Geldmenge (real balance effect) erläutert.

Der Einfluß der amerikanischen Börse, das Verhalten ausländischer Investoren sowie die Auswirkungen von Dollarkurs und Zinssatz auf den deutschen Aktienmarkt werden anhand der Theorie der Vermögensnachfrage (theory of asset demand) verdeutlicht. Wünschenswert wäre eine Theorie, die die genannten Einflußfaktoren integrieren würde. Die theoretischen Erklärungsansätze greifen nur partielle Aspekte auf und sind in ihren Aussagen hinsichtlich der Wirkungszusammenhänge nicht immer eindeutig.

Im zweiten Teil schließt sich deshalb eine empirische Analyse unter Verwendung vektorautoregressiver Methoden an. Zur Anwendung kommen dabei insbesondere Impuls/Antwort-Funktionen, die zeigen sollen, ob die Indikatorfunktion des Aktienmarktes bzw. die vermuteten Einflüsse empirisch gestützt werden.

## 2. Theoretische Konzepte

### 2.1. Konventionelles Bewertungsmodell

Ein Zusammenhang zwischen Aktienmarkt und Konjunktur wird im sog. konventionellen Bewertungsmodell hergestellt (Peek, Rosengren 1988, S. 39 ff., Shapiro 1988, S. 1068 f., Shiller 1984, S. 30). In diesem Modell wird der Aktienkurs als Gegenwartswert aller zu-

künftig erwarteten Dividenden interpretiert. Der Aktienkursindex steigt (sinkt), wenn höhere (niedrigere) Dividenden erwartet werden. Die Erwartungen über Dividenden sind unmittelbar mit Erwartungen über Gewinne verbunden. Nun wird angenommen, daß die Gewinne während eines Konjunkturaufschwungs steigen und während einer Konjunkturabflachung fallen. Der Aktienkursindex steigt also, wenn ein Konjunkturaufschwung erwartet wird. Er fällt dagegen, wenn eine Konjunkturabschwächung erwartet wird.

Die Theorie bietet eine Reihe weiterer Einflußfaktoren. So steigen die Aktienkurse auch, wenn der Diskontierungsfaktor der erwarteten Dividenden oder die Risikoprämie fällt, die für Aktien verlangt wird. Eine Minderung der Risikoprämie oder des Diskontierungsfaktors dürften die zukünftige wirtschaftliche Aktivität ebenfalls stimulieren. Somit bleibt der Zusammenhang zwischen Aktienkursindex und Konjunktur unabhängig vom jeweiligen auslösenden Moment bestehen. Wenn der Aktienmarkt eine Indikatorfunktion hat, müßte die Entwicklung des Aktienkursindex der Konjunktur zeitlich vorauslaufen. Diese Implikation setzt allerdings "richtige" Erwartungen voraus. Aktienkurse und Konjunktur wären dann mit einer Zeitverzögerung positiv korreliert.

## 2.2. Der Effekt der realen Geldmenge

Die Aktien-Hausse in den 80er Jahren war zumindest zeitweise von einer reichlichen Ausweitung der Geldmenge begleitet. Ein Zusammenhang von Aktienkursindex und Geldmenge wird in der Theorie über den Effekt der realen Geldmenge (real balance effect) hergestellt (Barro 1987, S. 111 f., Mishkin 1986, S. 541 f.). Sie besagt, daß Wirtschaftssubjekte ungeplante und somit ungewünschte Liquidität ausgeben, die sich nach einer überraschenden Ausweitung der realen Geldmenge ergibt. Die ungewünschte Liquidität wird für den Kauf von Aktien und sonstiger Finanzaktiva verwendet. Im Fall eines ungeplanten Liquiditätsmangels, d.h. einer überraschenden Verknappung der Geldversorgung, werden die Wirtschaftssubjekte diesen zunächst mit einer Liquidierung von Finanzaktiva ausgleichen.

Der zeitliche Zusammenhang zwischen überraschenden Änderungen der realen Geldmenge und dem Aktienkursindex ist relativ eng, denn Aktienkurse reagieren auf Änderungen der Nachfrage unmittelbar. Ungewünschte Liquidität (expansive Geldpolitik) führt also dazu, daß sich die Nachfrage nach Aktien erhöht und der Aktienkursindex folglich steigt. Ungewünschter Liquiditätsmangel (restriktive Geldpolitik) führt dagegen zu einem Fall des Aktienkursindex. Längerfristig ist auch mit Änderungen im Konsum- und Investitionsverhalten der Wirtschaftssubjekte zu rechnen.

Eine Änderung in der Ausweitung der realen Geldmenge an sich ist aber noch kein Indiz für eine ungeplante Liquiditätsversorgung. Eine wachsende Volkswirtschaft benötigt zur Abwicklung der steigenden realen Transaktionen (bei konstanter Umlaufgeschwindigkeit) eine expandierende reale Geldmenge. Die Liquiditätsversorgung muß unter Berücksichtigung der wirtschaftlichen Aktivität gesehen werden. Daher wird für eine überraschende Änderung in der Liquiditätsversorgung nicht nur die Geldmenge  $M_1$  als Indikator gewählt, sondern auch ein kurzfristiger Zinssatz herangezogen.

### 2.3. Theorie der Vermögensnachfrage

Gemäß der Theorie der Vermögensnachfrage hängt die Nachfrage nach inländischen Vermögen davon ab, wie die erwartete Rendite inländischen Vermögens relativ zu der ausländischen Vermögens ist (Mishkin 1986, S. 636 ff.). Die Nachfrage nach inländischem Vermögen erhöht sich, wenn die erwartete inländische Rendite größer ist als die ausländische. Die Nachfrage geht dabei von inländischen und ausländischen Investoren aus, der Bestand an Aktien wird kurzfristig als konstant angenommen und die ausländische Rendite ist gegeben<sup>1</sup>. Im folgenden wird die relative Rendite zunächst durch eine Änderung des nominalen Zinses gestört und der Anpassungsprozeß ausgelöst.

---

<sup>1</sup> Die Erwartungen werden durch die aktuellen Marktpreise approximiert.

Änderungen im Normalzins ( $i$ ) können zwei Ursachen haben. Die eine ist eine Änderung des Realzinses ( $r$ ) bei unveränderten Inflationserwartungen ( $\pi^e$ ). Die andere ist eine Änderung der Inflationserwartungen bei unverändertem Realzins.

$$i = r + \pi^e \quad (1)$$

Eine nominale Zinserhöhung führt zu entgegengesetzten Änderungen der realtiven Rendite und damit der Nachfrage nach inländischem Vermögen, des Wechselkurses und des Aktienkursindex, je nachdem, ob eine Erhöhung des Realzinses oder der Inflationserwartungen ursächlich ist. Eine Erhöhung des Nominalzinses bedingt durch den Realzins ( $r \uparrow$ ) führt zu einem Nachfrageanstieg nach inländischem Vermögen ( $f \uparrow$ ), einer Aufwertung der Inlandswährung ( $e \uparrow$ ) und einem Anstieg der Aktienkurse ( $s_{ger} \uparrow$ ).

$$i \uparrow (r \uparrow) \rightarrow f \uparrow \rightarrow e \uparrow \rightarrow s_{ger} \uparrow \quad (2)$$

Eine Erhöhung des Nominalzinses bedingt durch einen Anstieg der Inflationserwartungen ( $\pi^e \uparrow$ ) führt dagegen zu einer Verringerung der Nachfrage und einem Rückgang der Aktienkurse ( $AK \downarrow$ ).

$$i \uparrow (\pi^e \uparrow) \rightarrow f \downarrow \rightarrow e \downarrow \rightarrow s_{ger} \downarrow \quad (3)$$

Als nächstes soll die Wirkung einer Erhöhung des amerikanischen Aktienmarktes in diesem Modell hergeleitet werden. Ausgangspunkt sind Erwartungen, daß die Rendite amerikanischer Firmen relativ zu der deutscher Unternehmen steigt. Aus- und inländische Investoren werden daraufhin inländische Aktien verkaufen und amerikanische kaufen.

$$f \downarrow \rightarrow s_{ger} \downarrow \rightarrow e \downarrow \rightarrow s_{us} \uparrow \quad (4)$$

Ein Anstieg des amerikanischen Aktienmarktes geht mit einem Rückgang des deutschen und einer Aufwertung des Dollars einher. Beide Aktienmärkte entwickeln sich in diesem Modell also entgegengesetzt. Dwyer, Hafer (1988, S. 5) kommen zu dem Schluß, daß "The levels of stock prices [in any common currency] in different markets may rise or fall together, or move in opposite direction". In ihrem Modell wird im Unterschied zu (4) die Vermögensnachfrage nicht berücksichtigt. Es basiert auf der sog. "stock return parity", d.h., daß die erwartete Rendite zweier Aktienmärkte in einer gemeinsamen Währung gleich sein sollte. Dennoch steht (4) nicht im Gegensatz zu Dwyer, Hafer, sondern stellt einen möglichen Zusammenhang zwischen Aktienmärkten in ihrem Modell dar.

Nun wird in der Öffentlichkeit eher von einem gleichgerichteten Verlauf beider Märkte ausgegangen. Dafür lassen sich zwei Gründe anführen. Erstens, die Abwertung der D-Mark verbessert die Geschäftsaussichten deutscher Exporteure, was sich wiederum positiv auf deren Gewinnentwicklung auswirkt. Zweitens, die konjunkturelle Entwicklung in den USA strahlt auf die Bundesrepublik aus. So ist zu erwarten, daß eine Expansion in den USA, die ursächlich für die erhöhte relative Rendite sein mag, die deutschen Exporte über den internationalen Konjunkturzusammenhang belebt. Dieser Zusammenhang besteht nicht nur direkt, sondern auch indirekt über Drittländer. Wenn nun eine Aktienhausse in den USA zustande kommt, so dürfte dies positiv auf den deutschen Aktienmarkt ausstrahlen. Denn es dürften sich Erwartungen bilden, daß die Gewinnsituation deutscher Exporteure infolge vermehrter Exporte günstiger ist. Es besteht also gemäß dieser Überlegungen ein gleichgerichteter Zusammenhang zwischen amerikanischem und deutschem Aktienmarkt und zwar unabhängig davon, ob die Erwartungen hinsichtlich der Konjunktur "richtig" sind.

Dwyer, Hafer (S. 6) weisen auf weitere Faktoren hin, die die Korrelation zwischen Aktienmärkten erhöht. Sie argumentieren u.a., daß ein unerwarteter Rückgang des Autoabsatzes in den USA nicht nur dazu führt, daß die Aktienkurse inländischer Produzenten infolge eines erwarteten Gewinnrückgangs nachgeben, sondern

auch die Aktienkurse ausländischer Produzenten werden fallen, denn dessen Gewinnentwicklung wird nicht vom vermindertem Autoabsatz auf ihren Exportmarkt verschont bleiben.

Die ausgeführten theoretischen Zusammenhänge schließen sich gegenseitig nicht aus. Im Gegenteil, es ist zu vermuten, daß zwischen ihnen Zusammenhänge bestehen. Eine überraschende Expansion der realen Geldmenge wird nicht nur den Effekt der realen Geldmenge zur Folge haben, sondern zeitverzögert die Konjunktur stimulieren. Damit sind verbesserte Gewinnerwartungen verbunden, die sich wiederum in höheren Aktienkursen niederschlagen. Geldmengenänderungen dürften sich darüberhinaus auf den Wechselkurs auswirken. So weckt eine Ausweitung der realen Geldmenge Abwertungserwartungen. Diese Erwartungen führen dazu, daß sich die Währung schon heute verbilligt. Gleichzeitig haben die Abwertungserwartungen negative Folgen für die Aktienkurse entsprechend den Ausführungen zur Vermögenstheorie.

### 3. VAR-Schätzmethoden

Aufgrund dieser Zusammenhänge und aufgrund der Tatsache, daß die theoretischen Ansätze nicht immer zu eindeutigen Ergebnissen kommen, scheint es sinnvoll, entsprechende Zeitreihen empirisch zu untersuchen. Ein geeignetes Instrumentarium ist im Rahmen vektorautoregressiver Prozesse verfügbar. Die Vorteile dieses Ansatzes liegen darin, daß kein explizites ökonomisches Modell notwendig ist, alle Variablen a priori als endogen angenommen werden und außer einer Stationaritätsannahme hinsichtlich der verwendeten Zeitreihen keine Restriktionen zu beachten sind.

Vektorautoregressive Prozesse werden dort angewendet, wo zwischen vergangenen, gegenwärtigen und zukünftigen Werten ökonomischer Variablen ein Zusammenhang vermutet wird. Die zukünftige Entwicklung der Variablen ist dann anhand vergangenen und gegenwärtigen Werten mit einem vektorautoregressiven Prozeß beschreibbar. Vektorautoregressive Methoden werden deshalb für Prognosezwecke

eingesetzt. Mit ihnen läßt sich aber auch anhand einer Impuls/ Antwort-Analyse die Struktur eines Modells untersuchen, worauf im empirischen Teil der Schwerpunkt liegt.

Um die Genauigkeit der Schätzer zu erhöhen, wird hier ein Subset-VAR-Modell geschätzt, das i.a. im Vergleich zu einem unrestringierten VAR-Modell sparsamer parametrisiert ist. Ein Subset-VAR-Modell wird gewonnen, indem mit einem geeigneten Verfahren die Koeffizienten des unrestringierten VAR-Modells dahingehend untersucht werden, ob sie auf Null gesetzt werden können (Lütkepohl, Schlote 1988). Untersuchungen zum Aktienmarkt bei Lütkepohl, Schlote zeigen, daß die Zusammenhänge unabhängig vom verwendeten Auswahlkriterium bei dem Koeffizientenauswahlverfahren bestehen. Deshalb wird hier ausschließlich das HQ-Kriterium benutzt, das bezüglich seiner "Auswahlhärte" zwischen AIC- und SC-Kriterium liegt.

Das so erhaltene, sparsam parametrisierte Modell erlaubt es auch, mit den Koeffizienten der Impuls/Antwort-Analyse Kausalitäts-Test zwischen zwei Variablen in Systemen mit mehr als zwei Zeitreihen durchzuführen (Lütkepohl 1988b). Diesem Aspekt soll hier nur insofern nachgegangen werden als das leere Felder bzw. Antworten (response), deren Konfidenzintervall die Null einschließt (Irrtumswahrscheinlichkeit 5 vH), in den Schaubildern der Impuls-/Antwort-Folgen als Nicht-Kausalität von der Innovationsvariablen auf die Antwortvariable interpretiert werden können.

Die Modelle 4.6.1. und 4.6.2. werden zusätzlich in den Niveaus der logarithmierten Variablen geschätzt. Es interessiert dabei, ob die Ergebnisse der Impuls/Antwort-Analyse bei Verwendung der logarithmierten Niveaus der Zeitreihen (einfache Multiplikatoren) und bei Verwendung der 1. Differenzen der logarithmierten Niveaus der Zeitreihen (akkumulierte Multiplikatoren) empirisch in etwa äquivalent sind (Lütkepohl, Schlote 1988, S. 8). Bei diesen Modellen wird auch eine Prognosefehlervarianzzerlegung vorgenommen (vgl. zur Methode und den Schätzern der Prognosefehlervarianzzerlegung Lütkepohl 1988a).

Die Residuen der geschätzten Modelle werden mit einem multivariaten korrigierten Portmanteau-Test auf weißes Rauschen geprüft (siehe den Verweis in Lütkepohl, Schlote 1988, S. 8), wobei die Anzahl der Freiheitsgrade der Anzahl der geschätzten Koeffizienten im Subset-VAR-Modell angepaßt ist.

Die Theorie der statistischen Methoden und die Herleitung der in den Verfahren verwendeten Schätzer soll nicht erläutert werden, da hier die Anwendung im Vordergrund steht. Im Anhang wird der Ansatz vektorautoregressiver Prozesse mit Blick auf die Impuls/Antwort-Analyse kurz beschrieben.

#### 4. Empirische Analyse

##### 4.1. Daten und Untersuchungszeitraum

- prod = Nettoproduktion des Produzierenden Gewerbes (Produktion)
- $M1^r$  = Geldmenge  $M1$ , saisonbereinigt
- $s_{ger}^r$  = Gesamtindex deutscher Aktienkurse (Aktienmarkt)
- $f^r$  = Veränderung des Aktienbestandes ausländischer Investoren bewertet zu Transaktionspreisen (Ausländer)
- $s_{us}^{DM^r}$  = Index für den amerikanischen Aktienmarkt, S&P 500, multipliziert mit dem Preis der amerikanischen Devisen, D-Mark pro US-Dollar.
- $3-m-i^r$  = Satz für Dreimonatsgeld am Frankfurter Bankplatz (Zins).

Die Zeitreihen liegen seit 1960 als Monatsdaten vor, die Produktion jedoch erst ab Januar 1962. Außer der Produktion werden die Zeitreihen mit einem saisonbereinigten Verbrauchspreisindex deflationiert. Damit wird den Argumenten von Peek, Rosengren (1988, S. 39) entsprochen, nur reale Größen zu verwenden. Die Saisonbereinigung wurde am Institut für Weltwirtschaft mit dem Verfahren ASAI12 durchgeführt. Bis auf  $s_{us}^{DM^r}$  (Main Economic Indicators, OECD) sind die Zeitreihen den Veröffentlichungen der Bundesbank entnommen.

Für die Untersuchungen in den Perioden fester und flexibler Wechselkurse werden die Zeitreihen 1973 geteilt: Februar 1973 ist die letzte Beobachtung bei festen Wechselkursen, April 1973 ist die erste Beobachtung bei flexiblen Wechselkursen. Die letzte Beobachtung bei flexiblen Wechselkursen ist Juni 1987, der Börsenkrach (Oktober 1987) ist also ausgeschlossen. Um für die Schätzungen der Modelle möglichst viele Beobachtungen zu haben, werden die maximalen Zeiträume ausgeschöpft. Da entsprechend der Modellordnung Vorstichprobenwerte bereitgestellt werden müssen, wird der Stichprobenbeginn so gewählt, daß der erste Vorstichprobenwert mit dem ersten Wert der Zeitreihe zusammenfällt. Bei Verwendung der ersten Differenzen der Logarithmen der Zeitreihen fällt der erste Stichprobenwert aus. Die Stichprobenanfänge werden entsprechend angepaßt. Die Beobachtungen der Modelle, die die Produktion mit einschließen, fangen 1962 an. Neben den Subperioden fester und flexibler Wechselkurse wird auch jeweils ein Modell für den gesamten Untersuchungszeitraum geschätzt, um zusätzliche Anhaltspunkte für die Interpretation der Ergebnisse zu erhalten.

#### 4.2. Aktienkurse und Produktion

Die empirischen Untersuchungen werden mit einem Modell ( $s_{ger}^r$ , prod)<sup>1</sup> der Ordnung 12 durchgeführt, so daß Zusammenhänge mit einer Verzögerung bis zu einem Jahr entdeckt werden können. Es wurden die Zeiträume fester und flexibler Wechselkurse untersucht. Für die Zeit fester Wechselkurse bestätigt sich der Verlauf des Aktienmarktes gegenüber der wirtschaftlichen Aktivität. Nach einem Aktienkursanstieg erhöht sich die Produktion nach 3 und nochmals nach 7 Monaten (Schaubild 1). Ein Impuls in der Produktion läßt die Aktienkurse in den folgenden 2 Monaten ansteigen. Offensichtlich kommen darin Entwicklungen bei der Produktion zum Ausdruck, die am Aktienmarkt nicht erwartet wurden.

---

<sup>1</sup> Verwendete Zeitreihen und Reihenfolge, in der diese in das Modell eingehen.

Die Vorzeichen der jeweiligen Reaktionen sind plausibel und signifikant. Die Residuen des Modells sind gemäß eines korrigierten Portmanteau-Tests bei Lag 36 unverzerrt. Für die Zeit flexibler Wechselkurse ergeben sich, was einen Impuls des Aktienmarktes angeht, qualitativ gleiche Ergebnisse. Allerdings reagiert die Produktion erst nach 9 Monaten. Ein Impuls in der Produktion hat nunmehr keine Reaktion seitens des Aktienmarktes zur Folge. Beides scheint dafür zu sprechen, daß sich die Prognosequalität des Aktienmarktes verbessert hat. Die Residuen des Modells der Ordnung 12 sind verzerrt. Deshalb wird auch ein Modell der Ordnung 18 geschätzt. Die Residuen sind nunmehr unverzerrt, die Ergebnisse der Impuls/Antwort-Analyse weichen von denen des kleineren Modells qualitativ nicht ab. Ein Modell für den gesamten Zeitraum weist den Vorlauf des Aktienmarktes ebenfalls aus.

#### 4.3. Aktienkurse und reale Geldmenge

Der reale Aktienkursindex und die reale Geldmenge werden mit einem Modell ( $M1^r, s_{ger}^r$ ) der Ordnung 3 untersucht. Für die Zeit fester Wechselkurse ergibt sich, daß die realen Aktienkurse auf einen Impuls in der realen Geldmenge wie erwartet positiv reagieren; der Effekt ist jedoch nicht signifikant (Schaubild 2). Umgekehrt reagiert die Geldmenge auf eine Innovation der Aktien nicht. Im Zeitraum flexibler Wechselkurse werden die Wirkungen einer Geldmengeninnovation qualitativ bestätigt. Interessant ist, daß nunmehr die reale Geldmenge nach einem Impuls des realen Aktienindex mit einer Verzögerung von 3 Perioden ansteigt, wobei die Multiplikatoren signifikant sind. Dies deutet darauf hin, daß die Geldpolitik auf einen überraschenden Anstieg des realen Aktienkursindex verzögert mit einer Ausweitung der realen Geldmenge reagiert. Plausibel erscheint auch, daß eine expansive Geldpolitik am Aktienmarkt antizipiert wird und entsprechend zu einem Anstieg der Kurse führt. Die Residuen sind für beide Subperioden bei Lag 36 und 24 unverzerrt. Die Schätzungen für den gesamten Zeitraum stützen die Ergebnisse für die Periode flexibler Wechselkurse, allerdings sind die Residuen verzerrt. Insgesamt gibt es eher für die Zeit flexibler Wechselkurse empirische

Hinweise auf einen Effekt der realen Geldmenge.

#### 4.4. Aktienkurse, reale Geldmenge und Produktion

Es erscheint plausibel, daß Geldmengen- und Produktionsentwicklungen nicht unabhängig voneinander sind. Es ist vielmehr zu erwarten, daß überraschende Geldmengenänderungen via dem Effekt der realen Geldmenge, wie oben angesprochen, Wirkungen auf die Produktion haben. So wird eine expansive Geldpolitik zeitverzögert die Produktion stimulieren.

Es interessiert nun, ob die Ergebnisse der bivariaten Modelle (4.2., 4.3.) in einem drei-dimensionalen System ( $M1^r$ ,  $s_{ger}^r$ , prod) bestätigt werden. Die Zeitreihen gehen erst ab 1962 in die Modelle ein, da vorher keine Monatsdaten für die Produktion vorliegen. In der Zeit fester Wechselkurse ist eine Innovation in  $M1^r$  positiv (nicht signifikant) für den Aktienmarkt (Schaubild 3). Der Aktienmarkt hat wiederum einen Vorlauf vor der Produktion. Weiter zeigt sich, daß eine Innovation in  $M1^r$  nach acht Monaten einen positiven (signifikant) Effekt auf die Produktion hat. Bei flexiblen Wechselkursen rufen ein Impuls in  $M1^r$  weder auf dem Aktienmarkt noch bei der Produktion qualitative plausible Reaktionen (nicht signifikant) hervor. Auch wird die positive Reaktion von  $M1^r$  auf eine Innovation des Aktienmarktes nicht bestätigt. Dagegen erhält die Frühindikatorfunktion des Aktienmarktes mit Blick auf die Produktion wiederum empirischen Rückhalt.

Sowohl der Effekt der realen Geldmenge (Aktienmarkt, Produktion) als auch der Vorlauf des Aktienmarktes gegenüber der Produktion treten bei Zugrundelegung des gesamten Zeitraumes hervor. Daß die Produktion auf einen Impuls sowohl der  $M1^r$  des Aktienmarktes mit 3 Quartalen Verzögerung positiv reagiert, liefert einen indirekten Hinweis auf den Gleichlauf von realer Geldmenge und Aktienmarkt. Die Residuen sind in den Subperioden fester und flexibler Wechselkurse und in der gesamten Periode unverzerrt. Insgesamt spricht die empirische Evidenz eher für eine intakte Frühindika-

torfunktion des Aktienmarktes als für den Effekt der realen Geldmenge insbesondere bei Berücksichtigung der Ergebnisse für die Zeit flexibler Wechselkurse. Die Resultate des gesamten Zeitraumes sind vermutlich auf die stärkeren Zusammenhänge während der Zeit fester Wechselkurse zurückzuführen.

#### 4.5. Aktienkurse, reale Geldmenge und Vermögensnachfrage

Zum Nachweis des Effektes der realen Geldmenge, des Einflusses des amerikanischen Aktienmarktes sowie einer alternativen inländischen Anlageform, werden die entsprechenden Zeitreihen ( $s_{us}^{DM^r}$ ,  $M1^r$ ,  $3-m-i^r$ ,  $s_{ger}^r$ ) in einem 4-dimensionalen Modell der Ordnung 3 für die Perioden fester und flexibler Wechselkurse untersucht. Da der amerikanische Aktienindex mit dem DM/\$-Wechselkurs in D-Mark umgerechnet wurde, werden hier auch die Wechselkurseinflüsse erfaßt.

Für den Zeitraum fester Wechselkurse zeigt sich, daß der deutsche Aktienmarkt nach einer Innovation im amerikanischen signifikant ansteigt (Schaubild 4). Eine Innovation der Geldmenge und des Zinses haben jeweils einen Fall des Aktienmarktes (beide nicht signifikant) zur Folge. Ein qualitativ ähnliches Ergebnis ergibt sich bei flexiblen Wechselkursen. Eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes ist nach der zweiten Periode allerdings nicht mehr signifikant positiv für den deutschen Markt. Eine Innovation des Zinses ist nach der ersten Periode signifikant negativ für den Aktienmarkt. Ein Impuls der realen Geldmenge hat die erwartete positive (nicht signifikant) Reaktion des Aktienmarktes zur Folge. Ein korrigierter Portmanteau-Test weist die Residuen beider Perioden bei Lag 24 und 36 als unverzerrt aus. Ein Modell, das beide Subperioden enthält, bestätigt qualitativ deren Ergebnisse. Die Residuen sind allerdings verzerrt.

Insgesamt bewirkt eine Innovation im amerikanischen Aktienindex eine Erhöhung des realen deutschen Aktienindex, wobei der Zusammenhang für die ersten Perioden durchweg signifikant ist. Eine Innovation im Realzins ist negativ für den Aktienmarkt. Ob der

Realzins dabei als restriktive Geldpolitik oder als alternative Anlage zum Aktienmarkt interpretiert wird, ist dabei unerheblich, zumal sich beide Auslegungen nicht widersprechen. Die qualitativen Effekte eines Impulses der realen Geldmenge sind wie schon in den vorangegangenen Modellen nicht eindeutig.

#### 4.6. Aktienkurse und Vermögensnachfrage

##### 4.6.1. Alternative ausländische Anlage

Der Einfluß einer alternativen ausländischen Anlage auf dem deutschen Aktienmarkt wird mit einem Modell ( $s_{us}^{DM^r}$ ,  $f^r$ ,  $s_{ger}^r$ ) der Ordnung 6 untersucht. Als Proxy für eine alternative ausländische Anlage wird der amerikanische Aktienmarkt ( $s_{us}^{DM^r}$ ) verwendet. Neben den Variablen  $s_{us}^{DM^r}$ ,  $s_{ger}^r$  werden ausländische Investoren ( $f^r$ ) in das Modell aufgenommen. Bei festen Wechselkursen hat eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes einen signifikant positiven Effekt auf den deutschen Aktienmarkt (Schaubild 5). Eine Innovation der ausländischen Investoren ist für den deutschen Markt positiv (nicht signifikant). Die Bedeutung des amerikanischen Aktienmarktes wird durch eine Zerlegung der Prognosefehlervarianz des deutschen Aktienmarktes unterstrichen (Tabelle 1). So hat eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes nach 12 Monaten einen Anteil von 17,9 vH (signifikant) an der Prognosefehlervarianz des deutschen, eine Innovation der ausländischen Investoren hat dagegen nur einen Anteil von 4,7 vH (nicht signifikant). Das gleiche Modell wurde auch mit den Niveaus der logarithmierten Variablen geschätzt. Die Ergebnisse der Impuls/Antwort-Analyse bei Verwendung der ersten Differenzen der Logarithmen werden weitgehend bestätigt (Schaubild 6). Der Anteil, den eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes an der Prognosefehlervarianz des deutschen hat, erhöht sich nach 12 Perioden auf 24,2 vH, der Anteil der ausländischen Investoren verringert sich auf 1,4 vH (Tabelle 2). Der überwiegende Anteil bei der Prognosefehlervarianz erklärt sich in beiden Modellen aus Schocks am deutschen Aktienmarkt selbst. Die Residuen sind in beiden Modellen gemäß eines korrigierten Portmanteau-Tests bei Lag 24 und 36 unverzerrt.

Bei flexiblen Wechselkursen hat eine Innovation im amerikanischen Aktienmarkt einen signifikant positiven Effekt auf den deutschen Markt in den Perioden 0-2. Danach behält der Effekt das positive Vorzeichen, ist aber nicht signifikant. Eine Innovation der ausländischen Investoren hat ebenfalls einen positiven Effekt auf den deutschen Markt. Dieser ist in der Periode 0 und ab der Periode 9 signifikant. Die Prognosefehlervarianzzerlegung ergibt, daß der Anteil am Fehler in der Vorhersage des deutschen Aktienmarktes nach 12 Perioden zu 8,0 vH von einer Innovation im amerikanischen Markt und zu 12,3 vH von einer Innovation der ausländischen Investoren bestimmt wird. Diese Ergebnisse werden qualitativ erhärtet, wenn die Niveaus der logarithmierten Variablen zur Analyse herangezogen werden. Die Prognosefehlervarianzzerlegung zeigt dann, daß der Anteil am Fehler in der Vorhersage des deutschen Marktes nach 12 Perioden zu 10,1 vH von einer Innovation des amerikanischen und zu 7,4 vH von einer Innovation der ausländischen Investoren erklärt wird. Die Residuen sind gemäß eines korrigierten Portmanteau-Tests bei Lag 24 und 36 bei Verwendung der 1. Differenzen der Logarithmen und der Logarithmen der Zeitreihen unverzerrt.

Ein Vergleich der Ergebnisse bei festen und flexiblen Wechselkursen zeigt sowohl bei Zugrundelegung der 1. Differenzen der Logarithmen als auch der Niveaus der Logarithmen der Variablen, daß der Einfluß des amerikanischen Aktienmarktes bei flexiblen Wechselkursen abgenommen und der Einfluß der ausländischen Investoren zugenommen hat. Der Anteil, den beide Variablen zusammen an der Prognosefehlervarianz des deutschen Aktienmarktes erklären, ändert sich jedoch nur wenig. Der überwiegende Anteil an der Fehlervarianz ist in beiden Perioden auf den Aktienmarkt selbst zurückzuführen.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse, daß sowohl bei festen als auch bei flexiblen Wechselkursen ein positiver Zusammenhang zwischen erstens dem amerikanischen und deutschen Aktienmarkt und zweitens zwischen ausländischen Investoren und deutschem Markt besteht.

Im Modell für den gesamten Zeitraum sind die Reaktionen des deutschen Aktienmarktes sowohl auf eine Innovation des amerikanischen als auch auf eine Innovation der Ausländer positiv. In beiden Fällen sind die Reaktionen in den ersten drei Monaten signifikant, danach gilt dies nur noch für Antworten auf eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes. Diese Ergebnisse werden bei Verwendung der logarithmierten Zeitreihen bestätigt.

#### 4.6.2. Alternative in- und ausländische Anlage

Das vorangegangene Modell (vgl. 4.6.1.) wird um den inländischen Zins ( $3-m-i^r$ ) erweitert. Dieser dient als Proxy für eine alternative inländische Anlage. Damit ist die Möglichkeit gegeben, die Einflüsse zweier alternativer Anlagen - ausländischer Aktienmarkt und inländischer Rentenmarkt - auf den deutschen Aktienmarkt zu untersuchen. Die vier Zeitreihen ( $s_{us}^{DMr}$ ,  $f^r$ ,  $3-m-i^r$ ,  $s_{ger}^r$ ) werden mit einem Modell der Ordnung 3 analysiert.

Bei festen Wechselkursen hat eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes einen signifikant positiven Einfluß auf den deutschen (Schaubild 7). Eine Innovation der ausländischen Investoren hat während der Perioden 0-7 eine positive, danach negative Reaktion des deutschen Aktienmarkts zur Folge, die allerdings nicht signifikant ist. Eine Innovation des Zinses hat einen negativen, nicht signifikanten Effekt auf den deutschen Aktienmarkt. Die Ergebnisse einer Prognosefehlervarianzzerlegung zeigen, daß nach 12 Perioden ein Anteil von 15,3 vH auf eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes zurückzuführen ist, und 4,9 bzw. 1,1 vH (beides nicht signifikant) auf die ausländischen Investoren bzw. den Zins (Tabelle 3). Fast 80 vH der Prognosefehlervarianz sind auf eine Innovation des deutschen Aktienmarktes selbst zurückzuführen. Qualitativ ähnliche Resultate ergeben sich, wenn anstatt der ersten Differenzen die Niveaus der logarithmierten Zeitreihen verwendet werden (Schaubild 8, Tabelle 4). In beiden Modellen sind die Residuen verzerrt. Der Grund dürfte in der Zeitreihe des Zinses liegen, die in der ersten Hälfte der 60er Jahre einen regelmäßigen Ausschlag für den Dezemberwert aufweist.

Bei flexiblen Wechselkursen ist eine Innovation sowohl des amerikanischen Aktienmarktes als auch der ausländischen Investoren in den Perioden 0-2 bzw. 0-3 signifikant positiv für den deutschen Markt. Auf eine Innovation des Zinses reagiert der Aktienmarkt mit Kursverlusten. Dieser Effekt ist ab der 2. Periode signifikant. Nach 12 Monaten ist die Prognosefehlervarianz des deutschen Aktienmarktes zu 8,7 vH auf den amerikanischen Aktienmarkt, zu 8,5 vH auf ausländische Investoren, zu 5,4 vH auf den Zins und zu 77,3 vH auf eine Innovation des Aktienmarktes selbst zurückzuführen. Die Anteile der beeinflussenden Variablen sind nicht signifikant. Die Ergebnisse der Impuls/Antwort-Analyse werden bei Verwendung von Niveaus der logarithmierten Variablen weitgehend bestätigt, die Reaktion des deutschen Aktienmarktes auf einen Impuls des amerikanischen bleibt auch nach Periode 2 signifikant. Die Analyse der Prognosefehlervarianzzerlegung zeigt, daß der Anteil einer Innovation der ausländischen Investoren nach einer Periode mit 9,9 vH am höchsten ist. Der Anteil der Ausländer nimmt danach stetig ab. Für den amerikanischen Aktienmarkt und den Zins gilt das Gegenteil. Ihr Anteil an der Prognosefehlervarianz des deutschen Aktienmarktes nimmt ständig zu. Er beträgt nach 12 Perioden 17,2 vH bzw. 17,8 vH. Für den deutschen Aktienmarkt verbleiben nach 12 Perioden 57,1 vH. Wiederum sind die Einflüsse der Variablen nicht signifikant. Die Residuen sind bei beiden Modellen gemäß eines korrigierten Portmanteaus-Tests bei lag 24 und 36 unverzerrt.

Die Anteile der beeinflussenden Variablen an der Prognosefehlervarianz des deutschen Aktienmarktes sind bei Verwendung der logarithmierten Niveaus der Zeitreihen wesentlich höher als bei Verwendung der ersten Differenzen der Logarithmen. Interessant ist auch, daß sich bei den logarithmierten Niveaus der Zeitreihen die Anteile vom amerikanischen Aktienmarkt und Zins mit zunehmender Dauer ständig erhöhen, während der Anteil der Ausländer abnimmt. Darin könnte zum Ausdruck kommen, daß die Niveaus des amerikanischen Aktienmarktes und des Zinses sowie des deutschen Aktienmarktes nicht unabhängig voneinander sind und nach einem Schock die Tendenz haben, sich mit zunehmender Zeit aufeinander zuzubewegen. Der Einfluß der Ausländer ist dagegen nur kurzfristig von Bedeutung.

Ein Vergleich der Ergebnisse beider Perioden zeigt, daß der Einfluß des amerikanischen Aktienmarktes in der Periode flexibler Wechselkurse abgenommen hat, der Einfluß ausländischer Investoren und der des Zinses dagegen zugenommen hat. Dies gilt für das Modell mit den 1. Differenzen der Logarithmen der Zeitreihen. Bei Verwendung der Niveaus der Zeitreihen ergibt sich, daß in der Periode flexibler Wechselkurse die ausländischen Investoren kurzfristig einen Einfluß ausüben, der aber mit zunehmender Dauer an Wirkung verliert. Umgekehrt ist der Einfluß des amerikanischen Aktienmarktes zu beurteilen. Die Ergebnisse zeigen weiter, daß in beiden Perioden eine Innovation des amerikanischen Aktienmarktes, umgerechnet in D-Mark, eine positive Reaktion des deutschen zur Folge hat. Der deutsche Aktienmarkt entwickelt sich wertmäßig also eher gleichgerichtet zur alternativen ausländischen Anlage und nicht entgegengesetzt, wie es die Überlegungen gemäß (4) implizieren. Eine Innovation des inländischen Zinses ist negativ für den deutschen Aktienmarkt. Allerdings deutet auch dieses Resultat auf eine gleichgerichtete Entwicklung alternativer inländischer Vermögenswerte hin. Denn ein höherer Zins geht mit fallenden Preisen inländischer Renten einher. Die Kurswerte inländischer Aktien und Renten bewegen sich also in die gleiche Richtung. In dem Modell für den gesamten Zeitraum werden sowohl bei Zugrundelegung der ersten Differenzen der logarithmierten Zeitreihen als auch bei Verwendung der logarithmierten Niveaus die Ergebnisse der Subperioden, die ja ohnehin vereinbar waren, bestätigt. Die Zeitreihen ( $s_{us}^{DM^r}$ ,  $f^r$ ,  $3-m-i^r$ ) dürften somit wichtige Einflußfaktoren des deutschen Aktienmarktes sein.

## 5. Zusammenfassung und Ausblick

Die Ergebnisse zeigen, daß der Aktienmarkt ein Frühindikator für die Produktionsentwicklung in den Perioden fester und flexibler Wechselkurse und für den gesamten Zeitraum ist. Nach einem unerwarteten Anstieg des realen Aktienindex folgt etwa drei Quartale später ein Anstieg der Produktion. Der Effekt der realen Geldmenge läßt sich für die Teilperioden in den verschiedenen Modellen nicht einheitlich nachweisen. Bei Zugrundelegung des gesamten Zeitraums erfolgt auf eine Innovation der realen Geldmenge stets eine positive Reaktion des Aktienmarktes. Eine Innovation des Realzinses hat keinen Anstieg des Aktienmarktes gemäß (2) zur Folge. Das mag daran liegen, daß der reale Geldmarktzins eine ungeeignete Proxy für den Realzins ist. Interpretiert man den realen Geldmarktzins als Indikator für die Geldpolitik, so stützen die Ergebnisse den Effekt der realen Geldmenge. Denn auf eine überraschend kontraktive Geldpolitik (steigender Zins) reagieren die Aktienkurse mit einer Abschwächung.

Auf eine Innovation des realen amerikanischen Aktienindex in D-Mark gerechnet antwortet der reale deutsche Aktienindex mit einem Anstieg; allerdings scheint dieser Zusammenhang in der Zeit flexibler Wechselkurse schwächer geworden zu sein. Die gleichgerichtete Reaktion steht im Widerspruch zu (4) und spricht eher dafür, daß die Niveaus des amerikanischen und deutschen Aktienmarktindex bewertet in einer gemeinsamen Währung nicht unabhängig voneinander sind, sondern in die gleiche Richtung tendieren. Ein Einfluß ausländischer Investoren läßt sich in der Periode flexibler Wechselkurse besser nachweisen, ein überraschender Anstieg ausländischer Nachfrage führt zu einem höheren Aktienindex.

Die Ergebnisse der Impuls/Antwort-Analysen zeigen ferner, daß unerwartete Innovationen in den hier untersuchten Einflußfaktoren des Aktienmarktes vor allem in der Periode Null, also zeitgleich, und in den folgenden drei Monaten Reaktionen des Aktienmarktes hervorrufen. Es lassen sich also keine Reaktionen nachweisen, die mit wesentlicher Verspätung einträten und die ausnutzbar wären. Auch die Prognosefehlervarianzzerlegung deutet in diese Richtung,

denn der Anteil an der Prognosefehlervarianz, der nicht vom Aktienmarkt selbst erklärt wird, ändert sich im Zeitverlauf kaum. Der Aktienmarkt verarbeitet neue Informationen also sehr rasch.

Für weitere Untersuchungen wäre es wünschenswert, alle Zeitreihen gemeinsam in ein Modell aufzunehmen, das time lags bis zu 18 Monaten haben sollte, um unter diesen Bedingungen auch die Frühindikatorfunktionen des Aktienmarktes für die Produktion testen zu können. Außerdem sollten weitere Zeitreihen getestet werden. Die relevanten Zeitreihen lassen sich durch "simple and intuitive financial theory" (Chen, Roll, Ross 1986, S. 402) ermitteln. Eine weitere Möglichkeit besteht darin, solche Zeitreihen zu nehmen, die sich in anderen Untersuchungen als wichtig herausgestellt haben (Beenstock, Chan 1988, S. 34 f.).

Die Überlegungen gehen dahin, auf diese Weise die systematischen Faktoren des Aktienmarktes herauszufinden. Unerwartete Impulse in diesen Faktoren sollten den Aktienmarkt beeinflussen; dies könnte im Rahmen einer Impuls/Antwort-Analyse - wie hier geschehen - untersucht werden. Idealerweise ließen sich die so gewonnenen Ergebnisse als Test der Arbitrage Pricing Theory (APT) interpretieren. Die Impuls/Antwort-Analysen würden die systematischen Einflußfaktoren, um deren Nachweis es bei Tests der APT geht, identifizieren.

Anhang

Statistisches Instrumentarium<sup>1</sup>

Sei  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$  ein  $K$ -dimensionaler, mittelwertbereinigter VAR(p)-Prozeß, so daß

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (1)$$

wobei die  $A_i$ 's ( $K \times K$ ) Koeffizienten-Matrizen sind,

$$\det(I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p) \neq 0 \text{ für } |z| \leq 1,$$

und  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$  ein  $K$ -dimensionales Weißes Rauschen mit  $E(u_t) = 0$  und positiv definiten Kovarianz-Matrizen  $\Sigma_u = E(u_t u_t')$  darstellt.

Der VAR(p)-Prozeß (1) hat die moving average (MA)-Darstellung (2):

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i u_{t-i}, \quad (2)$$

wobei  $\phi_0 = I_K$  eine ( $K \times K$ ) Einheitsmatrix ist und

$$\phi_i = \sum_{j=1}^i \phi_{i-j} A_j, \quad i = 1, 2, \dots$$

mit  $A_j = 0$  für  $j > p$ .

Der MA-Prozeß (2) wird für die Impuls/Antwort-Analyse leicht modifiziert, um auch zeitgleiche Einflüsse zwischen den Variablen in  $t=0$  zuzulassen.

$$\begin{aligned} y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i^{PP} \bar{u}_{t-i} \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i^w w_{t-i}, \end{aligned} \quad (3)$$

---

<sup>1</sup> Die folgenden Ausführungen sind aus Lütkepohl 1987 und 1988a entnommen.

wobei  $Z_u = PP'$ ,  $\theta_i = \phi_i P$  und

$w_t = P^{-1}u_t$  mit der Kovarianz-Matrix

$$Z_w = P^{-1} Z_u (P^{-1})' = I_K.$$

Da die Komponenten des Weißen Rauschens  $w_t$  unkorreliert sind, werden sie auch als orthogonalisierte Residuen oder Impulse bezeichnet.

Die Elemente der  $\theta_i$  stellen die Antwort des Systems auf Impulse seiner Variablen dar. Bei geeigneter Skalierung haben die Impulse die Größe einer Standardabweichung. Das  $jk$ -te Element in  $\theta_i$  ist die Antwort der Variablen  $j$  auf einen Impuls der  $K$ -ten Variablen, der vor  $i$ -Perioden passierte. Die MA-Darstellung (3) erlaubt im Gegensatz zu (2), daß eine Innovation in der  $K-1$ -te Variable einen unverzögerten Einfluß auf die ersten  $K-2$  Variablen hat; angesichts der Schnellebigkeit der Finanzmärkte eine willkommene Eigenschaft. Allerdings kommt der Reihenfolge, in der die Variablen in (3) eingehen, eine entscheidende Rolle zu. Um eine geeignete Reihenfolge herauszufinden, müssen ökonomische Überlegungen hinzugezogen werden, denn statistische Mittel helfen nicht weiter. Die Teil- und Gesamteffekte von Impulsen werden mit

$$\sum_{i=0}^n \theta_i \text{ und } \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i \text{ erfaßt.}$$

Für die Komponenten von (3) sind geeignete Schätzer vorhanden. Da die asymptotische Verteilung der  $\theta_i$  bekannt ist, läßt sich deren Kovarianz-Matrix schätzen.

Die graphische Darstellung der Impuls/Antwort-Analyse schließt deshalb das Intervall  $\pm 2$  Standardabweichungen ein, welches zugleich ein Signifikanztest bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH ist.

Literaturverzeichnis:

- Barro, Robert J., *Macroeconomics*, 2nd Edition, New York 1987.
- Beenstock, Michael, Kam-Fai Chan, *Economic Forces in the London Stock Market*, *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, Vol. 50, No. 1, 1988, S. 27-39.
- Dwyer, Gerald P., Jr., R.W. Hafer, *Are National Stock Markets Linked?*, *Review*, The Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 70, No. 6, November/December 1988, S. 3-14.
- Lütkepohl, Helmut, *Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decompositions of Vector Autoregressive Models*, *Arbeiten aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Christian-Albrechts-Universität Kiel*, Nr. 42, 1988a.
- Lütkepohl, Helmut, *Forecasting and Economic Analysis with Vector Autoregression*. Kiel 1987, unveröff. Skript.
- Lütkepohl, Helmut, *Testing for Causation Between Two Variables In Higher Dimensional VAR Models*, unveröff. Skript, Kiel 1988b.
- Lütkepohl, Helmut, Klaus Wilhelm Schlote, *Public Opinion on the Determinants of the Aggregate German Stock Market*, *Arbeiten aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Christian-Albrechts-Universität Kiel*, Nr. 45, 1988.
- Mishkin, Frederic S., *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, 1986, S. 91-98, S. 636-654.
- Nai-Fü-Chen, Richard Roll, Stephen A. Ross, *Economic Forces and the Stock Market*. *The Journal of Business*, Vol. 59, 1986, No. 3, S. 383-403.
- Peek, Joe, Eric S. Rosengren, *The Stock Market and Economic Activity*, *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, May/June 1988, S. 39-49.
- Shapiro, Matthew D., *The Stabilization of the U.S. Economy: Evidence from the Stock Market*, *American Economic Review*, Vol. 78, 1988, No. 5, S. 1067-1079.
- Shiller, Robert J., *Theories of aggregate stock price movements*, *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 10, Winter 1984, S. 28.37.

Tabelle 1 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.1. mit  
1. Differenzen der Logarithmen  
Anteil der Prognosefehlervarianz in  $s_{ger}^r$  nach  
h-Prognoseperioden verursacht durch eine Innovation  
in

h	$s_{usDM}^r$	$f^r$	$s_{ger}^r$
feste Wechselkurse			
1	0,148 (0,080) <sup>1</sup>	0,006 (0,017)	0,847 (0,080)
2	0,148 (0,080)	0,006 (0,017)	0,847 (0,086)
3	0,148 (0,080)	0,006 (0,017)	0,847 (0,088)
4	0,148 (0,080)	0,006 (0,017)	0,847 (0,089)
5	0,172 (0,080)	0,025 (0,023)	0,803 (0,084)
6	0,180 (0,083)	0,036 (0,028)	0,784 (0,084)
7	0,180 (0,083)	0,041 (0,032)	0,779 (0,085)
8	0,179 (0,083)	0,043 (0,033)	0,778 (0,085)
9	0,179 (0,082)	0,044 (0,034)	0,777 (0,085)
10	0,179 (0,082)	0,045 (0,035)	0,776 (0,085)
11	0,179 (0,082)	0,046 (0,036)	0,775 (0,084)
12	0,179 (0,082)	0,047 (0,038)	0,774 (0,084)
flexible Wechselkurse			
1	0,055 (0,050)	0,083 (0,060)	0,861 (0,073)
2	0,056 (0,050)	0,081 (0,053)	0,863 (0,076)
3	0,054 (0,049)	0,098 (0,057)	0,847 (0,078)
4	0,065 (0,043)	0,092 (0,053)	0,843 (0,080)
5	0,066 (0,043)	0,091 (0,051)	0,842 (0,086)
6	0,077 (0,045)	0,120 (0,057)	0,803 (0,085)
7	0,077 (0,045)	0,118 (0,056)	0,805 (0,081)
8	0,077 (0,044)	0,119 (0,057)	0,804 (0,080)
9	0,077 (0,045)	0,122 (0,057)	0,801 (0,080)
10	0,080 (0,045)	0,123 (0,057)	0,797 (0,081)
11	0,080 (0,045)	0,123 (0,057)	0,797 (0,081)
12	0,080 (0,045)	0,123 (0,057)	0,797 (0,082)
gesamter Zeitraum			
1	0,071 (0,040)	0,053 (0,035)	0,876 (0,050)
2	0,071 (0,040)	0,053 (0,035)	0,876 (0,055)
3	0,071 (0,040)	0,053 (0,035)	0,876 (0,057)
4	0,071 (0,040)	0,053 (0,035)	0,876 (0,057)
5	0,094 (0,041)	0,064 (0,034)	0,842 (0,055)
6	0,100 (0,043)	0,069 (0,035)	0,831 (0,054)
7	0,100 (0,043)	0,072 (0,036)	0,827 (0,054)
8	0,100 (0,043)	0,073 (0,036)	0,826 (0,054)
9	0,100 (0,043)	0,074 (0,036)	0,826 (0,054)
10	0,100 (0,043)	0,074 (0,037)	0,825 (0,054)
11	0,101 (0,043)	0,074 (0,037)	0,825 (0,054)
12	0,101 (0,043)	0,074 (0,037)	0,825 (0,054)

<sup>1</sup> Asymptotischer Standardfehler.

Tabelle 2 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.1. mit logarithmierten Zeitreihen  
Anteil der Prognosefehlervarianz in  $s_{ger}^r$  nach h-Prognoseperioden verursacht durch eine Innovation in

h	$s_{us}^{DM^r}$	$f^r$	$s_{ger}^r$
feste Wechselkurse			
1	0,129 (0,074) <sup>1</sup>	0,020 (0,032)	0,851 (0,078)
2	0,149 (0,079)	0,020 (0,031)	0,832 (0,099)
3	0,170 (0,087)	0,016 (0,028)	0,813 (0,123)
4	0,193 (0,098)	0,013 (0,024)	0,794 (0,143)
5	0,216 (0,112)	0,010 (0,019)	0,773 (0,160)
6	0,231 (0,126)	0,009 (0,014)	0,760 (0,175)
7	0,239 (0,137)	0,008 (0,011)	0,752 (0,190)
8	0,243 (0,146)	0,009 (0,010)	0,748 (0,206)
9	0,245 (0,154)	0,009 (0,010)	0,746 (0,220)
10	0,245 (0,161)	0,011 (0,013)	0,744 (0,232)
11	0,244 (0,166)	0,012 (0,016)	0,744 (0,244)
12	0,242 (0,170)	0,014 (0,020)	0,744 (0,254)
flexible Wechselkurse			
1	0,066 (0,054)	0,111 (0,068)	0,822 (0,080)
2	0,066 (0,054)	0,111 (0,068)	0,822 (0,096)
3	0,064 (0,054)	0,141 (0,077)	0,794 (0,116)
4	0,049 (0,046)	0,138 (0,080)	0,812 (0,132)
5	0,044 (0,044)	0,118 (0,076)	0,838 (0,151)
6	0,050 (0,050)	0,117 (0,079)	0,833 (0,167)
7	0,061 (0,058)	0,118 (0,082)	0,821 (0,181)
8	0,070 (0,065)	0,116 (0,084)	0,814 (0,192)
9	0,079 (0,072)	0,115 (0,086)	0,806 (0,202)
10	0,090 (0,080)	0,116 (0,087)	0,794 (0,209)
11	0,102 (0,088)	0,115 (0,089)	0,784 (0,216)
12	0,113 (0,095)	0,114 (0,089)	0,774 (0,222)
gesamter Zeitraum			
1	0,079 (0,042)	0,071 (0,039)	0,850 (0,053)
2	0,081 (0,042)	0,088 (0,044)	0,831 (0,068)
3	0,079 (0,042)	0,112 (0,053)	0,809 (0,084)
4	0,076 (0,043)	0,121 (0,058)	0,803 (0,095)
5	0,087 (0,049)	0,115 (0,060)	0,798 (0,103)
6	0,101 (0,056)	0,107 (0,060)	0,792 (0,110)
7	0,113 (0,063)	0,100 (0,059)	0,788 (0,115)
8	0,123 (0,070)	0,093 (0,058)	0,784 (0,121)
9	0,131 (0,075)	0,088 (0,058)	0,781 (0,126)
10	0,137 (0,080)	0,084 (0,057)	0,779 (0,131)
11	0,143 (0,085)	0,081 (0,057)	0,776 (0,136)
12	0,148 (0,089)	0,078 (0,056)	0,774 (0,142)

<sup>1</sup>Asymptotischer Standardfehler.

Tabelle 3 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.2. mit  
 1. Differenzen der Logarithmen  
 Anteil der Prognosefehlervarianz in  $s_{ger}^r$  nach  
 h-Prognoseperioden verursacht durch eine Innovation  
 in

h	$s_{us}^{DM^r}$	$f^r$	3-m-i <sup>r</sup>	$s_{ger}^r$
feste Wechselkurse				
1	0,156 (0,079) <sup>1</sup>	0,035 (0,041)	0,011 (0,023)	0,799 (0,085)
2	0,156 (0,080)	0,035 (0,041)	0,011 (0,023)	0,799 (0,093)
3	0,156 (0,080)	0,035 (0,041)	0,011 (0,023)	0,799 (0,098)
4	0,154 (0,079)	0,039 (0,041)	0,011 (0,023)	0,796 (0,099)
5	0,154 (0,079)	0,043 (0,041)	0,011 (0,023)	0,793 (0,099)
6	0,154 (0,079)	0,046 (0,042)	0,011 (0,023)	0,790 (0,098)
7	0,153 (0,079)	0,047 (0,043)	0,011 (0,023)	0,789 (0,098)
8	0,153 (0,079)	0,048 (0,044)	0,011 (0,023)	0,788 (0,098)
9	0,153 (0,079)	0,049 (0,044)	0,011 (0,023)	0,787 (0,098)
10	0,153 (0,079)	0,049 (0,044)	0,011 (0,023)	0,787 (0,098)
11	0,153 (0,078)	0,049 (0,044)	0,011 (0,023)	0,787 (0,098)
12	0,153 (0,078)	0,049 (0,044)	0,011 (0,023)	0,787 (0,098)
flexible Wechselkurse				
1	0,078 (0,057)	0,089 (0,061)	0,022 (0,032)	0,811 (0,080)
2	0,078 (0,057)	0,089 (0,061)	0,022 (0,032)	0,811 (0,083)
3	0,076 (0,056)	0,088 (0,060)	0,040 (0,037)	0,796 (0,082)
4	0,085 (0,052)	0,086 (0,059)	0,049 (0,043)	0,780 (0,081)
5	0,086 (0,051)	0,086 (0,059)	0,052 (0,045)	0,777 (0,082)
6	0,086 (0,051)	0,085 (0,059)	0,053 (0,046)	0,775 (0,082)
7	0,087 (0,051)	0,085 (0,059)	0,054 (0,047)	0,774 (0,082)
8	0,087 (0,051)	0,085 (0,059)	0,054 (0,047)	0,773 (0,082)
9	0,087 (0,051)	0,085 (0,059)	0,054 (0,047)	0,773 (0,082)
10	0,087 (0,051)	0,085 (0,059)	0,054 (0,047)	0,773 (0,082)
11	0,087 (0,051)	0,085 (0,059)	0,054 (0,047)	0,773 (0,082)
12	0,087 (0,051)	0,085 (0,059)	0,054 (0,047)	0,773 (0,082)
gesamter Zeitraum				
1	0,091 (0,044)	0,066 (0,038)	0,012 (0,017)	0,830 (0,055)
2	0,091 (0,044)	0,066 (0,038)	0,012 (0,017)	0,830 (0,060)
3	0,091 (0,044)	0,076 (0,040)	0,012 (0,017)	0,820 (0,062)
4	0,091 (0,044)	0,078 (0,040)	0,012 (0,017)	0,819 (0,062)
5	0,091 (0,044)	0,079 (0,040)	0,012 (0,017)	0,818 (0,062)
6	0,091 (0,044)	0,080 (0,040)	0,012 (0,017)	0,817 (0,062)

<sup>1</sup>Asymptotischer Standardfehler.

Tabelle 4 - Prognosefehlervarianzzerlegung im Modell 4.6.2. mit logarithmierten Zeitreihen  
 Anteil der Prognosefehlervarianz in  $s_{ger}^r$  nach h-Prognoseperioden verursacht durch eine Innovation in

h	$s_{us}^{DM^r}$	$f^r$	3-m-i <sup>r</sup>	$s_{ger}^r$
feste Wechselkurse				
1	0,148 (0,077) <sup>1</sup>	0,049 (0,048)	0,010 (0,022)	0,794 (0,085)
2	0,147 (0,046)	0,046 (0,046)	0,010 (0,022)	0,798 (0,099)
3	0,145 (0,079)	0,042 (0,045)	0,010 (0,022)	0,803 (0,120)
4	0,144 (0,079)	0,038 (0,043)	0,010 (0,022)	0,809 (0,139)
5	0,142 (0,080)	0,034 (0,041)	0,009 (0,022)	0,814 (0,154)
6	0,141 (0,081)	0,031 (0,039)	0,009 (0,022)	0,819 (0,166)
7	0,140 (0,081)	0,028 (0,036)	0,009 (0,021)	0,823 (0,177)
8	0,139 (0,082)	0,026 (0,034)	0,009 (0,021)	0,826 (0,187)
9	0,139 (0,082)	0,025 (0,032)	0,008 (0,021)	0,828 (0,196)
10	0,139 (0,083)	0,025 (0,029)	0,008 (0,020)	0,829 (0,204)
11	0,139 (0,083)	0,025 (0,027)	0,008 (0,020)	0,829 (0,211)
12	0,139 (0,084)	0,026 (0,025)	0,008 (0,019)	0,828 (0,218)
flexible Wechselkurse				
1	0,066 (0,053)	0,099 (0,064)	0,030 (0,037)	0,805 (0,081)
2	0,074 (0,056)	0,098 (0,064)	0,030 (0,036)	0,798 (0,099)
3	0,083 (0,060)	0,097 (0,063)	0,050 (0,046)	0,770 (0,116)
4	0,093 (0,063)	0,094 (0,063)	0,073 (0,057)	0,740 (0,126)
5	0,102 (0,067)	0,092 (0,062)	0,093 (0,068)	0,712 (0,132)
6	0,112 (0,071)	0,090 (0,061)	0,110 (0,076)	0,687 (0,136)
7	0,122 (0,075)	0,088 (0,060)	0,125 (0,083)	0,665 (0,139)
8	0,133 (0,080)	0,086 (0,059)	0,138 (0,089)	0,643 (0,142)
9	0,143 (0,085)	0,084 (0,058)	0,150 (0,094)	0,624 (0,144)
10	0,153 (0,091)	0,082 (0,058)	0,160 (0,099)	0,605 (0,146)
11	0,162 (0,096)	0,080 (0,057)	0,170 (0,103)	0,588 (0,147)
12	0,172 (0,102)	0,079 (0,056)	0,178 (0,107)	0,571 (0,149)
gesamter Zeitraum				
1	0,085 (0,043)	0,088 (0,043)	0,016 (0,019)	0,810 (0,057)
2	0,091 (0,044)	0,088 (0,043)	0,020 (0,022)	0,801 (0,069)
3	0,098 (0,046)	0,087 (0,043)	0,025 (0,024)	0,789 (0,084)
4	0,105 (0,047)	0,087 (0,043)	0,032 (0,027)	0,776 (0,094)
5	0,113 (0,049)	0,086 (0,043)	0,039 (0,030)	0,762 (0,100)
6	0,121 (0,051)	0,085 (0,043)	0,047 (0,034)	0,747 (0,105)
7	0,129 (0,053)	0,084 (0,042)	0,056 (0,038)	0,731 (0,109)
8	0,137 (0,055)	0,083 (0,042)	0,066 (0,043)	0,714 (0,112)
9	0,145 (0,058)	0,082 (0,042)	0,076 (0,048)	0,697 (0,114)
10	0,154 (0,060)	0,080 (0,041)	0,086 (0,053)	0,680 (0,117)
11	0,162 (0,062)	0,079 (0,041)	0,096 (0,059)	0,664 (0,118)
12	0,170 (0,065)	0,078 (0,040)	0,106 (0,064)	0,647 (0,120)

<sup>1</sup>Asymptotischer Standardfehler.

Legende für Schaubilder

prod	=	Nettoproduktion des Produzierenden Gewerbes
M1 <sup>r</sup>	=	Geldmenge M1, saisonbereinigt
s <sub>ger</sub> <sup>r</sup>	=	Gesamtindex deutscher Aktienkurse
f <sup>r</sup>	=	Veränderung des Aktienbestandes ausländischer Investoren bewertet zu Transaktionspreisen
s <sub>us</sub> <sup>DM</sup> <sup>r</sup>	=	Index für den amerikanischen Aktienmarkt multipliziert mit dem Preis der amerikani- schen Devise, D-Mark pro US-Dollar
3-m-i <sup>r</sup>	=	Satz für Dreimonatsgeld am Frankfurter Ban- kenplatz

Alle Zeitreihen mit Ausnahme von "prod" sind mit einem saisonbereinigten Verbraucherpreisindex deflationiert. Den Schaubildern 6 und 8 liegen die logarithmierten Zeitreihen zugrunde, ansonsten die 1. Differenzen der logarithmierten Zeitreihen. In den Schaubildern 6 und 8 sind die einfachen Antworten (response) abgetragen, ansonsten die akkumulierten.

- 29 -

Schaubild 1: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.2.  
( $s_{ger}^I$ , prod)

Zeitraum fester Wechselkurse

Zeitraum flexibler Wechselkurse

Gesamter Zeitraum

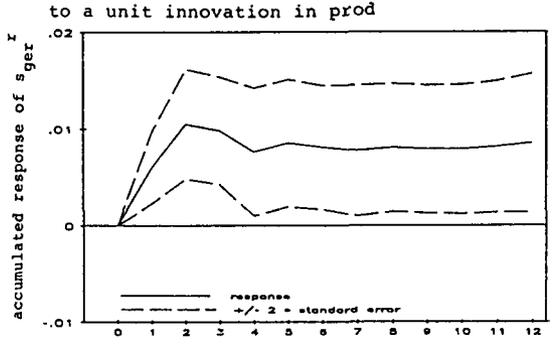
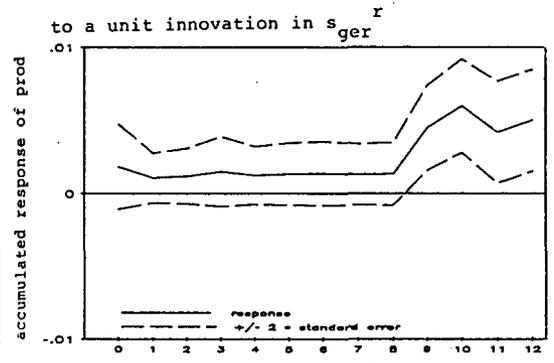
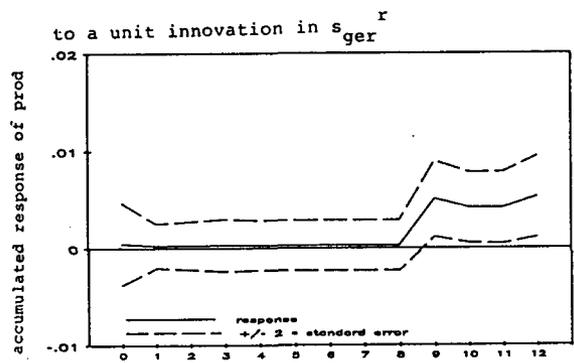
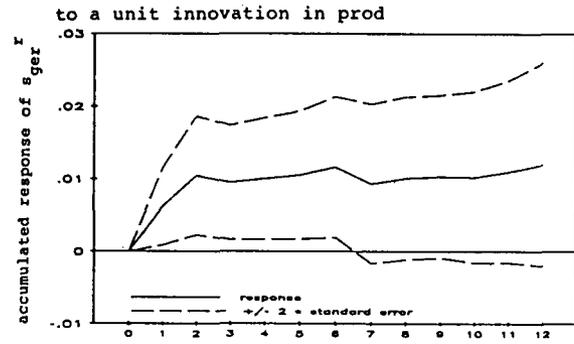
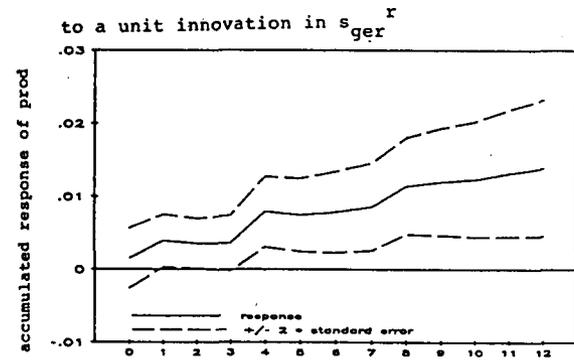


Schaubild 2: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.3.  
( $M1^I$ ,  $s_{ger}^I$ )

Zeitraum fester Wechselkurse

Zeitraum flexibler Wechselkurse

Gesamter Zeitraum

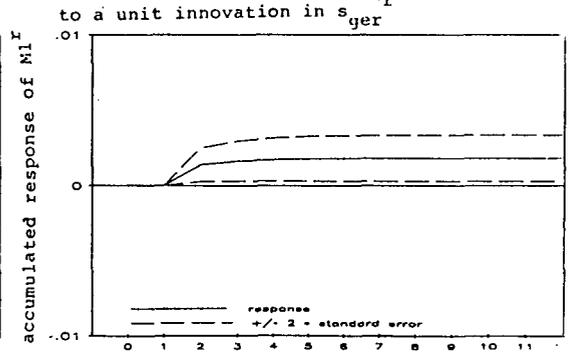
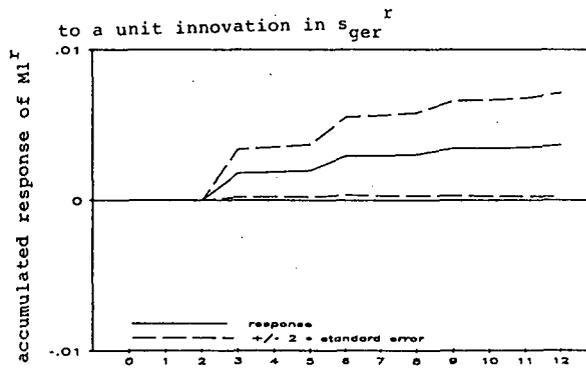
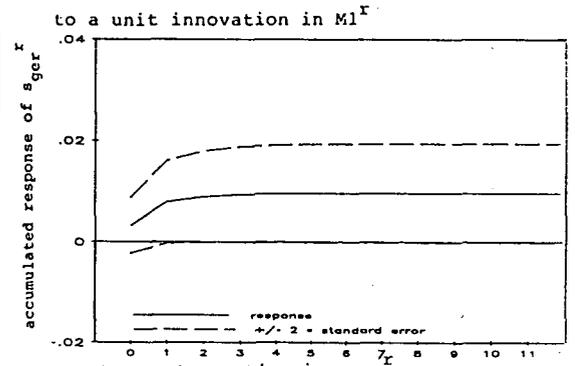
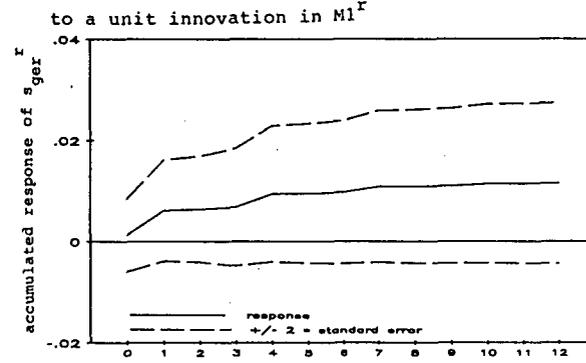
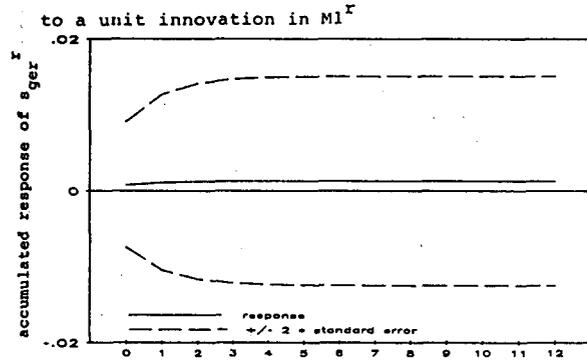
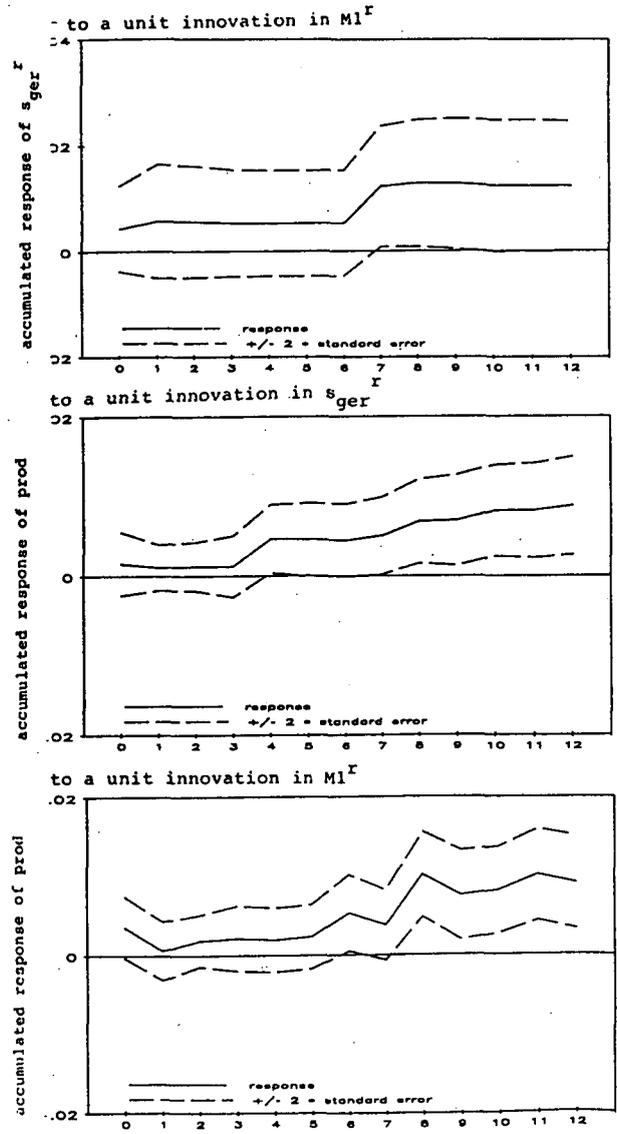
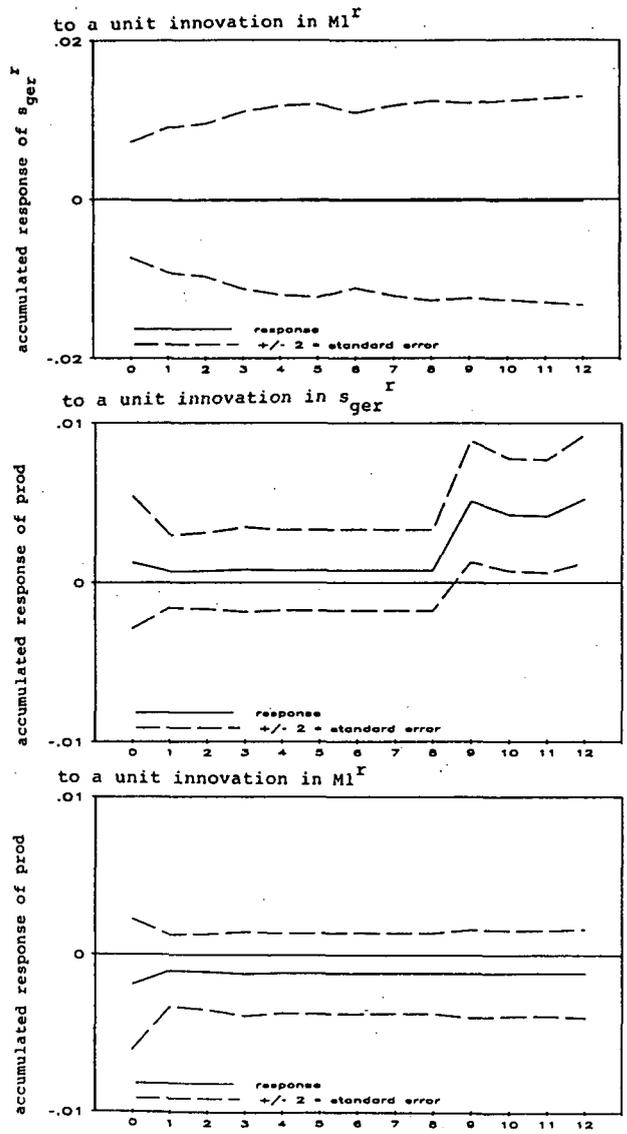


Schaubild 3: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.4.  
( $M1^I$ ,  $s_{ger}^I$ , prod)

Zeitraum fester Wechselkurse



Zeitraum flexibler Wechselkurse



Gesamter Zeitraum

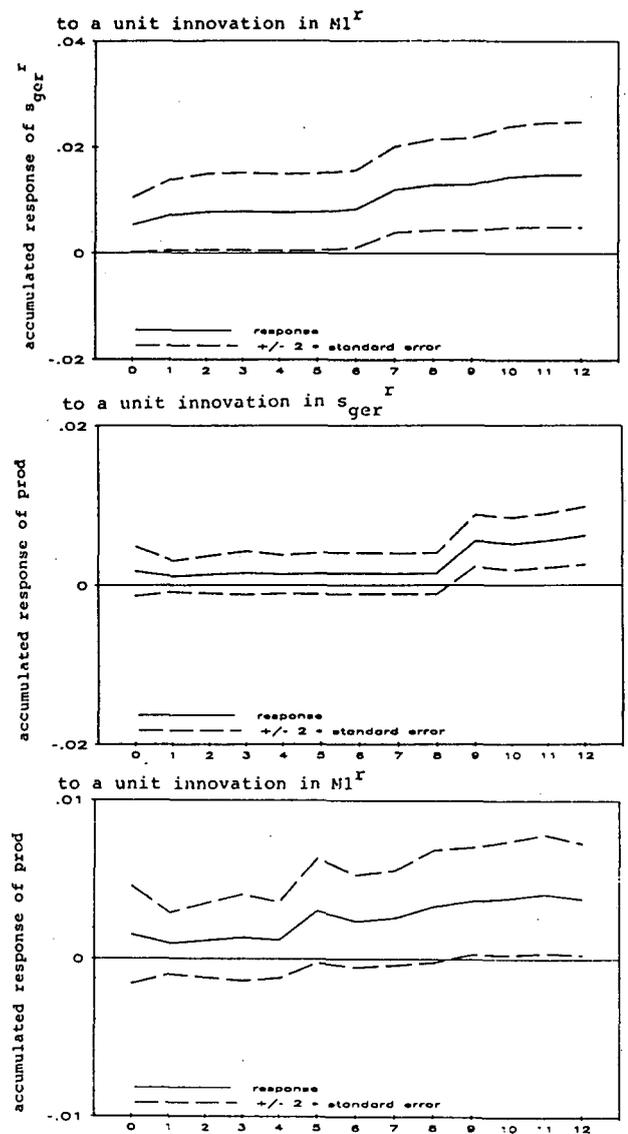


Schaubild 4: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.5.  
( $s_{us}^{DM^I}$ ,  $M1^I$ ,  $3-m-i^I$ ,  $s_{ger}^I$ )

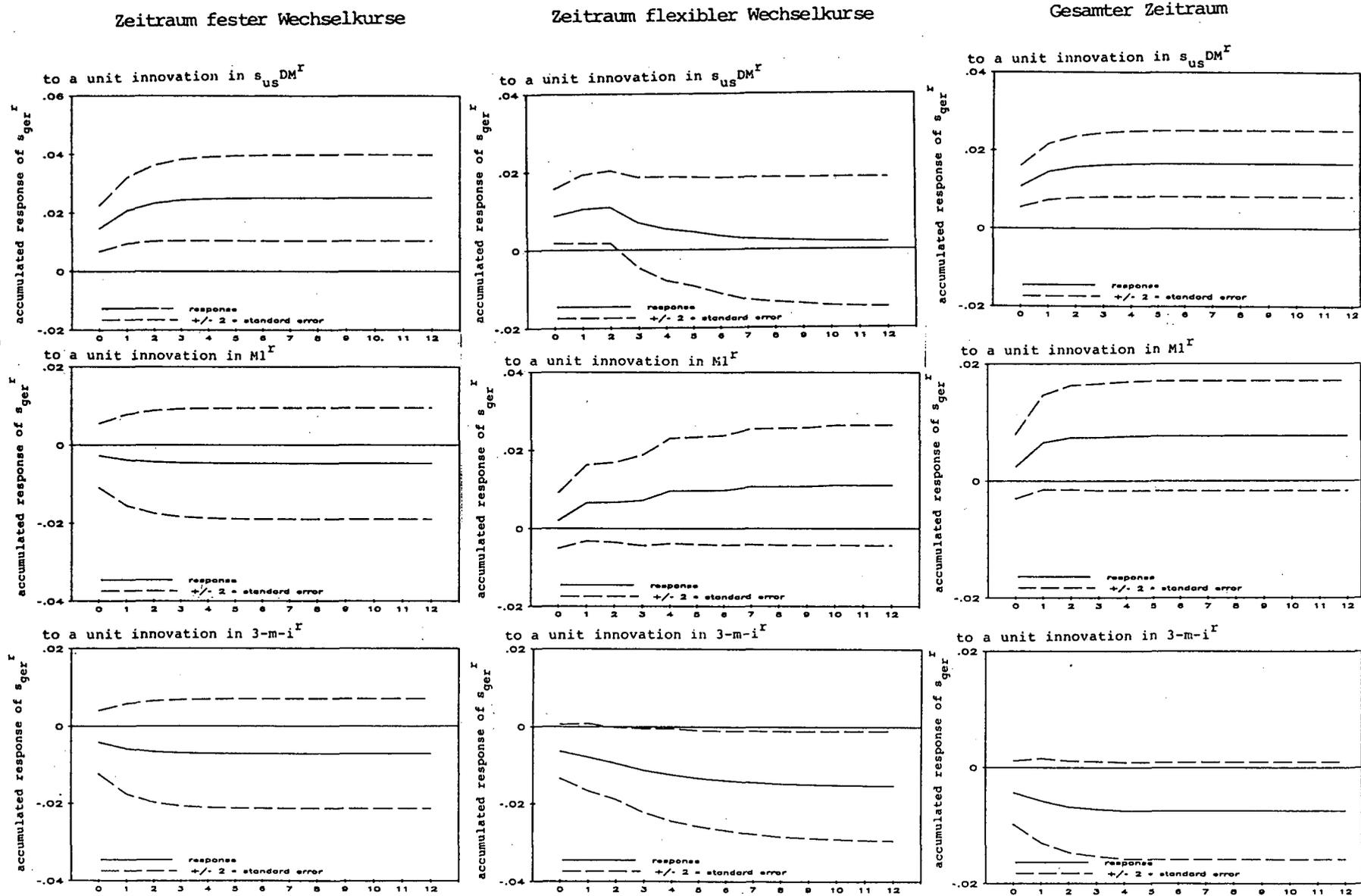


Schaubild 5: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.6.1.  
( $s_{US}^{DM^I}$ ,  $f^I$ ,  $s_{ger}^I$ )

Zeitraum fester Wechselkurse

Zeitraum flexibler Wechselkurse

Gesamter Zeitraum

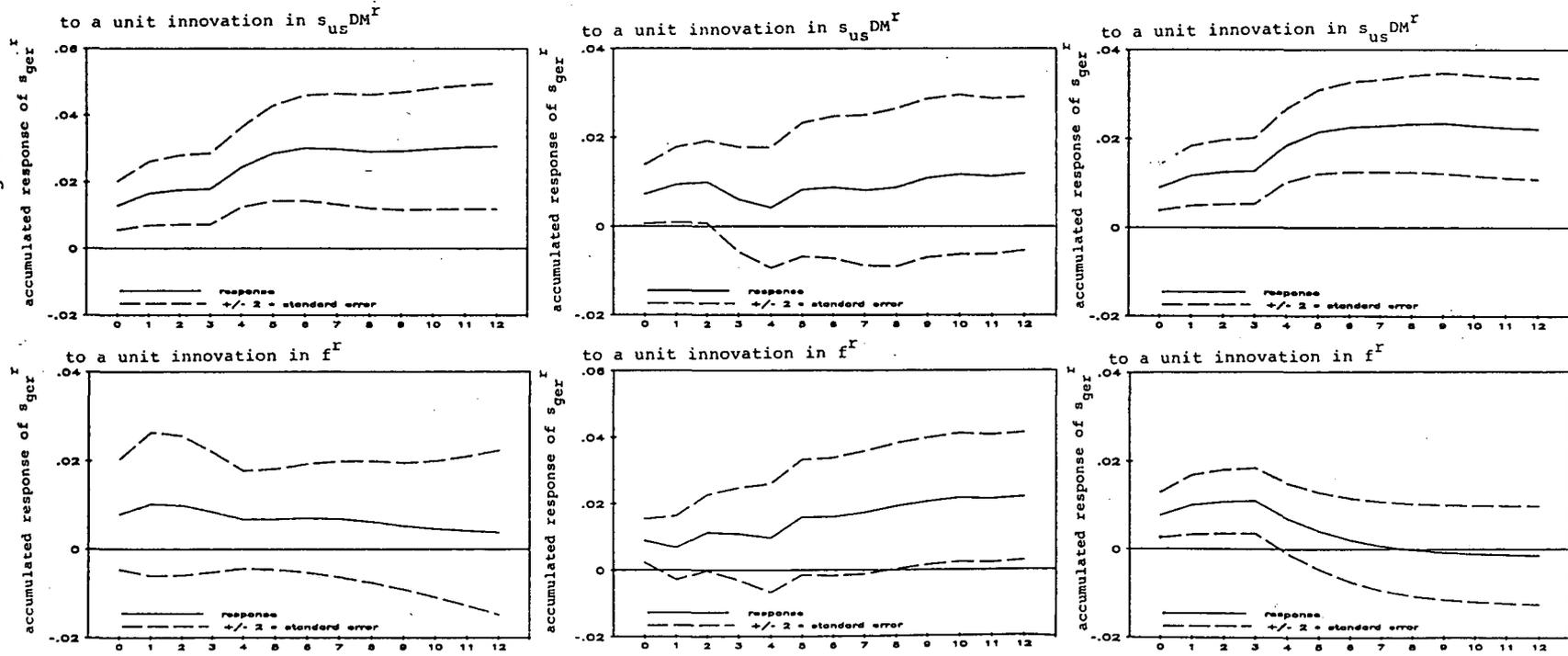


Schaubild 6: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.6.1. ( $s_{us}^{DM^I}$ ,  $f^I$ ,  $s_{ger}^I$ ) mit logarithmierten Zeitreihen

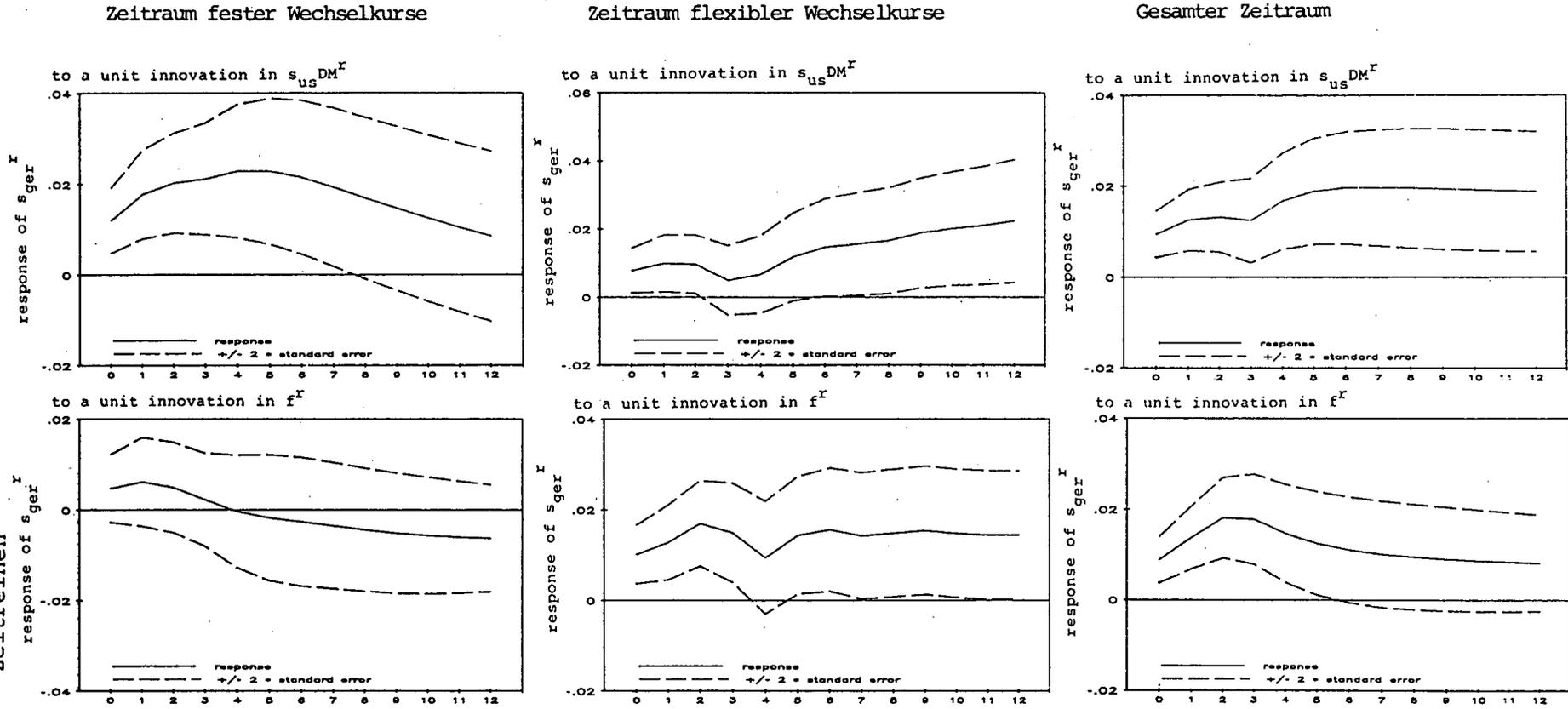


Schaubild 7: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.6.2.

( $s_{US}^{DM^I}$ ,  $f^I$ ,  $3-m-i^I$ ,  $s_{ger}^I$ )

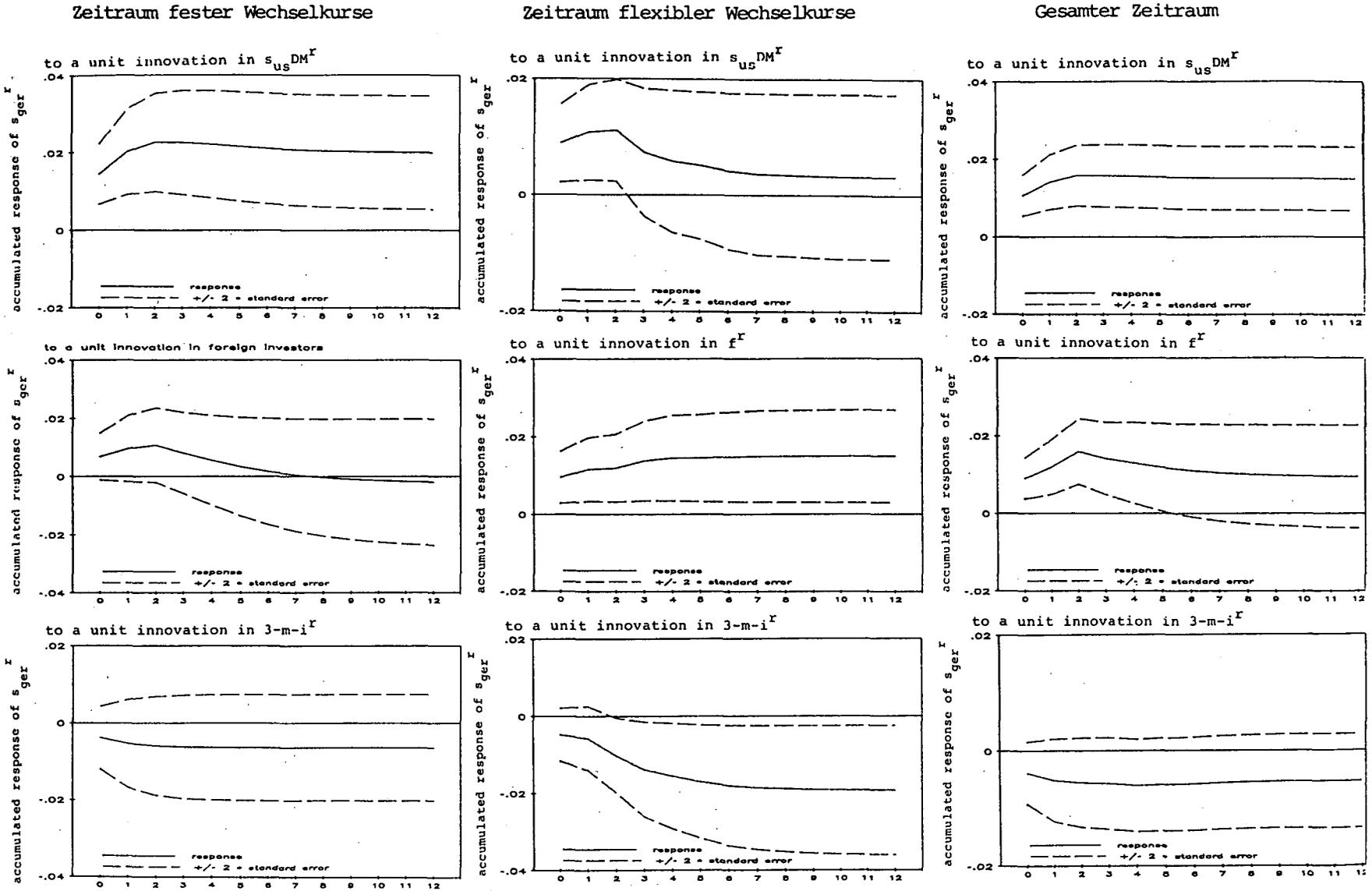


Schaubild 8: Impuls/Antwort-Folgen im Modell 4.6.2. ( $s_{US}^{DM^I}$ ,  $f^I$ ,  $3-m-i^I$ ,  $s_{ger}^I$ ) mit logarithmierten Zeitreihen

