

Eickmeier, Sandra

**Working Paper**

## Analyse der Übertragung US-amerikanischer Schocks auf Deutschland auf Basis eines FAVAR

Arbeitspapier, No. 04/2009

**Provided in Cooperation with:**

German Council of Economic Experts

*Suggested Citation:* Eickmeier, Sandra (2009) : Analyse der Übertragung US-amerikanischer Schocks auf Deutschland auf Basis eines FAVAR, Arbeitspapier, No. 04/2009, Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Wiesbaden

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/74738>

**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.*

---

## Analyse der Übertragung US-amerikanischer Schocks auf Deutschland auf Basis eines FAVAR

---

Sandra Eickmeier  
(Deutsche Bundesbank)

Arbeitspapier 04/2009<sup>\*)</sup>  
November 2009

\*) Die Arbeitspapiere geben die persönliche Meinung der Autoren wieder und nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank und die des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

# **Analyse der Übertragung US-amerikanischer Schocks auf Deutschland auf Basis eines FAVAR**

**Sandra Eickmeier  
(Deutsche Bundesbank)**

10. Dezember 2009

## **Kurze Zusammenfassung**

Die vorliegende Arbeit untersucht, wie sich Angebots-, Nachfrage- und geldpolitische Schocks aus den Vereinigten Staaten auf Deutschland übertragen. Dabei wird ein so genanntes Factor-Augmented Vector Autoregressive Model (FAVAR) auf einen neu zusammengestellten Datensatz mit mehr als 200 deutschen Variablen zwischen 1976 und 2008 angewandt. Die Studie untersucht nicht nur die Übertragung US-amerikanischer Schocks auf das deutsche Bruttoinlandsprodukt mit Hilfe einer Impuls-Antwort-Analyse, sondern auch auf eine Vielzahl weiterer Variablen, die die verschiedenen Transmissionskanäle abbilden. Die Arbeit berücksichtigt insbesondere disaggregierte Handelsvariablen, welche den Handel Deutschlands mit unterschiedlichen Ländern beziehungsweise Regionen abbilden. Dies erlaubt eine detaillierte Analyse des Handelskanals. Ein weiterer Schwerpunkt der Arbeit liegt auf der Übertragung US-amerikanischer Schocks auf bestimmte Branchen, darunter der Maschinenbau und die Automobilindustrie, die von der globalen Finanzkrise besonders stark negativ betroffen waren. Mittels einer historischen Zerlegung wird schließlich der Beitrag US-amerikanischer Schocks zum jüngsten Abschwung in Deutschland abgeschätzt.

**JEL: F1, F4, C3, C5**

**Key words: international business cycles, factor models, trade, financial market integration**

Deutsche Bundesbank, Economic Research Center, Wilhelm-Epstein-Str. 14, 60431 Frankfurt/M., Germany, sandra.eickmeier@bundesbank.de, phone: +49 69 9566 4705, fax: +49 69 9566 2983.

Die Autorin dankt dem wissenschaftlichen Stab des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) für wertvolle Kommentare und der Geschäftsstelle des SVR für die Zusammenstellung des Datensatzes. Die Arbeit reflektiert nicht unbedingt die Meinung der Deutschen Bundesbank.

## 1. Einleitung

In der Analyse untersuchen wir mit Hilfe eines so genannten *Factor-Augmented Vector Autoregressive Models* (FAVAR) die dynamische Übertragung makroökonomischer Schocks aus den Vereinigten Staaten auf Deutschland. Dabei beantworten wir folgende Fragen.

- (i) Wie beeinflussen US-amerikanische (Angebots-, Nachfrage- und geldpolitische) Schocks die deutsche Volkswirtschaft? Mit Hilfe einer Impulsantwort-Analyse schätzen wir die dynamischen Reaktionen des deutschen Bruttoinlandsprodukts (BIP) und weiterer interessierender Makrovariablen auf diese Schocks ab. Eine Prognosefehlervarianzzerlegung liefert uns Angaben darüber, welchen Anteil US-Schocks an der wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland haben.
- (ii) Über welche Kanäle übertragen sich US-Schocks auf Deutschland? Dazu untersuchen wir die Übertragung von US-Schocks auf eine Reihe von Variablen, welche die Transmissionskanäle abbilden. Einen besonderen Schwerpunkt legen wir auf den Handelskanal. Wir untersuchen nicht nur die Effekte US-amerikanischer Schocks auf gesamtwirtschaftliche Exporte und Importe (sowie auf Wechselkurse und die Terms of Trade). Wir gliedern den deutschen Handel auch in Exporte in bestimmte Partnerländer oder -regionen und Importe aus bestimmten Partnerländern oder -regionen und schätzen die Auswirkungen auf diese Größen separat ab. Dies erlaubt uns nicht zuletzt, zu beantworten, ob sich US-amerikanische Schocks eher direkt, also über den Handel Deutschlands mit den Vereinigten Staaten, oder indirekt, also über Drittländer oder -regionen, auf Deutschland übertragen. Neben dem traditionellen Handelskanal widmen wir uns anderen „neueren“ Kanälen wie dem Finanzmarktkanal und dem Vertrauenskanal und untersuchen Wirkungen der US-Schocks etwa auf Vermögenspreise, Kapitalmarktzinsen und umfragebasierte Vertrauensindikatoren.
- (iii) Welche Branchen sind besonders stark von US-amerikanischen Schocks betroffen? Wie eingangs erwähnt wird gemeinhin als Grund dafür angeführt, dass Deutschland von der aktuellen Krise stärker betroffen ist als andere Volkswirtschaften, seine Spezialisierung auf Branchen des Verarbeitenden Gewerbes, die besonders abhängig vom Außenhandel sind und in denen dauerhafte Güter produziert werden, wie beispielsweise auf den Fahrzeugbau (Deutsche Bundesbank 2009) und den Maschinenbau. Insofern liegt ein weiterer Schwerpunkt der Analyse auf der Untersuchung der Übertragung von US-Schocks auf einzelne Branchen des Verarbeitenden Gewerbes (sowie andere Branchen wie das Baugewerbe und verschiedene Dienstleistungsbranchen).
- (iv) Wie stark ist Deutschland von der aktuellen Krise betroffen? Mittels einer historischen Zerlegung schätzen wir die Beiträge US-amerikanischer Schocks zum aktuellen Ab-

schwung in Deutschland ab und nehmen einen Vergleich mit vorangegangenen Rezessionsphasen vor.

Zur Beantwortung der Fragen wenden wir das von Bernanke et al. (2005) eingeführte FAVAR auf einen neu zusammengestellten Datensatz mit deutschen Variablen an und schätzen das Modell für den Zeitraum der Jahre 1976 bis 2008. Der Datensatz enthält mehr als 200 vierteljährliche realwirtschaftliche Variablen, Preisvariablen, monetäre Variablen und Finanzmarktvariablen, Vertrauensindikatoren sowie Handelsvariablen der Gesamtwirtschaft. Zudem gehen einige Makro- und Finanzmarktvariablen einzelner Branchen in das Modell ein. Mit Hilfe des FAVAR reduzieren wir zunächst die Dimension dieses großen Datensatzes, indem wir die in dem Datensatz vorhandene Information in wenigen unbeobachteten (oder latenten) gemeinsamen Faktoren zusammenfassen. Diese unbeobachteten Faktoren werden dann gemeinsam mit wenigen US-amerikanischen Variablen in einem VAR modelliert. Mit Hilfe von aus der SVAR-Literatur bekannten Techniken werden US-Schocks identifiziert und dynamische Reaktionen interessierender Variablen und andere Informationen abgeleitet.

Das FAVAR besitzt eine Reihe von für unsere Zwecke relevanten Vorteilen gegenüber anderen (kleineren) Zeitreihenmodellen und auch gegenüber strukturelleren Modellen.<sup>1)</sup> Im Gegensatz zu kleineren Zeitreihenmodellen kann in das FAVAR eine Vielzahl von Variablen einbezogen werden. Kollinearität zwischen den Variablen wird explizit genutzt, um Faktoren zu schätzen. Wir können nicht nur die Entwicklung weniger Variablen (wie beispielsweise des deutschen BIP), sondern einer Vielzahl von Variablen infolge von US-Schocks untersuchen. Damit zusammenhängend kann auch die Bedeutung der verschiedensten Transmissionskanäle simultan untersucht werden. Das FAVAR ist zudem sehr viel agnostischer als ein vollständig strukturelles Modell, etwa ein dynamisches stochastisches allgemeines Gleichgewichtsmodell (DSGE-Modell). Ergebnisse sind weniger abhängig von möglicherweise umstrittenen, modellabhängigen Annahmen. Das FAVAR besitzt jedoch auch Nachteile gegenüber strukturelleren Modellen. Die Rolle einzelner internationaler Kanäle zur Übertragung US-amerikanischer Schocks beispielsweise auf das deutsche BIP lässt sich insofern nicht vollständig zufriedenstellend quantifizieren, als, anders als etwa in DSGE-Modellen, bestimmte Übertragungskanäle nicht „ausgeschaltet“ werden können. Das heißt, im FAVAR-Rahmen lassen sich lediglich die Auswirkungen von US-Schocks auf Variablen abschätzen, die die Transmissionskanäle abbilden, nicht aber, welche Effekte Schwankungen dieser Variablen wiederum etwa auf das deutsche BIP haben. Schließlich ist das FAVAR, im Gegensatz zu nicht-linearen Modellen, nicht in der Lage, Asymmetrien abzubilden. Dies kommt hier insofern zum Tragen, als es theoretische Argumente und empirische Evidenz dafür gibt, dass sich negative Schocks international stärker fortpflanzen als positive, wie wir unten genauer

---

<sup>1)</sup> Im FAVAR werden lediglich zur Identifikation der strukturellen Schocks theoretische Annahmen getroffen.

erläutern. Das FAVAR wird daher tendenziell die Auswirkungen von Abschwüngen (einschließlich des aktuellen Abschwungs) unterschätzen.

Die vorliegende Analyse erweitert Eickmeier (2007). Die Studie nutzt ebenfalls einen großen Datensatz, der Variablen enthält, die eine Vielzahl von Transmissionskanälen, darunter auch „neuere“ Kanäle, abbilden. Auf Basis dieses Datensatzes wird mit Hilfe eines strukturellen dynamischen Faktormodells die Übertragung US-amerikanischer Angebots- und Nachfrageschocks (die besser interpretierbar sind als „BIP-Schocks“) auf die deutsche Volkswirtschaft zwischen 1975 und 2002 abgeschätzt. Die Studie kommt zu dem Ergebnis, dass beide US-Schocks zusammengenommen rund 12 vH der Varianz des deutschen BIP erklären. Der US-amerikanische Nachfrageschock überträgt sich deutlich, der US-amerikanische Angebotschock nur marginal signifikant auf das deutsche BIP. Der Handel scheint der dominierende Transmissionskanal zu sein. Der Abschwung im Jahre 2001 lässt sich zu einem guten Teil auf negative US-amerikanische Nachfrageschocks zurückführen.

Wir gehen in vierfacher Hinsicht über Eickmeier (2007) hinaus. Erstens identifizieren wir einen zusätzlichen (geldpolitischen) US-Schock. Zweitens analysieren wir detailliert den Handelskanal, indem wir den deutschen Handel mit einzelnen Ländern/Regionen separat betrachten. Drittens untersuchen wir die Schockübertragung auf einzelne Branchen. Viertens verwenden wir einen deutlich aktuelleren Datensatz, sodass wir auch die Ursachen des jüngsten Abschwungs genauer in den Blick nehmen können.<sup>2)</sup> Diese Aspekte wurden nach bestem Wissen für Deutschland auch anderswo nicht untersucht.

Weitere Studien, die die Konjunkturübertragung von den Vereinigten Staaten auf Deutschland (zumeist mittels kleiner VAR-Modelle) abschätzen, sind Canova und Marrinan (1998), Artis et al. (2006), Artis et al. (2007) und SVR (2001). Eine größere Anzahl an Studien befasst sich jedoch mit der Konjunkturübertragung von den Vereinigten Staaten auf den Euro-Raum, siehe beispielsweise IWF (2001), Artis et al. (2006), Dalsgaard et al. (2001), Artis et al. (2007), Monfort et al. (2004), Déés und Saint-Guilhem (2009), Déés und Vansteenkiste (2008), Neri und Nobili (2006).

Einige Studien schätzen die Übertragung externer struktureller Schocks ebenfalls auf Basis großer Datensätze teilweise mit Hilfe eines FAVAR, teilweise mit alternativen Methoden ab. Einige davon haben wir bereits oben erwähnt, andere untersuchen die Fragenstellung nicht

---

<sup>2)</sup> Darüber hinaus gibt es Unterschiede in der Modellierung zwischen beiden Arbeiten. Anders als im hier verwendeten FAVAR gehen in das strukturelle dynamische Faktormodell lediglich unbeobachtete, jedoch keine beobachteten Faktoren ein. Zudem werden Schocks leicht anders identifiziert. Eickmeier (2007) schätzt zunächst auf Basis einer auf die VAR-Innovationen angewandten Hauptkomponentenanalyse die wichtigsten Triebkräfte der US-amerikanischen Volkswirtschaft und identifiziert US-Angebots- und Nachfrageschocks dann mit Hilfe von Vorzeichenrestriktionen auf kurzfristige Impulsantwortfolgen, während wir hier temporäre Nullrestriktionen mit Vorzeichenrestriktionen und einer langfristigen Nullrestriktion kombinieren.

unbedingt bezogen auf die Vereinigten Staaten und Deutschland beziehungsweise den Euro-Raum. Beispiele sind die Anwendung eines Global VAR von Déés und Saint-Guilhem (2009), Déés und Vansteenkiste (2008) und Déés et al. (2007), eines strukturellen dynamischen Faktormodells auf Europa (Sala 2003, Eickmeier 2009, Breitung und Eickmeier 2006), eines FAVAR auf das Vereinigte Königreich (Mumtaz und Surico 2009, Liu und Mumtaz 2009) und auf Kanada (Maier und Vasishtha 2009) sowie eines Panel VAR Index-Modells von Canova und Ciccarelli (2009) und Canova et al. (2009).

Die restliche Arbeit gliedert sich wie folgt. In Abschnitt 2 erläutern wir die Methode. In Abschnitt 3 präsentieren wir den großen deutschen Datensatz. In Abschnitt 4 schätzen wir die Auswirkungen von US-Schocks auf die US-Wirtschaft ab. In Abschnitt 5 untersuchen wir die Übertragung US-amerikanischer Schocks auf das deutsche BIP. In Abschnitt 6 analysieren wir die Übertragung auf weitere deutsche Kernvariablen sowie auf Variablen, die die Transmissionskanäle abbilden. In Abschnitt 7 analysieren wir genauer den Handelskanal und in Abschnitt 8 die Schockübertragung auf einzelne Branchen. In Abschnitt 9 untersuchen wir mittels einer historischen Zerlegung, welche Rolle US-amerikanische Schocks für den aktuellen Abschwung in Deutschland spielen, bevor wir in Abschnitt 10 die wichtigsten Ergebnisse abschließend zusammenfassen.

## 2. Methode

Ausgangspunkt der Analyse ist ein  $N \times 1$ -dimensionaler Vektor  $X_t$ , der eine große Anzahl  $N$  deutscher Variablen zusammenfasst.  $X_t$  wird mit Hilfe eines approximativen dynamischen Faktormodells modelliert (Bai und Ng 2002, Stock und Watson 2002):

$$X_t = \Lambda' F_t + \Xi_t, \quad (1)$$

wobei  $F_t = [f_{1t} \ \cdots \ f_{rt}]'$  und  $\Xi_t = [\xi_{1t} \ \cdots \ \xi_{Nt}]'$  einen  $r \times 1$ -dimensionalen Vektor gemeinsamer Faktoren, die sämtliche deutsche Variablen maßgeblich beeinflussen und damit als die Haupttriebkkräfte der deutschen Volkswirtschaft bezeichnet werden können, beziehungsweise einen  $N \times 1$ -dimensionalen Vektor der variablenspezifischen (oder idiosynkratischen) Komponenten bezeichnen.  $F_t$  kann dynamische Faktoren und deren Verzögerungen enthalten. Insofern ist Gleichung (1) nicht restriktiv. Die Matrix der Faktorladungen  $\Lambda = [\lambda_1 \ \cdots \ \lambda_N]$  besitzt die Dimension  $r \times N$ , und  $\lambda_i, i = 1, \dots, N$  ist  $r \times 1$ -dimensional. Die Anzahl der gemeinsamen Faktoren unterschreitet in der Regel die Anzahl der in dem Datensatz enthaltenen Variablen deutlich, das heißt  $r \ll N$ . Gemeinsame und variablenspezifische Komponenten sind orthogonal. Die gemeinsamen Faktoren sind auch untereinander orthogonal, und die variablenspezifischen Komponenten können schwach untereinander sowie seriell korreliert sein im Sinn von Chamberlain und Rothschild (1983).

Es wird angenommen, dass sich die Dynamik der Faktoren mit Hilfe eines VAR( $p$ )-Modells beschreiben lässt:

$$F_t = c + A(L)F_t + Qw_t, \quad (2)$$

wobei  $A(L) = A_1L + \dots + A_pL^p$  ein Lagpolynom begrenzter Ordnung  $p$ ,  $c$  eine Konstante und  $w_t$  den Vektor (gemeinsamer) struktureller Schocks bezeichnen.<sup>3)</sup> Diese Schocks lassen sich identifizieren, indem Restriktionen auf  $Q$  auferlegt werden.

Bernanke et al. (2005) folgend unterteilen wir den  $r \times 1$ -dimensionalen Vektor der Faktoren  $F_t$  in einen  $M \times 1$ -dimensionalen Vektor beobachteter Faktoren  $G_t$  und einen  $r - M \times 1$ -dimensionalen Vektor unbeobachteter (oder latenter) Faktoren  $H_t$ :  $F_t = [G_t' \ H_t']'$ . Es sei  $G_t = [\Delta y_t^{us} \ \Delta p_t^{us} \ ffr_t]'$  der Vektor der  $M = 3$  beobachteten Faktoren, dessen Elemente die logarithmierten Differenzen des US-amerikanischen BIP ( $\Delta y_t^{us}$ ) und des US-amerikanischen BIP Deflators ( $\Delta p_t^{us}$ ) sowie das geldpolitische Instrument der Federal Reserve Bank, die Federal Funds rate ( $ffr_t$ ), sind. Diese Variablen werden häufig auch in VAR-Studien für die Vereinigten Staaten berücksichtigt. Dahinter verbirgt sich die Annahme, dass diese drei Variablen die US-Wirtschaft adäquat abbilden. Die Einbeziehung dieser Variablen erlaubt uns zudem, US-amerikanische Angebots-, Nachfrage- und geldpolitische Schocks zu identifizieren. Hinter  $H_t$ , den „verbleibenden“ gemeinsamen Faktoren, verbergen sich deutsche Faktoren und möglicherweise andere externe Faktoren, die die deutsche Volkswirtschaft maßgeblich beeinflussen.

Die Schätzung des Modells erfolgt in fünf Schritten. Im ersten Schritt schätzen wir die Dimension von  $F_t$ , das heißt die Anzahl der gemeinsamen (latenten und beobachteten) Faktoren  $r$ , mit Hilfe des von Bai und Ng (2002) vorgeschlagenen Informationskriteriums  $IC_{p1}$  ab. Dieses Kriterium legt  $r = 8$  Faktoren nahe. Diese erklären einen nicht unwesentlichen Teil, 58 vH, der Variation in  $X_t$ .

Im zweiten Schritt schätzen wir  $H_t$ , indem wir die beobachteten Faktoren aus dem durch die 8 Faktoren aufgespannten Raum herausrechnen. Dies erfolgt mit Hilfe eines von Boivin und Giannoni (2007) vorgeschlagenen iterativen Verfahrens. Wir erhalten eine erste Schätzung von  $H_t$ ,  $\hat{H}_t^{(0)}$  als die ersten  $r - M = 5$  Hauptkomponenten von  $X_t$ .<sup>4)</sup> Dann regressieren wir  $X_t$  auf  $\hat{H}_t^{(0)}$  und  $G_t$ , um  $\hat{\Lambda}_G^{(0)}$  zu erhalten, die  $G_t$  zugehörigen Koeffizienten (oder Faktorla-

<sup>3)</sup> Die beobachteten Faktoren sind nicht mittelwertbereinigt. Daher beziehen wir eine Konstante in Gleichung (2) ein.

<sup>4)</sup> Es wird eine Eigenwert-Eigenvektor-Zerlegung der Korrelationsmatrix von  $X_t$  vorgenommen. Die Hauptkomponenten sind eine Linearkombination der in  $X_t$  enthaltenen Reihen, wobei die Eigenvektoren der Korrelationsmatrix von  $X_t$  den Gewichten und die Eigenwerte den durch die jeweiligen Hauptkomponenten erklärten Varianzen entsprechen.

dungen). Wir errechnen  $\tilde{X}_t^{(0)} = X_t - \hat{\Lambda}_G^{(0)} G_t$  und schätzen  $\hat{H}_t^{(1)}$  als die ersten  $r - M$  Hauptkomponenten von  $\tilde{X}_t^{(0)}$ . Diese Prozedur wird wiederholt bis zur Konvergenz<sup>5)</sup>, und am Ende erhalten wir den Schätzer von  $H_t, \hat{H}_t$ .

Im dritten Schritt modellieren wir die Dynamik von  $[G_t' \ \hat{H}_t']'$  mit Hilfe eines VAR(2)-Modells. Dabei unterstellen wir, dass US-amerikanische Variablen für deutsche Faktoren exogen sind, das heißt dass Verzögerungen von  $\hat{H}_t, G_t$  nicht beeinflussen können. Hierzu wird Gleichung (2) restringiert geschätzt:<sup>6)</sup>

$$\begin{bmatrix} G_t \\ \hat{H}_t \end{bmatrix} = c + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & 0 \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} G_t \\ \hat{H}_t \end{bmatrix} + Qw_t. \quad (3)$$

In einem vierten Schritt identifizieren wir die strukturellen US-Schocks. Dazu kombinieren wir kontemporäre Nullrestriktionen, eine langfristige Nullrestriktion und intuitive, theorie-basierte Vorzeichenrestriktionen, die wir auf kurzfristige Impulsantwortfolgen auferlegen. Zunächst orthogonalisieren wir die Residuen der reduzierten VAR-Form mit Hilfe einer Cholesky-Zerlegung. Dabei ordnen wir die US-amerikanischen (beobachteten) Faktoren vor die deutschen (unbeobachteten) Faktoren. Damit unterstellen wir, dass deutsche Faktoren sofort auf unerwartete Änderungen der US-amerikanischen Faktoren, US-amerikanische Variablen hingegen nicht kontemporär auf unerwartete Änderungen der deutschen Faktoren reagieren können. Anschließend rotieren wir die mit Hilfe der Cholesky-Zerlegung gewonnenen Residuen von  $G_t$  und trennen US-amerikanische Angebots-, Nachfrage- und geldpolitische Schocks mit Hilfe von Vorzeichenrestriktionen (siehe beispielsweise Faust 1998, Canova und De Nicoló 2002, Peersman 2005, Uhlig 2005) und einer langfristigen Nullrestriktion wie folgt. Wir unterstellen, dass infolge eines positiven US-Angebotsschocks das US-amerikanische BIP nicht sinkt, und der US-amerikanische BIP-Deflator nicht steigt. Ein positiver US-Nachfrageschock führt nicht zu einem Rückgang des US-BIP, des BIP Deflators und der Federal Funds Rate. Hingegen erhöht ein expansiver US-amerikanischer geldpolitischer Schock die Federal Funds Rate nicht und senkt das US-amerikanische BIP und den US-amerikanischen BIP Deflator nicht. Diese Restriktionen sind konsistent mit einer Vielzahl theoretischer Modell und wurden in der Literatur bereits häufig verwandt (siehe beispielsweise Peers-

<sup>5)</sup> Wir legen fest, dass die Prozedur konvergiert ist, wenn sich die Residuenquadratsumme aus einer Regression von  $x_{it}, i=1, \dots, N$  auf  $\hat{H}_t^{(j)}$  und  $G_t$  gegenüber der Residuenquadratsumme aus einer Regression von  $x_{it}, i=1, \dots, N$  auf  $\hat{H}_t^{(j-1)}$  und  $G_t$  kaum (höchstens um einen kleinen Wert, den wir auf 0.000001 festsetzen) verändert hat.

<sup>6)</sup> Eine solche Exogenitätsannahme treffen auch Liu und Mumtaz (2009), die die Übertragung externer Schocks auf das Vereinigte Königreich untersuchen. Zudem legen die meisten Studien, die eine solche Restriktion nicht auferlegen, nahe, dass deutsche beziehungsweise europäische Schocks die Vereinigten Staaten nicht signifikant beeinflussen (siehe zum Beispiel Canova und Marrinan 1998, Monfort et al. 2004). Eine Ausnahme bildet die Arbeit von Artis et al. (2006), die in jüngerer Zeit einen Einfluss europäischer Konjunkturschwankungen auf die Vereinigten Staaten findet.

man 2005). Wir unterstellen zudem, dass kurzfristig das US-amerikanische BIP nach den realen US-Schocks stärker als oder im gleichen Ausmaß wie das deutsche BIP steigt und dass nach dem expansiven US-amerikanischen geldpolitischen Schock die Federal Funds Rate stärker als oder im gleichen Ausmaß wie der deutsche Kurzfristzins sinkt. Diese Vorzeichenrestriktionen werden auf die gleichzeitigen Impulsantwortfolgen auferlegt, das heißt auf die Reaktionen der entsprechenden Variablen in dem Quartal, in dem auch der entsprechende Schock auftritt, sowie auf die Impulsantwortfolgen nach einem und zwei Quartalen. Die Ergebnisse sind relativ robust hinsichtlich der Anzahl der restringierten Quartale. Schließlich unterstellen wir langfristige realwirtschaftliche Neutralität des geldpolitischen Schocks und legen die Restriktion auf, dass langfristig das US-BIP nach dem geldpolitischen Schock zu seinem Gleichgewicht zurückkehrt, eine in der Literatur ebenfalls gebräuchliche Annahme (siehe beispielsweise Gerlach und Smets 1995, Galí 1992). Die Restriktionen sind in Tabelle 1 zusammengefasst. Wie sie implementiert werden ist im Appendix genauer beschrieben.

Hinter dem hier gewählten Identifikationsschema stehen folgende Überlegungen. Ein Vorteil der Vorzeichenrestriktionen ist, dass das Preispuddle, welches häufig in empirischen Arbeiten auftritt, die ein rekursives Schockidentifikationssystem verwenden, und wonach die Preise nach einem expansiven geldpolitischen Schock sinken, per Konstruktion vermieden wird. In dem wir Vorzeichenrestriktionen auf relative Größen (US- relativ zu deutschen Variablen) legen, können zudem US-amerikanische von deutschen Schocks besser abgegrenzt werden. Vorzeichenrestriktionen auf kurzfristige Impulsantwortfolgen garantieren allerdings keine langfristig sinnvollen Reaktionen. Aus diesem Grund legen wir die langfristige realwirtschaftliche Neutralität geldpolitischer Schocks als zusätzliche Restriktion auf. Kontemporäre Nullrestriktionen erlauben schließlich, die Anzahl der zu rotierenden Schocks zu reduzieren. Eine Alternative, die darin bestünde, alle  $r = 8$  Cholesky-Residuen zu rotieren, um die Vorzeichenrestriktionen und die Langfristrestriktion zu implementieren (und so auf die kontemporären Nullrestriktionen zu verzichten), wäre kaum durchführbar (da zu rechenintensiv); eine Rotation lediglich der ersten drei Cholesky-Residuen lässt sich hingegen relativ schnell vornehmen.

Obwohl wir nur US-Variablen in das FAVAR einbeziehen (und keine anderen internationalen Variablen), können wir nicht vollständig ausschließen, dass wir tatsächlich auch Schocks, die in den Vereinigten Staaten ihren Ursprung haben, identifizieren. Beispielsweise wären ein Ölangebotsschock durchaus mit den Restriktionen, die wir zur Identifikation des US-Angebotschocks auferlegen, und ein Weltnachfrageschock mit den Restriktionen, die wir zur Identifikation des US-Nachfrageschocks auferlegen, kompatibel. Um zu untersuchen, ob sich Ölangebotsschocks hinter den identifizierten US-Angebotschocks verbergen, haben wir  $G_t$  durch  $[\Delta y_t^{us} \quad \Delta p_t^{us} \quad ffr \quad \Delta \text{ölp}_t]'$  ersetzt, wobei  $\Delta \text{ölp}_t$  die ersten logarithmierten Differenzen der Weltölpreise bezeichnet, und gehen ansonsten gleichermaßen vor. Wir rotieren nun allerdings

vier anstelle von drei Cholesky-Residuen und legen die zusätzliche Restriktion auf, dass der BIP Deflator in den Vereinigten Staaten nach einem US-amerikanischen Angebotsschock stärker sinkt als der Ölpreis. Um zu untersuchen, ob sich hinter dem US-Nachfrageschock möglicherweise ein Weltnachfrageschock verbirgt, haben wir zudem anstelle der Ölpreisinflation die logarithmierten Differenzen des OECD-BIP in das FAVAR einbezogen<sup>7)</sup> und die Restriktion auferlegt, dass das US-BIP nach einem US-Nachfrageschock stärker steigt als das OECD-BIP. Die Ergebnisse hinsichtlich der Wirkungen von US-Schocks ähneln weitgehend denen unserer Ausgangsschätzung. Von daher beziehen wir Ölpreise und das OECD-BIP in unsere Ausgangsschätzung der Einfachheit halber nicht ein.

Schließlich identifizieren wir nicht explizit Finanzmarktschocks wie beispielsweise Schocks, die im Bankensektor ihren Ursprung haben. In der Literatur gibt es noch keinen Konsens, wie diese zu identifizieren wären. Solche Schocks könnten in der aktuellen Rezession aber durchaus eine Rolle gespielt haben. Sie haben unmittelbare Auswirkungen auf das Angebot, die Nachfrage und die Geldpolitik und dürften sich teilweise hinter den aggregierten Makroschocks verbergen (insofern für sie die gleichen Restriktionen erfüllt sind). Dies gilt es bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen.

In einem fünften Schritt verwenden wir die von Kilian (1998) vorgeschlagene sogenannte *bootstrap-after-bootstrap*-Methode, um Konfidenzbänder für die Impulsantwortfolgen zu berechnen. Mit Hilfe dieser Methode beseitigen wir eine mögliche Verzerrung in den VAR-Koeffizienten, die aus einer geringen Stichprobengröße resultieren kann. Details zur *bootstrap-after-bootstrap*-Methode finden sich in Kilian (1998). Die Anzahl der *bootstrap*-Replikationen entspricht 500. Da  $N > T$ , kann die mit der Faktorschätzung verbundene Unsicherheit vernachlässigt werden (siehe auch Bernanke et al. 2005).

---

<sup>7)</sup> Idealerweise hätten wir ein BIP-Aggregat verwendet, welches nicht nur OECD-Länder, sondern auch aufstrebende Länder wie China und Indien berücksichtigt. Ein solches Aggregat ist aber nur auf jährlicher Basis verfügbar.

### 3. Datenbeschreibung

Der Vektor  $X_t$  umfasst  $N = 215$  vierteljährliche deutsche Variablen. Der Datensatz besteht aus 79 Reihen der Gesamtwirtschaft und 136 Reihen einzelner Branchen. Unter den gesamtwirtschaftlichen Variablen befinden sich realwirtschaftliche Variablen (darunter das BIP, die heimischen Nachfrageaggregate sowie reale Exporte und Importe aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, Produktivität, Erwerbstätige, Kapazitätsauslastung und Vertrauensmaße) sowie preisliche und monetäre Variablen (darunter verschiedene Preise, Lohnkosten, der DAX, Immobilienpreise, Zinsen, Geldmengen, Kredite, Wechselkurse und die Terms of Trade). Bei der Auswahl der realen und nominalen Variablen bemühen wir uns, ein Panel, welches möglichst balanciert bezüglich der Berücksichtigung realer, preislicher und monetärer/finanzieller Variablen ist, zu konstruieren.

Die Immobilienpreise beziehen sich auf verkaufte Neubauten und reflektieren daher eher Kosten, die beim Bau der Immobilien anfallen, als Vermögenspreise. Dies gilt es bei der Interpretation zu berücksichtigen. Andere Immobilienpreisreihen, etwa von Wiederverkäufen, liegen nicht für den langen Zeitraum vor.<sup>8)</sup> Der Wechselkurs ist derart definiert, dass ein Anstieg/Rückgang eine Aufwertung/Abwertung des Euro bedeutet. Entsprechend sind die Terms of Trade definiert als Exportpreise relativ zu Importpreisen. Wir rechnen den DAX, die Geldmengen, Lohnkosten, Arbeitnehmerentgelte, verfügbare Einkommen, Immobilienpreise sowie Kredite durch Division der nominalen Größen durch den BIP Deflator in reale Größen um und beziehen diese realen Größen in den Datensatz ein.

Des Weiteren gehen (nominale) Exporte und Importe aus der Außenhandelsstatistik (Spezialhandel), untergliedert in Exporte in und Importe aus verschiedene(n) Partnerländer(n) beziehungsweise -regionen, in den Datensatz ein. Wir betrachten (neben der Gruppe aller Länder) folgende Handelspartner Deutschlands: Nordamerika, Lateinamerika, Südostasien (ohne Japan), Japan, den Euro-Raum, die Mittel- und Osteuropäischen Länder (MOEs), andere europäische Länder (restliche EU-Länder und Norwegen und die Schweiz) und die übrige Welt. Genaue Angaben darüber, welche Länder den einzelnen Gruppen zugerechnet werden, sind in Tabelle A.1 des Appendix ersichtlich. Die Außenhandelsreihen decken alle wichtigen Regionen der Welt ab, wobei wir bei der Zusammenfassung der Länder besonderes Augenmerk auf die Bedeutung für den deutschen Handel legen.

Wir beziehen zudem einige Kerngrößen, darunter die Bruttowertschöpfung und die Anzahl der Erwerbstätigen, für die Branchen des Verarbeitenden Gewerbes, des Baugewerbes, der Landwirtschaft, Forstwirtschaft und Fischerei sowie dreier Dienstleistungsbranchen (Handel,

---

<sup>8)</sup> Immobilienpreise sind lediglich auf jährlicher Basis vorhanden, für Westdeutschland für den gesamten Zeitraum, für Gesamtdeutschland ab 1995. Wir schreiben die gesamtdeutschen Reihen mit den westdeutschen jährlichen Veränderungsraten zurück und interpolieren diese, um vierteljährliche Reihen zu erhalten.

Gastgewerbe und Verkehr; Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister; öffentliche und private Dienstleister) in den Datensatz ein. Des Weiteren finden Reihen wie beispielsweise die Produktion, Auftragseingänge, Inlands- und Auslandsumsatz, Exporte und Importe für folgende einzelne Branchen des Verarbeitenden Gewerbes Eingang in den Datensatz: Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung; Textil- und Bekleidungsgewerbe; Ledergerbergewerbe; Holzgewerbe (ohne Herstellung von Möbeln); Papier-, Verlags- und Druckgewerbe; Kokerei, Mineralölverarbeitung, Herstellung und Verarbeitung von Spalt- und Brutstoffen; Herstellung von chemischen Erzeugnissen; Herstellung von Gummi und Kunststoffwaren; Glasgewerbe, Herstellung von Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden; Metallherzeugung und -bearbeitung, Herstellung von Metallherzeugnissen; Maschinenbau; Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen; Elektrotechnik, Feinmechanik und Optik; Fahrzeugbau; Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielwaren und sonstigen Erzeugnissen; Recycling. Die Datenverfügbarkeit bestimmt unsere Auswahl der Daten für die einzelnen Branchen.

Einige Reihen reichen lediglich für Westdeutschland, aber nicht für Gesamtdeutschland länger zurück. In diesen Fällen rechnen wir die gesamtdeutschen Niveaus mit den westdeutschen Veränderungsraten ab Beginn der 1990er Jahre zurück.

Die Reihen werden, wie in der Faktoranalyse üblich, in mehrfacher Hinsicht transformiert: Stationarität wird, wenn notwendig, durch Differenzenbildung hergestellt; alle Variablen gehen als logarithmierte Differenzen ein, mit Ausnahme im Wesentlichen von Zinsen, Salden und Relationen, die in Niveaus (beziehungsweise logarithmierten Niveaus) einbezogen werden; die Reihen werden standardisiert und besitzen danach einen Mittelwert von 0 und eine Varianz von 1; schließlich beseitigen wir Ausreißer. Solche sind definiert als Beobachtungen der (stationären) Reihen mit absoluten Abweichungen vom Median, die den Interquartilsabstand um das Sechsfache überschreiten. Sie ersetzen wir, Stock und Watson (2005) folgend, durch den Median der vorangegangenen fünf Beobachtungen. Eine detaillierte Beschreibung der Reihen, Quellen und der Behandlung der Daten findet sich in Tabelle A.2 des Appendix.

Der Untersuchungszeitraum ist 1976Q1 bis 2008Q4. Der Anfangszeitpunkt wird dadurch bestimmt, dass die nach Herkunfts- und Zielländern disaggregierten Außenhandelsreihen erst ab dem Jahre 1976 verfügbar sind. Für unsere Wahl des langen Zeitraums spricht, dass wir möglichst viele Beobachtungen berücksichtigen können, was die Präzision der Schätzung verbessern dürfte. Insbesondere beziehen wir mit der so genannten „Volcker-Disinflation“ (einer Phase zu Beginn der Achtziger Jahre, in der die Fed mit Hilfe kontraktiver geldpolitischer Schocks die Inflation gesenkt hat) eine Sequenz US-amerikanischer geldpolitischer Schocks ein, die uns helfen könnte, geldpolitische Schocks auch für die jüngere Zeit besser zu schätzen. Ein weiterer Vorteil ist, dass wir den aktuellen Abschwung mit früheren Rezessionen, die

bis in den Beginn der Achtziger Jahre hineinreichen, vergleichen können. Gegen den langen Zeitraum spricht, dass sich durch die Globalisierung möglicherweise die Transmission externer Schocks auf Deutschland verändert hat. Des Weiteren fallen Strukturbrüche in den lange Zeitraum wie beispielsweise Änderungen des geldpolitischen Regimes in den Vereinigten Staaten und Finanzmarktinnovationen, die nicht zuletzt zur so genannten „Great Moderation“, also einem Rückgang der realwirtschaftlichen und preislichen Volatilität seit Mitte der Achtziger Jahre, beigetragen haben.

Stock und Watson (2008) haben aber gezeigt, dass bei milder Variation in den Faktorladungen (in denen sich Veränderungen in der Transmission widerspiegeln dürften) die Faktoren weiterhin konsistent geschätzt werden können. Zudem testen wir, ob die VAR-Parameter stabil sind. Dazu verwenden wir die gegenüber Heteroskedastizität robuste Version des von Nyblom (1989) und Hansen (1992) vorgeschlagenen Tests auf Parameterstabilität. Wir testen die Nullhypothese der gemeinsamen Stabilität der VAR-Parameter (inklusive Innovationsvarianz) jeder einzelnen Gleichung des VAR. Der Test liefert folgende Teststatistiken für die einzelnen  $r = 8$  VAR-Gleichungen: 1.24, 0.81, 2.05, 0.78, 0.71, 0.89, 0.94 und 1.38. Die Teststatistiken liegen allesamt deutlich unter dem 5 % kritischen Wert von 4.14 für 18 (Anzahl der Regressoren inklusive einer Konstanten und der Innovationsvarianz) Freiheitsgrade. Somit können wir die Nullhypothese der Parameterstabilität nicht ablehnen. Details zu dem Test finden sich in Nyblom (1989) und Hansen (1992).

#### **4. Impulsantwortfolgen und Varianzzerlegung von US-Faktoren**

Schaubild 1 zeigt zunächst die Impulsantwortfolgen der beobachteten US-Faktoren auf die strukturellen US-Schocks. Über die Effekte von US-Makroschock liegt bereits relativ viel Evidenz vor, mit der wir unsere Befunde vergleichen können. So können wir die Plausibilität unseres Ansatzes überprüfen. Die Ergebnisse beziehen sich auf Schocks in Größe einer Standardabweichung.<sup>9)</sup> Wir präsentieren den Median und 68 %-Konfidenzbänder.<sup>10)</sup>

Die Befunde sind sehr plausibel. US-amerikanische Angebotsschocks haben permanente Effekte auf das US-BIP und die Preise. Die Federal Funds Rate sinkt mit einer gewissen Verzögerung signifikant. US-amerikanische Nachfrageschocks beeinflussen das US-BIP zeitweise. Es kommt zu einem permanenten Anstieg der Preise und einem temporären Anstieg der Federal Funds rate. Nach US-amerikanischen geldpolitischen Schocks kommt es zu einem sofortigen Rückgang der Federal Funds Rate um knapp 60 Basispunkte (bezogen auf den Median). Diese kehrt nach etwa drei Quartalen zu ihrem Gleichgewicht zurück, und „überschießt“

---

<sup>9)</sup> Diese Impulsantwortfolgen lassen sich durch Division durch die Impulsantwortfolge etwa des US-BIP (im Falle realer Schocks) oder der Federal Funds Rate (im Falle des geldpolitischen Schocks) zum Horizont 0 leicht umrechnen in eine Reaktion nach einem Schock, der einen 1-prozentigen BIP-Anstieg beziehungsweise eine Erhöhung der Federal Funds Rate um 100 Basispunkte bewirkt.

<sup>10)</sup> Das entspricht einer Standardabweichung.

(steigt signifikant) in der Folge. Geldpolitische Schocks übertragen sich zudem verzögert auf das BIP, und es kommt zu einem permanenten Anstieg der Preise.

Tabelle 2 zeigt die Prognosefehlervarianzzerlegung für die drei US-Variablen in Bezug auf die identifizierten Schocks. Der überwiegende Teil der Prognosefehlervarianz des US-BIP wird durch die Angebotsschocks erklärt (76 vH in der mittleren Frist (5 Jahre)), konsistent mit der *Real Business Cycle*-Theorie. Die Beiträge der Nachfrageschocks (19 vH) und der geldpolitischen Schocks (4 vH) liegen deutlich darunter. Kurzfristig ist der Erklärungsgehalt der Nachfrageschocks allerdings größer (39 vH). Alle drei Schocks tragen maßgeblich zur Variation in den Preisen bei. Die Federal Funds Rate wird zum größten Teil durch die Nachfrageschocks erklärt.

## 5. Auswirkung von US-Schocks auf das deutsche BIP

Schaubild 2 zeigt die Impulsantwortfolgen des deutschen BIP nach den drei US-Schocks. Impulsantwortfolgen nach realwirtschaftlichen (Angebots- und Nachfrage-) Schocks ähneln den Impulsantwortfolgen des US-amerikanischen BIP. So kommt es nach einem Angebotsschock in den Vereinigten Staaten ebenfalls zu einer permanenten Erhöhung des deutschen BIP. Dieses steigt im Quartal des Schocks um rund 0,1 vH und dann weiter um etwas über 0,2 vH nach etwa drei Quartalen und verharrt in etwa auf dem Niveau. Ein US-amerikanischer Nachfrageschock führt zu einer temporären Erhöhung des deutschen BIP, zunächst um rund 0,1 vH. Dann erfolgt ein Anstieg auf 0,25 vH nach etwa fünf Quartalen, nach etwas mehr als drei Jahren wird die Reaktion insignifikant.

Anders als die realwirtschaftlichen Schocks überträgt sich ein US-amerikanischer geldpolitischer Schock negativ auf Deutschland. Ein expansiver geldpolitischer Schock in den Vereinigten Staaten führt zu einem sehr kurzweiligen Rückgang des deutschen BIP nach einem Quartal um 0,1 vH; in der Folge ist die Impulsantwortfolge insignifikant. Eine zumindest kurzfristig negative Transmission eines externen geldpolitischen Schocks finden (allerdings für andere Länder) auch andere Studien (Kim 2001, Liu und Mumtaz 2009, Neri und Nobili 2006).<sup>11)</sup> Der nächste Abschnitt beleuchtet den zugrunde liegenden Mechanismus.

---

<sup>11)</sup> Kim (2001) untersucht die Übertragung US-amerikanischer geldpolitischer Schocks auf ein G6-Aggregat (G7 ohne die Vereinigten Staaten) zwischen 1974 und 1996 mit Hilfe eines VAR. Auf Basis eines rekursiven Identifikationsschemas findet er, dass sich ein Zinsschock kurzfristig negativ auf das G6-BIP überträgt. Neri und Nobili (2006) analysieren in einem VAR auf der Basis von kontemporären Nullrestriktionen, wie sich US-amerikanische geldpolitische Schocks zwischen den Jahren 1982 und 2005 auf den Euro-Raum übertragen. Die Autoren finden eine kurzfristig negative, langfristig aber positive Übertragung. Liu und Mumtaz (2009) untersuchen mit Hilfe eines FAVAR mit zeitvariierenden Parametern und verschiedener Identifikationsschemas zwischen 1974 und 2005 die Übertragung geldpolitischer Schocks im Rest der Welt auf das Vereinigte Königreich. Sie finden eine negative Übertragung im ersten Drittel des Untersuchungszeitraums. Danach kommt es nach externen geldpolitischen Schocks sehr kurzfristig zu einer positiven, nach zwei bis etwa fünf Quartalen aber zu einer negativen Übertragung auf das BIP des Vereinigten Königreichs. Im Gegensatz dazu finden Mumtaz und Surico (2009) auf Basis eines FAVAR mit konstanten Parametern und verschiedener Identifikationsschemas zwischen den Jahren 1974 und 2005 eine kurzfristig positive Übertragung externer geldpolitischer Schocks auf das BIP des Vereinigten Königreichs.

Tabelle 2 zeigt auch den durch die gemeinsamen (latenten und beobachteten) Faktoren erklärten Varianzanteil des deutschen BIP-Zuwachses sowie die Zerlegung der Prognosefehlervarianz der gemeinsamen Komponente des deutschen BIP. 54 vH der deutschen BIP-Entwicklung werden durch die gemeinsamen Faktoren erklärt (den restlichen Anteil erklärt die idiosynkratische Komponente). Von der Prognosefehlervarianz der gemeinsamen Komponente werden jeweils etwa 10 vH durch US-amerikanische Angebots- und Nachfrageschocks in der kurzen und mittleren Frist (1 beziehungsweise 5 Jahre) erklärt, während der US-amerikanische geldpolitische Schock nur einen sehr niedrigen Beitrag leistet (2 vH in der kurzen und mittleren Frist). Insgesamt bedeutet dies also einen Beitrag der US-Schocks von etwas über einem Zehntel an der Variation des deutschen BIP, weitgehend konsistent mit Eickmeier (2007).<sup>12)</sup>

## **6. Auswirkungen der US-Schocks auf deutsche Kernvariablen und Bedeutung verschiedener Transmissionskanäle**

Um die Effekte auf das deutsche BIP zu interpretieren und den Transmissionsmechanismus möglichst umfassend zu untersuchen, analysieren wir die Auswirkungen der Schocks auf eine Vielzahl weiterer deutscher Variablen. Schaubild 3 zeigt deren Impulsantwortfolgen.

### *Auswirkungen des US-amerikanischen Angebotschocks*

Da nach dem US-amerikanischen Angebotschock die Zinsen in Deutschland relativ zu den Zinsen in den Vereinigten Staaten kurzfristig sinken, wertet der Euro real zunächst ab. Dies verbessert kurzfristig die Wettbewerbsfähigkeit hierzulande. Allerdings sinken die Preise in den Vereinigten Staaten stärker als in Deutschland, und mittelfristig sinken die Zinsen in den Vereinigten Staaten ebenfalls stärker als in Deutschland. Beides erklärt, warum der Euro real mittelfristig (allerdings nicht signifikant) aufwertet und sich die Terms of Trade verbessern. Die anfängliche Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit erklärt den Anstieg der deutschen Exporte. Allerdings steigen die Importe in etwa demselben Maß wie die Exporte. Somit trägt der Außenhandel nach dem US-amerikanischen Angebotschock kaum zur Veränderung des deutschen BIP bei.

Der permanente Anstieg des deutschen BIP nach dem Angebotschock lässt sich vielmehr durch einen permanenten Anstieg des Konsums und der Investitionen erklären. Dazu könnte der durch die Verbesserung der Terms of Trade ausgelöste positive Einkommenseffekt beigetragen haben. Infolge der sinkenden Preise kommt es zudem zu einem Rückgang des kurzfristigen, und, in der Folge, auch des langfristigen Zinses mit positiven Auswirkungen auf Konsum und Investitionen. Auch verbessert sich die Kostensituation der Unternehmen durch ei-

---

<sup>12)</sup> Die Anteile der gemeinsamen Komponente an der Entwicklung bestimmter (stationärer) Variablen sind nicht ganz vergleichbar mit den Anteilen bestimmter Schocks an der Prognosefehlervarianz der Variablen in Niveaus bezogen auf einen bestimmten Horizont. Dennoch geben beide Größen zusammen Auskunft über die Beiträge der einzelnen Schocks an der Entwicklung der Variablen.

nen permanenten Rückgang der Lohnstückkosten sowie einen Anstieg des DAX und der Vergabe von Krediten an Unternehmen. Auch stärker ausgelastete Kapazitäten dürften die Situation der Unternehmen positiv beeinflusst haben. Der Anstieg des DAX könnte zudem einen positiven Vermögenseffekt für die privaten Haushalte nach sich ziehen, der in Deutschland allerdings (wenn er überhaupt existiert) sehr begrenzt sein dürfte (Hamburg et al. 2008). Den Konsum gestützt haben möglicherweise auch höhere reale Arbeitnehmerentgelte, ein andauernder Anstieg der Anzahl der Erwerbstätigen und – entsprechend der Permanenten Einkommenshypothese – des verfügbaren Einkommens.

Möglicherweise lässt sich der Anstieg der Nachfrage hierzulande nach dem US-amerikanischen Angebotsschock auch durch die Aufhellung des Vertrauens bei Konsumenten und Unternehmen erklären. Ein eigenständiger Vertrauenskanal lässt sich in dem hier verwendeten Ansatz allerdings nicht eindeutig identifizieren. Über eine Veränderung der Erwartungen kann die Schocktransmission über die fundamentalen Kanäle (Handel und Finanzmärkte) hinaus noch verstärkt werden. Allerdings ist offen, wie groß diese Effekte sind. Ferner ist nicht klar, ob Veränderungen in den Vertrauensmaßen lediglich fundamentale Veränderungen widerspiegeln oder auch Irrationalität bei den Marktteilnehmern und wie sich letztere wiederum auf die Realwirtschaft auswirkt.

Nach dem positiven US-amerikanischen Angebotsschock lässt sich auch ein signifikanter Rückgang der realen Immobilienpreise beobachten. Wie in Abschnitt 3 bereits erwähnt beziehen sich die hier gezeigten Immobilienpreise auf den Verkauf von Neubauten und reflektieren weniger Vermögenspreise als die Kosten im Baugewerbe.

Schließlich kommt es zu einem permanenten Anstieg der staatlichen Bruttoanlageinvestitionen, welcher sich vermutlich durch zusätzliche Steuereinnahmen in Folge des wirtschaftlichen Aufschwungs nach dem Schock erklären lässt.

#### *Auswirkungen des US-amerikanischen Nachfrageschocks*

Der US-Nachfrageschock überträgt sich ebenfalls positiv auf Deutschland. Preise und Zinsen steigen in den Vereinigten Staaten stärker als in Deutschland. Der Euro wertet entsprechend real ab. Die Handelsbilanz verbessert sich dadurch, auch weil ein Teil der Nachfragerhöhung in den Vereinigten Staaten die Importnachfrage betrifft. Gleichzeitig kommt es zu einer Verschlechterung der Terms of Trade und somit zu einem negativen Einkommenseffekt, was unter anderem erklären könnte, dass der Konsum gar nicht und die Investitionen nur kurzfristig positiv reagieren.

Der Anstieg der Preise in Deutschland und, in der Folge, auch der kurzfristigen und langfristigen Zinsen (nachdem diese in der sehr kurzen Frist zunächst zurückgegangen waren) dürfte

mittelfristig ebenfalls eine dämpfende Wirkung auf Konsum und Investitionen ausgeübt haben. So wird trotz eines allerdings nur temporären Anstiegs des verfügbaren Einkommens, der Arbeitnehmerentgelte und der Beschäftigung und trotz möglicherweise durch den Anstieg des DAX ausgelöster positiver Vermögenseffekte sowie einer Aufhellung des Konsumentenvertrauens nicht signifikant mehr konsumiert.

Der kurzfristige Anstieg der Bruttoanlageinvestitionen lässt sich durch gesunkene Refinanzierungskosten für Unternehmen infolge des DAX-Anstiegs, eine Erhöhung der Stundenproduktivität und der Kapazitätsauslastung, kurzfristig rückgängige Zinsen und möglicherweise eine Aufhellung des Unternehmensvertrauens erklären.

#### *Auswirkungen des US-amerikanischen geldpolitischen Schocks*

Infolge eines expansiven geldpolitischen Schocks in den Vereinigten Staaten kommt es zunächst zu einer kurzfristigen Aufwertung des Euro, vermutlich weil die Zinsen in den Vereinigten Staaten stärker sinken als in Deutschland (ungedekte Zinsparität), und zu einer Verschlechterung der deutschen Wettbewerbsfähigkeit.<sup>13)</sup> Mittelfristig kommt es aber zu einer Abwertung, da die Preise in Deutschland weniger stark steigen als in den Vereinigten Staaten. Die Importpreise (hier nicht gezeigt) sinken temporär durch die anfängliche Wechselkursveränderung. Da gleichzeitig das allgemeine Preisniveau steigt, substituieren die Marktteilnehmer inländische durch relativ billig gewordene ausländische Güter („expenditure switching“). Entsprechend sinken die Exporte zunächst und steigen dann, allerdings nicht signifikant. Die Importe sinken ebenfalls vorübergehend, allerdings in geringerem Ausmaß als die Exporte, so dass der Handel einen negativen Beitrag zur BIP-Entwicklung leistet.

Der „expenditure switching“-Effekt könnte auch den kurzfristig signifikanten Rückgang der privaten Bruttoanlageinvestitionen und den (allerdings nicht signifikanten) Rückgang des privaten Konsums erklären. Eine weitere Erklärung für die negative Übertragung des geldpolitischen Schocks könnte ein Anstieg der Rohstoffpreise nach dem Schock sein.<sup>14)</sup> Ein solcher Anstieg, der sich durch die höhere allgemeine Nachfrage in den Vereinigten Staaten nach dem Schock erklären lässt, könnte den Anstieg des allgemeinen Preisniveaus in Deutschland und, in der Folge (nach etwa zwei Jahren), der Zinsen sowie den kurzfristigen Rückgang des verfügbaren Einkommens in Deutschland erklären. Dämpfend auf die Investition dürften auch der Rückgang des DAX (der etwas überrascht), des Unternehmensvertrauens und der Kapazitätsauslastung gewirkt haben.

---

<sup>13)</sup> Der Anstieg des nominalen effektiven Wechselkurses (hier nicht gezeigt) ist stärker und persistenter als der des realen effektiven Wechselkurses.

<sup>14)</sup> Neri und Nobili (2006) finden auch, dass dieser Kanal bei der Übertragung geldpolitischer US-Schocks auf den Euro-Raum aktiv ist. Wir finden, dass sich Energiepreise in Deutschland (hier nicht gezeigt) tatsächlich erhöhen.

Diese negativen Effekte dürften verschiedene positive Effekte überkompensiert haben. So könnten das gestiegene Einkommen in den Vereinigten Staaten und die in der Folge gestiegene US-amerikanische Nachfrage nach Importgütern die deutschen Exporte *ceteris paribus* positiv beeinflusst haben („income absorption effect“). Auch könnte der Rückgang des weltweiten Realzinses infolge der expansiven Geldpolitik in den Vereinigten Staaten zu einer Verbilligung aktuell erworbener im Vergleich zu zukünftig erworbenen Konsumgütern geführt und sich die Opportunitätskosten zukünftiger Investitionen erhöht haben, was den aktuellen Konsum und die Investitionen positiv beeinflusst haben dürfte.<sup>15)</sup>

### *Varianzzerlegung*

Tabelle 2 zeigt die Beiträge der einzelnen US-Schocks und aller US-Schocks zusammengekommen an der Entwicklung deutscher Variablen. Der private Konsum ist in leicht geringerem Ausmaß von US-Schocks beeinflusst als das BIP. Der Beitrag an den Bruttoanlageinvestitionen liegt etwas darüber, was an dem sehr hohen Anteil der gemeinsamen Faktoren an der Variation der Bruttoanlageinvestitionen liegt. Während die Beiträge US-amerikanischer Schocks an der deutschen Preisentwicklung bedeutend (zwischen etwas über einem  $\frac{1}{4}$  und knapp  $\frac{1}{2}$ ) sind, liegen die Beiträge an der Entwicklung deutscher Arbeitsmarktvariablen deutlich darunter.

Handelsvariablen sind zu einem großen Teil von realwirtschaftlichen US-Schocks getrieben. Exporte und der reale effektive Wechselkurs werden vor allem von US-amerikanischen Nachfrageschocks, Importe von Nachfrage- und Angebotsschocks beeinflusst. Allerdings ist der Anteil der jeweiligen idiosynkratischen Komponente an der Entwicklung des Dienstleistungshandels und des Wechselkurses (im Gegensatz zum Warenhandel) recht groß. Bei den monetären Variablen und den Finanzmarktvariablen ergibt sich ein differenziertes Bild. Die deutschen Zinsen werden maßgeblich von US-Schocks, vor allem Nachfrageschocks, beeinflusst. Der DAX entwickelt sich – nicht überraschend – weitgehend idiosynkratisch; US-Angebots- und Nachfrageschocks erklären allerdings einen großen Anteil der Variation seiner gemeinsamen Komponente.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass sich die realwirtschaftlichen US-Schocks vor allem über den Handel, die geldpolitische Reaktion im Euro-Raum (mit der die Reaktion des deutschen Kurzfristzinses eng korreliert sein dürfte) und Aktienmärkte auf Deutschland übertragen, während sich geldpolitische Schocks in erster Linie über die Geld- und Kapitalmärkte fortpflanzen.<sup>16)</sup>

---

<sup>15)</sup> Diese Kanäle diskutieren beispielsweise Kim (2001) und Neri und Nobili (2006).

<sup>16)</sup> Der Befund, dass der Handel eine geringe Rolle bei der Übertragung geldpolitischer Schocks spielt, ist konsistent mit Kim (2001) und Neri und Nobili (2006).

## 7. Eine detaillierte Analyse des Handelskanals

In diesem Abschnitt illustrieren wir die Auswirkungen von US-Schocks auf disaggregierte Reihen des deutschen Handels, aufgespalten in Exporte beziehungsweise Importe aus einzelnen Partnerländer(n)/-regionen. Da uns keine Deflatoren für diese Variablen vorliegen, beziehen wir uns hier auf Export- und Importwerte.<sup>17)</sup> Wir zeigen lediglich die Auswirkungen der realen US-Schocks, die, wie in der vorangegangenen Analyse gezeigt, einen deutlich größeren Effekt auf das deutsche BIP und die aggregierten Handelsvariablen haben als geldpolitische US-Schocks. Ergebnisse für die geldpolitischen Schocks sind auf Anfrage erhältlich.

In Schaubild 4 zeigen wir sowohl Veränderungen der Variablen nach den US-Schocks in vH, die sich als Elastizitäten (also als prozentuale Veränderung der Exporte beziehungsweise Importe relativ etwa zur durch die Schocks ausgelösten prozentualen Veränderung des US-BIP) interpretieren lassen, als auch Veränderungen in Tausend Euro. Letzteres Maß berücksichtigt, dass der Beitrag des Handelskanals zur Transmission auch von der absoluten Handelsverflechtung abhängt. So ist aus Tabelle 3 ersichtlich, dass die Anteile der einzelnen Länder beziehungsweise Regionen am deutschen Außenhandel im Jahre 2008 merklich variieren. Der größte Anteil am deutschen Außenhandel (Exporte und Importe) entfällt mit rund 40 vH auf den Euro-Raum, gefolgt von anderen europäischen Ländern (MOEs und restliche EU-Länder und Schweiz und Norwegen), die zusammen genommen etwa ein Viertel ausmachen. Auch der Handel mit Nordamerika und Südostasien ist nicht unbedeutend. Rund 92 vH des Handels mit Nordamerika entfallen auf die Vereinigten Staaten, so dass wir vom deutschen Handel mit Nordamerika als der „direkten“ Handelsverflechtung sprechen können. Der Handel mit Japan und Lateinamerika ist wertmäßig relativ unbedeutend. Die Anteile des Handels mit der übrigen Welt sind mit über 10 vH relativ hoch, was vor allem auf die verhältnismäßig intensiven Handelsbeziehungen Deutschlands mit Russland, der Türkei und den OPEC-Staaten erklären lässt, die in der Gruppe der übrigen Welt enthalten sind. Die Wertveränderung nach den Schocks berechnen wir, indem wir die Export- beziehungsweise Importwerte des Jahres 2008 mit den prozentualen Veränderungen fortschreiben.

Gemessen an den prozentualen Veränderungen von Exporten und Importen entwickelt sich der direkte Handel (mit Nordamerika) im Ausmaß und im Verlauf ähnlich wie der Handel mit Drittländern/-regionen nach den US-Schocks, wenn auch der Handel mit Nordamerika in der Regel etwas stärker reagiert als der Handel mit den anderen Partnerländern/-regionen. Auch ist ein zeitliches Muster – dass etwa der Handel mit den Vereinigten Staaten generell dem mit Drittländern/-regionen vorläuft – nicht zu erkennen.

---

<sup>17)</sup> Insofern kann es natürlich zu Abweichungen von den im vorangegangenen Abschnitt gezeigten Entwicklungen realer Außenhandelsvariablen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen kommen.

Deutliche Unterschiede ergeben sich hingegen, wenn man die absoluten (wertmäßigen) Veränderungen betrachtet. Den mit Abstand größten Beitrag zur Veränderung der Exporte und der Importe nach allen drei US-Schocks liefert der Handel mit dem Euro-Raum. Der Handel mit den MOEs, Nordamerika selbst und anderen europäischen Ländern ist ebenfalls nicht zu vernachlässigen. Eine etwas geringere, aber noch nennenswerte Rolle spielt, den Handelsverflechtungen mit Deutschland entsprechend, der Handel mit den südostasiatischen Schwellenländern und der Gruppe der restlichen Welt bei der Übertragung vor allem von US-amerikanischen Nachfrageschocks, aber weniger von US-amerikanischen Angebotschocks. Der Handel mit Japan und Lateinamerika ist wertmäßig kaum betroffen. Da sich Exporte in und Importe aus MOEs nach allen Schocks und andere(n) europäische(n) Länder(n) nach dem geldpolitischen Schock im Vergleich zu den Exporten in und Importen aus anderen(n) Länder(n)/Regionen stärker unterschiedlich entwickeln, leistet der Handel mit diesen Ländergruppen einen Beitrag zur Entwicklung der deutschen Handelsbilanz, der in etwa vergleichbar mit dem entsprechenden Beitrag des Handels mit dem Euro-Raum und größer als der Beitrag des Handels mit anderen Ländern/Regionen ist.

## **8. Eine detaillierte Analyse der Übertragung der US-Schocks auf verschiedene Branchen**

Wir zeigen in Schaubild 5 zunächst die Entwicklung verschiedener Kennziffern (Bruttowertschöpfung und Erwerbstätige) der Branchen des Verarbeitenden Gewerbes, der Landwirtschaft, Forstwirtschaft und Fischerei, des Baugewerbes und dreier Dienstleistungsbranchen (Handel, Gastgewerbe und Verkehr; Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister; öffentliche und private Dienstleister) nach den US-Angebots- und Nachfrageschocks.

Am stärksten reagiert die Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe nach den US-Schocks. Dies lässt sich mit dem hohen Verhältnis des Exportwertes relativ zum Produktionswert von 52 vH im Verarbeitenden Gewerbe erklären; das entsprechende Verhältnis in der Gesamtwirtschaft ist mit 21 vH deutlich geringer.<sup>18)</sup> Dagegen ist die Bruttowertschöpfung in der Branche der öffentlichen und privaten Dienstleister nach allen drei US-Schocks weitgehend irreagibel.

Ein weiteres interessantes Ergebnis ist, dass der Arbeitsmarkt, hier gemessen an der Anzahl der Erwerbstätigen, im Verarbeitenden Gewerbe im Allgemeinen schwächer und verzögert reagiert im Vergleich zur Bruttowertschöpfung. Unternehmen entschließen sich möglicherweise, in wirtschaftlich schwächeren Phasen nicht zu entlassen, um die mit Neueinstellungen verbundenen Kosten zu vermeiden („labor hoarding“). Ein weiterer Faktor ist der relativ hohe Schutz der Beschäftigten vor Entlassungen in Deutschland, der in Abschwungphasen Entlas-

---

<sup>18)</sup> Stand 2006.

sungen, in Aufschwungphasen aber möglicherweise Einstellungen verhindert. Dieses Muster eines relativ trägen Arbeitsmarktes lässt sich allerdings nicht auf die anderen Branchen verallgemeinern.

Überraschend scheint zunächst auch das Auseinanderlaufen von Bruttowertschöpfung und der Anzahl der Erwerbstätigen im Baugewerbe. Hierbei ist allerdings zu beachten, dass wir, um die Anzahl der präsentierten Ergebnisse zu begrenzen, nur die Mediane und nicht die Konfidenzbänder zeigen. Die Konfidenzbänder der Impulsantwortfolgen der Variablen des Baugewerbes sind verglichen mit denen aller anderen Branchen sehr breit, und die Reaktion der Erwerbstätigen nach den US-amerikanischen Angebotsschocks sowie die Reaktion der Bruttowertschöpfung nach den Nachfrageschocks sogar nicht signifikant von Null verschieden.

Da das Verarbeitende Gewerbe besonders betroffen ist, untersuchen wir genauer die Entwicklung ausgesuchter Branchen des Verarbeitenden Gewerbes (sowie des Verarbeitenden Gewerbes insgesamt). Um die Ergebnisse übersichtlich zu halten, beschränken wir uns auf die Branchen mit dem höchsten Anteil an der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe im Jahre 2008. Darunter fallen die Branchen (in Klammern ihr Anteil an der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe): Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen, Elektrotechnik, Feinmechanik und Optik (insgesamt 20 vH); Maschinenbau (16 vH); Fahrzeugbau (15 vH); Metallerzeugung und -bearbeitung, Herstellung von Metallerzeugnissen (13 vH); sowie Herstellung von chemischen Erzeugnissen (9 vH).

Wie aus Schaubild 6 ersichtlich, ist die Produktion seit 2008Q2 in allen Branchen ähnlich stark eingebrochen. Einen relativ frühzeitigen und den kräftigsten Einbruch musste der Fahrzeugbau hinnehmen. Die Produktion im Maschinenbau sank hingegen verzögert, und die Talsohle war im zweiten Quartal 2009, anders als in den meisten anderen Branchen, noch nicht erreicht.

Entsprechend entwickeln sich auch die Impulsantwortfolgen der Produktion nach allen drei US-Schocks in allen Branchen recht ähnlich (Schaubild 7). Die liegt vermutlich daran, dass fast alle betrachteten Branchen relativ stark vom Außenhandel abhängig sind. So beträgt das Verhältnis des Exportwertes relativ zum Produktionswert in der Chemischen Industrie 82 vH, in der Branche Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen, Elektrotechnik, Feinmechanik und Optik 75 vH, im Maschinenbau 65 vH und im Fahrzeugbau 62 vH.<sup>19)</sup> Die Ausnahme bildet die Metallerzeugung mit einem Export-Produktionsverhältnis von nur 27 vH. Eine Interpretation dafür, dass die Produktion in der Metallerzeugung aktuell dennoch einen merklichen Rückgang erfährt und auch im Durchschnitt über den gesamten Untersuchungszeitraum ähnlich stark wie in den anderen Branchen nach den US-

---

<sup>19)</sup> Stand 2006.

Schocks reagiert (türkise Linie), ist, dass in der Metallerzeugung Vorleistungsgüter für die anderen Branchen hergestellt werden und sich ein Nachfrageeinbruch in den anderen Branchen auch negativ auf die Produktion in der Metallerzeugung auswirkt. Diese Vermutung wird dadurch gestützt, dass die Auftragseingänge sowie der Inlandsumsatz in der Metallerzeugung ausgesprochen stark reagieren.

Schaubild 7 zeigt auch, dass die Produktion im Fahrzeugbau nach US-Schocks am stärksten reagiert (rote Linie). Neben der hohen Exportabhängigkeit spielt hier vermutlich eine Rolle, dass es sich bei Fahrzeugen um dauerhafte Güter handelt, die im Abschwung als erste weniger nachgefragt werden. Am wenigstens reagibel ist, trotz des hohen Offenheitsgrades, die Produktion in der Chemischen Industrie (blaue Linie) nach dem Nachfrageschock. Schaubild 7 illustriert auch ein bekanntes zeitliches Muster für den Maschinenbau. Die Produktion und die Kapazitätsauslastung reagieren eher langsam auf die Schocks, erst nachdem sich die Auftragseingänge angepasst haben. Dies erklärt möglicherweise auch den verzögerten Einbruch der Produktion im Maschinenbau in der aktuellen Krise.

## **9. Der Einfluss von US-Schocks für die deutsche BIP-Entwicklung im aktuellen Abschwung**

In diesem Abschnitt untersuchen wir mittels einer historischen Zerlegung die Beiträge der US-Schocks zur Veränderung des deutschen BIP (in Abweichung von der deterministischen Komponente) über die Zeit, wobei wir besonderes Augenmerk auf die aktuelle Krise legen. Die historische Zerlegung ist eine Funktion der zuvor präsentierten Impulsantwortfolgen und der geschätzten Schocks (letztere sind in Schaubild A.1 des Appendix dargestellt). Da unser Untersuchungszeitraum mit dem vierten Quartal 2008 endet, können wir lediglich die Beiträge von US-Schocks bis zu diesem Zeitpunkt analysieren.

Um die Ergebnisse für Deutschland besser interpretieren zu können, identifizieren wir zunächst die Ursachen des aktuellen Abschwungs in den Vereinigten Staaten. Dazu präsentieren wir in Schaubild 8 (a) die historische Zerlegung für die Veränderung des US-amerikanischen BIP.<sup>20)</sup> Das Schaubild legt nahe, dass eine Kombination kontraktiver Angebots-, Nachfrage- und geldpolitischer Schocks für den derzeitigen Abschwung in den Vereinigten Staaten verantwortlich sind. Geldpolitische Schocks scheinen allerdings hauptsächlich zu Beginn des Abschwungs einen negativen Beitrag zur BIP-Entwicklung geleistet zu haben, während zuletzt hauptsächlich negative Angebots- und Nachfrageschocks ausschlaggebend waren. Der Beitrag

---

<sup>20)</sup> Aufgrund unserer Modellierungsstrategie wird die BIP-Veränderung gänzlich durch die drei Schocks erklärt. Geringfügige Unterschiede zwischen der Summe der Beiträge der US-Schocks und der Zeitreihe selbst können sich am Anfang des Untersuchungszeitraums ergeben, da in die Berechnung der historischen Zerlegung lediglich die Schocks ab Beginn der Untersuchungsperiode eingehen. Siehe auch die Anmerkungen zu Schaubild 10.

des Nachfrageschocks ist, gemessen an seinem im Vergleich zum Angebotsschock relativ geringen Beitrag an der Prognosefehlervarianz des BIP, verhältnismäßig groß. Dieser Befund passt durchaus zum allgemeinen Konsens, dass der Abschwung in den Vereinigten Staaten eine Vielzahl von angebotsseitigen, nachfrageseitigen sowie monetären Ursachen hat. Wie eingangs erwähnt wurde die aktuelle Rezession hervorgerufen durch den Einbruch des Finanzsystems, das Platzen der Blase auf dem US-amerikanischen Immobilienmarkt – möglicherweise verursacht sowohl durch einen Rückgang der Immobiliennachfrage als auch durch eine kontraktive Geldpolitik – eine Kreditverknappung und eine Neubewertung des Risikos. Damit kam es zu einer Umkehr der Faktoren, die im vorangegangenen Aufschwung der Jahre 2002 bis 2007 die Ungleichgewichte in den Vereinigten Staaten herbeigeführt haben.<sup>21)</sup>

Schaubild 8 (b) zeigt die historische Zerlegung der Veränderung des deutschen BIP.<sup>22)</sup> Demnach ist der aktuelle Abschwung bis Ende 2008 zu etwa einem Drittel auf US-Schocks zurückzuführen. Die größte Rolle scheinen negative US-Nachfrageschocks zu spielen. Die Beiträge von Angebotsschocks fallen etwas geringer aus. Geldpolitische Schocks haben, entsprechend ihres niedrigen Beitrags zur Prognosefehlervarianz des deutschen BIP, einen sehr geringen Einfluss.

Schaubild 8 erlaubt es uns zudem, die aktuelle mit vorangegangenen Rezessionsphasen zu vergleichen.<sup>23)</sup> Demnach ist der hohe Beitrag der US-Schocks zum aktuellen Abschwung in Deutschland nicht ungewöhnlich. Und ebenso wie die aktuelle Rezession waren die beiden vorangegangenen Rezessionsphasen durch eine Kombination von Nachfrage- und Angebotsschocks (und, in deutlich geringerem Ausmaß, geldpolitischen Schocks) gekennzeichnet. So werden für die Rezession 1990/91 pessimistische Konsumentenerwartungen, der Schuldenaufbau in den 1980er Jahren, der Anstieg des Ölpreises nach dem Einmarsch des Irak in Kuwait, eine Kreditklemme sowie eine kontraktive Geldpolitik verantwortlich gemacht (Walsh 1993). Die Rezession im Jahre 2001 wurde durch das Platzen der Dotcom-Blase herbeigeführt. Der dramatische Einbruch auf den Aktienmärkten hatte negative Vermögenseffekte für private Haushalte und einen Anstieg der Refinanzierungskosten für Unternehmen und

---

<sup>21)</sup> Jarocinski und Smets (2008) und Iacoviello und Neri (2008) finden Evidenz dafür, dass Immobiliennachfrageschocks zum jüngsten Immobilienboom beigetragen haben. Eickmeier und Hofmann (2009), Taylor (2007, 2009), Iacoviello und Neri (2008) zeigen, dass expansive US-amerikanische geldpolitische Schocks mit zum jüngsten Immobilienboom geführt haben. Die erste Studie zeigt zudem, dass die lockere Zinspolitik zu dem jüngsten Verschuldungsboom und der niedrigen Bewertung der Risiken auf Kredit- und Kapitalmärkten beigetragen hat. Zu den Arbeiten, die die Ursachen eher im nicht ausreichend regulierten Finanzsystem sehen, gehören Borio (2008), Buiters (2007) und Brunnermeier (2009).

<sup>22)</sup> Die Differenz zwischen der Zeitreihe und der Summe der Beiträge der US-Schocks entspricht im Wesentlichen den Beiträgen der übrigen gemeinsamen Faktoren und idiosynkratischer Einflüsse.

<sup>23)</sup> Wir beziehen uns auf die offizielle Abgrenzung von Rezessionsphasen durch das NBER. Danach befand sich die US-Wirtschaft zwischen Januar 1980 und Juli 1980, zwischen Juli 1981 und November 1982, zwischen Juli 1990 und März 1991, zwischen März 2001 und November 2001 sowie ab Dezember 2007 in einer Rezession.

damit negative Angebots- und Nachfrageeffekte zu Folge. Hinzu kam die erhöhte Unsicherheit nach den Terroranschlägen vom 11. September 2001.

Die beiden kurzen Rezessionen zu Beginn der 1980er Jahre hatten ihre Ursachen dagegen zunächst in einem Anstieg der Inflation während der Carter-Regierungszeit, wozu nicht zuletzt ein negativer Ölangebotschock im Jahre 1979 (der sich möglicherweise in dem US-Angebotschock widerspiegelt) beitrug, und darauf folgenden kontraktiven geldpolitischen Schocks, mit denen die Fed die Inflation auf ein merklich niedrigeres Niveau zurückzuführen beabsichtigte („Volcker Disinflation“). Nachfrageschocks haben zumindest zu Beginn der zwei Abschwungphasen in den Achtziger Jahren nur eine sehr geringe Rolle gespielt.

Wie in der Einleitung bereits erwähnt kommt in diesem Abschnitt besonders der Nachteil zum Tragen, dass das FAVAR Nichtlinearitäten nicht abbilden kann. Es gibt theoretische Argumente (Peersman und Smets 2001, Ball und Mankiw 1994) und empirische Hinweise in Bezug auf die Konjunkturübertragung von den Vereinigten Staaten auf Deutschland (JG 2001 Ziffern 466 f.) dafür, dass sich negative Schocks international stärker fortpflanzen als positive. Das FAVAR unterschätzt daher tendenziell die Auswirkungen von Abschwüngen (einschließlich des aktuellen Abschwungs).

## **10. Schlussbetrachtung**

Die Studie hat mit Hilfe eines FAVAR eine Reihe interessanter stilisierter Fakten darüber abgeleitet, wie sich US-amerikanische Angebots-, Nachfrage- und geldpolitische Schocks auf die deutsche Volkswirtschaft übertragen. Wir verwenden einen neu zusammengestellten Datensatz von über 200 deutschen Variablen und schätzen das Modell für den Zeitraum der Jahre 1976 bis 2008. Der wichtigste Vorteil dieses Ansatzes ist, dass eine Vielzahl von Variablen in das Modell einbezogen werden kann, so dass eine umfassende Analyse des (beinahe) gesamten Transmissionsmechanismus vorgenommen werden kann. Wir nutzen diese Eigenschaft und untersuchen nicht nur den direkten Handelskanal, sondern auch detailliert die Bedeutung des Handels über Drittländer sowie „neuere“ Transmissionskanäle wie die Finanzmärkte und den Vertrauenskanal. Ein weiterer wichtiger Beitrag ist die Analyse der Übertragung von US-Schocks auf einzelne Branchen in Deutschland.

Die wichtigsten Befunde sind folgende. Realwirtschaftliche (Angebots- und Nachfrage-) Schocks aus den Vereinigten Staaten übertragen sich positiv auf die realwirtschaftliche Aktivität in Deutschland, geldpolitische Schocks hingegen negativ. US-Schocks erklären im Durchschnitt über den gesamten Zeitraum etwas über ein Zehntel der Variation des deutschen BIP, wobei der geldpolitische Schock, anders als die beiden realwirtschaftlichen Schocks, nur einen sehr geringen Einfluss hat. Wir finden zudem, dass sich realwirtschaftliche Schocks in

erster Linie über den Handel, den geldpolitischen Verbund (was sich in einer starken Reaktion des deutschen Kurzfristzinses auf die US-Schocks zeigt) und (möglicherweise) die Aktienmärkte übertragen, während der geldpolitische Verbund und die Kapitalmärkte die dominierenden Kanäle bei der Übertragung geldpolitischer Schocks sind.

Wir haben zudem die Entwicklung des deutschen Außenhandels mit verschiedenen Partnerländern/-regionen nach den Schocks separat untersucht. Wir finden, dass nach den US-Schocks Exporte in und Importe aus Drittländer(n) ähnliche Veränderungsraten aufweisen wie der „direkte“ Handel (mit Nordamerika). Allerdings ist der direkte Handel von den US-Schocks tendenziell etwas stärker betroffen als der Handel mit den meisten Drittländern. Ein zeitliches Muster, dass etwa der direkte Handel vor dem indirekten Handel reagiert, ist nicht erkennbar. Aufgrund der hohen Handelsintensität Deutschlands mit dem Euro-Raum sowie anderen europäischen Ländern, darunter den MOEs, entfallen die größten (absoluten) Beiträge, gemessen an der prozentualen Veränderungsrate multipliziert mit dem Handelswert, auf diese Regionen.

Unsere Analyse der Übertragung von US-Schocks auf einzelne Branchen legt nahe, dass die Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe von solchen Schocks stärker betroffen ist als die Bruttowertschöpfung in anderen Branchen, etwa im Baugewerbe, in der Landwirtschaft, Forstwirtschaft und Fischerei sowie im Dienstleistungsgewerbe. Der Arbeitsmarkt scheint im Verarbeitenden Gewerbe mit einer Verzögerung und in geringerem Ausmaß zu reagieren. Ferner finden wir, dass die Produktion im Fahrzeugbau, der auch in der aktuellen Krise in besonderem Maße betroffen ist, stärker reagiert als die Produktion in anderen wichtigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes.

Schließlich haben wir die Einflüsse der US-Schocks im aktuellen Abschwung (bis zum Ende des Untersuchungszeitraums 2008Q4) abgeschätzt. Wir finden, dass der Rückgang der Veränderungsrate des BIP etwa zu einem Drittel auf US-Schocks zurückzuführen ist, wobei negative Nachfrageschocks am meisten erklären. Dies ist in etwa vergleichbar mit den beiden vorangegangenen US-Rezessionen 1990/91 und 2001. Die wohl wichtigsten Einschränkungen kommen insbesondere im letzten Teil der Analyse zum Tragen. Das FAVAR kann keine Asymmetrie berücksichtigen. Es gibt Hinweise darauf, dass sich negative Schocks stärker international übertragen als positive. Von daher sollte unsere Schätzung bezüglich der Betroffenheit Deutschlands im aktuellen Abschwung als Untergrenze verstanden werden. Zudem identifizieren wir nicht explizit Finanzmarktschocks wie beispielsweise Schocks, die im Bankensektor ihren Ursprung haben, die in der aktuellen Rezession aber durchaus eine Rolle gespielt haben dürften. Letztere dürften sich teilweise hinter den aggregierten Makroschocks verbergen.

**Tabelle 1: Restriktionen zur Identifikation der US-Schocks**

	$y^{us}$	$p^{us}$	$ffr$	$y^{us}-y^d$	$ffr-r^d$
US-amerikanischer Angebotsschock	$\geq$	$\leq$		$\geq$	
US-amerikanischer Nachfrageschock	$\geq$	$\geq$	$\geq$	$\geq$	
US-amerikanischer geldpolitischer Schock	$\geq, 0^{**}$	$\geq$	$\leq$		$\leq$
Schocks, die H betreffen	$0^*$	$0^*$	$0^*$		

\* bezeichnet, dass die Restriktion für die lange Frist, d.h. den maximalen Horizont, gilt. Ansonsten gelten alle Restriktionen für Horizonte 0-2.  $y^{us}$ ,  $p^{us}$ ,  $ffr$ ,  $y^d$ ,  $r^d$  bezeichnen den Logarithmus des US-amerikanischen BIP, des US-amerikanischen BIP Deflators, die Federal Funds rate, den Logarithmus des deutschen BIP beziehungsweise den deutschen Kurzfristzins.

**Tabelle 2: Varianzzerlegung**

	Durch die gemeinsamen Faktoren erklärten Varianzanteile	Durch US-Schocks erklärter Anteil an der Prognosefehlervarianz der gemeinsamen Komponente							
		US-amerik. Angebotsschock		US-amerik. Nachfrageschock		US-amerik. geldpolit. Schock		alle US-Schocks	
		1 Jahr	5 Jahre	1 Jahr	5 Jahre	1 Jahr	5 Jahre	1 Jahr	5 Jahre
<b>US-amerikanische Variablen</b>									
BIP	1.00	0.58	0.76	0.39	0.19	0.02	0.04		
BIP Deflator	1.00	0.32	0.30	0.37	0.30	0.30	0.35		
Federal Funds rate	1.00	0.02	0.09	0.79	0.69	0.19	0.21		
<b>Deutsche Variablen</b>									
BIP	0.54	0.11	0.11	0.10	0.11	0.02	0.02	0.22	0.24
Exporte (real)	0.59	0.10	0.07	0.21	0.22	0.04	0.03	0.35	0.32
Exporte Waren (real)	0.62	0.10	0.08	0.23	0.21	0.03	0.02	0.35	0.31
Exporte Dienstleistungen (real)	0.06	0.05	0.04	0.12	0.31	0.22	0.09	0.39	0.44
Importe (real)	0.66	0.17	0.19	0.15	0.14	0.02	0.02	0.33	0.36
Importe Waren (real)	0.68	0.15	0.18	0.14	0.13	0.02	0.02	0.31	0.33
Importe Dienstleistungen (real)	0.18	0.18	0.18	0.18	0.18	0.02	0.02	0.39	0.38
Realer effektiver Wechselkurs	0.19	0.02	0.03	0.32	0.39	0.02	0.09	0.35	0.51
Terms of Trade	0.57	0.02	0.07	0.25	0.21	0.03	0.18	0.29	0.46
Privater Konsum	0.52	0.09	0.12	0.02	0.04	0.01	0.02	0.12	0.18
Private Bruttoanlageinvestitionen	0.81	0.11	0.14	0.04	0.05	0.02	0.02	0.17	0.21
Erwerbstätige	0.57	0.04	0.08	0.09	0.13	0.06	0.04	0.18	0.25
Stundenproduktivität	0.23	0.13	0.05	0.12	0.12	0.02	0.07	0.27	0.23
Lohnstückkosten	0.70	0.24	0.19	0.02	0.10	0.01	0.02	0.27	0.31
Arbeitnehmerentgelte (real)	0.55	0.04	0.06	0.11	0.13	0.01	0.02	0.17	0.21
Verfügbares Einkommen (real)	0.60	0.15	0.19	0.10	0.08	0.01	0.02	0.27	0.29
Kapazitätsauslastung	0.79	0.08	0.10	0.04	0.09	0.10	0.09	0.22	0.28
Konsumentenvertrauen	0.52	0.04	0.07	0.09	0.12	0.04	0.05	0.17	0.24
Unternehmensvertrauen	0.81	0.08	0.10	0.08	0.12	0.13	0.12	0.29	0.33
Staatskonsum	0.10	0.02	0.04	0.02	0.03	0.07	0.04	0.11	0.12
Staatliche Bruttoanlageinvestitionen	0.69	0.06	0.08	0.02	0.04	0.02	0.04	0.10	0.15
BIP Deflator	0.50	0.39	0.32	0.02	0.11	0.04	0.09	0.45	0.53
Verbraucherpreise	0.67	0.33	0.36	0.07	0.16	0.08	0.21	0.47	0.72
Erzeugerpreise	0.58	0.20	0.27	0.13	0.20	0.02	0.14	0.35	0.62
3-Monatszins	0.69	0.16	0.14	0.24	0.35	0.11	0.12	0.50	0.61
10-Jahreszins	0.81	0.03	0.07	0.15	0.30	0.11	0.12	0.30	0.49
M1 (real)	0.35	0.03	0.14	0.09	0.24	0.04	0.04	0.16	0.42
Kredite an Unternehmen (real)	0.42	0.10	0.09	0.12	0.18	0.03	0.03	0.26	0.30
Kredite an private Haushalte (real)	0.64	0.02	0.02	0.08	0.05	0.20	0.14	0.29	0.21
DAX (real)	0.19	0.36	0.32	0.16	0.15	0.12	0.10	0.65	0.57
Immobilienpreise (real)	0.39	0.05	0.05	0.13	0.06	0.33	0.37	0.52	0.48

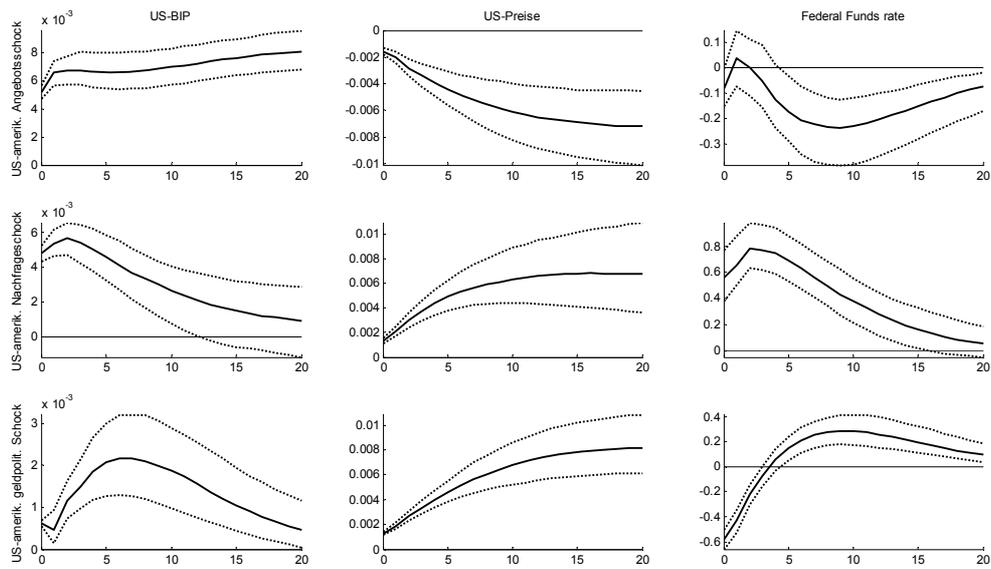
Die durch die gemeinsamen Faktoren erklärten Varianzanteile beziehen sich auf die stationären Variablen (d.h. im Allgemeinen Veränderungsrate), während sich die durch die US-Schocks erklärten Prognosefehlervarianzanteile auf die Niveaus der Variablen beziehen. Als Prognosehorizonte werden 1 Jahr und 5 Jahre betrachtet. Wir zeigen gerundete Medianbeiträge. Daher kann es zu leichten Abweichungen der Summen von 1 kommen.

**Tabelle 3: Anteile des deutschen Außenhandels mit einzelnen Ländern bzw. Regionen am deutschen Außenhandel insgesamt in 2008 in vH**

	Exporte	Importe
Nordamerika	7.8	6.1
Vereinigte Staaten	7.2	5.6
Mittel- und Südamerika	2.4	2.8
Euro-Raum	42.0	38.9
Mittel- und osteuropäische Länder	11.2	10.9
Andere europäische Länder	15.1	15.1
Südostasien	6.7	11.2
Japan	1.3	2.8
Übrige Welt	13.4	12.1
Russland	3.3	4.4
Türkei	1.5	1.2
OPEC-Staaten	2.1	1.4

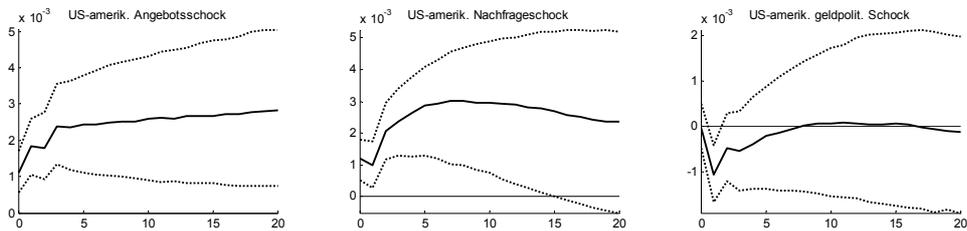
Die Ländereinteilung in die einzelnen Gruppen findet sich in Tabelle A.1.

## Schaubild 1: Impulsantwortfolgen US-amerikanischer Variablen



Gezeigt werden der Median (durchgezogene Linie) und 68%-Konfidenzbänder (gepunktete Linie) der Impulsantwortfolgen nach Schocks in Größe einer Standardabweichung.

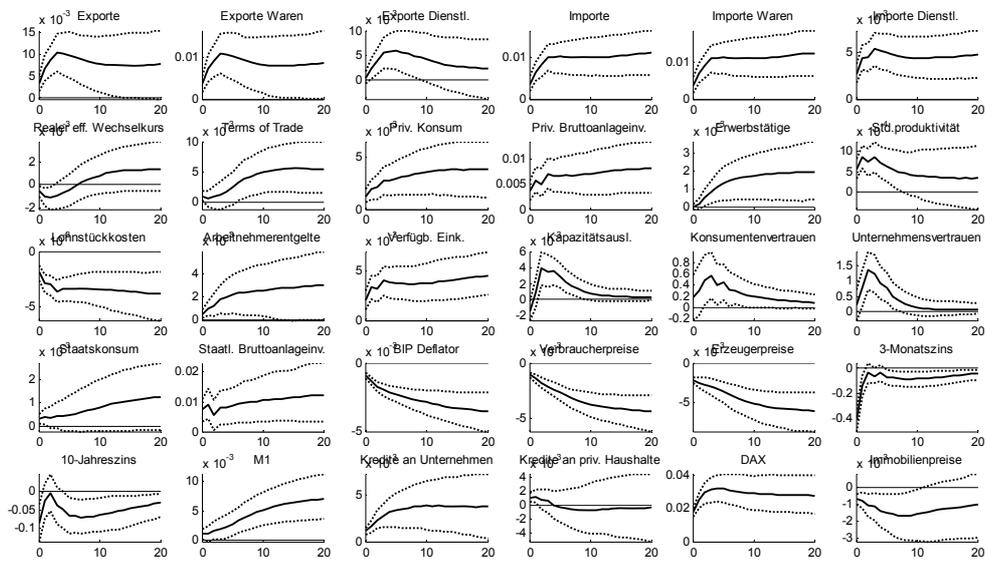
## Schaubild 2: Impulsantwortfolgen des deutschen BIP



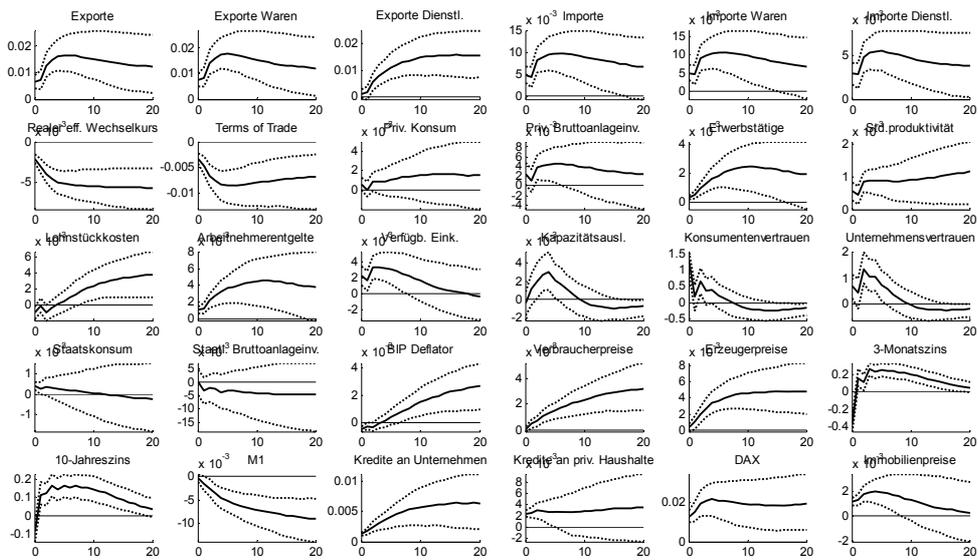
Siehe Anmerkungen zu Schaubild 1.

### Schaubild 3: Impulsantwortfolgen anderer Makrovariablen

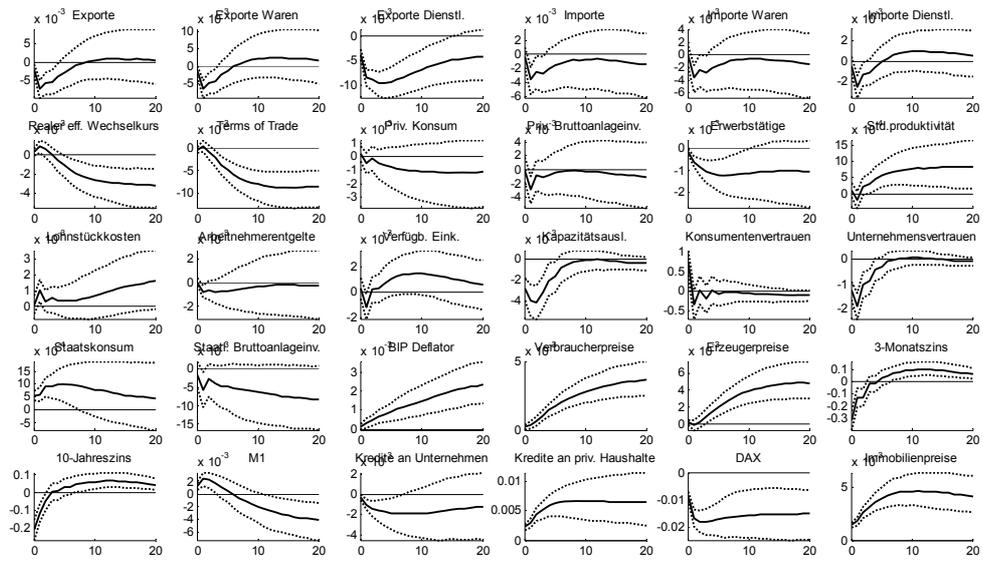
#### (a) US-amerikanischer Angebotschock



#### (b) US-amerikanischer Nachfrageschock



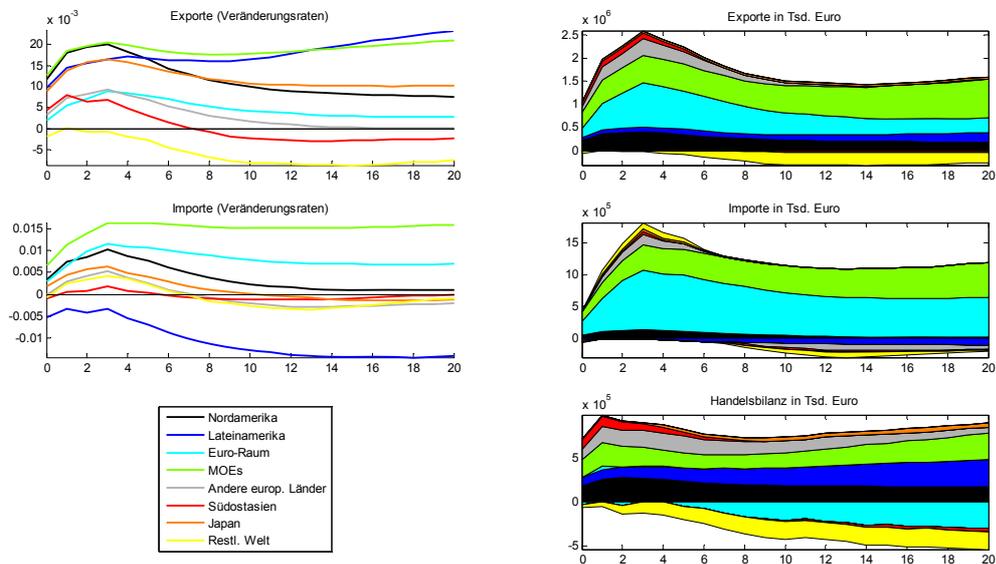
### (c) US-amerikanischer geldpolitischer Schock



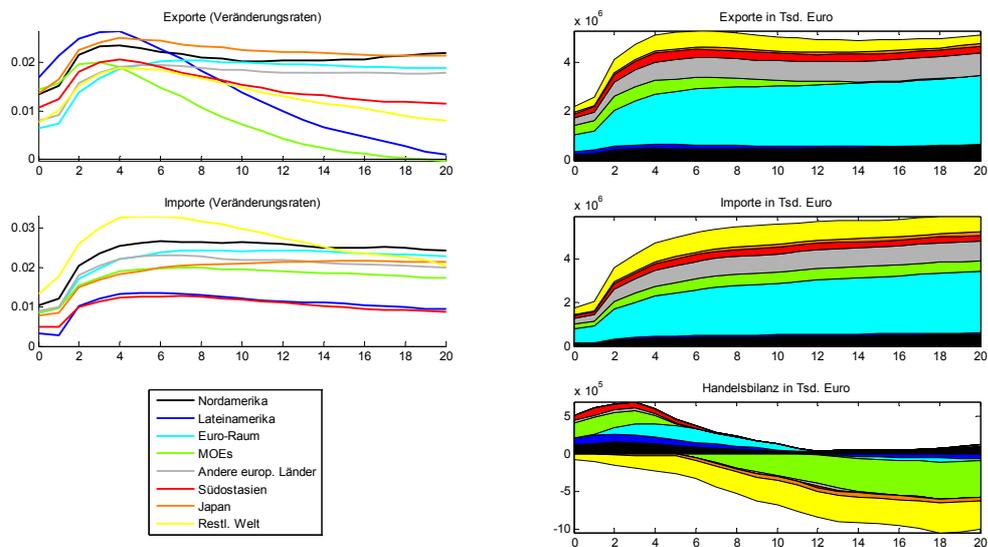
Siehe Anmerkungen zu Schaubild 1.

## Schaubild 4: Impulsantwortfolgen von Variablen des deutschen Außenhandels mit einzelnen Partnerländern/-regionen

### (a) US-amerikanischer Angebotschock



### (b) US-amerikanischer Nachfrageschock

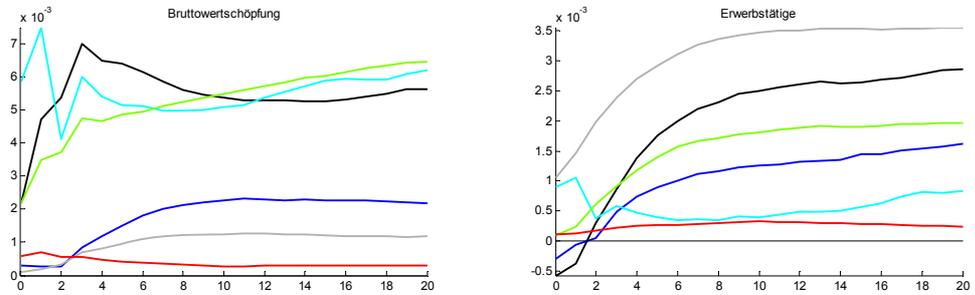


Gezeigt werden die Mediane der Impulsantwortfolgen. Die linken Schaubilder zeigen die Veränderungen der Exporte beziehungsweise Importe in vH, die rechten Schaubilder zeigen die Veränderungen der Exportbeziehungsweise Importwerte. Letztere wurden berechnet, indem die jeweiligen Durchschnittswerte des Jahres 2008 mit den Veränderungsrate nach den entsprechenden Schocks fortgeschrieben wurde.

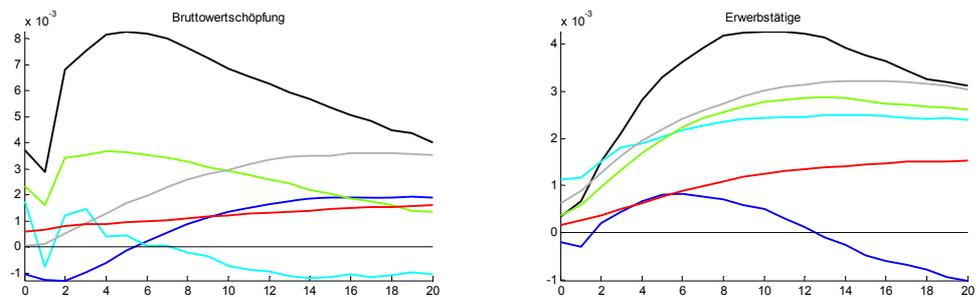
### Schaubild 5: Impulsantwortfolgen von Variablen ausgesuchter Branchen

Verarbeitendes Gewerbe (schwarz); Land- und Forstwirtschaft, Fischerei (blau); Baugewerbe (türkis); Handel, Gastgewerbe und Verkehr (grün), Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister (grau), öffentliche und private Dienstleister (rot)

#### (a) US-amerikanischer Angebotschock



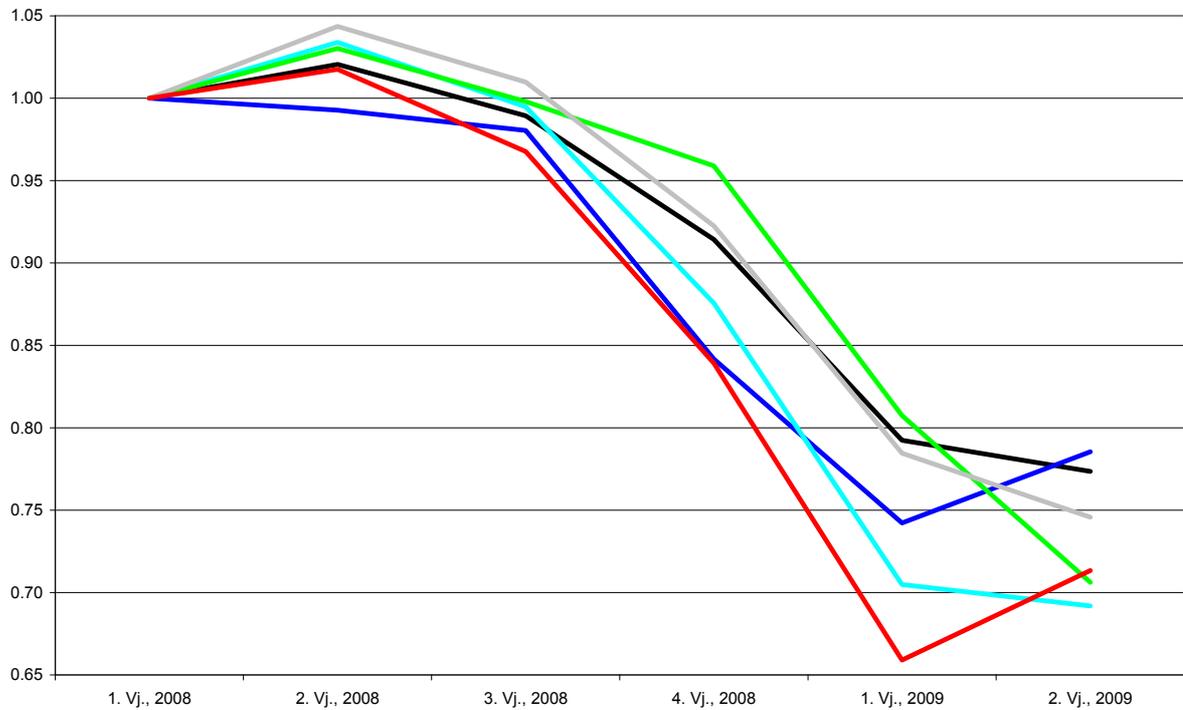
#### (b) US-amerikanischer Nachfrageschock



Gezeigt werden die Mediane der Impulsantwortfolgen.

**Schaubild 6: Produktion ausgesuchter Branchen des Verarbeitenden Gewerbes zwischen 2008Q1 und 2009Q2 (2008Q1 = 1)**

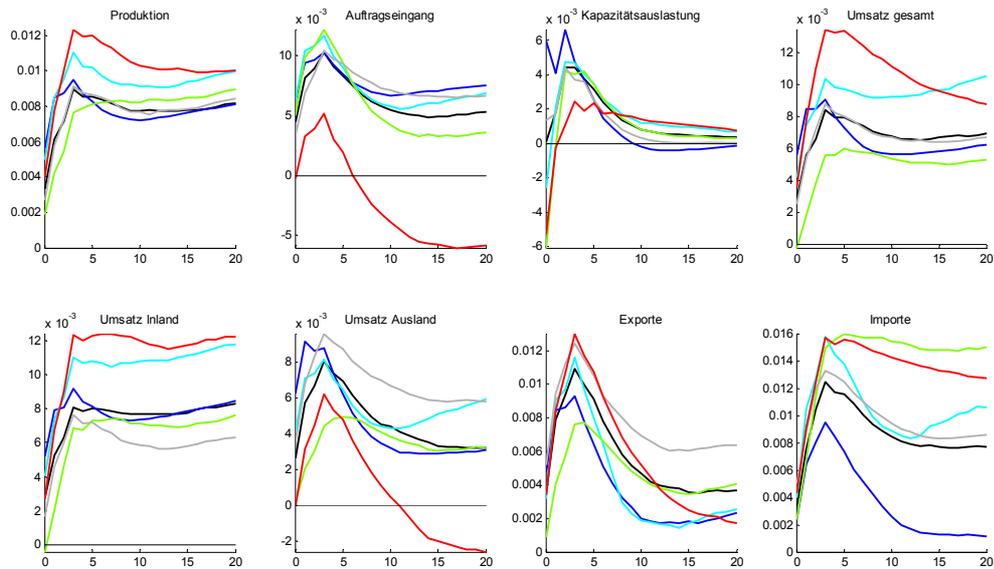
Verarbeitendes Gewerbe insgesamt (schwarz); chemische Erzeugnisse (blau); Metallherstellung und -bearbeitung, Herstellung von Metallerzeugnissen (türkis); Maschinenbau (grün); Büromaschinen, Daten verarbeitende Geräte und Einrichtungen, elektrotechnische Erzeugnisse u.a. (grau); Fahrzeugbau (rot)



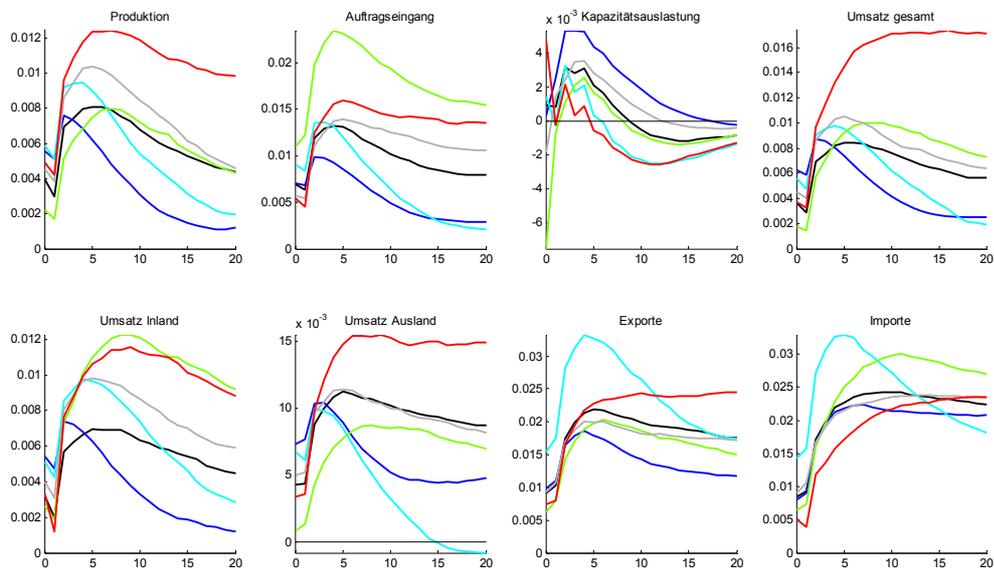
## Schaubild 7: Impulsantwortfolgen von Variablen ausgesuchter Branchen des Verarbeitenden Gewerbes

Verarbeitendes Gewerbe insgesamt (schwarz); chemische Erzeugnisse (blau); Metallherstellung und -bearbeitung, Herstellung von Metallernzeugnissen (türkis); Maschinenbau (grün); Büromaschinen, Daten verarbeitende Geräte und Einrichtungen, elektrotechnische Erzeugnisse u.a. (grau); Fahrzeugbau (rot)

### (a) US-amerikanischer Angebotsschock



### (b) US-amerikanischer Nachfrageschock

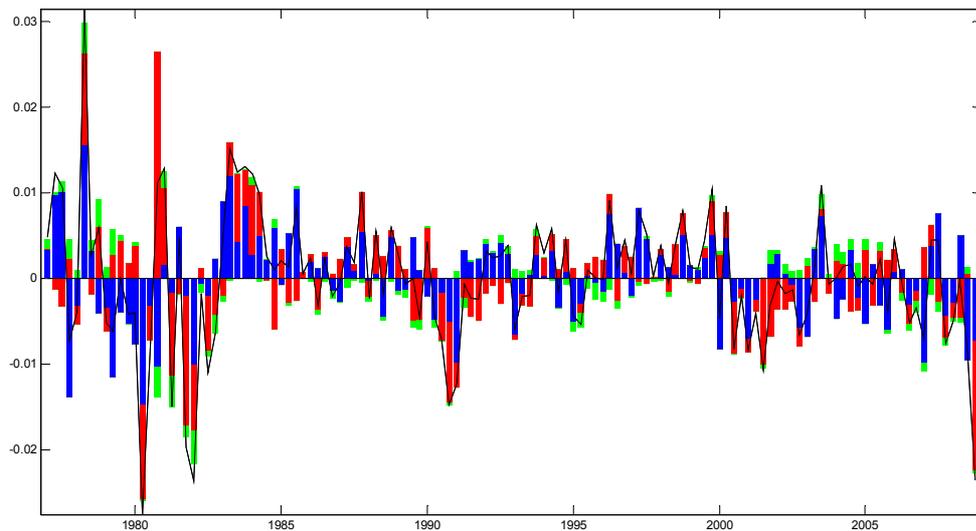


Gezeigt werden die Mediane der Impulsantwortfolgen.

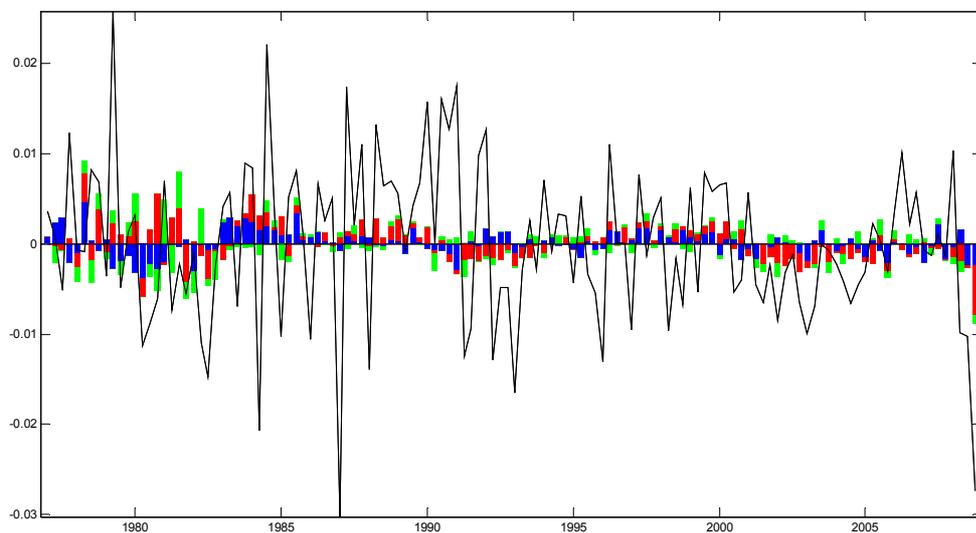
## Schaubild 8: Historische Zerlegung der US-amerikanischen und der deutschen Konjunktur

BIP-Veränderung (schwarze Linie); Beitrag des US-amerikanischen Angebotsschocks (blauer Balken), der US-amerikanischen Nachfrageschocks (roter Balken) und des US-amerikanischen geldpolitischen Schocks (grüner Balken)

(a) Veränderungsrate des US-amerikanischen BIP



(b) Veränderungsrate des deutschen BIP



Die schwarze Linie zeigt die (mittelwertbereinigte) Zeitreihe selbst. Die Balken zeigen die von den Schocks erklärten Prognosefehler. Die historische Zerlegung für Periode 0 wurde berechnet als geschätzter Schock in Periode 0 multipliziert mit der gleichzeitigen Impulsantwortfolge, für Periode 1 als geschätzter Schock in Periode 0 multipliziert mit der Impulsantwortfolge zur Periode 1 plus dem geschätzten Schock in Periode 1 multipliziert mit der gleichzeitigen Impulsantwortfolge etc. Damit ist der Prognosehorizont 0 für die ersten Beobachtung, 1 für die zweite Beobachtung, ... und T-1 für die letzte Beobachtung. Die historische Zerlegung basiert auf dem Median der Impulsantwortfolgen (der stationären Variable).

## Literaturverzeichnis

- Artis, M. J., A. B. Galvão, M. Marcellino (2007), The transmission mechanism in a changing world, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 39-61.
- Artis, M., D. Osborn, P. J. Perez (2006), The international business cycle in a changing world: volatility and the propagation of shocks in the G-7, *Open Economies Review*, 17, 255-279.
- Bai, J., S. Ng (2002), Determining the number of factors in approximate factor models, *Econometrica*, 70(1), 191-221.
- Ball L., N. Mankiw (1994), Asymmetric price adjustment and economic fluctuations, *The Economic Journal*, 104, 247-261.
- Bernanke, B., J. Boivin, P. Elias (2005), Measuring the effects of monetary policy: a Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach, *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.
- Boivin, J., M. Giannoni (2008), Global forces and monetary policy effectiveness, Chapter in NBER volume on International Dimensions of Monetary Policy, Mark Gertler and Jordi Galí eds. (forthcoming).
- Borio, C. (2008), The financial turmoil of 2007 – a preliminary assessment and some policy considerations, *BIS Working Paper 2008*.
- Brunnermeier, M. K. (2009), Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-08, *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), Winter 2009, 77-109.
- Buiter, W. (2007), Lessons from the 2007 financial crisis, *CEPR Discussion Paper No. 6596*.
- Canova, F., M. Ciccarelli (2009), Estimating multi-country VAR models, *International Economics Review*, 50(3), 929-961.
- Canova, F., M. Ciccarelli, E. Ortega (2009), Do institutional changes affect business cycles? Evidence from Europe, *Working Paper, CREI UPF Barcelona*.
- Canova, F., G. de Nicoló (2003), On the sources of business cycles in the G-7, *Journal of International Economics* 59, 77-100.
- Canova, F., J. Marrinan (1998), Sources and propagation of international output cycles: common shocks or transmission?, *Journal of International Economics*, 46, 133-166.
- Chamberlain, G., M. Rothschild (1983), Arbitrage, factor structure and mean-variance analysis in large asset markets, *Econometrica*, 51, 1305-1324.
- Del Negro, M., C. Otrok (2007), 99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across states, *Journal of Monetary Economics*, 54, 1962-1985.

- Dalsgaard, T., C. André, P. Richardson (2001), Standard shocks in the OECD Interlink model, *OECD Economics Department Working Paper* 306.
- Dees, S., F. di Mauro, M. H. Pesaran, L. V. Smith (2007), Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis, *Journal of Applied Econometrics*, January-February 2007, 22(1), 1-38.
- Dées, S., A. Saint-Guilhem (2009), The role of the United States in the global economy and its evolution over time, *ECB Working Paper* 1034.
- Dées, S., I. Vansteenkiste (2008), The transmission of US cyclical developments to the rest of the world, *ECB Working Paper* 798.
- Deutsche Bundesbank (2009), *Monatsbericht* Februar 2009, 48-49.
- Eickmeier, S. (2007), Business cycle transmission from the US to Germany – a structural factor approach, *European Economic Review*, 51(3), 521-551.
- Eickmeier, S. (2009), Comovements and heterogeneity in the euro area analyzed in a non-stationary dynamic factor model, *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 933-959.
- Eickmeier, S., J. Breitung (2006), How synchronized are new EU member states with the euro area? Evidence from a structural factor model, *Journal of Comparative Economics*, 34, 538-563.
- Eickmeier, S., B. Hofmann (2009), Monetary policy, housing booms and financial (im)balances in the U.S., mimeo.
- Faust, J. (1998), The robustness of identified VAR conclusions about money, *Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy*, 49, 207-244.
- Fry, R., A. Pagan (2007), Some issues in using sign restrictions for identifying structural VARs. *NCER Working Paper* 14.
- Galí, J. (1992), How well does the IS-LM model fit postwar US data? *Quarterly Journal of Economics*, 709-738.
- Gerlach, S., F. Smets (1995), The monetary transmission mechanism: evidence from the G7 countries. *CEPR Discussion Paper* 1219.
- Hamburg, B., M. Hoffmann, J. Keller (2008), Consumption, wealth and business cycles: why is Germany different?, *Empirical Economics*, 34, 451-476.
- Hansen, B. E. (1992), Testing for parameter instability in linear models, *Journal of Policy Modelling*, 14(4), 517-533.
- Iacoviello, M., S. Neri (2008), Housing market spillovers: Evidence from an estimated DSGE model, *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.
- IWF (2001), Monetary and exchange rate policies of the Euro Area, Country Report 01/60.

- Jarocínski, M., F. Smets (2008), House prices and the stance of monetary policy, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July-August 2008, 90(4), 339-65.
- Kilian, L. (1998), Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions, *Review of Economics and Statistics*, 80(2), May 1998, 218-230.
- Kim, S. (2001), International transmission of U.S. monetary policy shocks: evidence from VARs, *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 339-372.
- Liu, P., H. Mumtaz (2009), International transmission of shocks: a time-varying factor augmented VAR approach to the open economy, mimeo, Bank of England.
- Maier, P., G. Vasishtha (2009), How foreign shocks affect the Canadian economy: a factor-augmented approach, präsentiert bei der Konferenz "Computing in Economics and Finance" in Sydney, 2009.
- Monfort, A., J. P. Renne, R. Ruffer, G. Vitale (2004), Is economic activity in the G7 synchronised? Common shocks vs. spillover effects, *CEPR Discussion Paper* 4119.
- Mumtaz, H., P. Surico (2009), The transmission of international shocks: a factor-augmented VAR approach, *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(s1), 71-100.
- Neri, S., A. Nobili (2006), The transmission of monetary policy shocks from the US to the euro area, *Banca d'Italia Working Paper* 606, December 2006.
- Nyblom, J. (1989), Testing for the constancy of parameters over time", *Journal of the American Statistical Association*, 84(405), 223-230.
- Peersman, G. (2005), What caused the early millennium slowdown? Evidence based on vector autoregressions, *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 185-207.
- Peersman, G., F. Smets (2001), The monetary transmission mechanism in the euro area: more evidence from VAR analysis, *ECB Working Paper* 91.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2001), *Jahresgutachten 2001*, Ziffern 458 ff.
- Sala, L. (2003), Monetary transmission in the Euro Area: a factor model approach, mimeo.
- Stock, J., M. Watson (2002), Macroeconomic forecasting using diffusion indexes, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2), 147-162.
- Stock, J., M. Watson (2005), Implications of dynamic factor models for VAR analysis, *NBER Working Paper* 11467.
- Stock, J., M. Watson (2008), Forecasting in dynamic factor models subject to structural instability, in *The Methodology and Practice of Econometrics, A Festschrift in Honour of Professor David F. Hendry*, Jennifer Castle and Neil Shephard (eds), 2008, Oxford, Oxford University Press.

- Taylor, J. (2007), Housing and monetary policy, Paper presented at the Symposium on Housing, Housing Finance, and Monetary Policy sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City in Jackson Hole, Wyoming, September 2007.
- Taylor, J. (2009), The financial crisis and the policy responses: an empirical analysis of what went wrong, *NBER Working Paper* 14631.
- Uhlig, H. (2005), What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52, 381-419.
- Walsh, C. E. (1993), What caused the 1990-1991 recession? *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1993, Number 2, 33-48.

## Appendix

### Identifikation der Schocks

Es sei  $\hat{u}_t$  der  $r \times 1$ -dimensionale Vektor der Residuen der reduzierten Form des VAR mit den latenten und beobachteten Faktoren als endogene Größen. Der  $r \times 1$ -dimensionale Vektor der (orthogonalisierten) mit Hilfe der Cholesky-Zerlegung gewonnenen Residuen  $\hat{v}_t$  wird geschätzt als

$$\hat{v}_t = \hat{A}\hat{u}_t, \quad (\text{A1})$$

wobei  $\hat{A}$  die untere Dreiecks-Cholesky-Matrix von  $\text{cov}(\hat{u}_t)$  bezeichnet. Wir partitionieren  $\hat{v}_t$  in zwei Teile, den  $M \times 1$ -dimensionalen Vektor der Cholesky-Residuen der Gleichungen des US-amerikanischen BIP-Zuwachses, der US-amerikanischen Inflation und der Federal Funds rate  $\hat{v}_t^{1 \dots M}$  und den  $r - M \times 1$ -dimensionalen Vektor der übrigen Cholesky-Residuen (der  $\hat{H}_t$ -Gleichungen)  $\hat{v}_t^{M+1 \dots r}$ , und  $\hat{v}_t = [\hat{v}_t^{1 \dots M}, \hat{v}_t^{M+1 \dots r}]'$ . Der geschätzte Vektor der strukturellen Schocks  $\hat{w}_t = [\hat{w}_t^{1 \dots M}, \hat{w}_t^{M+1 \dots r}]'$  verhält sich zu  $\hat{v}_t$  wie folgt. Es seien  $\hat{w}_t^{1 \dots M} = R\hat{v}_t^{1 \dots M}$  und  $\hat{w}_t^{M+1 \dots r} = \hat{v}_t^{M+1 \dots r}$ , wobei  $R$  die  $M \times M$ -dimensionale Rotationsmatrix bezeichnet,  $R'R = I_M$  und, per Konstruktion,  $\text{cov}(\hat{w}_t) = I_r$ .

Die Rotationsmatrix  $R$  wird so gewählt, dass die in Tabelle 1 präsentierten Identifikationsrestriktionen erfüllt sind. Die Langfristrestriktion wird implementiert, indem wir für den maximalen Horizont ( $T - p$ ) unterstellen, dass die BIP-Reaktion nach dem geldpolitischen Schock kaum von Null verschieden ist (das heißt maximal einen absoluten Wert von 0.00001 annimmt).

Jede  $M$ -dimensionale Rotationsmatrix lässt sich wie folgt parametrisieren:

$$R(\theta) = \prod_{l,n} \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & & & 0 \\ \vdots & & \cos(\theta) & & -\sin(\theta) & \vdots \\ & & & \ddots & & \\ & & & & 1 & \\ & & & & & \ddots \\ & & \sin(\theta) & & \cos(\theta) & \vdots \\ \vdots & & & & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & & & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad (\text{A2})$$

wobei nur die Reihen  $l$  und  $n$  um den Winkel  $\theta_l$  rotiert werden. Es existieren  $M(M-1)/2$  mögliche bivariate Rotationen. Somit gilt  $\theta = \theta_1, \dots, \theta_{M(M-1)/2}$ .

Tatsächlich sind für mehr als ein  $\theta$  die Vorzeichenrestriktionen erfüllt. Wir folgen Fry and Pagan (2007) und wählen aus allen  $\theta$ , für die die Vorzeichenrestriktionen erfüllt sind, denjenigen Rotationswinkel  $\theta$ , der Impulsantwortfolgen liefert, die so nahe wie möglich an ihren Medianwerten liegen. Wir ziehen zunächst so lange Rotationswinkel zufällig aus einer uniformen Verteilung zwischen 0 und  $\pi$ , bis für  $K$   $\theta$ s die Restriktionen erfüllt sind. Wir setzen  $K$  auf 200 fest, um den Rechenaufwand zu begrenzen. Für jeden gezogenen Rotationswinkel berechnen wir die Impulsantwortfolgen der restringierten Variablen auf die US-Schocks. Wir standardisieren die Impulsantwortfolgen, indem wir deren Mediane abziehen und durch die Standardabweichung über alle Modelle teilen. Für jeden Winkel  $\theta$  und einen gegebenen Horizont (hier ein Quartal), fassen wir die standardisierten Impulsantwortfolgen in einem  $L \times 1$ -dimensionalen Vektor  $\mathcal{G}$  ( $L$  ist die Anzahl der restringierten Variablen beziehungsweise der Impulsantwortfolgen). Wir wählen den Rotationswinkel  $\theta$ , der  $\mathcal{G}'\mathcal{G}$  minimiert, und bezeichnen ihn als  $\theta^*$ . Wir berechnen anschließend die Rotationsmatrix  $R(\theta^*)$  als eine Funktion von  $\theta^*$ .

Eine Alternative zu dem beschriebenen Verfahren, welches aus der Menge von Rotationswinkeln lediglich einen bestimmten auswählt, wäre, alle Winkel, für die die Restriktionen erfüllt sind, zu berücksichtigen. Allerdings besitzt dieses alternative Vorgehen zwei wesentliche Nachteile gegenüber dem von Fry und Pagan (2007) vorgeschlagenen Verfahren. Erstens reflektieren die Konfidenzbänder zusätzlich zur Schätzungenauigkeit auch die Unsicherheit, die mit der Identifikation der Schocks verbunden ist, was sich in sehr weiten Konfidenzbändern niederschlägt. Zweitens werden im Allgemeinen einige wenige zusammenfassende Statistiken (meist der Medien) gezeigt, wobei allerdings nicht garantiert ist, dass die geschätzten Schocks orthogonal sind. Beide Nachteile behebt die hier angewandte von Fry und Pagan (2007) vorgeschlagene Methode.

**Tabelle A.1: Abgrenzung der Ländergruppen für den Außenhandel<sup>1)</sup>**

<b>Nordamerika</b>	<b>Südostasien</b>	<b>Übrige Welt</b>
Grönland	Brunei Darussalam	Andere europäische Länder
Kanada	Hongkong	Albanien
Vereinigte Staaten <sup>2)</sup>	Indonesien	Andorra
	Malaysia	Belarus
<b>Mittel- und Südamerika</b>	Philippinen	Bosnien und Herzegowina
Amerikanische Jungferninseln	Singapur	Färöer
Anguilla	Südkorea	Gibraltar
Antigua und Barbuda	Taiwan	Guernsey
Argentinien	Thailand	Heiliger Stuhl
Aruba	China, Volksrepublik <sup>3)</sup>	Insel Man
Bahamas		Island
Barbados	<b>Japan</b>	Jersey
Belize		Kroatien
Bermuda	<b>Euro-Raum</b>	Liechtenstein
Bolivien	Belgien	Mazedonien, ehemalige jugoslawische Republik
Brasilien	Finnland	Moldau, Republik
Britische Jungferninseln	Frankreich <sup>4)</sup>	Montenegro
Chile	Griechenland	Russische Föderation
Costa Rica	Irland	San Marino
Dominica	Italien	Serbien <sup>7)</sup>
Dominikanische Republik	Luxemburg	Türkei
Ecuador	Malta	Ukraine
El Salvador	Niederlande	
Falklandinseln	Österreich	<b>Andere asiatische Länder</b>
Grenada	Portugal	Afghanistan
Guatemala	Slowenien	Armenien
Guyana	Spanien <sup>5)</sup>	Aserbaidschan
Haiti	Zypern	Bahrain
Honduras		Bangladesch
Jamaika	<b>Mittel- und osteuropäische Länder</b>	Besetzte palästinensische Gebiete
Kaimaninseln	Bulgarien	Bhutan
Kolumbien	Estland	Georgien
Kuba	Lettland	Indien
Mexico	Litauen	Irak
Montserrat	Polen	Iran, Islamische Republik
Nicaragua	Rumänien	Israel
Niederländische Antillen	Slowakei	Jemen
Panama	Tschechische Republik	Jordanien
Paraguay	Ungarn	Kambodscha
Peru		Kasachstan
St. Kitts und Nevis	<b>Andere europäische Länder</b>	Katar
St. Lucia	Dänemark	Kirgisistan
St. Vincent und die Grenadinen	Schweden	Korea, Demokratische Volksrepublik
Suriname	Vereinigtes Königreich <sup>6)</sup>	Kuwait
Trinidad und Tobago	Norwegen	
Turks- und Caicosinseln	Schweiz	
Uruguay		
Venezuela		

1) Stand: 1. Januar 2007.– 2) Ohne Amerikanische Jungferninseln.– 3) Ohne Hongkong.– 4) Einschließlich Französisch Guayana, Guadeloupe, Martinique, Mayotte, Monaco, Réunion und St. Pierre und Miquelon.– 5) Einschließlich Ceuta, Kanarische Inseln und Melilla.–

## noch Tabelle A.1: Abgrenzung der Ländergruppen für den Außenhandel

<p>Noch: Übrige Welt</p> <p>Noch: Andere asiatische Länder</p> <p>Laos, Demokratische Volksrepublik</p> <p>Libanon</p> <p>Macau</p> <p>Malediven</p> <p>Mongolei</p> <p>Myanmar (ehemaliges Birma)</p> <p>Nepal</p> <p>Oman</p> <p>Pakistan</p> <p>Saudi-Arabien</p> <p>Sri Lanka</p> <p>Syrien, Arabische Republik</p> <p>Tadschikistan</p> <p>Timor-Leste</p> <p>Turkmenistan</p> <p>Usbekistan</p> <p>Vereinigte Arabische Emirate</p> <p>Vietnam</p> <p>Afrika</p> <p>Ägypten</p> <p>Äquatorialguinea</p> <p>Äthiopien</p> <p>Algerien</p> <p>Angola</p> <p>Benin</p> <p>Botsuana</p> <p>Britisches Territorium im Indischen Ozean</p> <p>Burkina Faso</p> <p>Burundi</p> <p>Côte d'Ivoire</p> <p>Dschibuti</p> <p>Eritrea</p> <p>Gabun</p> <p>Gambia</p> <p>Ghana</p> <p>Guinea</p> <p>Guinea-Bissau</p> <p>Kamerun</p> <p>Kap Verde</p> <p>Kenia</p> <p>Komoren</p> <p>Kongo, Demokratische Republik</p> <p>Kongo, Republik</p> <p>Lesotho</p> <p>Liberia</p>	<p>Noch: Übrige Welt</p> <p>Noch: Afrika</p> <p>Libysch-Arabische Dschamahirija</p> <p>Madagaskar</p> <p>Malawi</p> <p>Mali</p> <p>Marokko</p> <p>Mauretanien</p> <p>Mauritius</p> <p>Mosambik</p> <p>Namibia</p> <p>Niger</p> <p>Nigeria</p> <p>Ruanda</p> <p>Sambia</p> <p>São Tomé und Príncipe</p> <p>Senegal</p> <p>Seychellen</p> <p>Sierra Leone</p> <p>Simbabwe</p> <p>Somalia</p> <p>St. Helena</p> <p>Sudan</p> <p>Südafrika</p> <p>Swasiland</p> <p>Tansania, Vereinigte Republik</p> <p>Togo</p> <p>Tschad</p> <p>Tunesien</p> <p>Uganda</p> <p>Zentralafrikanische Republik</p> <p>Ozeanien und Polarregionen</p> <p>Amerikanisch Samoa</p> <p>Amerikanische Überseeinseln, kleinere</p> <p>Antarktis</p> <p>Australien</p> <p>Bouvetinseln</p> <p>Cookinseln</p> <p>Fidschi</p> <p>Französische Südgebiete</p> <p>Französisch-Polynesien</p> <p>Guam</p> <p>Heard und McDonaldinseln</p> <p>Kiribati</p> <p>Kokosinseln</p> <p>Marshallinseln</p> <p>Mikronesien, Föderierte Staaten von (Chuuk, Kosrae, Pohnpei, Yap )</p>	<p>Noch: Übrige Welt</p> <p>Noch: Ozeanien und Polarregionen</p> <p>Nauru</p> <p>Neukaledonien</p> <p>Neuseeland</p> <p>Niue</p> <p>Nördliche Marianen</p> <p>Norfolkinseln</p> <p>Palau</p> <p>Papua-Neuguinea</p> <p>Pitcairinseln</p> <p>Salomonen</p> <p>Samoa</p> <p>Südgeorgien und die Südlichen Sandwichinseln</p> <p>Tokelau</p> <p>Tonga</p> <p>Tuvalu</p> <p>Vanuatu</p> <p>Wallis und Futuna</p> <p>Weihnachtsinseln</p>
---	---	--

6) Bis Ende 2002 einschließlich Guernsey, Insel Man und Jersey.– 7) Einschließlich Kosovo.

## Tabelle A.2: Daten

#	Variable	Transformation <sup>1)</sup>	Quelle
	<b>Variablen für die Gesamtwirtschaft</b>		
1	Bruttowertschöpfung	2	destatis
2	Erwerbstätige	2	destatis
3	Arbeitnehmerentgelte, dividiert durch den BIP Deflator	2	destatis
4	Konsumausgaben insgesamt	2	destatis
5	Konsumausgaben der privaten Haushalte	2	destatis
6	Konsumausgaben des Staates	2	destatis
7	Exporte insgesamt	2	destatis
8	Importe insgesamt	2	destatis
9	Exporte Waren	2	destatis
10	Importe Waren	2	destatis
11	Exporte Dienstleistungen	2	destatis
12	Importe Dienstleistungen	2	destatis
13	Bruttoanlageinvestitionen insgesamt	2	destatis
14	Bruttoanlageinvestitionen Ausrüstungsinvestitionen	2	destatis
15	Bruttoanlageinvestitionen Bauinvestitionen	2	destatis
16	Bruttoanlageinvestitionen Bauinvestitionen Wohnbauten	2	destatis
17	Bruttoanlageinvestitionen Bauinvestitionen Nichtwohnbauten	2	destatis
18	Bruttoanlageinvestitionen Bauinvestitionen Nichtwohnbauten Hochbau	2	destatis
19	Bruttoanlageinvestitionen Bauinvestitionen Nichtwohnbauten Tiefbau	2	destatis
20	Bruttoanlageinvestitionen Sonstige Anlagen	2	destatis
21	Bruttoanlageinvestitionen des Staates	2	destatis
22	Arbeitsproduktivität je Erwerbstätigenstunde	2	destatis
23	Lohnstückkosten (Stundenkonzept)	2	destatis
24	Verfügbares Einkommen, dividiert durch den BIP Deflator	2	destatis
25	Sparen, dividiert durch den BIP Deflator	2	destatis
26	Deflator Bruttoinlandsprodukt	2	destatis
27	Deflator Konsumausgaben	2	destatis
28	Deflator Private Konsumausgaben	2	destatis
29	Deflator Konsumausgaben des Staates	2	destatis
30	Deflator Bruttoinvestitionen	2	destatis
31	Deflator Bruttoanlageinvestitionen	2	destatis
32	Deflator Exporte	2	destatis
33	Deflator Importe	2	destatis
34	BIP DEU real Mrd Euro	2	destatis
35	Priv. Bruttoanlinv.	2	destatis
36	3 Monatsgeld, %p.a.	0	BuBa
37	Öffentliche Anleihe 9 bis 10 Jahre, %p.a.	0	OECD
38	DAX, Index 1987 = 100, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
39	Geldmenge M 1, Mrd Euro, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
40	Geldmenge M 2, Mrd Euro, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
41	Geldmenge M 3, Mrd Euro, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
42	Effektiver Wechselkurs Euro nominal, Index 1.Vj. 1999 = 100	2	EZB
43	Realer effektiver Wechselkurs auf VPI-Basis, Index 2005 = 100	2	OECD
44	Wechselkurs US-\$ zu Euro nominal	2	Bank of England
45	Kredite an inländische Unternehmen und Privatpersonen, Mrd Euro, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
46	Kredite an inländische Unternehmen und wirtschaftlich selbstständige Privatpersonen, Mrd Euro, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
47	Kredite an wirtschaftlich unselbstständige und sonstige Privatpersonen, Mrd Euro, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
48	Wohnungsbaukredite, Mrd Euro, dividiert durch BIP Deflator	2	BuBa
49	Verbraucherpreisindex, 2005 = 100	2	destatis
50	Verbraucherpreisindex Energie, 2005 = 100	2	OECD
51	Verbraucherpreisindex ohne Nahrungsmittel und Energie, 2005 = 100	2	OECD
52	Erzeugerpreisindex, 2000 = 100	2	BuBa
53	Ausfuhrpreisindex, 2000 = 100	2	destatis
54	Einfuhrpreisindex, 2000 = 100	2	destatis
55	Saldo der Leistungsbilanz, Mio Euro	0	BuBa
56	Indikator der Wettbewerbsfähigkeit, Index 1.Vj. 1999 = 100	1	BuBa
57	CONSUMER CONFIDENCE INDICATOR SADJ	0	EU
58	INDUSTRIAL CONFIDENCE INDICATOR - GERMANY SADJ	0	EU
59	INDUSTRY SURVEY: CAPACITY UTILISATION - GERMANY SADJ	1	EU
60	Hauspreise von Neubauten, dividiert durch BIP Deflator	2	Bbk
61	Terms of trade, definiert als Exportpreise dividiert durch Importpreise	2	destatis
62	Einfuhr, insgesamt	2	destatis
63	Einfuhr, Nordamerika	2	destatis
64	Einfuhr, Mittel- und Südamerika	2	destatis
65	Einfuhr, Eurozone	2	destatis
66	Einfuhr, Mittel- und osteuropäische Länder	2	destatis
67	Einfuhr, übrige Europäische Länder	2	destatis
68	Einfuhr, Südostasien	2	destatis
69	Einfuhr, Japan	2	destatis
70	Einfuhr, übrige Welt	2	destatis
71	Ausfuhr, insgesamt	2	destatis
72	Ausfuhr, Nordamerika	2	destatis
73	Ausfuhr, Mittel- und Südamerika	2	destatis
74	Ausfuhr, Eurozone	2	destatis
75	Ausfuhr, Mittel- und osteuropäische Länder	2	destatis
76	Ausfuhr, übrige Europäische Länder	2	destatis
77	Ausfuhr, Südostasien	2	destatis
78	Ausfuhr, Japan	2	destatis
79	Ausfuhr, übrige Welt	2	destatis

## noch Tabelle A.2: Daten

<b>80-196 Variablen für einzelne Branchen des Verarbeitenden Gewerbes<sup>1)</sup> und das Verarbeitende Gewerbe insgesamt</b>		
Auftragsingang <sup>2)</sup>	2	destatis
Produktion	2	destatis
Umsatz insgesamt <sup>3)</sup>	2	destatis
Umsatz Inland <sup>3)</sup>	2	destatis
Umsatz Ausland <sup>3)</sup>	2	destatis
Einfuhr	2	destatis
Ausfuhr	2	destatis
ifo Kapazitätsauslastung <sup>4)</sup>	1	destatis
Aktienindex <sup>5)</sup>	2	destatis
<b>197-215 Variablen für einzelne Branchen<sup>6)</sup></b>		
Bruttowertschöpfung	2	destatis
Erwerbstätige	2	destatis
Arbeitnehmerentgelte	2	destatis

1) Darunter fallen die Branchen Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung (DA); Textil- und Bekleidungsgewerbe (DB); Ledergewerbe; Holzgewerbe (ohne Herstellung von Möbeln) (DC); Papier-, Verlags- und Druckgewerbe (DD); Kokerei, Mineralölverarbeitung, Herstellung und Verarbeitung von Spalt- und Brutstoffen (DE); Herstellung von chemischen Erzeugnissen (DF); Herstellung von Gummi und Kunststoffwaren (DG); Glasgewerbe, Herstellung von Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden (DH); Metallerzeugung und -bearbeitung, Herstellung von Metallerzeugnissen (DI); Maschinenbau (DJ); Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen; Elektrotechnik, Feinmechanik und Optik (DK); Fahrzeugbau (DL); Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielwaren und sonstigen Erzeugnissen (DM); Recycling (DN).

2) fehlt für DA, DF, DN

3) fehlt für DA, DF

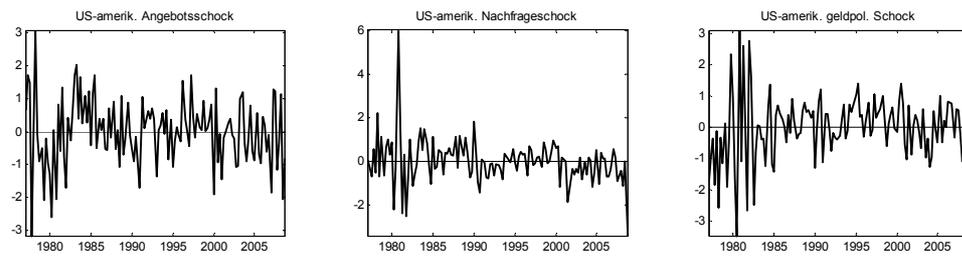
4) fehlt für DA, DN

5) fehlt für DC, DE, DF, DH, DI, DN

6) Wir betrachten die folgenden Branchen: Verarbeitendes Gewerbe; Baugewerbe; Landwirtschaft, Forstwirtschaft und Fischerei; Handel, Gastgewerbe und Verkehr; Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister; öffentliche und private Dienstleister.

7) 0: keine Transformation, 1: logarithmierte Niveaus, 2: logarithmierte Differenzen.

### Schaubild A.1: US-Schockreihen



Die Schockreihen sind derart normalisiert, dass realwirtschaftliche (Angebots- und Nachfrage-) Schocks positiv mit der Veränderung des US-amerikanischen BIP und geldpolitische Schocks positiv mit der Federal Funds rate korreliert sind.