

## **Gesamtwirtschaftliche Auswirkungen von Unsicherheit**

*Die Frage nach den Folgen erhöhter Unsicherheit ist im Zusammenhang mit der globalen Rezession 2008/2009 und der europäischen Staatsschuldenkrise verstärkt in den Fokus des wirtschaftspolitischen Diskurses gerückt. Aber auch bei Ereignissen wie dem Referendum zum Verbleib des Vereinigten Königreichs in der Europäischen Union oder bei Parlamentswahlen mit anschließend schwieriger Regierungsbildung wird regelmäßig politische Unsicherheit diagnostiziert, die die wirtschaftliche Aktivität beeinträchtigen könnte. Ähnliche Wirkungen werden Unruhen an den Finanzmärkten und einer gestiegenen Unsicherheit über den wirtschaftlichen Ausblick zugeschrieben. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob es einen systematischen Einfluss von Unsicherheit auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung gibt. Trotz zahlreicher Erklärungsansätze gestaltet sich der Nachweis eines solchen Effekts als herausfordernd.*

*Ein Grund hierfür liegt im Fehlen eines allgemein anerkannten Maßes für Unsicherheit. Während sich manche Ansätze auf das politische Umfeld fokussieren und entsprechende Informationen auswerten, orientieren sich andere an der Volatilität von Finanzmarktvariablen, der Streuung von Umfrageergebnissen oder an der Prognostizierbarkeit wichtiger wirtschaftlicher Größen. Je nach zugrunde liegendem Konzept unterscheiden sich die gängigen Unsicherheitsmaße mitunter auch in ihrem Befund. Ein Vergleich ausgewählter Unsicherheitsindikatoren für den Euroraum zeigt zum Teil deutliche Diskrepanzen. Diese Unterschiede übertragen sich auf den geschätzten Zusammenhang zwischen Unsicherheit und gesamtwirtschaftlicher Entwicklung.*

*Auch kommt den Details der ökonometrischen Modellierung eine bedeutende Rolle bei der adäquaten Erfassung der gesamtwirtschaftlichen Folgen von Unsicherheitsschocks zu. Abhängig von der Spezifikation des Schätzansatzes können sich unterschiedliche Befunde ergeben. Zudem sind Unsicherheitsschocks häufig nur schwer von anderen Schocks mit ähnlicher Wirkungsweise, wie beispielsweise Finanzmarktschocks, zu unterscheiden.*

*Im betrachteten Zeitraum lassen sich trotz der genannten Schwierigkeiten für den Euroraum statistisch signifikante Zusammenhänge zwischen Unsicherheitsschocks und der Realwirtschaft nachweisen. Insbesondere während der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 lastete Unsicherheit spürbar auf der gesamtwirtschaftlichen Aktivität. In der jüngeren Vergangenheit gab es hingegen keine Hinweise auf makroökonomische Belastungen durch Unsicherheitsschocks.*

## ■ Motivation

*Verstärktes  
Interesse an den  
wirtschaftlichen  
Folgen von  
Unsicherheit*

In den letzten zehn Jahren ist die Frage nach den Folgen erhöhter Unsicherheit für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung verstärkt in den Fokus der wirtschaftspolitischen Diskussion gerückt. Wesentliche Gründe hierfür waren die globale Finanz- und Wirtschaftskrise sowie die folgende Staatsschuldenkrise im Euroraum. Die erheblichen wirtschaftlichen Verwerfungen der Krisenjahre sowie eine – im Vergleich zu früheren Zyklen – nur zögerliche konjunkturelle Erholung wurden nicht zuletzt als eine Folge gestiegener Unsicherheit angesehen. Auch die im Zuge des „Brexit“-Referendums zu beobachtende Nervosität an den Finanzmärkten sowie die im Vorfeld einiger bedeutender europäischer Parlamentswahlen diskutierte Ungewissheit über deren Ausgang und mögliche Folgen verstärkten das Interesse an den gesamtwirtschaftlichen Kosten erhöhter Unsicherheit.

*Mögliche  
Wirkungskanäle  
von Unsicherheit*

Grundsätzlich sind zahlreiche Wirkungskanäle vorstellbar, über die Unsicherheit einen negativen Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität nehmen kann.<sup>1)</sup> Hierzu zählt beispielsweise ein zögerliches Investitions- oder Konsumverhalten. Investitionen können häufig nur schwer oder gar nicht rückgängig gemacht werden. Dies kann zur Folge haben, dass Unternehmen Investitionsvorhaben bei erhöhter Unsicherheit aufschieben, um die Entscheidung später bei besserer Informationslage zu treffen.<sup>2)</sup> Private Haushalte verhalten sich im Hinblick auf den Erwerb langlebiger Konsumgüter möglicherweise ähnlich.<sup>3)</sup> Negative gesamtwirtschaftliche Folgen können sich auch bei erhöhter Vorsichtersparnis von Haushalten wegen der damit verbundenen Kürzung von Konsumausgaben ergeben.<sup>4)</sup> Ferner kann eine erfolgsabhängige Entlohnung der Unternehmensleitung unter erhöhter Unsicherheit zu gesteigerter Vorsicht und damit zögerlichen Investitionsentscheidungen führen.<sup>5)</sup> Auch unsicherheitsbedingte Finanzmarktreaktionen – wie steigende Risikoaufschläge und eine Einschränkung der Kreditvergabe – können die realwirtschaftliche Entwicklung beeinträchtigen.<sup>6)</sup>

Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, wie stark Unsicherheitsschocks die gesamtwirtschaftliche Entwicklung im Euroraum in den letzten Jahren belastet haben.

## ■ Ansätze zur Erfassung von Unsicherheit

Die Abschätzung der gesamtwirtschaftlichen Wirkungen von Unsicherheit setzt eine angemessene Erfassung dieses Einflussfaktors voraus. Zwar ergibt sich aus theoretischen Überlegungen eine gewisse Abgrenzung des Konzeptes Unsicherheit, insbesondere gegenüber dem Risiko als einer mit Wahrscheinlichkeiten belegbaren Größe<sup>7)</sup> und Überraschungen als Erwartungsfehlern<sup>8)</sup>. Ein eindeutiges Maß ergibt sich daraus jedoch nicht. Gängige Un-

*Kein eindeutiges  
Maß für  
Unsicherheit*

<sup>1</sup> Ein Überblick zu den möglichen Wirkungskanälen findet sich u. a. in: N. Bloom (2014), Fluctuations in uncertainty, *Journal of Economic Perspectives* 28 (2), S. 153–176.

<sup>2</sup> Vgl.: B. S. Bernanke (1983), Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment, *The Quarterly Journal of Economics* 98 (1), S. 85–106; R. S. Pindyck (1991), Irreversibility, uncertainty, and investment, *Journal of Economic Literature* 29 (3), S. 1110–1148; sowie Deutsche Bundesbank, Unsicherheit, Handlungsfreiheit und Investitionsverhalten – ein empirischer Befund für Deutschland, Monatsbericht, September 2001, S. 71ff. Ein durch Unsicherheit bedingtes zurückhaltendes Investitionsverhalten kann sich auch in einem zögerlichen Markteintritt äußern. Vgl. hierzu: A. Dixit (1989), Entry and exit decisions under uncertainty, *Journal of Political Economy* 97 (3), S. 620–638.

<sup>3</sup> Vgl.: J. C. Eberly (1994), Adjustment of consumers' durables stocks: Evidence from automobile purchases, *Journal of Political Economy* 102 (3), S. 403–436; G. Bertola, L. Guiso und L. Pistaferri (2005), Uncertainty and consumer durables adjustment, *Review of Economic Studies* 72 (4), S. 973–1007.

<sup>4</sup> Vgl. hierzu u. a.: S. Basu und B. Bundick (2017), Uncertainty shocks in a model of effective demand, *Econometrica* 85 (3), S. 937–958.

<sup>5</sup> Vgl.: B. Glover und O. Levine (2015), Uncertainty, investment, and managerial incentives, *Journal of Monetary Economics* 69 (C), S. 121–137.

<sup>6</sup> Vgl.: L. J. Christiano, R. Motto und M. Rostagno (2014), Risk shocks, *American Economic Review* 104 (1), S. 27–65; S. Gilchrist, J. W. Sim und E. Zakrajšek (2014), Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics, NBER Working Paper, Nr. 20038; I. Alfaro, N. Bloom und X. Lin (2018), The finance uncertainty multiplier, NBER Working Paper, Nr. 24571.

<sup>7</sup> Knight (1921) grenzt Unsicherheit von dem wahrheitstheoretisch fassbaren Risiko ab. Vgl.: F. H. Knight (1921), *Risk, uncertainty and profit*, Houghton Mifflin Company.

<sup>8</sup> Vgl.: C. Scotti (2016), Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro surprises, *Journal of Monetary Economics* 82 (C), S. 1–19.

sicherheitsindikatoren folgen deshalb in der Regel auch nicht einer solch strikten Trennung. Sie stellen häufig eine Mischung aus Unsicherheit, Risiko und in Einzelfällen Überraschung dar.<sup>9)</sup> Zudem unterscheiden sich die einzelnen Maße aus konzeptioneller Sicht zum Teil erheblich. Dies betrifft sowohl die Berechnungsmethode der Indikatoren als auch die dabei verwendeten Daten.

*Gängige Unsicherheitsindikatoren basieren auf der Volatilität von Finanzmarktdaten, ...*

Eine geläufige Approximation von Unsicherheit erfolgt anhand der zeitlich variierenden Volatilität von Finanzmarktdaten. Beispiele hierfür sind die aus Optionspreisen abgeleitete Volatilität von Aktienindizes sowie die implizite, aus Devisenoptionen berechnete Schwankungsintensität von Wechselkursen.<sup>10)</sup> Dahinter steht die Annahme, dass Optionspreise relevante Informationen über die Risikowahrnehmung der Marktteilnehmer beinhalten.

*... der Streuung von Zukunftserwartungen, ...*

Die Streuung von Zukunftserwartungen stellt ein weiteres häufig verwendetes Maß für Unsicherheit dar. Dieser Ansatz beruht auf der Annahme, dass die Dispersion der Prognosen von Marktakteuren oder Analysten mit steigender Unsicherheit zunimmt, während ein geringer Grad an Unsicherheit zu einem einheitlicheren Erwartungsbild führt.<sup>11)</sup> Gängige Bezugsgrößen sind hierbei das Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP), die Steigerungsrate der Verbraucherpreise sowie die Veränderung der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe.<sup>12)</sup>

*... der Inhaltsanalysen von Medien ...*

Ein anderer verbreiteter Ansatz erfasst mittels einer Inhaltsanalyse von Medien Tendenzen von Unsicherheit.<sup>13)</sup> Beispielsweise misst ein populärer Indikator für wirtschaftspolitische Unsicherheit, wie häufig in überregionalen Tageszeitungen darüber berichtet wird. Dazu werden Zeitungsartikel in fest definierten Zeitintervallen nach Schlüsselwörtern beziehungsweise Schlagwortkombinationen mit Bezug zu wirtschaftspolitischer Unsicherheit durchsucht. Aus der Intensität der Berichterstattung wird das Maß an Unsicherheit abgeleitet.

Eine generelle Kritik an den angeführten Unsicherheitskonzepten ergibt sich zum einen aus der in der Regel schmalen Datenbasis, was deren Eignung als makroökonomische Unsicherheitsmaße infrage stellt. Zum anderen differenzieren die Indikatoren nicht immer eindeutig zwischen Entwicklungen, die prognostiziert werden können, und solchen, die tatsächlich als nicht vorhersehbar eingestuft werden müssen. So ist es möglich, dass die Streuung von Zukunftseinschätzungen zwar unterschiedliche, jedoch sichere (bspw. branchen- oder firmenspezifische) Erwartungen widerspiegelt. Auch kann die Schwankungsintensität von Finanzmarktvariablen – beispielsweise aufgrund einer veränderten Stimmungslage der Marktteilnehmer – zunehmen, ohne dass dies auf Unsicherheit über die mögliche Realisierung makroökonomischer Fundamentalfaktoren zurückzuführen ist. Damit widersprechen derartige Indikatoren einer verbreiteten Auffassung, welche Unsicherheit mit der eingeschränkten Prognostizierbarkeit künftiger Entwicklungen verknüpft.<sup>14)</sup> Vor dem Hintergrund dieser beiden

*... sowie der Schwankungsintensität von Prognosefehlern*

<sup>9</sup> Ausnahmen finden sich in: G. Bekaert, M. Hoerova und M. Lo Duca (2013), Risk, uncertainty and monetary policy, *Journal of Monetary Economics* 60 (7), S. 771–788; B. Rossi, T. Sekhposyan und M. Soupre (2016), Understanding the sources of macroeconomic uncertainty, CEPR Discussion Papers, Nr. 11415; sowie C. Scotti (2016), a. a. O.

<sup>10</sup> Vgl.: N. Bloom (2009), The impact of uncertainty shocks, *Econometrica* 77 (3), S. 623–685; sowie A. Haddow, C. Hare, J. Hooley und T. Shakir (2013), Macroeconomic uncertainty: What is it, how can we measure it and why does it matter?, *Bank of England Quarterly Bulletin* 53 (2), S. 100–109.

<sup>11</sup> Vgl.: A. Girardi und A. Reuter (2017), New uncertainty measures for the euro area using survey data, *Oxford Economic Papers* 69 (1), S. 278–300.

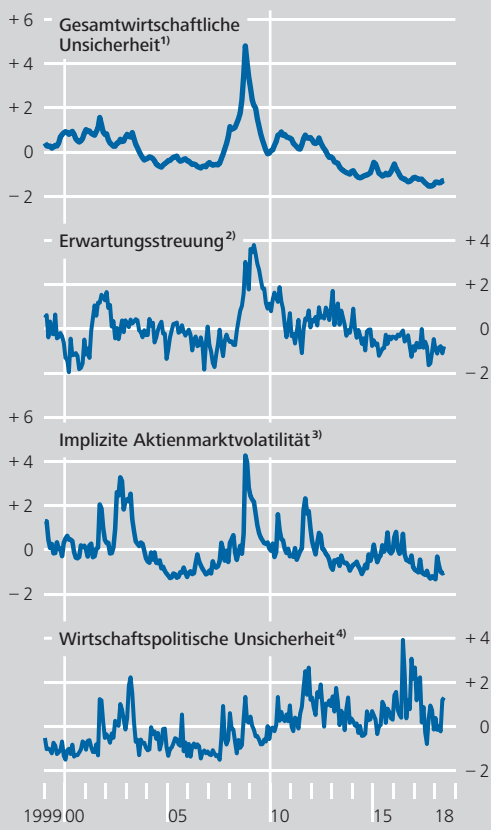
<sup>12</sup> Vgl.: N. Bloom (2009), a. a. O.; J. H. Wright (2011), Term premia and inflation uncertainty: Empirical evidence from an international panel dataset, *American Economic Review* 101 (4), S. 1514–1534; R. Bachman, S. Elstner und E. R. Sims (2013), Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data, *American Economic Journal: Macroeconomics* 5 (2), S. 217–249.

<sup>13</sup> Vgl.: S. R. Baker, N. Bloom und S. J. Davis (2016), Measuring economic policy uncertainty, *The Quarterly Journal of Economics* 131 (4), S. 1593–1636; D. Caldara und M. Iacoviello (2018), Measuring geopolitical risk, *International Finance Discussion Papers*, Nr. 1222, Board of Governors of the Federal Reserve System.

<sup>14</sup> Vgl.: K. Jurado, S. C. Ludvigson und S. Ng (2015), Measuring uncertainty, *American Economic Review* 105 (3), S. 1177–1216; sowie S. C. Ludvigson, S. Ma und S. Ng (2015), Uncertainty and business cycles: Exogenous impulse or endogenous response?, NBER Working Paper, Nr. 21803.

## Unsicherheitsmaße für den Euroraum<sup>\*)</sup>

monatlich



Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf Daten von Eurostat, Haver Analytics, Global Insight und [www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com). \* Ein Anstieg (Rückgang) der standardisierten Indikatoren impliziert eine Zunahme (Abnahme) der Unsicherheit. Als Datengrundlage dient der Zeitraum von Januar 1999 bis Juni 2018. **1** Basierend auf der Volatilität von Prognosefehlern eines umfangreichen konjunkturrelevanten Datensatzes. **2** Basierend auf der Streuung der Produktionserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe. **3** VSTOXX Volatility Index. Berechnet aus Optionen auf den Euro Stoxx 50. **4** Berechnet als arithmetisches Mittel der Economic Policy Uncertainty Indizes für Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien.  
 Deutsche Bundesbank

Kritikpunkte empfehlen jüngere Studien deshalb Unsicherheitsindikatoren aus der Volatilität von Schätzfehlern abzuleiten, die sich bei der Prognose einer breiten Auswahl konjunkturrelevanter Zeitreihen und Finanzmarktdaten ergeben.<sup>15)</sup> Die Schwankungsintensität der Prognosefehler bestimmt dabei den Grad an Unsicherheit.<sup>16)</sup>

## Entwicklung von Unsicherheitsindikatoren für den Euroraum im Zeitablauf

Der weiteren Analyse werden vier Unsicherheitsindikatoren für den Euroraum zugrunde gelegt. Dazu zählen neben einem Indikator für wirtschaftspolitische Unsicherheit<sup>17)</sup> die Schwankungsintensität des Aktienmarkts<sup>18)</sup>, die Streuung der Produktionserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe<sup>19)</sup> sowie ein auf Basis der Schwankungsintensität der nicht prognostizierbaren Komponenten konjunkturrelevanter Indi-

*Ein deskriptiver Vergleich gängiger Unsicherheitsindikatoren für den Euro-Raum ...*

**15** Die Berechnung dieses Unsicherheitsmaßes erfolgt in drei Schritten: Als erstes werden unter Verwendung eines Faktormodellansatzes die prognostizierbaren Komponenten der zugrunde liegenden makroökonomischen Zeitreihen geschätzt. Basierend auf den sich ergebenden Prognosefehlern wird in einem zweiten Schritt mithilfe eines stochastischen Volatilitätsmodells die den jeweiligen makroökonomischen Zeitreihen zuordenbare individuelle Unsicherheit in Form der bedingten Volatilität der Prognosefehler erfasst. Das Maß für die gesamtwirtschaftliche Unsicherheit ergibt sich abschließend durch Aggregation der zeitreihenspezifischen Unsicherheit. Eine detaillierte Darstellung der Methodik findet sich in: K. Jurado, S. C. Ludvigson und S. Ng (2015), a. a. O.

**16** Analysen auf Basis dieses Indikators für ausgewählte Länder des Euroraums finden sich u. a. in: Deutsche Bundesbank, Zur Investitionstätigkeit im Euro-Raum, Monatsbericht, Januar 2016, S. 33 ff.

**17** Der Index wirtschaftspolitischer Unsicherheit wird aus der Auswertung von Zeitungsartikeln abgeleitet und misst die Häufigkeit des gemeinsamen Auftretens der Wörter „Unsicherheit“, „Wirtschaft“ sowie spezifischer politikbezogener Schlüsselwörter. Eine detaillierte Darstellung des Messkonzeptes findet sich in: S. R. Baker, N. Bloom und S. J. Davis (2016), a. a. O. Der Indikator für den Euroraum wurde als einfaches arithmetisches Mittel der Indikatoren für Deutschland, Frankreich, Spanien und Italien (verfügbar unter [www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com)) berechnet.

**18** Die Berechnung der Schwankungsintensität des Aktienmarkts erfolgt anhand der von Aktienoptionen (mit einer Laufzeit von 30 Tagen) abgeleiteten impliziten Volatilität des Euro Stoxx 50.

**19** Die Streuung von Produktionserwartungen für die nächsten drei Monate im Verarbeitenden Gewerbe wird auf Grundlage monatlicher Konjunkturumfragen der Europäischen Kommission berechnet. Vgl. hierzu: R. Bachmann, S. Elstner und E. R. Sims (2013), a. a. O.; P. Meinen und O. Röhe (2017), On measuring uncertainty and its impact on investment: Cross-country evidence from the euro area, *European Economic Review* 92 (C), S. 161–179; sowie Europäische Kommission, *European Business Cycle Indicators: 4th Quarter 2016, Special topic: Measuring uncertainty using survey data – What do we measure?*, *European Economy Technical Paper* Nr. 13, Januar 2017, S. 24–28.

### Kontemporäre Korrelationen verschiedener Unsicherheitsmaße und Wechselbeziehung mit der Entwicklung des realen BIP im Euroraum<sup>1)</sup>

Variable	Gesamtwirtschaftliche Unsicherheit <sup>1)</sup>	Erwartungsstreuung <sup>2)</sup>	Implizite Aktienmarktvolatilität <sup>3)</sup>	Wirtschaftspolitische Unsicherheit <sup>4)</sup>
Reales BIP-Wachstum	-0,525***	-0,682***	-0,513***	-0,311***
Gesamtwirtschaftliche Unsicherheit <sup>1)</sup>	1,000	.	.	.
Erwartungsstreuung <sup>2)</sup>	0,593***	1,000	.	.
Implizite Aktienmarktvolatilität <sup>3)</sup>	0,721***	0,529***	1,000	.
Wirtschaftspolitische Unsicherheit <sup>4)</sup>	-0,170	0,135	0,232**	1,000

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf vierteljährlichen Daten von Eurostat, Haver Analytics, Global Insight und www.policyuncertainty.com. \* Die statistische Signifikanz der geschätzten Korrelationskoeffizienten wird unter Verwendung üblicher Niveaus durch \*\*\*/\*\*/\* gekennzeichnet. Als Datengrundlage dient der Zeitraum vom 1. Quartal 1999 bis zum 2. Quartal 2018. **1** Der Indikator basiert auf der bedingten Volatilität von Prognosefehlern eines umfangreichen konjunkturrelevanten Datensatzes. **2** Der Indikator basiert auf der Streuung der Produktionserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe. **3** VSTOXX Volatility Index. Berechnet aus Optionen auf den Euro Stoxx 50. **4** Berechnet als gewichtetes Mittel der Economic Policy Uncertainty Indizes für Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien.

Deutsche Bundesbank

katoren gebildetes gesamtwirtschaftliches Unsicherheitsmaß<sup>20)</sup>.

... zeigt trotz einiger Gemeinsamkeiten ...

In der Verlaufsbeobachtung zeigt sich, dass – mit Ausnahme des Indikators der wirtschaftspolitischen Unsicherheit – alle Unsicherheitsmaße während der globalen Finanzkrise 2008/2009 ihren Höchstwert erreichten. Zwar stieg auch der Indikator für wirtschaftspolitische Unsicherheit im Zuge der Krise an. Seinen Höhepunkt verzeichnete er jedoch im Monat der Abstimmung über den Verbleib des Vereinigten Königreichs in der Europäischen Union im Jahr 2016.<sup>21)</sup> Auch in den Folgemonaten wich das Verlaufsmuster des Index der wirtschaftspolitischen Unsicherheit von der Entwicklung der übrigen Unsicherheitsmaße ab. Während sich die wirtschaftspolitische Unsicherheit der Tendenz nach auf deutlich überdurchschnittlichem Niveau bewegte, verblieb die Unsicherheit im Euroraum gemäß der übrigen Maße im Zuge der konjunkturellen Erholung insgesamt auf einem vergleichsweise niedrigen Stand.<sup>22)</sup>

... mitunter deutliche Unterschiede im Hinblick auf den zeitlichen Verlauf ...

Die Sonderstellung des Indikators für wirtschaftspolitische Unsicherheit zeigt sich auch in einer einfachen Korrelationsanalyse. Während implizite Aktienmarktvolatilität, Erwartungsstreuung und anhand der Prognosefehlervolatilität gemessene gesamtwirtschaftliche Unsicherheit einen recht engen und gleichgerichteten Zusammenhang aufweisen, ist dies bei der wirtschaftspolitischen Unsicherheit nur eingeschränkt der Fall. Im Zusammenspiel mit dem Indikator der gesamtwirtschaftlichen Unsicherheit ergibt sich sogar ein – allerdings statistisch insignifikanter – negativer Korrelationskoeffizient. Ein besonders ausgeprägter positiver Zusammenhang findet sich zwischen der Aktienmarktvolatilität und dem Indikator der gesamtwirtschaftlichen Unsicherheit.

Alle Unsicherheitsindikatoren zeigen jedoch eine gegenläufige Entwicklung zur gesamtwirtschaftlichen Dynamik. Der einfache Korrelationskoeffizient mit der vierteljährlichen BIP-

...

<sup>20</sup> Der Index gesamtwirtschaftlicher Unsicherheit für den Euroraum ergibt sich als arithmetisches Mittel der Maße für Deutschland, Frankreich, Spanien und Italien. In die Berechnung gehen je nach Land zwischen 122 und 139 Zeitreihen ein, darunter Konjunkturindikatoren, Umfragedaten, Finanzmarktzeihen sowie Preise und Wechselkurse. Eine detaillierte Darstellung des Indexkonzeptes findet sich in: K. Jurado, S. C. Ludvigson und S. Ng (2015), a. a. O.; eine detaillierte Darstellung der Berechnungsweise für den Euroraum in: P. Meinen und O. Röhe (2017), a. a. O.

<sup>21</sup> Weitere Phasen erhöhter Unsicherheit im Euroraum werden gemäß der Indikatoren im Zuge der Anschläge vom 11. September 2001 in den USA, dem Irakkrieg des Jahres 2003 (vorwiegend Aktienmarktvolatilität, wirtschaftspolitische und makroökonomische Unsicherheit), der europäischen Staatsschuldenkrise sowie der jüngsten amerikanischen Präsidentschaftswahl (nur der Indikator wirtschaftspolitischer Unsicherheit) angezeigt.

<sup>22</sup> Dies gilt insbesondere für den Indikator der makroökonomischen Unsicherheit, der seit Oktober 2012 unter seinem langfristigen Durchschnitt verharrt.

... und die Wechselbeziehung mit der gesamtwirtschaftlichen Aktivität

Wachstumsrate erweist sich dabei für jeden der Indikatoren als statistisch signifikant. Besonders ausgeprägt ist der so gemessene negative Zusammenhang im Fall der Erwartungsstreuung, vergleichsweise schwach im Fall der wirtschaftspolitischen Unsicherheit.

## Quantifizierung von Unsicherheitseffekten für den Euroraum

Die Erfassung gesamtwirtschaftlicher Unsicherheitseffekte ...

Einfache Korrelationen geben erste Hinweise auf Zusammenhänge zwischen ökonomischen Zeitreihen. Für eine vertiefte Analyse der gesamtwirtschaftlichen Effekte von Unsicherheit werden in der angewandten Wirtschaftsforschung häufig zwei Klassen von Modellen verwendet. Neben mikrofundierten dynamischen stochastischen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen (siehe hierzu die Ausführungen auf S. 55 ff.) wird vielfach auf strukturelle Vektorautoregressionsmodelle (SVAR-Modelle) zurückgegriffen. Bei diesen Mehrgleichungsmodellen wird zunächst ein Vektor ausgewählter endogener Variablen auf seine eigenen Verzögerungen regressiert. Ein auf diese Weise geschätztes mehrdimensionales lineares Gleichungssystem kann die dynamischen Zusammenhänge zwischen einer Vielzahl makroökonomischer Schlüsselgrößen erfassen. Die Residualwerte der verschiedenen Einzelgleichungen werden anschließend zur Identifikation der Triebkräfte des Modells – den sogenannten strukturellen Schocks – herangezogen. Ziel ist es, die Wirkung dieser Störgrößen auf das System isoliert voneinander zu betrachten und die Bedeutung der einzelnen Schocks abzuschätzen.

... kann mithilfe ökonomischer Schätzverfahren vorgenommen werden

Zur Identifikation der Schocks bedarf es zusätzlicher Annahmen, die unter anderem aus der ökonomischen Theorie gewonnen werden. Die Methode der rekursiven Identifikation unterstellt beispielsweise, dass bestimmte Schocks erst verzögert auf ausgewählte Variablen wirken und keinen unmittelbaren Effekt innerhalb derselben Periode ausüben.<sup>23)</sup> Neben der gewählten Datenfrequenz entscheidet bei dieser

Identifikationsstrategie die Reihung der Variablen innerhalb des Schätzmodells, wie schnell einzelne Indikatoren im Zeitablauf auf bestimmte Störgrößen reagieren.<sup>24)</sup>

Für erste Erkenntnisse über die gesamtwirtschaftlichen Effekte von Unsicherheit im Euroraum wird ein solches SVAR-Modell mit zwei Variablen, jeweils einem der vorgestellten Unsicherheitsindikatoren sowie der Industrieproduktion (ohne Baugewerbe) als Indikator für die realwirtschaftliche Aktivität, geschätzt.<sup>25)</sup> Hierbei wird unterstellt, dass Unsicherheitschocks den Grad an Unsicherheit sowie die Realwirtschaft unmittelbar beeinflussen können. Zudem reagiert die gesamtwirtschaftliche Aktivität auch umgehend auf realwirtschaftliche Schocks. Diese wirken jedoch erst mit Verzögerung von einer Periode auf die Unsicherheit. Die Annahme einer einperiodigen Wirkungsverzögerung realwirtschaftlicher Schocks auf Unsicherheit lässt sich zumindest für einen Teil der verwendeten Unsicherheitsmaße aufgrund ihrer Vergangenheitsorientierung bei Verwendung von Monatsdaten rechtfertigen.<sup>26)</sup> Die Verwendung von Datenreihen niedrigerer Frequenz wie etwa des vierteljährlichen BIP wäre unter dieser Annahme problematischer.<sup>27)</sup>

Strukturelle Vektorautoregressionsmodelle ...

Die Bedeutung der identifizierten Schocks kann anhand sogenannter Impuls-Antwort-Folgen sowie einer Varianzzerlegung der Prognosefeh-

23 Vgl.: C. A. Sims (1980), *Macroeconomics and reality*, *Econometrica* 48 (1), S. 1–48.

24 Die technische Umsetzung der rekursiven Identifikation erfolgt in der Regel durch eine Cholesky-Zerlegung der Varianz-Kovarianz-Matrix der VAR-Residuen.

25 Vgl.: C. Scotti (2016), a. a. O.; sowie R. Bachmann, S. Elstner und E. R. Sims (2013), a. a. O.

26 Dies gilt bspw. für die auf Umfragen basierende Streuung der Produktionserwartungen. Vgl. hierzu auch: S. Leduc und Z. Liu (2016), *Uncertainty shocks are aggregate demand shocks*, *Journal of Monetary Economics* 82, S. 20–35; sowie K. Istrefi und S. Mouabbi (2018), *Subjective interest rate uncertainty and the macroeconomy: A cross-country analysis*, *Journal of International Money and Finance* 88, S. 296–313.

27 Vgl. hierzu: B. Born, S. Breuer und S. Elstner (2018), *Uncertainty and the Great Recession*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 80 (5), S. 951–971.

## Gesamtwirtschaftliche Effekte von Unsicherheit in DSGE-Modellen

Mikrofundierte dynamische stochastische allgemeine Gleichgewichtsmodelle (DSGE-Modelle) zählen seit geraumer Zeit zum Standardwerkzeug der quantitativen Makroökonomik. Charakteristisch für diese Klasse von Modellen ist der Versuch, gesamtwirtschaftliche Entwicklungen aus dem einzelwirtschaftlichen Optimierungskalkül rational handelnder Akteure zu erklären.<sup>1)</sup> Die volkswirtschaftliche Dynamik im Konjunkturverlauf wird in diesen Modellen durch vielfältige unerwartete Störungen (sog. Schocks) hervorgerufen.

Waren die DSGE-Modelle der ersten Generation noch vergleichsweise einfach, erweiterten methodische Neuerungen sowie steigende Rechnerleistungen die Möglichkeiten der Modellierung.<sup>2)</sup> Diese Entwicklung erlaubt es auch, den gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen von Unsicherheit im Rahmen von DSGE-Modellen nachzugehen. Ein Vorteil gegenüber anderen Modellierungsstrategien (etwa strukturellen Vektorautoregressionsmodellen) liegt hierbei in der Möglichkeit einer detaillierten Abbildung spezifischer Wirkungskanäle.

Unsicherheitsschocks werden in derartigen Analysen häufig als unerwartete Veränderung der Varianz ausgewählter Störgrößen abgebildet.<sup>3)</sup> Es zeigt sich, dass Friktionen in DSGE-Modellen von zentraler Bedeutung für die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen von Unsicherheitsschocks sind. Neben nominalen und realen Rigiditäten zählen hierzu insbesondere Finanzmarktunvollkommenheiten.<sup>4)</sup>

Je nach Auswahl der berücksichtigten Friktionen ergeben sich bei der Quantifizierung von Unsicherheitseffekten mitunter deutlich

unterschiedliche Ergebnisse. Dies betrifft auch aus geldpolitischer Sicht zentrale makroökonomische Schlüsselgrößen wie die gesamtwirtschaftliche Aktivität und die Preisentwicklung.

Zwar ist die Wirkungsrichtung auf die gesamtwirtschaftliche Produktion weitestgehend unumstritten: Ein Anstieg der Un-

---

**1** In DSGE-Modellen wird typischerweise unterstellt, dass die Wirtschaftsteilnehmer in ihrer Erwartungsbildung keine systematischen Fehler begehen und alle ihnen zur Verfügung stehenden Informationen optimal nutzen. Vgl. hierzu auch: Deutsche Bundesbank, Zinsuntergrenze, angestrebte Inflationsrate und die Verankerung von Inflationserwartungen, Monatsbericht, Juni 2018, S. 31ff.

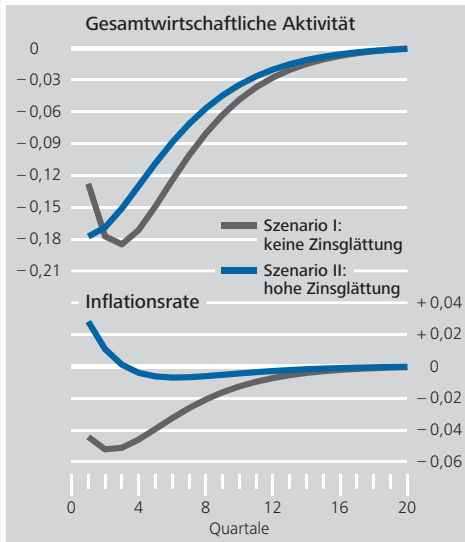
**2** Vgl.: L. J. Christiano, M. S. Eichenbaum und M. Trabandt (2018), On DSGE models, *Journal of Economic Perspectives*, 32 (3), S. 113–140.

**3** Vgl.: J. Fernández-Villaverde, P. Guerrón-Quintana, J. F. Rubio-Ramírez und M. Uribe (2011), Risk matters: The real effects of volatility shocks, *American Economic Review*, 101 (6), S. 2530–2561. Alternative Modellierungsmöglichkeiten von Unsicherheit in DSGE-Modellen finden sich u. a. in: P. D. Fajgelbaum, E. Schaal und M. Taschereau-Dumouchel (2017), Uncertainty traps, *The Quarterly Journal of Economics*, 132 (4), S. 1641–1692; sowie T. Nakata (2017) Uncertainty at the zero lower bound, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9 (3), S. 186–221.

**4** Ein Beispiel für das Zusammenspiel von Unsicherheitsschocks und realen Rigiditäten in Form von (nicht-konvexen) Anpassungskosten für Investitionen und Beschäftigung findet sich in Bloom et al. (2018). Die Wechselwirkung von Preisrigiditäten und Unsicherheitsschocks steht im Fokus der Arbeit von Basu und Bundick (2017). Zur Rolle von Finanzmarktunvollkommenheiten für die Transmission von Unsicherheit siehe u. a. Arellano et al. (2018), Christiano et al. (2014) sowie Gilchrist et al. (2014). Vgl.: L. J. Christiano, R. Motto und M. Rostagno (2014), Risk shocks, *American Economic Review*, 104 (1), S. 27–65; S. Gilchrist, J. W. Sim und E. Zakrajšek (2014), Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics, NBER Working Paper, Nr. 20038; S. Basu und B. Bundick (2017), Uncertainty shocks in a model of effective demand, *Econometrica* 85 (3), S. 937–958; N. Bloom, M. Floetotto, N. Jaimovich, I. Saporta-Eksten und S. J. Terry (2018), Really uncertain business cycles, *Econometrica*, 86 (3), S. 1031–1065; C. Arellano, Y. Bai und P. J. Kehoe (2018), Financial frictions and fluctuations in volatility, *Journal of Political Economy*, im Erscheinen.

### Auswirkungen eines Unsicherheitschocks bei unterschiedlichem Grad der Zinsglättung<sup>\*)</sup>

Abweichung vom (stochastischen) Gleichgewicht in %



Quelle: Eigene Berechnungen in Anlehnung an S. Basu und B. Bundick (2017), Uncertainty shocks in a model of effective demand, *Econometrica* 85 (3), S. 937-958. \* Impuls-Antwort-Reaktionen von gesamtwirtschaftlicher Aktivität und Inflationsrate auf einen Unsicherheitschock unter Verwendung eines DSGE-Modells für die USA.  
 Deutsche Bundesbank

sicherheit wirkt in der Regel dämpfend.<sup>5)</sup> Trotzdem reicht die Spannweite der in DSGE-Simulationen aufgezeigten Auswirkungen adverser Unsicherheitschocks auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität von vergleichsweise gering<sup>6)</sup> bis hin zu deutlich kontraktiv.<sup>7)</sup>

Eine derart einheitliche Feststellung der Wirkungsrichtung lässt sich hinsichtlich der Preisentwicklung nicht treffen. Eine Reihe von Analysen finden gleichgerichtete Reaktionen von Aktivität und Preisen, wie sie auch bei gesamtwirtschaftlichen Nachfrageschocks zu beobachten ist.<sup>8)</sup> Andere Untersuchungen weisen auf die Möglichkeit gegenläufiger Bewegungen infolge erhöhter Unsicherheit hin.<sup>9)</sup> In diesem Zusammenhang hat sich gezeigt, dass der Befund mitunter wesentlich von den Annahmen über die Verhaltensweise der Geldpolitik abhängt.<sup>10)</sup> In DSGE-Modellen wird die Politik der Notenbank vielfach durch eine einfache

Reaktionsfunktion beschrieben. Die Zentralbank passt den geldpolitischen Zinssatz an Veränderungen der gesamtwirtschaftlichen Auslastung sowie Abweichungen der Inflationsrate vom Ziel an. Die Stärke der Reaktion hängt dabei üblicherweise auch von einem Glättungsparameter ab, der die Präferenzen der Zentralbank hinsichtlich der Stabilität der Zinsen abbilden soll.

Simulationen mit einem prototypischen DSGE-Modell mit unvollkommenem Wettbewerb und nominalen Rigiditäten bestätigen, dass der unterstellte Grad an Zinsglättung maßgeblich die Wirkungsrichtung von Unsicherheitschocks auf die Inflationsrate beeinflussen kann.<sup>11)</sup> Wenn die Zentralbank auf eine Glättung von Zinsschwankungen verzichtet, findet sich nach einer unerwarteten Zunahme von Unsicher-

5 In diesem Zusammenhang verweisen einige Untersuchungen auf die verstärkte Wirkung von Unsicherheitschocks in Perioden mit bindender Zinsuntergrenze. Zudem kann das Vorherrschen einer bindenden Zinsuntergrenze auch bei konventionellen makroökonomischen Schocks zu erhöhter Unsicherheit über die gesamtwirtschaftliche Entwicklung führen. Vgl. hierzu: S. Basu und B. Bundick (2017), a. a. O.; sowie M. Plante, A. W. Richter und N. A. Throckmorton (2018), The zero lower bound and endogenous uncertainty, *The Economic Journal*, 128 (611), S. 1730–1757.

6 Vgl.: B. Born und J. Pfeifer (2014), Policy risk and the business cycle, *Journal of Monetary Economics*, 68, S. 68–85.

7 Vgl.: S. Leduc und Z. Liu (2016), Uncertainty shocks are aggregate demand shocks, *Journal of Monetary Economics*, 82, S. 20–35; sowie S. Basu und B. Bundick (2017), a. a. O.

8 Vgl.: S. Leduc und Z. Liu (2016), a. a. O.; sowie S. Basu und B. Bundick (2017), a. a. O.

9 Vgl. hierzu: B. Born und J. Pfeifer (2014), a. a. O.; sowie J. Fernández-Villaverde, P. Guerrón-Quintana, K. Kuuster und J. Rubio-Ramírez (2015), Fiscal volatility shocks and economic activity, *American Economic Review*, 105 (11), S. 3352–3384.

10 Vgl.: S. Fasani und L. Rossi (2018), Are uncertainty shocks aggregate demand shocks?, *Economics Letters*, 167, S. 142–146. Für einen Überblick über die geldpolitische Bedeutung erhöhter Unsicherheit siehe auch: R. Mendes, S. Murchison und C. A. Wilkins (2017), Monetary policy under uncertainty: Practice versus theory, Bank of Canada Staff Discussion Paper, Nr. 2017-13.

11 Das zugrunde liegende Modell basiert auf Basu und Bundick (2017) und ist für die Vereinigten Staaten spezifiziert. Vgl.: S. Basu und B. Bundick (2017), a. a. O.



heit die für Nachfrageschocks typische gleichgerichtete Reaktion von gesamtwirtschaftlicher Ausbringung und Inflationsrate.<sup>12)</sup> Tatsächlich weisen empirische Schätzungen jedoch üblicherweise eine vergleichsweise hohe Zinsträgheit nach.<sup>13)</sup> Dann ist auch eine gegenläufige Bewegung von Aktivität und Preisen nach Unsicherheitsschocks möglich. Allerdings kann gerade in Phasen mit erheblichen gesamtwirtschaftlichen Verwerfungen, welche mitunter auch durch einen hohen Grad an Unsicherheit gekennzeichnet sind, die Zinsträgheit weit weniger ausgeprägt sein.<sup>14)</sup> Unter solchen Umständen wäre auch eine gleichgerichtete Reaktion von Aktivität und Preisen denkbar. Dieser widersprüchliche Befund deckt sich mit empirischer Evidenz zu den Preiseffekten von Unsicherheitsschocks, die zu keinem eindeutigen Ergebnis kommt (siehe hierzu die Ausführungen auf S. 61 ff.).

**12** Die Bewegungsrichtung der Inflationsrate infolge eines Unsicherheitsschocks ergibt sich aus dem Zusammenwirken verschiedener Kräfte. Der von einem Unsicherheitsschock ausgelöste Nachfragerückgang drückt auf die Preise. Dem kann entgegenwirken, dass Unternehmen, die erhöhter Unsicherheit ausgesetzt sind, auch einen Anreiz haben können, Preise anzuheben. Bei erhöhter Unsicherheit nimmt zwar die erwartete Variabilität zukünftiger Schocks zu, die Wirkungsrichtung ist jedoch unklar. Falls die Preisanpassungskosten mit der Stärke der Preisänderung ansteigen und ein im Vergleich zu Konkurrenzunternehmen zu niedrig angesetzter Preis einen höheren Gewinnverlust nach sich zieht als ein zu hoher Preis (konvexe Preisanpassungskosten bei konkaver Gewinnfunktion), kann es nach einem Unsicherheitsschock zu Preisanhebungen kommen. Reagiert die Zentralbank vergleichsweise stark auf einen Unsicherheitsschock (Verzicht auf Zinsglättung), verringert sich die Wahrscheinlichkeit hoher, kostenintensiver künftiger Preisanpassungen. Deshalb dominiert in diesem Fall der preisdrückende Effekt von Unsicherheitsschocks.

**13** Vgl.: R. Clarida, J. Gali und M. Gertler (1999), The science of monetary policy: A New Keynesian perspective, *Journal of Economic Literature*, 37 (4), S. 1661–1707; sowie E. Castelnuovo (2007), Taylor Rules and interest rate smoothing in the euro area, *The Manchester School*; 75 (1), S. 1–16.

**14** Vgl.: F.S. Mishkin (2009), Is monetary policy effective during financial crises?, *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 99 (2), S. 573–577; sowie F.S. Mishkin (2010), Monetary policy flexibility, risk management, and financial disruptions, *Journal of Asian Economics*, 21 (3), S. 242–246.

*... als gängiges Standardinstrument zur Analyse von Unsicherheitsschocks*

ler des Modells bestimmt werden.<sup>28)</sup> Die Impuls-Antwort-Folgen bilden die Reaktionen der Modellvariablen auf die jeweiligen Schocks über die Zeit ab. Die Varianzzerlegung gibt Aufschluss über die relative Bedeutung der Störgrößen für die Schwankungen der betrachteten Größen.<sup>29)</sup>

*Schätzergebnisse zeigen grundsätzlich einen negativen ...*

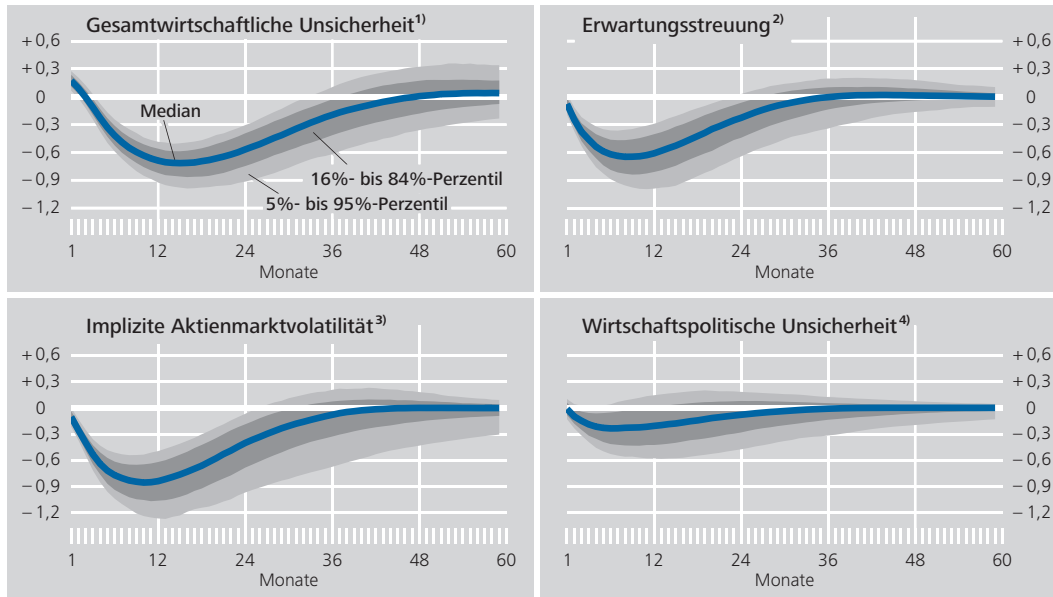
Die aus dem Zwei-Variablen-Modell abgeleiteten Impuls-Antwort-Funktionen deuten für alle vier Unsicherheitsmaße einen Rückgang der Industrieproduktion infolge eines unerwarteten Anstiegs von Unsicherheit an. Jedoch lässt sich anhand der gewählten Kreditibilitätsintervalle lediglich für drei der vorgestellten Unsicherheitsindikatoren (Aktienmarktvolatilität, Streuung der Produktionserwartungen, gesamtwirtschaftliche Unsicherheit), nicht jedoch für die wirtschaftspolitische Unsicherheit, eine statis-

**28** Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung basieren hier auf bayesianisch geschätzten Modellen. Als A-Priori-Verteilung der Modellparameter wird ein Normal Inverse Wishart Prior mit Minnesota-Struktur verwendet, wobei sich die Spezifikation der Hyperparameter an Standardannahmen orientiert (siehe u. a. Canova, 2007). Die Darstellung von Impuls-Antwort-Analyse und Varianzzerlegung erfolgt anhand des Medians sowie ausgewählter Kreditibilitätsintervalle, welche unter Verwendung von 2 000 Ziehungen aus der A-posteriori-Verteilung der SVAR-Parameter berechnet wurden. Als Datengrundlage dient der Zeitraum von Januar 1999 bis Dezember 2017. Die maximale Verzögerung, mit der die endogenen Variablen in das SVAR-Modell eingehen (Lag-Ordnung), beträgt 12 Perioden. Die einzelnen Modellgleichungen enthalten zudem deterministische Komponenten in Form einer Konstanten. Vgl.: F. Canova (2007), *Methods for applied macroeconomic research*, Princeton University Press.

**29** Konkret zeigt die Varianzzerlegung der Prognosefehler an, welcher Anteil der Varianz des Prognosefehlers für einen bestimmten Prognosehorizont der Modellvariablen durch die jeweiligen strukturellen Schocks des SVAR-Modells erklärt wird. Im Rahmen der Impuls-Antwort-Analyse wird das SVAR-System – ausgehend von einem Zustand, in dem alle fundamentalen Störgrößen des Modells den Wert null annehmen – einmalig mit einem strukturellen Schock in Höhe einer Standardabweichung angestoßen. Die Impuls-Antwort-Funktion erfasst die Reaktion der Modellvariablen auf diesen unerwarteten Impuls über die Zeit. Eine detaillierte Darstellung der Methoden findet sich u. a. in: H. Lütkepohl (2005), *New Introduction to multiple time series analysis*, Springer-Verlag; sowie L. Kilian und H. Lütkepohl (2017), *Structural vector autoregressive analysis*, Cambridge University Press.

### Auswirkungen eines adversen Unsicherheitschocks auf die Industrieproduktion im Euroraum unter Verwendung verschiedener Unsicherheitsmaße<sup>\*)</sup>

in %



Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf Daten von Eurostat, Haver Analytics, Global Insight und www.policyuncertainty.com. \* Impuls-Antworten infolge von Unsicherheitschocks von einer Standardabweichung abgeleitet aus bayesianisch geschätzten Zwei-Variablen-SVAR-Modellen. Die strukturellen Schocks werden mittels rekursiver Identifikation bestimmt. Als Datengrundlage dient der Zeitraum von Januar 1999 bis Dezember 2017. **1** Basierend auf der Volatilität von Prognosefehlern eines umfangreichen konjunkturrelevanten Datensatzes. **2** Basieren auf der Streuung der Produktionserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe. **3** VSTOXX Volatility Index. Berechnet aus Optionen auf den Euro Stoxx 50. **4** Berechnet als arithmetisches Mittel der Economic Policy Uncertainty Indizes für Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien.

Deutsche Bundesbank

tisch hoch signifikante Wirkung feststellen.<sup>30)</sup> Deutliche Unterschiede zeigen sich zudem bei der Wirkungsintensität der Unsicherheitschocks. So fällt der Rückgang der Industrieproduktion gemäß der geschätzten Impuls-Antwort-Funktionen bei Verwendung des Indikators für wirtschaftspolitische Unsicherheit deutlich schwächer aus als bei den anderen Maßen.

Ein entsprechendes Bild ergibt sich aus einer Varianzzerlegung der Prognosefehler. Während sich für die drei Indikatoren Aktienmarktvolatilität, Erwartungsstreuung und makroökonomische Unsicherheit mittelfristig erhebliche Erklärungsbeiträge von Unsicherheitschocks für die Schwankung der Industrieproduktion im Euroraum ergeben, ist dies bei der wirtschaftspolitischen Unsicherheit nicht der Fall.

Ein Zwei-Variablen-Modell kann zwar erste Hinweise auf die gesamtwirtschaftliche Bedeutung von Unsicherheitschocks liefern. Eine genauere Quantifizierung verlangt jedoch angesichts der

vielfältigen Wirkungsbeziehungen zwischen ökonomischen Größen einen erweiterten Variablenkranz. Deshalb werden in einem zweiten ökonometrischen Modell neben jeweils einem der vier Unsicherheitsmaße ein Aktienkursindex, ein kurzfristiger Schattenzins, der Harmonisierte Verbraucherpreisindex, die standardisierte Arbeitslosenquote und die Industrieproduktion des Euroraums berücksichtigt.<sup>31)</sup>

**30** Das Kreditintervall ist das bayesianische Gegenstück zum Konfidenzintervall der frequentistischen Statistik. Es beschreibt dabei den Bereich, in dem sich ein bestimmter, vorher definierter Anteil der Wahrscheinlichkeitsmasse der A-posteriori-Verteilung konzentriert. Vgl.: F. Canova (2007), a. a. O.; sowie L. Kilian und H. Lütkepohl (2017), a. a. O.

**31** Als Aktienindex für den Euroraum wurde der Euro Stoxx 50 (Preisindex) gewählt. Der kurzfristige Schattenzins zielt darauf ab, den Akkommodationsgrad der Geldpolitik zu messen, wenn der Leitzins an der Nullzinsgrenze liegt. In „normalen“ Zeiten entspricht der Schattenzins dem Kurzfristzins. Vgl.: L. Krippner (2013), Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments, Economics Letters 118 (1), S. 135–138; sowie Deutsche Bundesbank, Der Einfluss von Kreditangebotsschocks auf die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts und der Buchkredite an nichtfinanzielle Unternehmen im Euro-Währungsgebiet, Monatsbericht, September 2015, S. 38 ff.

... und zum Teil erheblichen Einfluss von Unsicherheitschocks auf die Realwirtschaft

Wirkungsintensität erhöhter Unsicherheit jedoch abhängig von ...

... der Modell-  
 gröÙe, ...

Es wird wie in dem Zwei-Variablen-Modell angenommen, dass Unsicherheitsschocks unmittelbar auf alle anderen Variablen wirken.<sup>32)</sup> Die Varianzzerlegung zeigt, dass die Berücksichtigung weiterer gesamtwirtschaftlicher Zusammenhänge den geschätzten Erklärungsbeitrag von Unsicherheitsschocks für Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität typischerweise verringert.<sup>33)</sup> Besonders auffällig ist der Rückgang bei Messung der Unsicherheit durch die Streuung der Produktionserwartungen. Demgegenüber erweisen sich die Ergebnisse für den makroökonomischen Unsicherheitsindikator als vergleichsweise robust. Die Bedeutung von Unsicherheitsschocks unter Verwendung der Aktienmarktvolatilität fällt zwar auch deutlich ab. Der Schock besitzt aber nach wie vor einen relativ hohen Erklärungsgehalt.

... der Modell-  
 spezifikation ...

Für eine weitere Überprüfung der Ergebnisse wird angenommen, dass Unsicherheitsschocks erst mit zeitlicher Verzögerung von einer Periode auf die übrigen Variablen wirken.<sup>34)</sup> Im Ergebnis fallen die Erklärungsbeiträge der Unsicherheitsschocks über den gesamten Prognosehorizont nochmals deutlich geringer aus als zuvor. Dies gilt insbesondere bei Verwendung der an der Aktienmarktvolatilität und der Streuung der Erwartungen orientierten Unsicherheitsindikatoren. Hingegen erklären Unsicherheitsschocks unter Verwendung des Indikators für gesamtwirtschaftliche Unsicherheit weiterhin einen vergleichsweise großen Teil der Schwankungen der Industrieproduktion.

... und dem  
 gewählten  
 Unsicherheits-  
 indikator

Es zeigt sich also, dass die Schätzung der gesamtwirtschaftlichen Folgen von Unsicherheitsschocks in Abhängigkeit von dem gewählten Unsicherheitsmaß und der Spezifikation des ökonometrischen Modells zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen führen kann. Lediglich für das auf der Volatilität von Prognosefehlern basierende Maß für makroökonomische Unsicherheit ergeben sich vergleichsweise robuste Ergebnisse. Diese weisen auf einen deutlichen temporären Einfluss von Unsicherheit auf die gesamtwirtschaftliche Dynamik hin.

### Relative Bedeutung von Unsicherheitsschocks für die Schwankung der Industrieproduktion im Euroraum unter Verwendung verschiedener UnsicherheitsmaÙe<sup>\*)</sup>

in %

Unsicherheitsmaß/Modell	Prognosehorizont in Monaten			
	1	12	36	60
<b>Gesamtwirtschaftliche Unsicherheit<sup>1)</sup></b>				
Zwei-Variablen-SVAR	3	29	55	53
Mehr-Variablen-SVAR I <sup>2)</sup>	1	47	39	37
Mehr-Variablen-SVAR II <sup>3)</sup>	0	33	30	26
<b>Erwartungsstreuung<sup>4)</sup></b>				
Zwei-Variablen-SVAR	1	28	35	35
Mehr-Variablen-SVAR I <sup>2)</sup>	0	16	13	12
Mehr-Variablen-SVAR II <sup>3)</sup>	0	8	7	6
<b>Implizite Aktienmarktvolatilität<sup>5)</sup></b>				
Zwei-Variablen-SVAR	1	44	59	59
Mehr-Variablen-SVAR I <sup>2)</sup>	1	34	33	33
Mehr-Variablen-SVAR II <sup>3)</sup>	0	6	8	7
<b>Wirtschaftspolitische Unsicherheit<sup>6)</sup></b>				
Zwei-Variablen-SVAR	0	4	6	6
Mehr-Variablen-SVAR I <sup>2)</sup>	0	6	7	7
Mehr-Variablen-SVAR II <sup>3)</sup>	0	1	2	2

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf Daten von Eurostat, Haver Analytics, Global Insight und [www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com). \* Varianzzerlegung der Prognosefehler für ausgewählte Prognosehorizonte auf Basis von rekursiv identifizierten SVAR-Modellen für die Industrieproduktion im Euroraum. Als Datengrundlage dient der Zeitraum vom 1. Quartal 1999 bis zum 4. Quartal 2017. **1** Der Indikator basiert auf der bedingten Volatilität von Prognosefehlern eines umfangreichen konjunkturrelevanten Datensatzes. **2** Mehr-Variablen-SVAR I: Unsicherheitsschocks wirken unmittelbar auf alle Modellvariablen. **3** Mehr-Variablen-SVAR II: Unsicherheitsschocks wirken unmittelbar auf Unsicherheit und verzögert auf die übrigen Modellvariablen. **4** Der Indikator basiert auf der Streuung der Produktionserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe. **5** VSTOXX Volatility Index. Berechnet aus Optionen auf den Euro Stoxx 50. **6** Berechnet als gewichtetes Mittel der Economic Policy Uncertainty Indizes für Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien.

Deutsche Bundesbank

**32** Gegenüber dem Zwei-Variablen-SVAR-Modell werden Lag-Ordnung, Variablenfrequenz und Schätzzeitraum beibehalten. Die Modellspezifikation und die Variablenanordnung orientieren sich an Bloom (2009). Vgl.: N. Bloom (2009), a. a. O.

**33** Dies gilt zwar nicht für den Fall der wirtschaftspolitischen Unsicherheit. Dort sind die Erklärungsbeiträge allerdings ähnlich gering wie in dem Zwei-Variablen-Modell.

**34** Somit besetzt Unsicherheit nun die letzte Position im Variablenvektor des SVAR-Modells. Die unter dieser Modellspezifikation vorgegebene Wirkungsverzögerung von Unsicherheitsschocks wird u. a. damit begründet, eine möglichst konservative Quantifizierung realwirtschaftlicher Unsicherheitseffekte erzielen zu wollen. Vergleichbare Vorgehensweisen finden sich in: K. Jurado, S. C. Ludvigson und S. Ng (2015), a. a. O.; sowie P. Meinen und O. Röhe (2017), a. a. O.

## Zur Abgrenzung von Unsicherheitsschocks

*Bedeutung einer präzisen Erfassung von Unsicherheitsschocks*

Bei der Bestimmung der gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen von Unsicherheitsschocks kommt einer sorgfältigen Abgrenzung dieser Störgrößen eine besondere Bedeutung zu. So weisen quantitative Analysen auf mitunter sehr ähnliche realwirtschaftliche Effekte einer unerwarteten Zunahme von Unsicherheit und anderer typischer negativer makroökonomischer Schocks – wie etwa adverser Finanzmarkt-schocks – hin.<sup>35)</sup> Eine präzise Identifikation ist dabei auch aus geldpolitischer Sicht von Relevanz. So deutet eine Reihe von Untersuchungen auf eine mögliche Beeinträchtigung der Wirkung konventioneller geldpolitischer Maßnahmen durch eine unerwartete Zunahme von Unsicherheit hin.<sup>36)</sup> Demnach können durch Unsicherheit ausgelöste Veränderungen im Preissetzungsverhalten von Unternehmen<sup>37)</sup> sowie im Verschuldungsgrad des Finanzsektors<sup>38)</sup> den Einfluss der Geldpolitik auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität abmildern. Eine klare Identifikation von Unsicherheitsschocks kann darüber hinaus für eine Einschätzung der Preisdynamik von Bedeutung sein (siehe hierzu die Ausführungen auf S. 61 ff.).

*Trennung von Unsicherheitsschocks herausfordernd*

In dem bisher verwendeten ökonomischen Modellrahmen sind Unsicherheits- und Finanzmarkt-schocks nur schwer voneinander zu trennen, weil sie in ähnlicher Weise auf makroökonomische Größen wirken und Annahmen hinsichtlich der zeitlichen Verzögerungen mitunter willkürlich erscheinen. Deshalb werden in solchen Modellen die gesamtwirtschaftlichen Folgen erhöhter Unsicherheit möglicherweise falsch eingeschätzt.

*Abgrenzung von Unsicherheitsschocks mittels Vorzeichenrestriktionen*

Eine alternative Möglichkeit zur gemeinsamen Erfassung von Unsicherheits- und Finanzmarkt-schocks in SVAR-Modellen stellt in diesem Zusammenhang die Identifikation der Schocks mittels Vorzeichenrestriktionen dar.<sup>39)</sup> Hierbei werden den Impuls-Antwort-Folgen aus der ökonomischen Theorie abgeleitete Bewegungsrichtungen (Vorzeichen) vorgegeben.<sup>40)</sup> Für die

sen Zweck wird wiederum ein SVAR-Modell geschätzt, diesmal in vierteljährlicher Frequenz mit dem Indikator für gesamtwirtschaftliche Unsicherheit, dem realen BIP, dem Harmonisierten Verbraucherpreisindex, einem Schattenzins, einem Bankkreditspread<sup>41)</sup> und einem Stressindikator für das Finanzsystem<sup>42)</sup>. Die Schätzungen stützen sich auf den Zeitraum vom ersten Quartal 1999 bis zum vierten Quartal 2017.<sup>43)</sup> Neben einem Finanz- und einem Unsicherheitsschock werden ein gesamtwirtschaftlicher Angebots- und Nachfrageschock sowie ein geldpolitischer Schock modelliert. Alle Schocks werden durch kontemporäre Vorzeichenrestriktionen identifiziert, das heißt durch Annahmen über die Reaktionsrichtung der Modellvariablen

**35** Vgl. hierzu: F. Furlanetto, F. Ravazzolo und S. Sarferaz (2018), Identification of financial factors in economic fluctuations, *The Economic Journal*, im Erscheinen.

**36** Vgl.: N. Bloom (2009), a. a. O.

**37** Vgl.: J. Vavra (2014), Inflation dynamics and time-varying volatility: New evidence and an Ss interpretation, *The Quarterly Journal of Economics* 129 (1), S. 215–258; K. A. Aastveit, G. J. Natvik und S. Sola (2017), Economic uncertainty and the influence of monetary policy, *Journal of International Money and Finance* 76, S. 50–67; G. Pellegrino (2018), Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the euro area, *Economics Letters* 162, S. 177–181; sowie E. Castelnuovo und G. Pellegrino (2018), Uncertainty-dependent effects of monetary policy shocks: A New-Keynesian Interpretation, *Journal of Economic Dynamics and Control* 93, S. 277–296.

**38** Vgl.: S. Eickmeier, N. Metiu und E. Prieto, Time-varying volatility, financial intermediation and monetary policy, Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 46/2016.

**39** Vgl.: D. Caldara, C. Fuentes-Albero, S. Gilchrist und E. Zakrajšek (2016), a. a. O.; sowie F. Furlanetto, F. Ravazzolo und S. Sarferaz (2018), a. a. O.

**40** Vgl.: J. Faust (1998), The robustness of identified VAR conclusions about money, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 49, S. 207–244; F. Canova und G. De Nicoló (2002), Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7, *Journal of Monetary Economics* 49 (6), S. 1131–1159; H. Uhlig (2005), What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure, *Journal of Monetary Economics* 52 (2), S. 381–419.

**41** Erfasst wird der Zinsabstand zwischen einem Durchschnittszins für Bankkredite an nichtfinanzielle Unternehmen und der Rendite zehnjähriger deutscher Staatsanleihen.

**42** Der Stressindikator für den Euroraum misst die Renditedifferenz zwischen ausgewählten Schuldtiteln nichtfinanzieller Unternehmen im Euroraum und deutschen Staatsanleihen mit entsprechender Laufzeit (siehe hierzu die Ausführungen auf S. 61).

**43** Da die Identifikationsstrategie mittels Vorzeichenrestriktionen grundsätzlich eine kontemporäre Wirkung der strukturellen Schocks auf alle Modellvariablen zulässt, ist – anders als bei einem rekursiven Ansatz – die Wahl der Variablenfrequenz von untergeordneter Bedeutung.

## Zu den Auswirkungen von Unsicherheitsschocks auf die Preise

Obwohl die makroökonomischen Effekte von Unsicherheitsschocks in den vergangenen Jahren intensiv untersucht wurden, gibt es nur wenige empirische Studien, die sich ausführlicher mit ihren Preiseffekten beschäftigen. Analysen mithilfe mikrofundierter dynamischer stochastischer allgemeiner Gleichgewichtsmodelle (DSGE-Modelle) zeigen zwar zumeist eindeutige Effekte dieser Schocks auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität. Die Wirkungsrichtung auf die Preise ist jedoch weniger klar. Einerseits betonen Studien einen Gleichlauf von Preisen und realwirtschaftlicher Aktivität infolge unerwarteter Änderungen von Unsicherheit.<sup>1)</sup> Andererseits gibt es auch Argumente dafür, dass Unternehmen ihre Preise in Reaktion auf adverse Unsicherheitsschocks erhöhen könnten.<sup>2)</sup> Mit ins Bild zu nehmen ist dabei auch, dass Annahmen hinsichtlich der geldpolitischen Reaktionsfunktion für die Preiseffekte entscheidend sein können (siehe die Ausführungen auf S. 55 ff.).

Eine Untersuchung der Auswirkungen von Unsicherheitsschocks auf Preise erfordert, diese Störgröße von anderen relevanten strukturellen Schocks zu isolieren. Eine Abgrenzung ist insbesondere für solche Schocks herausfordernd, die originär dem Finanzmarkt zuzuordnen sind, da diese häufig eine sehr ähnliche makroökonomische Wirkung entfalten. Zudem ist die Wirkungsrichtung von Finanzmarktschocks auf die Preise ebenfalls nicht eindeutig.<sup>3)</sup>

Eine empirische Überprüfung der Preiseffekte von Unsicherheitsschocks erfolgt hier mithilfe eines strukturellen Vektorautoregressionsmodells (SVAR-Modell). Dazu wird jeweils ein Modell mit sechs Variablen für die USA und den Euroraum geschätzt. Es enthält das logarithmierte reale Bruttoinlandsprodukt (BIP), den logarithmierten Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI), einen kurzfristigen Schattenzins als Maß für die geldpolitische Ausrichtung<sup>4)</sup>, einen Bankkredit-spread<sup>5)</sup> und einen Stressindikator für das Finanzsystem<sup>6)</sup>, um die Lage an den Finanzmärkten zu erfassen, sowie ein makroökonomisches Unsicherheitsmaß<sup>7)</sup>. Aus Gründen der Verfügbarkeit

beruhen die Schätzungen für den Euroraum auf Daten für den Zeitraum vom ersten Vierteljahr 1999 bis zum vierten Vierteljahr 2017 und für die

---

1 Vgl.: S. Leduc und Z. Liu (2016), Uncertainty shocks are aggregate demand shocks, *Journal of Monetary Economics* 82, S. 20–35.

2 Vgl.: B. Born und J. Pfeifer (2014), Policy risk and the business cycle, *Journal of Monetary Economics*, 68, S. 68–85; J. Fernández-Villaverde, P. Guerrón-Quintana, K. Kuester und J. Rubio-Ramírez (2015), Fiscal volatility shocks and economic activity, *American Economic Review* 105 (11), S. 3352–3384; sowie die Ausführungen auf S. 55 ff.

3 Zu einer der wenigen empirischen Studien, die diesen Sachverhalt untersuchen, zählt die Analyse von Abbate et al. (2016). Neben empirischer Evidenz für die USA enthält sie auch einen Literaturüberblick zu Preiseffekten von Finanzmarktschocks in DSGE-Modellen. Vgl.: A. Abbate, S. Eickmeier, und E. Prieto (2016), Financial shocks and inflation dynamics, Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 41/2016.

4 Daten für den kurzfristigen Schattenzins (Shadow Short Rate) werden für beide Wirtschaftsräume von Krippner (2013) zur Verfügung gestellt. Der Indikator misst den Akkommodationsgrad der Geldpolitik, wenn der Leitzins an der Nullzinsgrenze liegt. Andernfalls entspricht der Schattenzins dem Kurzfristzins. Vgl.: L. Krippner (2013), Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments, *Economics Letters* 118 (1), S. 135–138. Aktualisierte Daten sind verfügbar unter: <https://www.rbnz.govt.nz/research-and-publications/research-programme/additional-research/measure-of-the-stance-of-united-states-monetary-policy/comparison-of-international-monetary-policy-measures>

5 Erfasst wird der Zinsabstand zwischen einem Durchschnittszins für Bankkredite an nichtfinanzielle Unternehmen und der Rendite zehnjähriger deutscher bzw. US-amerikanischer Staatsanleihen.

6 Der Stressindikator für den Euroraum misst die Renditedifferenz zwischen ausgewählten Schuldtiteln (Anleihen) nichtfinanzieller Unternehmen im Euroraum und deutschen Staatsanleihen (Nullkuponanleihen) mit entsprechender Laufzeit (Gilchrist und Mojon, 2018). Einen vergleichbaren Indikator für die Vereinigten Staaten stellen Gilchrist und Zakrajšek (2012) zur Verfügung. Vgl.: S. Gilchrist und B. Mojon (2018), Credit risk in the euro area, *The Economic Journal* 128 (608), S. 118–158; sowie S. Gilchrist und E. Zakrajšek (2012), Credit spreads and business cycle fluctuations, *American Economic Review* 102 (4), S. 1692–1720.

7 Für die USA wird der Indikator von Jurado et al. (2015), für den Euroraum der von Meinen und Röhe (2017) benutzt. Vgl.: K. Jurado, S. C. Ludvigson und S. Ng (2015), Measuring uncertainty, *American Economic Review* 105 (3), S. 1177–1216; sowie P. Meinen und O. Röhe (2017), On measuring uncertainty and its impact on investment: Cross-country evidence from the euro area, *European Economic Review* 92 (C), S. 161–179.

### Vorzeichenrestriktionen zur Identifikation kontraktiver struktureller Schocks in einem Vektorautoregressionsmodell<sup>\*)</sup>

Variablen/Schocks	Aggregierter Angebotsschock	Aggregierter Nachfrageschock	Geldpolitik-schock	Finanzmarkt-schock	Unsicherheits-schock
Bruttoinlandsprodukt	–	–	–	–	–
Verbraucherpreise	+	–	–	.	.
Kurzfristiger Schattenzins	+	–	+	–	–
Bankkreditspread	.	–	.	+	+
Finanzmarktstress	.	.	.	+	+
Finanzmarktstress/ Unsicherheit <sup>1)</sup>	.	.	.	+	–

\* Ein positives (negatives) Vorzeichen impliziert einen kontemporären Anstieg (Rückgang) der Variable infolge des Schocks. Ein Punkt bedeutet, dass keine Restriktion vorgegeben wird. <sup>1)</sup> Die Indikatoren für Finanzmarktstress und Unsicherheit sind standardisiert, sodass sie jeweils den gleichen ersten und zweiten Moment haben. Obwohl die relative Reaktion der beiden Indikatoren restringiert wird, gehen beide Reihen separat in das Modell ein.

Deutsche Bundesbank

Vereinigten Staaten vom dritten Quartal 1986 bis zum vierten Quartal 2017.<sup>8)</sup>

Neben dem Unsicherheitschock werden in dem Modell ein Finanzmarktmarktchock, ein gesamtwirtschaftlicher Angebotsschock, ein gesamtwirtschaftlicher Nachfrageschock und ein geldpolitischer Schock durch Vorzeichenrestriktionen identifiziert. Dieses Identifikationsverfahren basiert auf Annahmen über die kontemporäre Reaktionsrichtung der Variablen auf den jeweiligen Schock, die sich weitgehend aus theoretischen Überlegungen ergeben. Dabei müssen die strukturellen Schocks folgenden Restriktionen genügen: Ein negativer Angebotsschock führt zu einer Abnahme des BIP sowie einem Anstieg von Preisniveau und kurzfristigem Zins. Im Falle eines negativen Nachfrageschocks kommt es hingegen zu einer Reduktion des BIP und einer gleichgerichteten Reaktion des Verbraucherpreisindex und des Schattenzinssatzes. Darüber hinaus führt eine unerwartete Abnahme der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage zu einem Rückgang des Bankkreditspreads. Ein negativer geldpolitischer Schock impliziert eine Zunahme des Zinssatzes und einen Rückgang von BIP und Verbraucherpreisen.<sup>9)</sup>

Hinsichtlich der Finanzmarkt- und Unsicherheitschocks wird unterstellt, dass sie Unsicherheit sowie Finanzmarktstress steigern und den Abstand zwischen Bankkreditzinsen und der Rendite langfristiger Staatsanleihen vergrößern. Gleichzeitig dämpfen sie die gesamtwirtschaftliche Aktivität und die Geldpolitik wird expansiver.<sup>10)</sup> Wegen der fehlenden Eindeutigkeit wird die Wirkungsrichtung

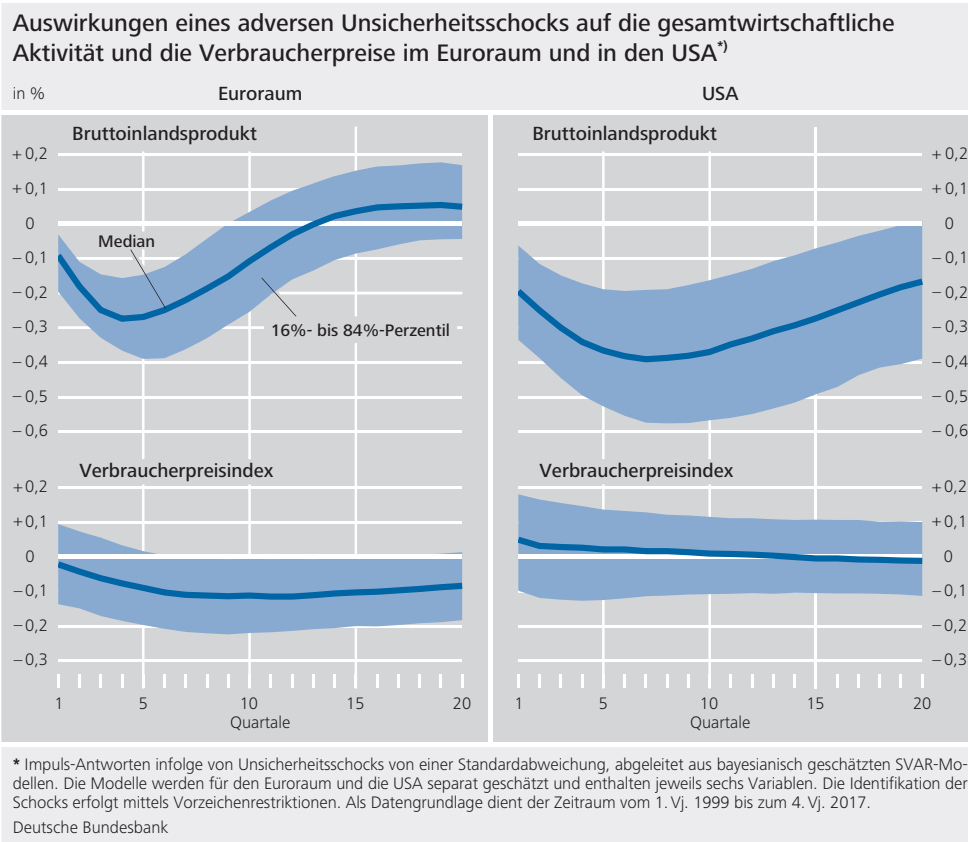
auf die Preise nicht vorgegeben.<sup>11)</sup> Die Abgrenzung des Unsicherheitschocks vom Finanz-

<sup>8)</sup> Neben den kontemporären und verzögerten Niveauvariablen enthalten die einzelnen Modellgleichungen des SVAR-Systems jeweils eine Konstante. Die Lag-Ordnung des SVAR-Modells beträgt 5. Die Schätzung erfolgt mithilfe bayesianischer Methoden. Hierbei wird ein Normal Inverse Wishart Prior mit Minnesota-Struktur verwendet, wobei die Spezifikation der Hyperparameter den Standardannahmen in der Literatur folgt (siehe u. a. Canova, 2007). Die Implementierung der Vorzeichenrestriktionen erfolgt auf Basis des Algorithmus von Rubio-Ramírez et al. (2010). Vgl.: F. Canova (2007), *Methods for applied macroeconomic research*, Princeton University Press; J. F. Rubio-Ramírez, D. F. Waggoner und T. Zha (2010), *Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference*, *The Review of Economic Studies* 77 (2), S. 665–696.

<sup>9)</sup> Durch Vorzeichenrestriktionen ist sichergestellt, dass der Residualschock des Sechs-Variablen-Modells von den strukturellen Störgrößen abgegrenzt wird. Für eine Beschreibung der Identifikationsstrategie vgl.: P. Meinen und O. Röhe (2018), *To sign or not to sign? On the response of prices to financial and uncertainty shocks*, *Economics Letters* 171, S. 189–192.

<sup>10)</sup> Vgl. hierzu: L. Gambetti und A. Musso (2017), *Loan supply shocks and the business cycle*, *Journal of Applied Econometrics* 32 (4), S. 764–782; sowie D. Bonciani und B. van Roye (2016), *Uncertainty shocks, banking frictions and economic activity*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 73 (C), S. 200–219.

<sup>11)</sup> Eine Studie, die ebenfalls auf eine Restriktion der Preisreaktion auf Finanzschocks verzichtet, findet sich in: Deutsche Bundesbank, *Der Einfluss von Kreditangebotschocks auf die Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts und der Buchkredite an nichtfinanzielle Unternehmen im Euro-Währungsgebiet*, Monatsbericht, September 2015, S. 38 ff. Unter diesen Annahmen können Unsicherheits- und Finanzmarktchocks eine geldpolitische Reaktion nach sich ziehen, ohne dass dies im Hinblick auf die Wahrung der Preisstabilität angezeigt sein muss. Ein solches Verhalten könnte mit einem weiter gefassten geldpolitischen Ansatz erklärt werden, der das Ziel der Finanzmarktstabilität einschließt. Dazu passt, dass die Bedeutung des Stressniveaus am Finanzmarkt für die Geldpolitik in einer empirischen Untersuchung zuletzt hervorgehoben wurde. Vgl.: D. Caldara und E. Herbst (2018), *Monetary policy, real activity, and credit spreads: evidence from Bayesian proxy SVARs*. *American Economic Journal: Macroeconomics*, im Erscheinen.



marktschock erfolgt schließlich durch eine Annahme über die relative Veränderung von Unsicherheit und Finanzmarktstress. Hierbei wird unterstellt, dass ein Unsicherheitsschock eine im Verhältnis zum Stressindikator stärkere Reaktion der Unsicherheit bewirkt, während ein Finanzmarktschock einen relativ stärkeren Einfluss auf das Stressniveau am Finanzmarkt ausübt.<sup>12)</sup>

Die aus dem Modell abgeleiteten Impuls-Antwort-Folgen bestätigen zunächst den negativen Einfluss von Unsicherheitsschocks auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität in beiden Wirtschaftsräumen. Darüber hinaus ergeben sich ähnliche Reaktionen der Aktivität auf Finanzmarktschocks. Demgegenüber ist die Preisreaktion weniger klar. Für den Euroraum weist der Median der geschätzten Impuls-Antwort-Folgen zwar bei beiden Schocks tendenziell auf einen Gleichlauf mit dem BIP hin, jedoch verdeutlicht die große Streuung der Ergebnisse – wie durch die Kreditintervalle<sup>13)</sup> angezeigt – die hohe Schätzunsicherheit, die mit den Preiseffekten verbunden ist. Im Fall der USA ergibt sich im Mittel sogar eine zur BIP-Reaktion gegenläufige Bewegung der Preise nach einer unerwarteten Zu-

nahme der Unsicherheit. Die Schätzungenauigkeit ist hier allerdings noch ausgeprägter, so dass die Reaktion auch in diesem Fall nicht von null zu unterscheiden ist. Insgesamt legen die Ergebnisse daher nahe, dass die Reaktion von Preisen auf Unsicherheitsschocks empirisch nicht eindeutig ist.<sup>14)</sup>

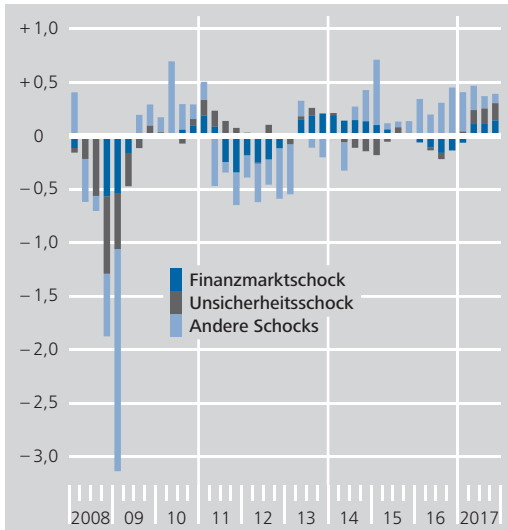
<sup>12</sup> Diese Trennung von Unsicherheits- und Finanzmarktschocks folgt dem Ansatz von Furlanetto et al. (2018). Vgl.: F. Furlanetto, F. Ravazzolo und S. Sarferaz (2018), Identification of financial factors in economic fluctuations, The Economic Journal, im Erscheinen.

<sup>13</sup> Kreditintervalle sind das bayesianische Gegenstück zu Konfidenzintervallen der frequentistischen Statistik.

<sup>14</sup> Weitere Schätzungen deuten zudem an, dass eine in empirischen Anwendungen häufig anzutreffende Restriktion eines Gleichlaufs von BIP und Preisen in Reaktion auf diese Störgrößen eine Unterzeichnung der geschätzten Rolle von Unsicherheits- und Finanzmarktschocks für die realwirtschaftliche Aktivität zur Folge haben kann.

### Historische Zerlegung der Einflüsse ökonomischer Schocks auf die vierteljährliche Wachstumsrate des realen BIP im Euroraum<sup>\*)</sup>

in %



\* Aus einem strukturellen VAR-Modell mit Vorzeichenrestriktionen abgeleitete Beiträge kontemporärer und vergangener Realisierungen ökonomischer Schocks zur Abweichung der betrachteten Variable von ihrem unbedingten Mittelwert. Für jeden Schock wird der Median der A-posteriori-Verteilung seines Beitrags dargestellt. Als Datengrundlage dient der Zeitraum vom 1. Vj. 1999 bis zum 4. Vj. 2017.

Deutsche Bundesbank

in der Periode des Schocketrtritts. Eine Abgrenzung des Unsicherheitsschocks vom Finanzmarktschock erfolgt dabei anhand der relativen Veränderung von Unsicherheit und Finanzmarktstress.<sup>44)</sup> Eine detaillierte Darstellung der Identifikationsstrategie findet sich auf Seite 61 ff.

Um die gesamtwirtschaftlichen Effekte von Unsicherheits- und Finanzmarktschocks im Euroraum in einzelnen Perioden abzuschätzen, erfolgt eine historische Schockzerlegung der vierteljährlichen realen BIP-Wachstumsraten.<sup>45)</sup> Es zeigt sich, dass sowohl Unsicherheits- als auch Finanzmarktschocks in verschiedenen Perioden einen Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung im Euroraum hatten. Dies gilt insbesondere für die globale Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009. Zudem legt die Analyse nahe, dass Finanzmarktschocks auch im Zuge der europäischen Staatsschuldenkrise das BIP-Wachstum bremsen. Unsicherheitsschocks hatten in dieser Phase hingegen keinen wahrnehmbaren gesamtwirtschaftlichen

*Unsicherheitsschocks dämpften das Euroraum-BIP insbesondere während der Finanzkrise*

Effekt. Auch am Ende des Betrachtungszeitraums, im Jahr 2017, findet sich kein negativer Einfluss von Unsicherheit auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität im Euroraum. Vielmehr wurde das BIP-Wachstum durch einen unerwarteten Rückgang von Unsicherheit sogar merklich gestützt.<sup>46)</sup> Dieses Ergebnis deckt sich mit dem Befund eines günstigen makroökonomischen Umfelds für den Euroraum.

### Fazit

Die Finanz- und Staatsschuldenkrise hat die Bedeutung von Unsicherheitsschocks für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung verstärkt in den Fokus gerückt. Die Abschätzung entsprechender Effekte erweist sich allerdings alles andere als einfach. Dies liegt zum einen an dem Fehlen eines eindeutigen Maßes für Unsicherheit. Folglich müssen empirische Analysen auf Annäherungen zurückgreifen. Darüber hinaus erweisen sich die typischerweise verwendeten Quantifizierungsmethoden mitunter als sensitiv gegenüber der gewählten Modellspezifikation. Diese Aspekte sollten bei der Analyse von Unsicherheitseffekten berücksichtigt werden.

*Herausforderungen für die Analyse von Unsicherheitsschocks*

Im Rahmen von ökonometrischen Untersuchungen lässt sich beispielsweise für ein vielverwendetes Maß wirtschaftspolitischer Unsicherheit zumindest für den Euroraum kein systema-

<sup>44</sup> Die Trennung von Unsicherheits- und Finanzmarktschocks folgt dem Ansatz von Furlanetto et al. (2018). Dabei wird auf keine spezifische theoretische Fundierung zurückgegriffen. Die Identifikation der übrigen Schocks erfolgt durch Ableitung robuster Vorzeichenrestriktionen anhand gängiger neukyonesianischer DSGE-Modelle. Vgl.: F. Furlanetto, F. Ravazzolo und S. Sarferaz (2018), a. a. O.

<sup>45</sup> Im Rahmen einer historischen Schockzerlegung werden Beiträge kontemporärer und vergangener Realisierungen ökonomischer Schocks zur Abweichung der jeweiligen Modellvariablen von ihrem unbedingten Mittelwert berechnet. Die historische Schockzerlegung liefert somit Erkenntnisse über den Einfluss der identifizierten Schocks auf die beobachtete Entwicklung der berücksichtigten Schlüsselgrößen. Eine detaillierte Darstellung der Methode findet sich u. a. in: L. Kilian und H. Lütkepohl (2017), a. a. O.

<sup>46</sup> Eine historische Zerlegung der Verbraucherpreis-inflation weist insbesondere im Zuge der Finanz- und Wirtschaftskrise eine dämpfende Wirkung von Unsicherheitsschocks aus, während sich am Ende des Betrachtungshorizonts kein nennenswerter Einfluss auf den Preisanstieg erkennen lässt.



*Nicht alle  
Unsicherheits-  
indikatoren mit  
nachweisbarem  
Einfluss auf das  
BIP*

tischer Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität nachweisen. Dieses Ergebnis ist vor dem Hintergrund der hohen medialen Aufmerksamkeit, die dieser Indikator erfährt, bemerkenswert. Anders stellt es sich für das Maß gesamtwirtschaftlicher Unsicherheit dar, welches aus der Schwankungsintensität der Prognosefehler einer großen Zahl makroökonomischer Zeitreihen abgeleitet wird. Auf Basis dieses Indikators ergibt sich im Betrachtungszeitraum ein vergleichsweise robuster negativer Einfluss von Unsicherheit auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität.

In der Verlaufsbeobachtung zeigen sich unter Verwendung dieses Maßes für den Euroraum insbesondere während der Finanz- und Wirtschaftskrise deutliche Einflüsse von Unsicherheit auf die Realwirtschaft. Während der Staatsschuldenkrise waren hingegen Finanzmarktstöße von größerer Relevanz. In der jüngeren Vergangenheit, die neben einigen bedeutenden Parlamentswahlen auch das „Brexit“-Referendum umfasst, lassen sich keine nennenswerten negativen Unsicherheitseffekte auf die wirtschaftliche Entwicklung im Euroraum finden.

*In der jüngeren  
Vergangenheit  
keine Hinweise  
auf bremsende  
Effekte von  
Unsicherheit*